

DEMIAN PANIGO

el impacto de la volatilidad
macroeconómica
sobre la desigualdad
en Argentina y América Latina

 **EduLP**
Editorial
de la Universidad
de La Plata

**El impacto de la volatilidad
macroeconómica sobre la desigualdad
en Argentina y América Latina**

Demian Panigo

El impacto de la volatilidad macroeconómica sobre la desigualdad en Argentina y América Latina

Demian Panigo



Panigo, Demian

El impacto de la volatilidad macroeconómica sobre la desigualdad en Argentina y América Latina. - 1a ed. - La Plata : Universidad Nacional de La Plata, 2013.

365 p. ; 21x15 cm.

ISBN 978-950-34-0941-1

1. Macroeconomía. 2. América Latina. 3. Desigualdad .

CDD 339

El impacto de la volatilidad macroeconómica sobre la desigualdad en Argentina y América Latina

Demian Panigo

Diseño y diagramación: Erica Anabela Medina

Financiamiento: PICT 2719/2010, Prestamo BID - CONICET.



Editorial de la Universidad Nacional de La Plata (Edulp)

Calle 47 N° 380 / La Plata B1900AJP / Buenos Aires, Argentina

+54 221 427 3992 / 427 4898

editorial@editorial.unlp.edu.ar

www.editorial.unlp.edu.ar

Edulp integra la Red de Editoriales Universitarias Nacionales (REUN)

Primera edición, 2013

ISBN N.º 978-950-34-0941-1

Queda hecho el depósito que marca la Ley 11.723

© 2013 - Edulp

Impreso en Argentina

A Dolores, porque la amo mucho, y porque
la admiro aún más;
A Nahuel, por habernos cambiado la vida... y por
esos rulos tan increíbles;
A Tomás, por su bondad y su sonrisa... y por su
infaltable ¡vení papá, contame un cuento!;
Y, por supuesto, a Jerónimo...por sus abrazos a la noche cuando llego
A mi familia, a quienes me cuidan todos los días,
a quienes quiero más profundamente, a ustedes,
mis cuatro amores, les dedico esta obra que tanto
esfuerzo nos ha costado.

Índice general

| | |
|---|----|
| Prefacio: Consideraciones ontológicas, epistemológicas y metodológicas | 13 |
|---|----|

Capítulo I: presentación general

| | | |
|-----|---|-----|
| 1 | Introducción | 35 |
| 2 | Motivación y relevancia | 38 |
| 3 | El enfoque tradicional: génesis, alcance y limitaciones | 52 |
| 4 | Una propuesta alternativa: características, estructura, hipótesis y objetivos | 74 |
| 4.1 | Hipótesis principal | 92 |
| 4.2 | Hipótesis específicas | 103 |
| 4.3 | Objetivos y estructura | 104 |
| 5 | Anexo | 108 |
| 5.1 | Estimadores econométricos utilizados en el capítulo | 108 |
| 5.2 | Resultados econométricos pormenorizados de la relación rentabilidad-volatilidad en América Latina | 113 |

Capítulo II: El rol de la volatilidad como determinante de la desigualdad en Argentina y América Latina.

Estado de las artes

| | | |
|-----|---|-----|
| 1 | Introducción | 117 |
| 2 | Desigualdad en Argentina y América Latina: evolución y principales determinantes. El papel de la volatilidad | 119 |
| 2.1 | Distribución personal del ingreso. Un análisis comparativo a nivel internacional | 119 |
| 2.2 | Caracterización de la desigualdad en América Latina | 123 |
| 2.3 | Los determinantes de la desigualdad en América Latina | 130 |
| 2.4 | Sobre la relevancia de las hipótesis tradicionales (históricas y contemporáneas) acerca de las causas de la desigualdad | 145 |
| 2.5 | La volatilidad macroeconómica como determinante de la desigualdad | 151 |
| 3 | Volatilidad y distribución (personal y funcional) del ingreso. Revisión crítica de los modelos teóricos contemporáneos | 155 |

| | | |
|-----|---|-----|
| 3.1 | Modelos estocásticos tradicionales y algunas extensiones recientes..... | 157 |
| 3.2 | El argumento de las diferencias igualadoras y sus connotaciones sobre la relación volatilidad-desigualdad.... | 164 |

**Capítulo III: Volatilidad y desigualdad en argentina y brasil:
el canal del capital humano**

| | | |
|-----|--|-----|
| 1 | Introducción | 185 |
| 2 | Marco Teórico | 187 |
| 3 | Estructura General del Modelo..... | 190 |
| 3.1 | Maximización de la utilidad de la primera generación | 191 |
| 3.2 | Decisión de inscripción de la segunda generación | 193 |
| 3.3 | El rol de la volatilidad | 199 |
| 3.4 | Simulación numérica..... | 202 |
| 4 | Test empírico para latinoamérica | 206 |
| 4.1 | Evidencia macro para Brasil | 207 |
| 4.2 | Evidencia micro para Argentina..... | 217 |
| 5 | Conclusiones | 229 |

**Capítulo IV: volatilidad y desigualdad en argentina, brasil, chile,
méxico y venezuela: el canal del crédito y la inversión**

| | | |
|-----|--|-----|
| 1 | Introducción | 231 |
| 2 | Marco teórico | 234 |
| 2.1 | Revisión de la literatura existente sobre volatilidad, financiamiento e inversión | 234 |
| 2.2 | Volatilidad e inversión según el tamaño de la firma: nuevos modelos propuestos..... | 239 |
| 3 | Base de datos y metodología | 258 |
| 4 | Resultados empíricos..... | 267 |
| 5 | Conclusiones | 280 |
| 6 | Anexo 1. Resultados econométricos para la relación asimétrica entre volatilidad e inversión..... | 284 |
| 7 | Anexo 2. Concentración-poder de mercado y distribución funcional del ingreso | 299 |
| 7.1 | Introducción | 299 |
| 7.2 | Marco teórico | 300 |
| 7.3 | Base de datos y metodología..... | 301 |
| 7.4 | Resultados empíricos | 304 |
| 7.5 | Conclusiones | 310 |

Capítulo V: síntesis y conclusiones generales

| | | |
|---|---|-----|
| 1 | Síntesis y conclusiones del capítulo I..... | 311 |
| 2 | Síntesis y conclusiones del capítulo II..... | 316 |
| 3 | Síntesis y conclusiones del capítulo III | 322 |
| 4 | Síntesis y conclusiones del capítulo IV | 327 |
| 5 | Resultados generales y sus implicancias para las recomendaciones de política económica | 334 |

Referencias

341

Prefacio

Consideraciones ontológicas, epistemológicas y metodológicas

Ante la evidencia de la obra terminada, existen ciertas ocasiones en las cuales la tipificación del trabajo realizado, así como su caracterización específica en tanto contribución académica al desarrollo de un proyecto colectivo de carácter general (cuyo alcance no debiera agotarse en este tipo de contribuciones científicas, ni constituirse implícitamente bajo cierta forma de subordinación a las mismas), resulta ser indefectiblemente parcial y potencialmente ficticia.

Si, aún así, se insistiese en la necesidad de determinar cuál ha sido el aporte original de la presente obra, habría que diferenciar el resultado final de los distintos logros o sub-productos obtenidos durante el desarrollo de la investigación. Mientras que la especificidad del primero se materializa progresivamente en la introducción y los siguientes capítulos, la importancia de los últimos amerita una discusión especial que permita remarcar las diferentes dimensiones involucradas.

Desde una dimensión ontológica, la investigación desarrollada ha servido como disparador de un proceso de construcción identitaria. En efecto, si la pretendida “realidad” que se observa y analiza en las ciencias sociales no fuese más que la intersección de nuestras “mentiras” independientes (ver Fielding y Schreier, 2001), llevando el paradigma ontológico constructivista a una posición maniquea y caricatural, ¿cuál sería entonces el verdadero rol social del investigador de tales disciplinas?, ¿de dónde obtendría éste la inspiración y el deseo de continuar con su labor?, ¿cómo podría evitar el nihilismo inherente a la carencia de generalidad?, cómo conseguiría sortear un escenario de “incertidumbre radical” en el cual los aportes *propositivos* se identifican más con la audacia o la liviandad analítica que con el normal desarrollo del conocimiento científico?.

Si se aceptase, por el contrario, la ontología realista prevaleciente en la versión “ingenua” del paradigma positivista (ver Denzin y Lincoln, 1994), deberíamos enfrentarnos a otro tipo de inconvenientes

que debilitan el accionar del investigador en Ciencias Sociales. Evitando caer en una grosera simplificación de lo que debe verse como una controversia fundamental para la epistemología contemporánea, nos contentaremos con señalar que la existencia de una “realidad” independiente del sujeto, del discurso y de la construcción inter-subjetiva, reduce la capacidad transformadora de la producción científica de nuestras disciplinas. Si la acción de los individuos se determina en base a contextos sociales objetivos, no estrictamente determinados por el discurso dominante (y mucho menos por el discurso dominante de tipo académico), la capacidad de modificar la “realidad” a partir de los resultados de una investigación tradicional se limita sustancialmente. No será ya el rol investigador en sí lo que resulta más relevante, sino el comportamiento del mismo en tanto “actor político” del proceso social analizado. Bajo tales circunstancias, la contribución del “método científico” se restringe a brindar explicaciones falseables alternativas (en el sentido *popperiano* del término) de una realidad que las trasciende. Se deduce entonces que la aceptación del paradigma positivista *in extremis*, confina al investigador en Ciencias Sociales al papel de un “juglar ilustrado”, con escasa injerencia efectiva sobre el contexto que lo rodea, hasta tanto se decida a pasar de sujeto cognoscente a parte involucrada del proceso examinado¹.

Como “alternativa ontológica” a los casos polares presentados, tenemos al realismo constructivista (ver Cupchik, 2001), desarrollado a los efectos de generar un sustento ontológico coherente con el proceso de triangulación metodológica. En éste último, se asume que la realidad es una construcción inter-subjetiva, lo cual implica tantos matices diferentes de la misma cuantos individuos constituyan el universo de análisis.

Sin embargo, sobre ciertos hechos, procesos o fenómenos específicos, podría existir una concordancia generalizada de apreciación y conceptualización que nos permitiría hablar de una realidad común, aunque restringida, similar a la que se supone desde la ontología del

¹ Esta metáfora "didáctica" debe entenderse como una aplicación un tanto caricatural de la ontología positivista. El fin último de esta simplificación no puede dejar de lado el hecho de que no es necesario adherir al "realismo constructivista" de Cupchik (2001) para otorgar al discurso académico contra-hegemónico algún rol relevante en la transformación de las condiciones objetivas de quienes más lo necesitan. Lo que sí queremos enfatizar es que dicho rol no puede hallarse fácilmente en las posiciones más dogmáticas de los casos polares previamente examinados.

realismo crítico. Esta “realidad común” no es otra cosa que una convención, una construcción colectiva particular que, a los efectos operativos y metodológicos de las ciencias sociales, se aproxima funcionalmente a la concepción de la “realidad” del paradigma positivista, resguardando las características básicas de su génesis inter-subjetiva. La convención, en tanto realidad “compartida”, permite recuperar cierto grado de generalidad necesario para emprender o recomendar cualquier tipo acción transformadora (de las políticas públicas, de los discursos o de las propias convenciones). De allí entonces, su utilidad funcional. Al mismo tiempo, la construcción inter-subjetiva de las convenciones determina un espacio de acción particular. Siendo la “realidad” una construcción de carácter colectivo, se deriva que la labor del investigador será tanto más útil para resolver los problemas sociales, cuanto más se involucre en la difusión de un discurso contra-hegemónico (contribuyendo al desarrollo de una convención alternativa). Es por ello que uno de los principales objetivos del investigador en Ciencias Sociales debería consistir en hallar la humildad necesaria para claudicar en la búsqueda de la verdad axiomática, desarrollando la voluntad y el ingenio indispensables para contribuir a la transformación de la verdad convencional.

Es aquí donde retomamos la idea de la construcción identitaria. Un investigador en Ciencias Sociales, no reconoce su potencial, no distingue sus límites, no puede establecer precisamente sus objetivos,..., no se conoce a sí mismo en su totalidad, hasta tanto no delimite su posicionamiento ontológico. Para este proceso fundamental, el ejercicio básico radica en interrogarse acerca de la importancia que uno le otorga al discurso colectivo como eje de configuración social contemporáneo.

Si comulgásemos con las posiciones ontológicas extremas, la respuesta al interrogante sería indistintamente “ninguna importancia”, ya sea porque adherimos a una configuración esencialmente atomizada del discurso (asumiendo que la realidad no es compartida sino única y específica para cada individuo), o porque creemos que no es a través del discurso académico, sino de una acción política más involucrada que puede delinearse o transformarse la realidad social. Por el contrario, la búsqueda de espacios de convergencia entre los casos polares brinda la posibilidad de una postura ontológica más favorable a la realidad convencional y al discurso colectivo. Es allí donde hay una convención social identificada en donde se vuelve

más relevante la labor científica del investigador (sin negar la importancia de su actividad política, que puede ser tanto o más efectiva que la tarea académica), porque es allí en donde un discurso compartido puede ser modificado y, a través de él, la realidad inter-subjetiva que representa.

De esta manera, la contribución central de este documento debería valorarse más como elemento persuasivo de la existencia de una realidad-convencional alternativa (a la que se deriva del discurso neoclásico tradicional) para las relaciones examinadas (volatilidad y desigualdad en Argentina y América Latina), que como instrumento de divulgación de nuevas interpretaciones para una misma e inmutable realidad objetiva.

Por otra parte, la investigación desarrollada (destacando nuevamente el proceso por encima del resultado) ha transformado ciertas convicciones metodológicas personales que se encontraban profundamente arraigadas en fundamentos que, otrora invulnerables al pensamiento autocrítico, se han vuelto obsoletos o carentes de centralidad. Las transformaciones experimentadas en esta segunda “dimensión”, se relacionan principalmente con las estrategias de impacto y difusión del conocimiento científico y las discusiones específicas en torno a la hipótesis friedmaniana de la irrelevancia de los supuestos.

En relación al primer punto, y asistiendo a un curso de Teoría de las Convenciones (teoría que se expone detalladamente en Batifoulier, 2001), tuve la suerte de discutir dos entrevistas concedidas por J.M. Keynes a una cadena de noticias inglesa.

En la primera de ellas, que databa de 1937, una periodista que había seguido de cerca los manuscritos preliminares de la “Teoría General”, le preguntaba al economista (sin ocultar su sorpresa ante la estructura definitiva de la obra finalmente publicada) el por qué de las modificaciones introducidas a último momento. La respuesta de Keynes estuvo cargada de pragmatismo.

En las versiones preliminares de la “Teoría General”, la ruptura del autor con los supuestos y estructuras analíticas de la economía neoclásica era mucho más radical. Sin embargo, dicha ruptura (en el lenguaje, en los razonamientos lógicos, en la metodología utilizada) resultaba particularmente compleja para el académico “representativo” de la época, con lo cual el alcance de la obra se veía sustancialmente reducido.

En la versión definitiva, Keynes mantiene las contribuciones fundamentales de su nueva teoría macroeconómica, despojándose de las críticas marginales y de las rupturas de “forma” que hubieran atentado contra la difusión de sus ideas (ver Dow, 1996).

En la segunda entrevista, a primera vista anecdótica y superficial, un periodista le pide a Keynes que se defina a sí mismo, a lo cual el entrevistado responde que el mejor calificativo que lo caracteriza es el de “provocador”.

Lo interesante de estos relatos, vinculados al proceso de investigación desarrollado para la presente obra, se relaciona con la necesidad de establecer un balance equilibrado entre trasgresión y comprensibilidad. La discusión metodológica en Ciencias Sociales no puede agotarse en una lucha intestina, entre miembros de una comunidad que erróneamente tiende dividirse y “auto-acuartelarse” en base al método de investigación utilizado.

Al detenernos en posiciones dogmáticas, tan ingenuas como intolerantes, olvidamos discutir el dilema metodológico fundamental que existe entre el “alcance” y la “ruptura” del mensaje.

Se trata entonces de “provocar” para seducir (y transformar) y de “conservar” para acceder. Sin la provocación de la originalidad y la ruptura con el paradigma dominante, el discurso se vuelve menos atractivo para el lector y menos eficaz en sus recomendaciones. Sin la conservación del “lenguaje” científico modal, incluso la contribución más radical y transgresora, ha de verse como un ejercicio egoísta de construcción identitaria (al interior de su grupo social de referencia) que no busca transformación alguna sino la legitimación individual entre pares².

² La discusión entre alcance y trasgresión que aquí evocamos, tiene sus raíces en la visión aristotélica del lenguaje de McGuire (1969), referencia básica de la semiótica y la psicología social para el análisis de discurso. Asumiendo que todo mensaje tiene un ethos, un pathos y un logos, se deriva que el equilibrio entre ruptura (de las ideas) y conservación (del lenguaje) resulta fundamental para asegurar la credibilidad de la fuente (dimensión vinculada al ethos), para estimular la aceptación del discurso en el caso de un procesamiento no involucrado de la información que prioriza la forma por sobre el contenido (aspecto relacionado al pathos del mensaje), y para motivar la discusión en profundidad de las ideas (dimensión del logos). En términos de Hovland y otros (1953), tal equilibrio redundaría en una mayor capacidad de generar atención y retención (características sine qua non para la transformación efectiva del discurso), manteniendo un umbral mínimo e indispensable de comprensión y aceptación (a los efectos de asegurar un alcance considerable).

Cayendo probablemente en una falsa dicotomía³ (lo que resulta, por cierto, un recurso lingüístico sumamente efectivo), podríamos señalar que quien se rehúsa a comunicar masivamente sus ideas (para lo cual es necesario que las mismas sean mínimamente comprensibles), bajo la excusa de mantener cierta pureza en el discurso (o el método), no confía suficientemente en las mismas o no expresa la voluntad de involucrarse activamente en el proceso de divulgación, cobijándose en la comodidad del debate cerrado (y seguro) entre colegas y afines.

En este sentido, ha de admitirse que el alcance del discurso contrahegemónico depende en menor medida de los esfuerzos de los investigadores que de diversos intereses influyentes. Pese a ello, no resulta menos evidente que la forma del discurso afecta notablemente a la capacidad de acceder a ciertos espacios de comunicación, “*autrement*” inaccesibles, sin que ello implique una modificación substancial de las ideas subyacentes.

Rechazar los procedimientos científicos comúnmente aceptados en cada profesión no conlleva necesariamente al olvido, pero tampoco resulta una estrategia efectiva si el discurso no se transforma sino desde una posición de fortaleza y legitimidad (algo que demanda no solamente originalidad y capacidad de trabajo, sino también el conocimiento y la utilización de los métodos y procedimientos reconocidos por la comunidad de pertenencia). Pero aceptar la propia debilidad para un contexto socio-histórico particular, no significa claudicar en las ideas ni prostituirse intelectualmente ante el poder, sino simplemente establecer una práctica de difusión más acorde a la relación de fuerzas prevalecientes, una estrategia de persuasión que, sin aceptar dogmas teóricos extrapolados, permita un diálogo fluido (en base a un “*pathos*” compartido) con buena parte de colegas y actores políticos relevantes.

Como la mayoría de las ciencias sociales, la Economía no es ajena a las modas y tendencias, a los cambios de paradigma (en los términos de Kuhn), al ostracismo selectivo de las teorías y a la evolución circular de un conocimiento que avanza y retrocede olvidando según conveniencia, negando parte de su pasado, sepultando Alejandrías como estrategia de auto-perpetuación.

³ Para un análisis más pormenorizado del uso de las “falsas dicotomías” como recursos lingüísticos en la Filosofía y las Ciencias Sociales, ver Baggini y Fosl (2003).

Sin embargo, como pocas ramas del pensamiento, la Economía responde rápida y disciplinadamente (aunque por suerte no unánimemente) a los vaivenes cíclicos del poder. Bajo distintas formas y disfraces, más o menos travestidos, edulcorados o radicalizados, los enfoques teóricos que explican los mismos fenómenos desde perspectivas dialécticamente opuestas, gozan de mayor o menor prestigio, se diluyen transitoriamente entre oprobios o re-emergen de sus cenizas como el Fénix según adhieran o no al paradigma político prevaleciente. Y es en este péndulo histórico de las ideas que tanto los cuentos de Borges (1944) (como “Las ruinas circulares”) cuanto las palabras de Dostoïevski [1878](1986) (“*La terre s’est reproduite peut-être un million de fois... Ce cycle se répète peut-être une infinité de fois, sous la même forme, jusqu’au moindre détail...*”) se vuelven tan relevantes para comprender qué es la Economía.

Sin adentrarnos, por el momento en la discusión de la tesis externalista de la escuela de Frankfurt (ver Adorno y Horkheimer, 1979), podríamos sostener con cierto asidero que esta disciplina es, ante todo y desde sus inicios, el arte de justificar formalmente los prejuicios e intereses de las clases sociales dominantes.

En las Ciencias Sociales, uno no puede aspirar a “la verdad”, a las “leyes universales” e, incluso, a los “hechos estilizados”, como no se puede anhelar aquello que no existe en tanto entidad inmutable.⁴

Retomando algunos conceptos básicos de Nietzsche, tendremos una idea un poco más clara de los límites ontológicos que debemos enfrentar en todo proceso de investigación:

“¿Qué es entonces la verdad? Una hueste en movimiento de metáforas, metonimias, antropomorfismos, en resumidas cuentas, una suma de relaciones humanas que han sido realzadas, extrapoladas y adornadas poética y retóricamente y que, después de un prolongado uso, un pueblo considera firmes, canónicas y vinculantes; las verdades son ilusiones de las que se ha olvidado que lo

⁴ Compartiendo este enfoque, Boyer (2007) nos recuerda que: “Après avoir souligné la diversité des définitions et conceptions des lois en économie, l’article montre comment les progrès même de l’analyse économique ont conduit à relativiser l’existence de telles lois... le remarquable développement des méthodes économétriques et banques de données, n’a pas permis, jusqu’à présent, de mettre à jour des régularités traversant le temps et l’espace”, Robert Boyer (2007): 1.

son; metáforas que se han vuelto gastadas y sin fuerza sensible, monedas que han perdido su troquelado y no son ahora ya consideradas como monedas, sino como metal"

Friedrich Nietzsche [1873](1998): 4.

"Al principio -decían los primeros historiadores de la moral- las acciones altruistas fueron alabadas y reputadas buenas por aquellos a quienes eran útiles; más tarde se olvidó el origen de esta alabanza y se llamaron buenas la acciones altruistas por costumbre adquirida del lenguaje, como si fueran buenas en sí mismas.....Para mí es evidente que esta teoría busca el origen del concepto 'bueno' en un lugar donde no está: el juicio 'bueno' no emana de aquellos a quienes se prodigo la 'bondad'. Fueron los mismos 'buenos', los hombres distinguidos, los poderosos, los superiores quienes juzgaron buenas sus propias acciones"

Friedrich Nietzsche [1887](1967): 6.

"Todo lo bueno es sumamente costoso, y siempre vale la ley de que quien lo tiene es distinto de quien lo adquiere. Todo lo bueno se hereda; lo que no es heredado es imperfecto, es un principio..."

Friedrich Nietzsche [1889](1998): 132.

Muchos autores positivistas no han podido comprender esta diferencia sustancial en relación a las proposiciones relativistas más extremas como las de Feyerabend (1975), Schopenhauer [1819] (1985) o Wittgenstein [1822] (1999):

"It is clear, then, that the idea of fixed method, or of a fixed theory of rationality, rests on too naive a view of man and his social surroundings. To those who look at the rich material provided by history,... craving for intellectual security in the form of clarity, precision, objectivity and truth, it will become clear that there is only one principle

that can be defended under all circumstances and in all stages of human development. It is the principle: anything goes”.

Paul Feyerabend (1975): 27.

“«Die Welt ist meine Vorstellung» – dies ist die Wahrheit, welche in Beziehung auf jedes lebende und erkennende Wesen gilt; wiewohl der Mensch allein sie in das reflektirte abstrakte Bewußtseyn bringen kann: und thut er dies wirklich; so ist die philosophische Besonnenheit bei ihm eingetreten. Es wird ihm dann deutlich und gewiß, daß er keine Sonne kennt und keine Erde; sondern immer nur ein Auge, das eine Sonne sieht, eine Hand, die eine Erde fühlt; daß die Welt, welche ihn umgiebt, nur als Vorstellung daist, d.h. durchweg nur in Beziehung auf ein Anderes, das Vorstellende, welches er selbst ist”.

Arthur Schopenhauer [1819](1985): 38.

“1.1 The world is the totality of facts, not of things...1.2 The world divides into facts...3 A logical picture of facts is a thought...4 A thought is a proposition with a sense...4.1 Propositions represent the existence and non-existence of states of affairs...5.6 The limits of my language mean the limits of my world”.

Ludwig Wittgenstein [1822] (1999), diversas páginas.

Si “todo vale”, “el mundo es mi representación” o “los límites de mi mundo son los límites de mi lenguaje” obtendremos indefectiblemente una versión fragmentaria de la realidad que no puede aprehenderse sino a través del lenguaje y la interpretación, por definición idiosincrásicos o culturalmente determinados.

Para Nietzsche, la realidad también ha de verse como una construcción intersubjetiva pero de carácter sumamente particular, donde “solo vale” la representación del paradigma dominante, que “determina tanto su propio mundo como aquel que percibe el resto de la sociedad”, en donde los límites del lenguaje (como el de las normas

y los valores que a partir del mismo se constituyen), también tienen su génesis en el discurso y las convenciones de la *elite* económico-cultural. Quienes no son capaces de percibir y remarcar esta diferencia, como Bunge (1998)⁵, argumentan que el “pragmatismo” nietzscheano no sería más que una expresión temprana de la tesis del “externalismo” y la “ciencia como ideología” (originariamente desarrollada por la Escuela de Frankfurt), formando parte así de los supuestos esenciales del relativismo contemporáneo de autores como Herbert Marcuse o Jürgen Habermas.

Sin embargo, mientras que la tesis de la Escuela de Frankfurt se refiere esencialmente al impacto del contexto “histórico-cultural” y de los distintos espacios de dominación sobre la producción del “conocimiento científico” (sobre el “hacer del investigador”, la relación sujeto-objeto, es decir sobre una dimensión epistemológica), los argumentos de Nietzsche se relacionan integralmente con el “mundo de la vi-

⁵ Me resulta indispensable señalar que las críticas “pseudo-cientificistas” de Bunge (1998) para con Nietzsche y lo que el epistemólogo argentino denomina como la “Novísima Sociología de la Ciencia” (Merton, Khun, Feyerabend, Forman, Latour, Woolgar, Wittgenstein, etc.), adolecen de ingenuas contradicciones que “relativizan” notablemente su relevancia. En primer lugar, el autor debe reconocer que en las ciencias fácticas, las hipótesis generalmente aceptadas (y legitimadas académicamente para una *Zeitgeist* dada) dependen crucialmente del “soporte cultural” (ver páginas 80 y 81). Menos relevante, pero igualmente contradictoria, resulta su crítica al convencionalismo social de Barnes (1983) quién, según Bunge, desarrolla su teoría en base a un análisis superficial y de “segunda mano” de Wittgenstein (ver página 171). Lo que resulta contradictorio es que como toda “justificación” de su crítica al “pragmatismo” nietzscheano (páginas 53 y 54) Bunge recurre a diversos pasajes de James (1974), sin referencia alguna obtenida directamente de Nietzsche (de hecho, Nietzsche ni siquiera aparece en la bibliografía utilizada por el autor). Finalmente, en su defensa *radical* a la supuesta “objetividad del conocimiento científico”, Mario Bunge se queja de aquellos que sin “siquiera entender la lengua” que intentan interpretar derivan observaciones superficiales (como, por ejemplo, la tesis externalista de la Escuela de Frankfurt) de problemas que requieren un conocimiento preciso y suma rigurosidad (ver páginas 162 y 163). Sin embargo, unas páginas más adelante, el autor es mucho más indulgente consigo mismo al permitirse afirmar, producto del desconocimiento de una disciplina que lo excede, que “*Es cierto y bien sabido que la ciencia y la técnica modernas han evolucionado de la mano del capitalismo industrial...Pero ¿cuál es el contenido ideológico del teorema de Pitágoras, o de las ecuaciones de Maxwell, de la hipótesis de que los ácidos nucleicos controlan la síntesis de proteínas, o incluso de la ley de los rendimientos decrecientes?*” (Bunge, 1998, página 177). No me parece necesario recordar en estas líneas el contenido esencialmente político e ideológico que antecede (y determina) a la popularización, que debemos a David Ricardo, de la “ley” de los rendimientos decrecientes. En todo caso, me limito a remarcar la necesidad de respetar los preceptos básicos que uno mismo intenta legitimar: no pareciera apropiado enmascarar proposiciones empíricamente contrastables bajo la forma de axiomas o leyes naturales, especialmente en aquellas disciplinas que no conocemos en profundidad (y ello vale incluso para los epistemólogos que hayan escrito algún ensayo sobre Economía).

da” (en los términos de Habermas), en tanto las representaciones de los grupos de poder afectan directamente a los esquemas de percepción e interpretación de los hechos sociales (a la “realidad” que puede concebirse y observarse, a los límites de la razón como interrogante perteneciente a una dimensión ontológica, y no sólo a los acontecimientos que intentan explicarse desde el ámbito científico).

La tríada nietzscheana podría resultar de suma utilidad para zanjar la discusión existente entre “verificacionistas”⁶ y “falsacionistas”⁷ (que no analizaremos aquí en detalle, pero que puede verse de manera apropiada en Boland, 1989; Blaug, 1985 o Dow, 1996) al permitirnos afirmar que tanto la evidencia empírica como la validez lógica (en el sentido de Wittgenstein) de los razonamientos subyacentes al método hipotético deductivo resultan menos relevantes para determinar el “valor de verdad convencional” de una teoría que ciertas características específicas de su *ethos* (e.g. la legitimidad del emisor del mensaje, fundada en el poder relativo de los intereses que representa).

Lamentablemente, la visión “pragmática” de Nietzsche no pareciera superar las exigencias de las críticas “post-darwinistas” enunciadas por el mismo autor (algo que no debe resultar extraño en tanto la filosofía nietzscheana ha sido calificada, con no poca dosis de envidia y recelo, como la “filosofía de las contradicciones”⁸). En *El oca-so de los ídolos*, Nietzsche [1889] (1998) señala que:

"en el supuesto que se de la lucha por la vida — lo que en realidad sucede—, el resultado es lamentablemente opuesto al que pretende la escuela de Darwin, opuesto a lo que tal vez sería de desear: en perjuicio de los fuertes, de los privilegiados, de las excepciones afortunadas. Las es-

⁶ Quienes desde J. S. Mill [1836] (1967) hasta L. Robbins (1935), pasando por J. N. Keynes [1891] (1955) y W. N. Senior [1836] (1951), enfatizan el rol del método hipotético deductivo como fuente de conocimiento y relativizan la utilidad de la evidencia empírica para refutar las proposiciones de las teorías económicas.

⁷ Entre los principales *falsacionistas* debemos destacar a T. Hutchison, (1938), M. Blaug (1985), M. Friedman (1953a) y P. Samuelson (1963), así como a la mayor parte de los economistas contemporáneos. Sin embargo, resulta necesario mencionar que al interior de la corriente *falsacionista*, el espíritu popperiano (Popper, [1959] (1965)) de la ciencia no pareciera interpretarse de manera estrictamente homogénea. De hecho, gran parte de la controversia epistemológica contemporánea de nuestra disciplina se relaciona con la crítica “operacionalista” de Samuelson a la visión “instrumentalista” M. Friedman (ver Dow, 1996).

⁸ Ver Müller-Lauter (1971).

pecies no van adquiriendo una mayor perfección: los débiles por ser más numerosos y más ingeniosos, dominan una y otra vez a los fuertes. Darwin se olvidó del ingenio (eso es muy inglés), y los débiles tienen más ingenio. Hay que necesitar ingenio para acabar teniéndolo; en cuanto ya no se le necesita se pierde."

Friedrich Nietzsche [1889](1998): 94.

Si la cita precedente es aceptada, tendremos que rechazar la tercera premisa de tríada conceptual del pragmatismo ontológico nietzscheano. En efecto, si el poder no es estructural sino coyuntural o de carácter cíclico (los débiles de hoy fueron los poderosos de ayer y constituirán la elite dominante del mañana), la legitimidad de las "verdades" impuestas (por los grupos de poder), fundamentadas en la "perfección del saber heredado" por las clases dominantes, se vuelve completamente insostenible. En los términos del propio Nietzsche, podemos ser revulsivos preguntándonos: ¿qué saber más puro y más profundo pueden haber heredado los protestantes americanos (el grupo de poder por excelencia en contexto histórico contemporáneo) que provienen de la falange más débil del cristianismo, a su vez originario de un pueblo de esclavos y sometidos?

Frente a un contexto semejante, podemos mantener la hipótesis de que nuestras verdades son convenciones impuestas (según las características específicas de la estratificación social para un espacio histórico-geográfico determinado) por un grupo reducido pero influyente de la sociedad, pero también podemos desprendernos del nihilismo radical que impone la "legitimidad del saber heredado". Mal que le pese a muchos epistemólogos, lo cierto es que en las ciencias sociales no resulta indispensable pararse sobre los "hombros de los gigantes" para construir nuevas y mejores fuentes de conocimiento. Muchas veces, es necesario destruir para crear y, en todo caso, por qué no habríamos de intentarlo si no estamos desafiando más que un conjunto de supuestos y proposiciones de quienes están "predestinados" al ocaso en el próximo *Zeitgeist*.

En definitiva, el desprestigio del método verificacionista (por ser considerado "oscurantista y conservador"), la debilidad del falsacio-

nismo a la “crítica de Mill”⁹ (crítica que puede considerarse como un caso particular de los límites ontológicos y epistemológicos de la evidencia empírica en tanto criterio de “verdad”) y las contradicciones internas de la ontología nietzscheana, nos llevan a un “*carrefour*” epistemológico en donde tres de las cuatro vías de escape han sido clausuradas. Sin más alternativas disponibles, el camino apropiado es el del eclecticismo.

Todo libre pensador debería abrazar este enfoque, porque no solamente determina una postura crítica indispensable ante la vida, sino que la conjuga activamente con la tolerancia necesaria para evitar dogmas en la búsqueda de síntesis superadoras. Sin embargo, al no adherir “religiosamente” a una escuela de pensamiento determinada o a un criterio epistemológico específico, el investigador ecléctico (que breva de diversas fuentes para obtener finalmente un conocimiento que excede la simple suma de las partes) no contará rápidamente con el apoyo ni el aprecio de sus pares (algo que podría desalentarlo si no ha leído atentamente al primer Spinoza¹⁰) pero navegará tranquilo entre los acantilados, sin necesidad de rendir pleitesía a ideas indefendibles.

Pues bien, el principal objetivo de estas primeras páginas del trabajo radica en establecer los límites ontológicos y la contextualización epistemológica general de los resultados obtenidos en la presente investigación.

Una vez que hemos comprendido que en las Ciencias Sociales los hechos estilizados (leyes, axiomas, verdades absolutas, etc...) no son más que un puente ilusorio (aunque para muchos necesario) que nos permite superar la angustia radical de la incertidumbre (algo que señala de manera muy concreta Jean Paul Sartre (1951, pg. 231) quien preferiría incluso “*le désespoir à l’incertitude*”), una vez que nos hemos dado cuenta que la evidencia empírica es tan manipulable como los métodos de interpretación disponibles (tanto del análisis cuantitativo como cualitativo), una vez que hemos internalizado el hecho de que distintos razonamientos teóricos (con igual valor de verdad en sus enunciados lógicos pero distintos supuestos generadores) permiten –plausiblemente– las mismas relaciones empíricas observadas, una vez que hemos visto cómo el poder influye definitivamente en

⁹ Ver Hausman (1992).

¹⁰ Ver Spinoza [1677] (1995).

la “legitimidad de las manifestaciones científicas”, una vez que hemos apreciado los límites de “las partes”, nos queda siempre el alcance del “todo”, el poder de seducción del eclecticismo.

En efecto, si de algo se trata esta obra, no es de brindarles nuevas “verdades” fundamentadas en desarrollos teóricos superadores y corroboraciones empíricas de carácter irrefutable.

Por el contrario, el único aporte sustancial que puede destacarse en esta obra es el de “presentar en sociedad” un conjunto de herramientas (hipotético deductivas –de carácter formal–, metodológicas y empíricas) pluri-escolásticas que, en el ejercicio de un eclecticismo aplicado, nos permiten fundamentar de manera más apropiada las dudas pre-existentes en torno a la validez de la “teoría de las diferencias igualadoras” para el análisis de la relación volatilidad-desigualdad en Argentina y América Latina.

Para muchos investigadores, nuestra contribución podría parecer demasiado exigua, carente de ambición y potencialmente irrelevante. Bajo el lema “queremos verdades, cuanto más simples y contundentes, mejor”, estos colegas tendrían una postura indiferente, e incluso hostil, para con un trabajo que no intenta sino sembrar dudas y presentar teorías alternativas (nótese que no decimos mejores ni superadoras).

Aunque a tales economistas uno podría recomendarles que olviden todo lo que han leído en este prefacio, y que tomen las conclusiones de los capítulos I a IV como verdades o axiomas que vienen a reemplazar un conjunto de teorías vetustas y obsoletas, ello no sería sincero, ni aceptable.

Una alternativa más apropiada, que es la que se intenta seguir en el presente documento, consiste en apelar a su espíritu crítico para que solamente compartan nuestras intuiciones y acepten nuestras deducciones, si se les demuestra claramente: a) cuáles y cuán significativas son las innovaciones introducidas (es decir, cuánto más factibles son los supuestos generadores, cuál es la validez lógica de los nuevos argumentos formales, qué tan robusta es la evidencia empírica que respalda a los resultados, cuán apropiados son los métodos utilizados, etc.); y b) por qué tales innovaciones habrían de derivar en teorías que son más “plausibles” que las interpretaciones paradigmáticas, al menos para el contexto histórico-geográfico examinado.

En lo que respecta a este último análisis de “plausibilidad contextualizada”, íntimamente relacionado con la principal motivación de la presente obra, resulta imprescindible remarcar que los países en vías

de desarrollo enfrentan severas limitaciones para la construcción colectiva de sus teorías, para la apropiada interpretación de sus especificidades en materia económica e, incluso, para la precisa identificación de sus problemas más acuciantes. En efecto, las ideas “vinculantes”, no solamente “tienen” que estar en línea con los intereses del poder doméstico, sino que “deben” además (o al menos ello nos hacen creer) guardar cierta consonancia con los desarrollos teóricos de los países centrales.

Es en relación a esta discusión que se retoma la segunda dimensión de las transformaciones metodológicas oportunamente evocadas (tesis de la irrelevancia de los supuestos, ver página v). En efecto, la tarea de investigación asociada a la presente tesis me ha (natural y paulatinamente) llevado a rechazar la generalización (o más precisamente la extrapolación lineal) de las ideas y modelos diseñados para los países desarrollados, en conjunto con la supuesta validez de la tesis monoeconómica¹¹, según la cual nuestra disciplina estaría integrada por diversos teoremas de validez universal, estructurados en torno a supuestos que, aunque potencialmente inapropiados para los países en desarrollo, no afectarían al “valor de verdad” de los enunciados subyacentes si se asume como válida la postura metodológica friedmaniana, es decir, que las teorías económicas no tendrían que ser juzgadas por sus supuestos fundacionales sino por sus implicaciones predictivas.

“Las hipótesis verdaderamente importantes y significativas tienen ‘supuestos’ que son representaciones descriptivamente inadecuadas de la realidad y, en general, mientras más significativa es la teoría, más irreales son los supuestos. La razón es simple. Una hipótesis es importante si ‘explica’ mucho con poco, o sea, si abstrae los elementos comunes y cruciales de la masa de circunstancias complejas que rodean al fenómeno que trata de ser explicado y permite predicciones válidas sobre esa base únicamente. Por lo tanto, para ser importante, una hipótesis debe ser descriptivamente falsa en sus supuestos; no tiene en

¹¹ Según el término utilizado por Hirschman (1980).

cuenta ninguna de las otras circunstancias, ya que su éxito muestra que son irrelevantes para la explicación del fenómeno.”

Milton Friedman (1953a): 22.

No resultará ajeno al lector que, aunque influyente durante décadas, una postura metodológica semejante ha sido objeto de numerosas y relevantes críticas. Entre las más destacadas, reproducimos a continuación las famosas objeciones al respecto de Paul Samuelson, Wassily Leontief y, anticipando incluso al propio Friedman, John Maynard Keynes:

“... es fundamentalmente erróneo, el pensar que el irrealismo, en el sentido de inexactitud fáctica, incluso en grados tolerables de aproximación, pueda considerarse de otro modo que como un demérito de la teoría o hipótesis en cuestión... el contenido empírico correcto de una teoría constituye su valor, mientras que su falsedad constituye su debilidad. Considero que la idea de que una teoría es mejor cuanto mayores sean sus debilidades constituye una monstruosa perversión de las ideas científicas; y nótese que en las afortunadas ciencias exactas a nadie se le ocurre pretender tal cosa.”

Paul Samuelson (1963), citado por Blaug (1985): 132.

“El verdadero avance de la economía teórica solo puede alcanzarse a través de un proceso iterativo en el cual las formulaciones teóricas desarrrolladas den lugar a nuevas preguntas empíricas y las respuestas a estas preguntas conduzcan, a su vez, a nuevos enfoques teóricos. Los ‘datos’ de hoy devienen las ‘incógnitas’ que tendrán que ser explicadas mañana. Esta circunstancia hace insostenible la posición metodológica, admitida como conveniente, según la cual el teórico no necesita verificar directamente los supuestos factuales que elige como base de sus argumentos

deductivos con tal que sus conclusiones empíricas sean correctas. El arraigo de tal punto de vista es responsable, en gran medida, por el espléndido estado de aislamiento en que se encuentra nuestra disciplina hoy día.”

Wassily Leontief (1971): 2.

“...si la economía ortodoxa está en desgracia, la razón debe buscarse no en la superestructura, que ha sido elaborada con gran cuidado por lo que respecta a su consistencia lógica, sino en la falta de claridad y generalidad de sus premisas... Nuestra crítica de la teoría económica clásica aceptada, no ha consistido tanto en buscar los defectos lógicos de su análisis como en señalar que los supuestos tácticos en que se basa se satisfacen rara vez o nunca, con la consecuencia de que no puede resolver los problemas económicos del mundo real.”

John Maynard Keynes [1936](2001): 9 y 333.

En esta discusión, que se aborda con mayor profundidad en Nagel (1963), Boland (1979), Caldwell (1982), Lawson (1992), o Mäki (1992, 2003), entre otros, no resulta tan relevante discutir la relación entre el realismo de los supuestos y el valor de verdad (consistencia lógica) de las teorías, cuanto el impacto de las premisas sobre la utilidad fáctica de las proposiciones examinadas.

Para los investigadores latinoamericanos, la controversia acerca del irrealismo de los supuestos adquiere una relevancia central al observarse que gran parte de las hipótesis generadoras y/o auxiliares (en términos lakatosianos) de las teorías desarrolladas en los centros académicos no parecieran obtener un respaldo significativo en la evidencia empírica de la región. Más aún, muchas de las premisas utilizadas en las teorías paradigmáticas, emergen *ex-nihilo*, contradiciendo incluso al “sentido común” o a la “convención generalizada” que se deriva de la percepción cotidiana de los hechos sociales en la mayoría de los países emergentes.

Es por ello que, en consonancia con la postura metodológica de la Escuela de los Anales (llevada a la economía por la Teoría de la Re-

gulación, ver Boyer, 1986), un grupo particularmente influyente (en los '70 y, nuevamente, en la actualidad) de economistas latinoamericanos y allegados, alineados en torno a la Escuela Estructuralista que se identificara institucionalmente con la CEPAL, ha enfatizado sistemáticamente la necesidad de que las economías emergentes produzcan y difundan sus propias teorías, a los efectos de interpretar de manera más apropiada los fenómenos sociales específicos de cada país.

“Son bien conocidas las dificultades que se oponen en Latinoamérica a una tarea de esta naturaleza. Acaso la principal de ellas sea el número exiguo de economistas capaces de penetrar con criterio original en los fenómenos concretos latinoamericanos. Por una serie de razones, no se logra suplir su carencia con la formación metódica de un número adecuado de hombres jóvenes de alta calificación intelectual. El enviarlos a las grandes universidades de Europa y Estados Unidos representa ya un progreso considerable, pero no suficiente. Pues una de las fallas más conspicuas de que adolece la teoría económica general, contemplada desde la periferia, es su falso sentido de universalidad... Mal podría pretenderse, en verdad, que los economistas de los grandes países, embarcados en muy serios problemas propios, vayan a dedicar preferentemente su atención al estudio de los nuestros. Conciérne primordialmente a los propios economistas latinoamericanos el conocimiento de la realidad económica de América Latina. Sólo si se llega a explicarla racionalmente y con objetividad científica, será dado alcanzar fórmulas eficaces de acción práctica.”

Raúl Prebisch [1949a] (1993): 497-498.

“El ciclo de los países de la periferia se presenta con características distintas de las que tiene en los grandes centros. Hay una clarísima división de funciones entre centro y periferia. La teoría debe explicar el funcionamiento de la economía

entre centro y periferia y la íntima conexión entre ambos y es de urgente necesidad que en nuestros países se reconozcan estas diferencias y se empiece a librarnos no solamente de la sujeción de las teorías elaboradas en los grandes centros cíclicos, sino, sobre todo, de las normas y prácticas que en los grandes centros cíclicos se recomiendan para actuar sobre la moneda y los distintos aspectos de la economía. Es necesario que vayamos desarrollando nuestras propias normas de acción emergentes de lo que nuestra propia experiencia, y el conocimiento de nuestra propia realidad nos vaya enseñando... Hay, pues, que salir de lo particular e ir a lo general y construir una teoría general del ciclo, pero sin el falso sentido de universalidad de que hasta ahora adolecen las principales teorías del ciclo, que se han preocupado exclusivamente de los fenómenos de los centros, desconociendo lo que ocurre en la periferia y cerrando así una de las vías más fecundas de la investigación.”

Raúl Prebisch [1949a] (1993): 414-415.

“...podría hablar mucho más sobre las teorías neoclásicas, pero creo que lo que les he dicho es suficiente para llamar la atención respecto de la necesidad de no dejarse aprisionar por este tipo de dogmas, de ver la realidad de la periferia tal cual es y de visualizar los problemas específicos de nuestros países, porque no podemos seguir imitando el desarrollo de los centros, que lleva a consecuencias contraproducentes.”

Raúl Prebisch (1980): 43.

“Cuando un grupo de economistas latinoamericanos preparamos en 1949 el primer estudio económico de América Latina,... en ningún país existía nada que se pudiera llamar con exactitud cuentas nacionales, menos aún indicadores de

tendencias a mediano y largo plazo... Pero me permitiré señalar que el adelanto realizado no se limitó al tratamiento de la información bruta y al simple conocimiento empírico de aspectos de la realidad económica. También se alcanzó algún éxito en el esfuerzo y comprensión global de esa realidad, lo cual en parte se debe a un trabajo autónomo de elaboración teórica realizado en la región... Los obstáculos al conocimiento de las economías latinoamericanas quizás proviniesen menos de la pobreza de información empírica disponible que de la inadecuación de los esquemas teóricos utilizados... Por otro lado, la visión funcionalista de los procesos sociales, que está en la base del pensamiento neoclásico en economía, propiciaba la construcción de lo que un crítico llamó 'cajas vacías', dentro de las cuales había que meter de alguna manera a la realidad social. De ese modo, lo que había de específico en nuestro proceso histórico tendía a desaparecer del horizonte visual de analista."

Celso Furtado (1991): 180-181.

"La realidad de nuestro subdesarrollo se ha venido apreciando principalmente a través del cristal de las teorías convencionales del crecimiento y la modernización. Prevalece por tanto una concepción orientadora que concibe el funcionamiento óptimo del sistema social en términos del esquema teórico ideal de una sociedad capitalista madura, representada en la práctica por los países desarrollados, y el subdesarrollo, como una situación previa e imperfecta, en el camino hacia aquel modelo ideal. Sin embargo, el proceso formativo y la estructura actual de los países subdesarrollados se distinguen radicalmente de las hipótesis implícitas en aquella forma de aproximación teórica... Es preciso, por ello, reemplazar la visión idealizada y mecanicista de la teoría

convencional por un enfoque que ayude a percibir la naturaleza concreta de la estructura y funcionamiento de las sociedades subdesarrolladas y de su proceso de transformación. A partir de esta posición es posible, válido y necesario, hacer un esfuerzo de investigación para desarrollar un esquema analítico que arranque del estudio del proceso histórico de formación de nuestras sociedades y que, utilizando con sentido crítico el instrumental de análisis disponible, sirva de auténtica base científica para elaborar una interpretación más adecuada.”

Osvaldo Sunkel (1984): 13-14.

“The focus is not on prediction but description and explanation... Structuralism has never supported a general theory, or an universal theory, that would propose a one-size-fits-all policy prescription... One example is the ECLA North-South model, with its separation of the world economy into two poles: "center" and "periphery." Policy prescription was then based on the idea of the transformation of production in a peripheral economy into one along the lines of a center-style economy. Theory and policy prescriptions refer to an economy at a specific time and place in its historical development.”

Baghirathan, Rada y Taylor, Lance (2004): 306-307.

En definitiva, y combinando las apreciaciones precedentes con la idea de que la contribución más relevante de este trabajo implica el desarrollo de un conjunto de elementos persuasivos de la existencia de una “realidad convencional” alternativa (en lo que respecta a la relación entre volatilidad macroeconómica y desigualdad en Argentina y América Latina), no quisiera dar lugar a los agradecimientos de rigor sin antes mencionar, a modo de anticipo de lo que se verá en la introducción y los capítulos sub-siguientes, que el mayor esfuerzo analítico vinculado a la presente investigación ha estado focalizado no tanto en la predicción de una asociación positiva entre riesgo y desigualdad (algo que el

presente enfoque comparte con la visión paradigmática), sino, más bien, en el desarrollo de un conjunto de modelos complementarios que, partiendo de supuestos realistas para las economías latinoamericanas, explican dicha asociación de una manera substancialmente (política y socialmente) diferente a la que predomina en la actualidad.

* * *

Antes de dar lugar al análisis de los aspectos más específicos de la obra, me permito concluir este prefacio con las palabras más importantes para cualquier investigador: muchas gracias.

En primer lugar agradezco al Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas y a la Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica por haber contribuido al financiamiento de la investigación, a través de los fondos provistos por la CIC y el PICT 2719/10 bajo mi dirección.

De igual manera, expreso mi agradecimiento a EDULP por haber confiado en la calidad y pertinencia de esta obra para formar parte de su colección editorial, y haber arbitrado los medios necesarios para la publicación de la misma.

Asimismo, estoy profundamente agradecido y en deuda con Julio César Neffa, Robert Boyer, Edgardo Torija-Zane, Leonardo Gonzalez, Gerardo De Santis, Carlos Quenan, Emiliano López, Sebastian Alvarez-Hayes, Haroldo Montagú, Diego Herrero, Martín Abeles, Mariel Manes, Patricio Narodowski, Martín Guzman, Gisela Juliano, Luciana Storti, Paolo Naticchioni, Danielle Carusi-Machado, Horacio Pozzo, Máximo Sangiácomo, Fernando Toledo, Ana Paula Di Giovambattista, Pablo Gallo y Valentín Laborda, por su permanente apoyo y su colaboración insustituible.

Y por supuesto, gracias, muchas gracias a quienes más amo. A mi mujer y mis bebés.

Presentación general de la obra

1. Introducción

“The whole of the advantages and disadvantages of the different employments of labour and stock, must, in the same neighborhood, be either perfectly equal, or continually tending to equality...This, at least, would be the case in a society where things were left to follow their natural course, where there was perfect liberty, and where every man was perfectly free both to choose what occupation he thought proper, and to change it as often as he thought proper.”

Adam Smith [1776] (1994), Vol. I: 44

La cita precedente, piedra angular de la teoría de las diferencias igualadoras, anticipa gran parte de la discusión que se desarrolla en los siguientes capítulos. En efecto, el principal objetivo del presente documento no radica tanto en enfatizar la importancia de la volatilidad macroeconómica como determinante de la desigualdad en Argentina y América Latina, cuanto en la construcción de un esquema teórico alternativo, basado en el caso Latinoamericano, en el cual la relación volatilidad – desigualdad no se explique, unívocamente, por el supuesto de que toda sociedad está dispuesta a premiar a los “aventureros” por asumir la mayor parte del riesgo existente.

Anticipando brevemente las conclusiones más relevantes, puede señalarse que la hipótesis clásica (con más de 230 años de plena vigencia entre colegas) pareciera haber actuado más como velo opioide, camisa de fuerza o dogma religioso que como punto de partida para desarrollar una teoría de la distribución (personal y funcional) del ingreso que explique de manera más apropiada la

verdadera relación existente entre volatilidad macroeconómica y desigualdad en Argentina y América Latina.

Basado en los resultados que examinaremos a continuación, no puedo sino preguntarme una y otra vez ¿por qué somos lo suficientemente popperianos como para aceptar la evidencia empírica en contra de la teoría geocéntrica de Ptolomeo, o como para mantener una postura positivista análoga cuando se intenta denostar a través de los datos la validez de las leyes de tendencia marxistas, pero no demostramos la misma perspicacia cuando seguimos aceptando que la relación riesgo–rentabilidad se rige por el supuesto de las diferencias igualadoras, aún cuando los hechos nos demuestran que, al menos al sur del “Río Grande”, no son los ricos sino los pobres quienes enfrentan los mayores riesgos de la economía?.

Podríamos argüir, como Séneca, que “*unusquisque mavult credere quam judicare*”, proposición en línea con el *argumentum ad verecundiam* de Arthur Schopenhauer:

“La mayor parte de la gente piensa como Aristóteles que las cosas que parecen justas a muchos decimos que lo son....Así pues, una vez que la opinión tenía un buen número de voces que la aceptaban, los que vinieron después supusieron que tan solo podía tener tantos seguidores por el peso concluyente de sus argumentos... Los demás, para no pasar por espíritus inquietos que se rebelan contra opiniones universalmente aceptadas y por sabidillos que quieren ser más listos que el mundo entero, fueron obligados a admitir lo que ya todo el mundo aceptaba. En este punto, la aprobación se convierte en un deber. En adelante, los pocos que son capaces de sentido crítico estarán obligados a callar y solo pueden hablar aquellos que, del todo incapaces de tener una opinión y juicio propios, no son más que el eco de las opiniones ajenas. Y además son los defensores más apasionados e intransigentes de esas opiniones.”

Arthur Schopenhauer [1830-31] (2007): 53-55.

El cual, por su parte, no difiere sustancialmente del principio spinozista de *potentia multitudinis*.

Pero entre quienes sostienen la hipótesis de las diferencias igualadoras, incluso para el caso latinoamericano, abundan los galardonados con premios corporativos, los que seguros de sí y de sus ideas no parecerían ser “Salieris” de nadie, ni encontrarse dispuestos a reproducir (gratuitamente) aquellas ideas que no cuenten con cierto asidero en la evidencia empírica regional. Es por ello que el prolongado, comprensivo y paralizante consenso existente en torno a la relación riesgo-distribución, pareciera estar más vinculado con la preponderancia de intereses específicos (una especie de *pax romana*, donde consenso no significa unanimidad) que con una supuesta escasez global de investigadores autónomos e intelectualmente emancipados del espíritu.

En relación a la puja de intereses, ha de señalarse que, si se rechazara la validez de la teoría de las diferencias igualadoras para América Latina, se derrumbaría consigo la idea smithiana-friedmaniana del “free-to-choose”, donde la libertad y la competencia sirven de fundamento para la (falacia de la) justicia distributiva. Más importante aún, no será ya la armonía sino el conflicto, la voluntariedad sino el poder, lo que determine el perfil distributivo de la región.

Combinando los aportes de Knight [1921](2005) y Clark [1899](1938) (en lo que respecta a la relación entre incertidumbre, fricciones y competencia imperfecta) con la teoría del capitalismo monopólico de Marx [1867](1994), Luxembourg [1913](2003), Lenin [1916](1948), Robinson, [1933](1946), Kalecki [1938](1971), Steindl (1945), o Baran y Sweezy (1966) (en lo que concierne al vínculo existente entre monopolio y distribución, ya sea funcional o personal, del ingreso) es posible establecer un enfoque más general para la relación entre volatilidad y desigualdad, estableciendo como hipótesis principal que, allí donde los mercados son competitivos y existe una movilidad factorial significativa, la teoría de las diferencias igualadoras resultará la más apropiada para explicar la correlación positiva entre volatilidad y desigualdad. Sin embargo, en la mayor parte de los mercados (en los cuales predomina la competencia imperfecta), esta correlación no podrá explicarse sino desde un enfoque alternativo, en el cual la volatilidad macroeconómica genera barreras a la entrada (trabas a la competencia, principalmente a la Steindl, aunque fundacionalmente asociadas a la idea knightiana de que la incertidumbre reduce la competencia) y, por lo tanto, mayores

(y más persistentes) rentas de monopolio, con su consecuente impacto sobre la distribución del ingreso.

En lo que sigue, se presentará, de manera más detallada, no solamente las hipótesis y objetivos, sino también la motivación de la obra, la importancia del objeto de estudio, la originalidad de la investigación subyacente y la estructura general de la obra.

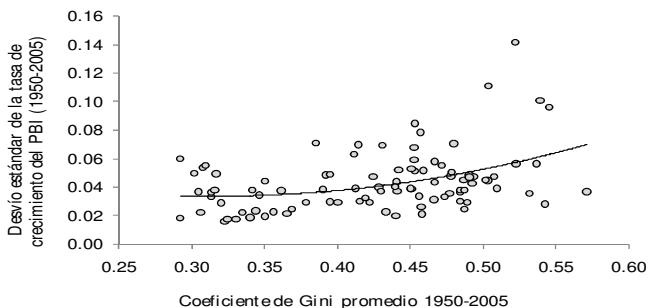
2. Motivación y relevancia

A los ojos de cualquier investigador abocado al análisis de los distintos problemas que enfrentan las economías latinoamericanas, no deja de resultar llamativo que, para una de las regiones más volátiles y desiguales del mundo (ver el capítulo II, destinado al estado de las artes, o profundizar al respecto con Deininger y Squire, 1996; Gavin y Hausmann, 1996; Londoño y Székely, 1997; Salama, 1998 y 1999; Agénor, McDermott y Prasad, 2000; Caballero, 2000; Perry, 2003; Aizenman y Pinto, 2004; y de Ferranti y otros, 2004), la literatura especializada no destaque el papel del riesgo sistémico como determinante clave del proceso distributivo en América Latina.

En este sentido, y anticipando parte de los resultados que veremos en la siguiente sección, la evidencia empírica disponible para el período aquí considerado pareciera sostener la hipótesis de que el efecto de la volatilidad macroeconómica sobre la distribución personal del ingreso (la evidencia empírica disponible para la distribución funcional del ingreso es prácticamente inexistente en la mayor parte de los países de la región), no solamente es de primer orden sino que resulta dinámicamente más significativo que aquellos derivados del enfoque tradicional (i.e. el impacto distributivo de la tenencia de la tierra o el acceso y rendimiento de la educación, ver capítulo siguiente). Como ejemplo parcial de dicha evidencia, presentamos a continuación una serie de gráficos con información relevante para la relación volatilidad-desigualdad en distintos países y regiones del mundo.

Revalidando las intuiciones previamente mencionadas, los gráficos 1 y 2 muestran que existe una relación positiva entre las 2 variables examinadas, con el agregado (particularmente relevante para la presente obra) de que América Latina ha sido la región más volátil y desigual del mundo durante el período examinado (1950-2005) (con Europa y América del norte en el otro extremo).

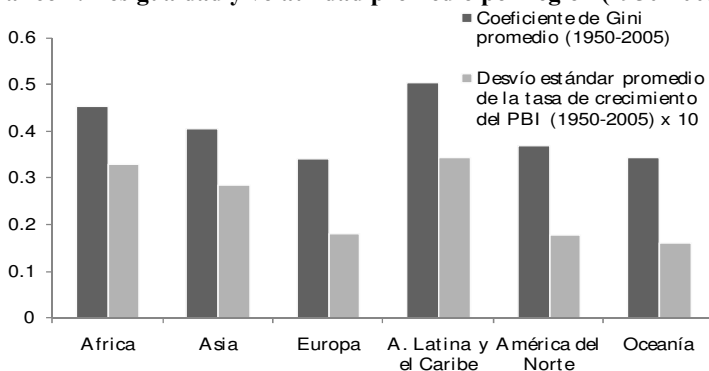
Gráfico 1. Relación volatilidad-desigualdad a nivel mundial. Relación entre el desvío estándar de la tasa de crecimiento del PIB y el coeficiente de Gini de los ingresos per cápita para 95 países de todo el mundo.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Groningen Growth and Development Centre, de UTIP-UNIDO, del CEDLAS y del CEIL-PIETTE. Nota: El PIB utilizado para el cálculo del desvío estándar es el PIB real ajustado por PPP de Groningen University.

El coeficiente de Gini se ha calculado sobre los ingresos totales per-cápita. El PIB utilizado para el cálculo del desvío estándar es el PIB real ajustado por PPP de Groningen University. Los países incluidos en la muestra (por disponibilidad de información) son: Albania, Algeria, Angola, Argentina, Australia, Austria, Bahrain, Bangladesh, Barbados, Belgium, Bolivia, Brazil, Bulgaria, Burkina Faso, Cameroon, Canada, Chile, China, Colombia, Costa Rica, Cuba, Cyprus, Denmark, Dominican Republic, Ecuador, Egypt, Ethiopia, Finland, France, Germany, Ghana, Greece, Guatemala, Hungary, Iceland, India, Indonesia, Iran, Ireland, Israel, Italy, Ivory Coast, Jamaica, Japan, Jordan, Kenya, Korea, Republic of, Kuwait, Luxembourg, Madagascar, Malawi, Malaysia, Malta, Mexico, Morocco, Mozambique, Myanmar (Burma), Netherlands, New Zealand, Nigeria, Norway, Oman, Pakistan, Peru, Philippines, Poland, Portugal, Puerto Rico, Qatar, Romania, Saudi Arabia, Senegal, Singapore, South Africa, Spain, Sri Lanka, Sudan, Sweden, Syria, Taiwan, Tanzania, United Republic of, Thailand, Trinidad and Tobago, Tunisia, Turkey, Uganda, United Arab Emirates, United Kingdom, United States, Uruguay, Venezuela, Yemen, Zambia y Zimbabwe.

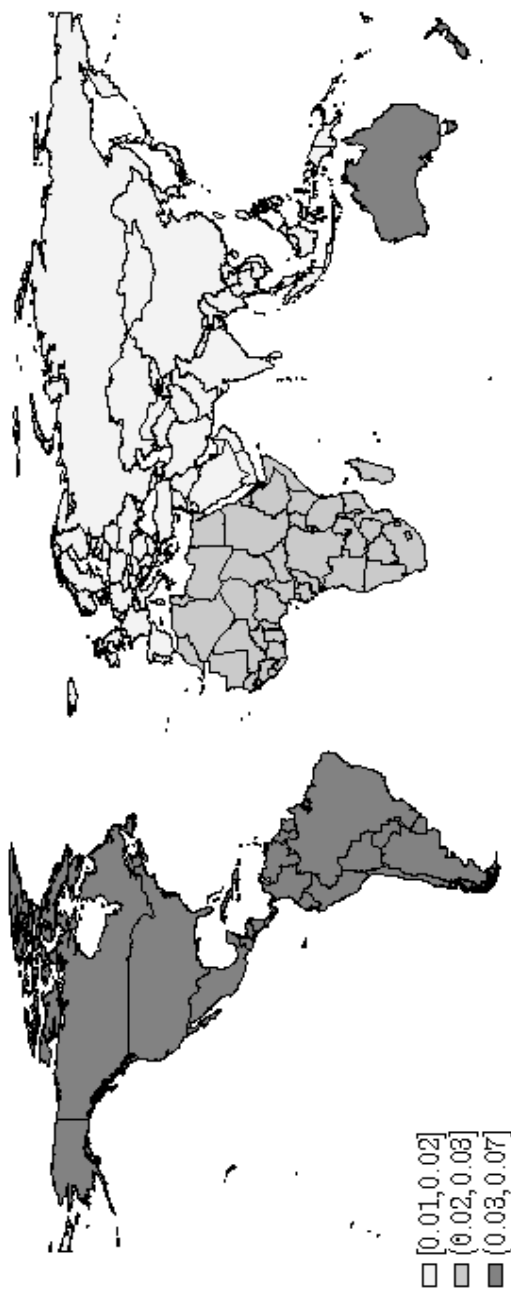
Gráfico 2. Desigualdad y volatilidad promedio por región (1950-2005)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Groningen Growth and Development Centre, de UTIP-UNIDO, del CEDLAS y del CEIL-PIETTE. Nota: Los distintos promedios han sido ponderados por el PIB real, ajustado por PPP, de cada país.

Gráfico 3. Evolución de la desigualdad a nivel regional entre la década del 60 y la década del 90

Variación entre décadas del 90 y del 60 del coeficiente de Gini promedio ponderado (por PBI) regional



Fuente: Elaboración propia en base a datos de UTIP-UNIDO, CEDLAS y CEIL-PIETTE

Nota: Los países incluidos en la muestra (por disponibilidad de información) son: Albania, Algeria, Angola, Argentina, Australia, Austria, Bahrain, Bangladesh, Barbados, Belgium, Bolivia, Brazil, Bulgaria, Burkina Faso, Cameroon, Canada, Chile, China, Colombia, Costa Rica, Cuba, Cyprus, Denmark, Dominican Republic, Ecuador, Egypt, Ethiopia, Finland, France, Germany, Ghana, Greece, Guatemala, Hungary, Iceland, India, Indonesia, Iran, Ireland, Israel, Italy, Ivory Coast, Jamaica, Japan, Jordan, Kenya, Korea, Republic of, Kuwait, Luxembourg, Madagascar, Malawi, Malaysia, Malta, Mexico, Morocco, Mozambique, Myanmar (Burma), Netherlands, New Zealand, Nigeria, Norway, Oman, Pakistan, Peru, Philippines, Poland, Portugal, Puerto Rico, Qatar, Romania, Saudi Arabia, Senegal, Singapore, South Africa, Spain, Sri Lanka, Sudan, Sweden, Syria, Taiwan, Tanzania, United Republic of, Thailand, Trinidad and Tobago, Tunisia, Turkey, Uganda, United Arab Emirates, United Kingdom, United States, Uruguay, Venezuela, Yemen, Zambia y Zimbabwe.

A los efectos de extender el análisis estático (o de corte transversal, comparando medias intertemporales entre distintos países o regiones), los gráficos 3 y 4 presentan una evaluación dinámica de la relación examinada, evaluando la asociación existente, a nivel regional, entre variación de la desigualdad y variación de la volatilidad.

En el gráfico 3 se aprecia que entre la década del '60 y la década del '90, la desigualdad ha crecido en todas las regiones del mundo (utilizando para el análisis un coeficiente de Gini sobre los ingresos totales per-cápita de cada país, ponderado a nivel regional por el PBI real, ajustado por PPP), aunque más intensamente en Oceanía y América Latina (nótese que la dinámica de la desigualdad en Europa podría estar subestimada por el hecho de que existe poca información acerca de la evolución de la distribución personal del ingreso en los países del este –ex comunistas–, donde la desigualdad sí pareciera haber aumentado de manera significativa).

Por su parte, el gráfico 4 permite distinguir a aquellas regiones que han experimentado un incremento significativo de la volatilidad macroeconómica entre la década del '60 y la década del '90. En términos generales, el riesgo sistémico (desvío estándar de la tasa de crecimiento del PBI real, ajustado por PPP) sólo pareciera haberse incrementado en América Latina. A excepción del caso africano, la intensidad de las variaciones reproduce (a grandes rasgos) la dinámica observada para el caso de la desigualdad, con América Latina y Oceanía reportando los valores más elevados (aunque sólo positivos en el primer caso) y Europa y Asia los más bajos.

Complementando el análisis de los gráficos 3 y 4, se presenta la tabla 1, con los promedios (ponderados por PBI real, ajustado por PPP) por década y por región de la volatilidad macroeconómica y la desigualdad en la distribución personal del ingreso.

Tabla 1. Evolución de la desigualdad y la volatilidad por región y por década, promedios ponderados por PBI real GGDC.

| Región | Indicador | 1960 | 1970 | 1980 | 1990 | Var. '90-'60 |
|--------|------------|------|------|------|------|-----------------|
| África | Gini prom. | 0.45 | 0.44 | 0.44 | 0.46 | 2.92% |
| | Vol. Prom | 0.04 | 0.05 | 0.04 | 0.03 | -8.02% |

| | | | | | | |
|-----------------------|------------|------|------|------|------|---------|
| Asia | Gini prom. | 0.41 | 0.40 | 0.39 | 0.42 | 3.24% |
| | Vol. Prom | 0.04 | 0.04 | 0.03 | 0.03 | -31.59% |
| Europa | Gini prom. | 0.33 | 0.33 | 0.34 | 0.36 | 8.42% |
| | Vol. Prom | 0.03 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | -44.80% |
| A. Latina y el Caribe | Gini prom. | 0.47 | 0.45 | 0.49 | 0.53 | 13.35% |
| | Vol. Prom | 0.03 | 0.03 | 0.04 | 0.04 | 13.16% |
| América del Norte | Gini prom. | 0.34 | 0.35 | 0.37 | 0.39 | 13.03% |
| | Vol. Prom | 0.02 | 0.02 | 0.03 | 0.02 | -32.05% |
| Oceanía | Gini prom. | 0.31 | 0.31 | 0.33 | 0.38 | 20.46% |
| | Vol. Prom | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | -15.74% |

Fuente: UTIP-UNIDO, CEDLAS, CEIL-PIETTE y Groningen Growth and Development Centre.

Como imagen general, se aprecia que existe una correlación positiva entre volatilidad y desigualdad, no solamente en niveles (algo que ya se ha demostrado en los gráficos 1 y 2), sino también en tasas de variación (con un coeficiente de correlación estimado de 0.22).

En este marco general, América Latina (la región más volátil y desigual del mundo), es la única en la cual se verifica concomitantemente un incremento significativo del riesgo sistémico y un marcado deterioro de los indicadores distributivos entre la década del '60 y la década del '90.

Adicionalmente, la tabla 2 permite apreciar que en los últimos 20 años, y sobre 209 países examinados, solamente 19 presentan aumentos significativos y simultáneos tanto de la volatilidad del crecimiento como de la desigualdad en la distribución personal del ingreso, de los cuales aproximadamente la mitad son latinoamericanos.

Tabla 2. Tasa de variación interanual del coeficiente de Gini (para la distribución personal del ingreso) y de la volatilidad de la tasa de crecimiento del PBI (con ventanas móviles de 10 años). Promedios 1985-2005

| País | Variación interanual promedio de la desigualdad | Variación interanual promedio de la volatilidad |
|-----------|---|---|
| Iraq | 0.0003102 | 0.0031128 |
| Venezuela | 0.0034013 | 0.0021423 |
| Uruguay | 0.0037574 | 0.0014835 |
| Argentina | 0.0040923 | 0.0012104 |

| | | |
|------------|-----------|-----------|
| Etiopía | 0.0050125 | 0.0011245 |
| Turquía | 0.0004684 | 0.0009576 |
| Madagascar | 0.0008222 | 0.0008077 |
| Rumania | 0.018375 | 0.0006339 |
| Ecuador | 0.0042329 | 0.0005662 |
| Myanmar | 0.0042333 | 0.000394 |
| Bulgaria | 0.0067105 | 0.0003922 |
| Colombia | 0.0011269 | 0.0003482 |
| Irlanda | 0.0037684 | 0.0003087 |
| Barbados | 0.0003556 | 0.0002799 |
| Filipinas | 0.0017778 | 0.000148 |
| Malawi | 0.0032316 | 0.0001232 |
| México | 0.0015563 | 0.000117 |
| China | 0.0035429 | 0.0000545 |
| Noruega | 0.0010421 | 0.0000241 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de UTIP-UNIDO y Groningen University.

Sin embargo, este tipo de análisis de asociación no puede tomarse como evidencia robusta para la relación examinada. En este sentido, y a los efectos de poder apreciar más precisamente cuál es el impacto de la volatilidad sobre la distribución personal del ingreso, ha de recurrirse progresivamente a la utilización de diversas técnicas y enfoques econométricos.¹

Como punto de partida para un análisis más profundo, se presenta la tabla 3, donde se reportan los resultados de un conjunto de especificaciones lineales simples, estimadas por mínimos cuadrados ordinarios en base a una muestra de más de 350 observaciones, para 95 países de distintos continentes, para el período 1950-2005.

Puede observarse que, en todos y cada uno de los modelos (más precisamente, especificaciones econométricas) estimados, la volatilidad es significativa al 1%, con una elasticidad-volatilidad de la desigualdad cercana a 0,1, y errores de buen comportamiento estadístico (normales, no autocorrelacionados y homocedásticos, o corregidos por heterocedasticidad).

¹ Una explicación formal de los distintos estimadores a utilizar en el análisis econométrico se desarrolla en el anexo del presente capítulo.

Tabla 3. Regresiones lineales simples para el coeficiente de Gini (promedio por década y por país) en función de la volatilidad. Período 1950-2005, muestra mundial.

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Volat. prom. década | 0.580*** [0.116] | 1.092*** [0.206] | 1.092*** [0.267] | 0.062*** [0.012] | 0.098*** [0.017] | 0.098*** [0.026] |
| Constante | 0.403*** [0.005] | 0.364*** [0.006] | 0.364*** [0.010] | -0.648*** [0.044] | -0.575*** [0.065] | -0.575*** [0.102] |
| Observaciones | 359 | 359 | 359 | 359 | 359 | 359 |
| Prob > F - [Sign. G.] | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| R2 | 0.06 | 0.07 | 0.07 | 0.06 | 0.08 | 0.08 |
| Prob > chi - [auto] | 0.06 | | | 0.2 | | |
| Prob > chi - [Homo] | 0.08 | 0.02 | | 0.00 | 0.05 | |
| Prob > F - [Norm.] | 0.04 | 0.70 | 0.70 | 0.01 | 0.27 | 0.27 |

Fuente: UTIP-UNIDO, CEDLAS, CEIL-PIETTE y Groningen Growth and Development Centre. Nota: la variable dependiente es el coeficiente de Gini promedio por década y por país, en tanto que la variable volat. prom. década es el desvío estándar para cada década de la tasa de crecimiento del PBI real (ajustado por PPP). Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%. En las columnas (1) a (6) se presentan los resultados de las estimaciones utilizando modelos MCO para las variables en niveles, para las variables en niveles con datos ponderados por PBI real (ajustado por PPP), para las variables en niveles con datos ponderados por PBI real (ajustado por PPP) y errores robustos a heterocedasticidad, para las variables en logaritmos, para las variables en logaritmos con datos ponderados por PPP y para las variables en logaritmos con datos ponderados por PBI real (ajustados por PPP) y errores robustos a heterocedasticidad.

Esta primera evidencia, aunque robusta a distintas especificaciones econométricas (lineales o no-lineales, debido a la inclusión de variables en niveles o en logaritmos, y corregidas o no por heterocedasticidad) no deja de estar sujeta a ciertas críticas o limitaciones. De hecho, las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios implementadas no corrigen por heterogeneidad individual no observable ni controlan los resultados por los efectos de terceras variables.

A los efectos de obtener resultados más robustos, se han utilizado diversos estimadores de panel (ver anexo del presente capítulo) para examinar la relevancia relativa de la volatilidad como determinante de la desigualdad, en el contexto de dos especificaciones funcionales alternativas: i) la especificación tradicional (que se deriva claramente de la sección del estado de las artes destinada al análisis de los determinantes de la desigualdad en América Latina), según la cual la desigualdad respondería básicamente (dejando de lado, por ausencia de información cuantitativa, a las instituciones post-coloniales que perpetúan la distribución inicial) a las diferencias interpersonales en la dotación de factores productivos (i.e. tierra y educación) y a los distintos eventos macroeconómicos que afectan a su retribución asociada (i.e. apertura comercial y shocks tecnológicos sesgados); y ii) una especificación à la Kuznets (1955) (desigualdad como función no lineal del PBI real) extendida, que incluye como determinantes de la desigualdad al PBI real (ajustado por PPP, en niveles y al cuadrado), a la inflación, al tipo de cambio real y a la volatilidad macroeconómica.

En las tablas 4 y 5 que se incluyen a continuación, se presentan los resultados de las regresiones econométricas obtenidos para ambas especificaciones en base a MCO y diversos estimadores de panel.

Antes de comentar los resultados, y en base al desarrollo metodológico formal que se describe en el Anexo del presente capítulo, deben destacarse las características específicas que hacen de cada estimador un vehículo apropiado para examinar, según el caso, las versiones estáticas, dinámicas o combinadas de cada especificación. En efecto, y más allá de la discusión acerca de las ventajas y desventajas de los distintos estimadores de panel (ver Baltagi, 1995), es dable mencionar que el estimador de efectos fijos (EF) solamente toma en cuenta la varianza temporal de las series, en tanto que el estimador “between” sólo utiliza la información disponible acerca de la varianza de corte transversal. Puesto en estos

términos, el estimador de MCO (similar, en este punto, al caso del estimador de efectos aleatorios, que también se describe en el anexo) debe verse como un caso intermedio que, sin controlar por heterogeneidad individual no observable (lo cual implica la posibilidad de cierto sesgo de estimación), combina la información acerca de las varianzas temporales y de corte transversal para obtener los coeficientes de interés (ver Kennedy, 1994).

De esta manera, los resultados que se obtengan con el estimador de efectos fijos deben interpretarse como resultados dinámicos, o de covarianza temporal entre la desigualdad y sus distintos determinantes. De manera análoga, aunque en el sentido opuesto, los resultados derivados del estimador “between” reportan la relación estática entre el nivel medio (para el período examinado) de desigualdad y el nivel medio de cada uno de sus determinantes para los distintos países de la muestra (relación de corte transversal). Como mencionáramos oportunamente, los resultados por MCO (aunque potencialmente sesgados bajo la hipótesis de heterogeneidad individual no observable) representan un caso intermedio, que combinan información temporal y de corte transversal.

Como resultado general de las tablas 4 y 5, se aprecia que el modelo tradicional, que enfatiza el rol de la distribución de las dotaciones factoriales y la dinámica de sus retribuciones (generalmente en contextos competitivos), resulta más relevante para explicar la varianza de corte transversal de la desigualdad (lo que permite comprender por qué la desigualdad es más elevada en ciertos países), en tanto que la especificación alternativa, un enfoque a la Kuznets extendido (incluyendo variables como inflación, tipo de cambio real y volatilidad macroeconómica), pareciera más apropiado para explicar la varianza temporal de la variable dependiente (ayudando a responder a la siguiente pregunta: ¿cuáles son los determinantes de la evolución de la desigualdad al interior de cada país?). En efecto, nótese en la tabla 4 que el modelo tradicional tiene una mejor performance cuando se lo estima utilizando el estimador “between” (que sólo examina la varianza de corte transversal), en tanto que el modelo alternativo (tabla 5) pareciera más robusto cuando se obtienen las regresiones respectivas utilizando el estimador de efectos fijos (que sólo toma en cuenta la información temporal de las series, ver anexo).

Nótese además que, para el caso de América Latina, la mejor especificación del modelo alternativo (en la tabla 5, columna 5, ver el R^2 del estimador EF para América Latina) pareciera explicar hasta cuatro veces más la varianza de la desigualdad que la mejor especificación del modelo tradicional (ver R^2 del estimador MCO, en la tabla 4, columna 2).

En el enfoque tradicional, la desigualdad educativa y la apertura comercial (que afecta a la retribución factorial a través del efecto Heckscher-Ohlin) parecieran ser las variables más relevantes, especialmente para el caso del “Resto del mundo” (la muestra que no incluye a los países latinoamericanos). Sin embargo, ni éstas ni ninguna de las restantes variables independientes incluidas en el modelo tradicional han resultado significativas (ni siquiera al 10%) para los países de América Latina (ver columnas 2, 5 y 8 de la tabla 4).

En lo que respecta al modelo alternativo, la variable más relevante, además de la tendencia que refleja un deterioro secular de los indicadores distributivos, es la volatilidad macroeconómica, o desvío estándar de la tasa de crecimiento del PBI real, con un impacto positivo sobre la desigualdad. Si se examina la varianza temporal de la distribución personal del ingreso, este resultado es especialmente relevante para el caso latinoamericano. Por su parte, para explicar la varianza de corte transversal de la desigualdad, la volatilidad macroeconómica resulta más relevante para el resto del mundo.

En resumen, el análisis conjunto de los resultados hasta aquí examinados nos permite extraer las siguientes conclusiones en torno a la relevancia de la volatilidad como variable explicativa de la distribución personal del ingreso, para el período 1950-2005:

1. En lo que atañe a las diferencias distributivas de largo plazo, entre distintos países a escala mundial, la volatilidad pareciera jugar un rol relevante, aunque de segundo orden comparado con la importancia de la desigualdad educativa y las variables que afecta a la retribución de los factores a través del comercio internacional.
2. Aún así, existe una significativa correlación positiva de corte transversal entre la volatilidad y desigualdad, tanto en niveles como en primeras diferencias: las regiones más

volátiles del mundo también son las más desiguales, con el agregado de que allí donde la volatilidad ha aumentado más, la distribución personal del ingreso se ha vuelto más intensamente desigual.

3. Como tercer y último resultado, y relacionado con el punto anterior, las estimaciones econométricas parecieran dar sustento a la hipótesis de que la volatilidad macroeconómica es el principal determinante de la evolución temporal de la desigualdad al interior de cada país, especialmente en América Latina, entre 1950 y 2005. Por su parte, y en comparación con la volatilidad, tanto los determinantes del enfoque tradicional (desigualdad en la distribución de los factores productivos, apertura, cambio tecnológico, etc.), cuanto las restantes variables del enfoque alternativo (crecimiento, inflación, tipo de cambio real, etc.) sólo parecieran haber ejercido una influencia de segundo orden sobre la dinámica temporal de la desigualdad, especialmente en América Latina.

En definitiva, la sección concluye con una apreciación general de los resultados previamente sintetizados: para el caso latinoamericano, y aún cuando las raíces históricas de la desigualdad se encuentren ligadas a la distribución inicial de la tierra, a la desigualdad educativa y a la persistencia de instituciones post-coloniales conservadoras (ver capítulo siguiente), la evidencia empírica pareciera ser lo bastante contundente (o al menos abundante) como para demostrar que, allí donde los gobiernos no han podido generar un crecimiento estable de la economía, los ricos han visto crecer más velozmente su fortuna a costa de una pauperización secular de los más desprotegidos.

Tabla 4. Regresiones de panel multivariadas por el coeficiente de Gini (por década y por país).
Especificación tradicional, período 1950-2005, muestra mundial

| Var. Independiente | MCO | | | EF | | | EB | | |
|----------------------------|---------------------|-------------------|---------------------|------------------|-------------------|-------------------|---------------------|-------------------|---------------------|
| | Mundo | A.Latina | Resto | Mundo | A.Latina | Resto | Mundo | A.Latina | Resto |
| Concentración de la tierra | 0.073** [0.034] | -0.015 [0.124] | -0.029 [0.042] | 0.086 [0.126] | 0.102 [0.538] | -0.016 [0.134] | 0.080* [0.042] | -0.099 [0.127] | 0.008 [0.053] |
| Desigualdad educativa | 0.216*** [0.026] | 0.06 [0.078] | 0.221*** [0.027] | 0.106 [0.095] | 0.194 [0.622] | 0.057 [0.092] | 0.209*** [0.031] | -0.012 [0.080] | 0.226*** [0.032] |
| Apertura | 0.024** [0.011] | -0.003 [0.022] | 0.030** [0.012] | -0.02 [0.057] | 0.081 [0.262] | -0.109 [0.071] | 0.028** [0.012] | -0.007 [0.028] | 0.033* [0.013] |
| Década (tendencia) | 1.025** [0.446] | 1.165 [0.770] | 0.763 [0.495] | 0.686 [0.590] | 1.024 [3.355] | 1.148 [0.635] | 1.049 [0.706] | 1.009 [1.083] | 0.968 [0.823] |
| Constante | -1.757* [0.887] | -1.858 [1.542] | -1.194 [0.982] | -1.02 [1.162] | -1.777 [7.027] | -1.802 [1.302] | -1.811 [1.403] | -1.453 [2.151] | -1.62 [1.634] |
| Observaciones | 92 | 27 | 65 | 92 | 27 | 65 | 92 | 27 | 65 |
| Países | 67 | 20 | 47 | 67 | 20 | 47 | 67 | 20 | 47 |
| R-cuadrado | 0.49 | 0.11 | 0.63 | 0.11 | 0.04 | 0.19 | 0.49 | 0.1 | 0.64 |
| Prob > F [Sign. Global] | 0 | 0.62 | 0 | 0 | 0.44 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Prob > F - [HINO] | | | | | | | | | |

Fuente: UTIP-UNIDO, CEDLAS y CEL-PIETTE, IFS-IMF, Frankema (2006) y Thomas, Wangy Fan (2003). Nota: la variable dependiente es el coeficiente de Gini por año y país, "concentración de la tierra" representa al coeficiente de Gini sobre la tenencia de la tierra de Frankema (2006), "desigualdad educativa" ha sido aproximada a partir del coeficiente de Gini educativo de Thomas, Wang y Fan (2003), "apertura" se obtiene de IFS-IMF como el ratio entre comercio internacional y PBI real. Finalmente, "década" es un indicador de tendencia. Los errores estándar se reportan entre corchetes. * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%. Las siglas MCO, EF y EB, representan a los estimadores mínimos cuadrados ordinarios, efectos fijos y "between", respectivamente. Los países incluidos en la muestra son los mismos que se describen en las notas de los gráficos 3 y 4.

Tabla 5. Regresiones de panel multivariadas por el coeficiente de Gini (por década y por país).
Especificación alternativa, período 1950-2005, muestra mundial

| Var. Independiente | MCO | | | EF | | | EB | | |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------|----------------------|
| | Mundo | A.Latina | Resto | Mundo | A.Latina | Resto | Mundo | A.Latina | Resto |
| Volatilidad del crecimiento | 1.051*** [0.112] | 0.235 [0.148] | 1.047*** [0.127] | 0.265*** [0.055] | 0.491*** [0.140] | 0.191*** [0.063] | 1.143* [0.656] | -1.049 [3.559] | 1.831** [0.767] |
| PBI real (ajustado por PPP) | -0.036*** [0.007] | -0.127 [0.166] | -0.019*** [0.007] | 0.034*** [0.014] | 0.1 [0.381] | 0.043*** [0.015] | -0.062* [0.036] | 0.991 [3.708] | -0.051 [0.037] |
| PBI real (ajustado por PPP) al cuadrado | 0.005*** [0.001] | 0.249 [0.802] | 0.003*** [0.001] | -0.002 [0.001] | -0.516 [1.105] | 0.003*** [0.001] | 0.01 [0.006] | -5.539 [19.192] | 0.008 [0.007] |
| Tasa de inflación interanual | 0.013** [0.005] | 0.005 [0.004] | 0.018 [0.041] | 0.006*** [0.002] | 0.008*** [0.002] | 0.011 [0.017] | 0.007 [0.101] | 0.03 [0.116] | -0.448* [0.248] |
| Tipo de cambio real bilateral | -0.003 [0.014] | 0.071 [0.071] | 0.008 [0.015] | -0.040*** [0.006] | -0.137*** [0.051] | -0.039*** [0.006] | 0.081 [0.089] | -0.267 [1.710] | 0.07 [0.092] |
| Década (tendencia) | 3.014*** [0.274] | 1.726*** [0.347] | 2.258*** [0.322] | 1.474*** [0.108] | 1.963*** [0.275] | 1.273*** [0.127] | 6.434** [2.855] | -5.734 [12.717] | 7.329** [3.445] |
| Constante | -5.609*** [0.543] | -2.977*** [0.692] | -4.127*** [0.639] | -2.539*** [0.214] | -3.445*** [0.535] | -2.158*** [0.250] | -12.398** [5.663] | 11.91 [25.446] | -14.191** [6.832] |
| Observaciones | 983 | 203 | 780 | 983 | 203 | 780 | 983 | 203 | 780 |
| Países | 55 | 9 | 46 | 55 | 9 | 46 | 55 | 9 | 46 |
| R-cuadrado | 0.23 | 0.14 | 0.17 | 0.28 | 0.45 | 0.25 | 0.25 | 0.23 | 0.32 |
| Prob > F [Sign. Global] | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Prob > F - [HINO] | | | | | | | | | |

Fuente: UTIP-UNIDO, CEDLAS y CEIL-PIETTE, Groningen Growth and Development Centre y IFS-IMF. Nota: la variable dependiente es el coeficiente de Gini por año y por país en tanto que la variable volatibilidad ha sido calculada como el desvío estándar "rolling" sobre ventanas móviles de 10 años de la tasa de crecimiento del PBI real (ajustada por PPP). Los errores estándar se reportan entre corchetes. *significativo al 10%, **significativo al 5%, ***significativo al 1%. Las siglas MCO, EF y EB, al igual que los países incluidos en la muestra son los mismos que se reportan en la nota de la tabla precedente.

3. El enfoque tradicional: génesis, alcance y limitaciones

“Let the same set of alternatives be available to ... people who have a great aversion to risk... [and] people who ‘like’ risk. This difference in tastes will dictate different choices from the same alternatives... The effect of the difference in tastes is to introduce additional dispersion into the distribution of wealth that would be realized with identical tastes, the amount of the dispersion depending on the extent of divergence in tastes.”

Milton Friedman (1953b): 278 y 286

Desde hace más de 200 años, los economistas parecieran creer (como Friedman, entre tantos otros) que quienes desarrollan emprendimientos más riesgosos son usualmente compensados (por la desutilidad que ello genera) con retornos netos más elevados.

“It has recently been shown by Pratt (1964) that the work of von Neumann and Morgenstern (1944) may be used to provide the rationale for the existence of a risk premium, which may be defined as that amount of money which induces an individual to give up certain income in preference for risky returns with the same expected value as the certain income.”

Christopher A. Pissarides (1974): 1255

En este contexto, se asume que una mayor volatilidad incrementaría la desigualdad al exacerbar los diferenciales de ingreso entre tímidos (aversos al riesgo) y aventureros.

Más precisamente, la hipótesis es que una mayor dispersión de los retornos esperados reduciría significativamente el conjunto de oportunidades de inversión valoradas por los agentes “cautelosos”, en tanto que sólo ejercería un efecto marginal sobre las decisiones de inversión de los más audaces (quienes finalmente des-

arrollarían las actividades más rentables y se harían de los beneficios asociados).

El argumento tradicional para la relación volatilidad-desigualdad, no es más que una extensión natural de la teoría de las diferencias igualadoras, popularizada por Adam Smith [1776] (1994) y posteriormente adoptada por economistas provenientes de diversas corrientes de pensamiento, incluyendo desde Marx [1867] (1994) hasta los principales referentes de la escuela de Chicago (i.e. Friedman, 1953b; Becker, [1964]1993; o Friedman y Friedman, 1979), pasando por diversos autores clásicos (i.e. Ricardo, [1817]2001), neoclásicos (i.e. Marshall, [1890]1990; Hawley, 1893; o Markowitz, 1952) y heterodoxos (especialmente Keynes, [1936]2001).

Para asegurar la validez de dicho argumento, ha de corroborarse entonces que la relación riesgo-rentabilidad sigue los lineamientos establecidos por la teoría de las diferencias igualadoras. Si ésta se rechaza, aquel deja de ser una explicación aceptable para comprender los efectos de la volatilidad sobre la distribución personal del ingreso.

En este sentido, el consenso en torno al valor de verdad de una teoría (que, como veremos, pareciera ser particularmente comprensivo en el caso de las diferencias igualadoras) no implica la corroboración de sus postulados, pero sí una progresiva ilusión de certeza. En el (artificial) proceso de transformación de proposiciones empíricamente contrastables en axiomas matemáticos, es muy común que los economistas pierdan su activo más valioso: la capacidad crítica, eso que nos lleva a dudar ante todo y ante todos, sabiendo que la verdad no es más que la intersección de nuestras mentiras independientes (Fielding y Schreier, 2001) y que las relaciones económicas no podrán jamás detentar el estatus de leyes naturales. Cuando dicha “ilusión” nos conforma y adornece, las ideas se vuelven dogmas y el conocimiento deja de avanzar. No resulta extraño, entonces, que Cannan [1893] (1942) señale al respecto:

“La doctrina de Adam Smith de los efectos niveladores que produce la competencia sobre las ganancias obtenidas en diferentes empleos es tan sencilla y evidente que no se desarrolló sino

poco, o nada, durante el período que nos interesa [1776-1848].”

Edwin Cannan [1893] (1942): 398

La “doctrina” a la que hace referencia el autor no sólo se expresa en el pasaje de “La riqueza de las naciones” que fuera citado al comienzo de la introducción. En el libro I, capítulo X, de su obra cumbre, Adam Smith establece las cinco características principales de las diferencias igualadoras, de las cuales extraemos aquí solamente aquellas que conciernen a la relación riesgo-rentabilidad:

“The five following are the principal circumstances which, so far as I have been able to observe, make up for a small pecuniary gain in some employments, and counterbalance a great one in others. First...; fifthly, the probability or improbability of success in them...Of the five circumstances, therefore, which vary the wages of labour, two only affect the profits of stock; the agreeableness or disagreeableness of the business, and the risk or security with which it is attended.”

Adam Smith [1776] (1994), Vol. I: 44 y 49

Para que una teoría se convierta en doctrina, resulta indispensable cierto grado de aceptación por parte de colegas, congéneres, estudiantes y discípulos. En lo que concierne a la teoría de las diferencias igualadoras, la aceptación ha ido aún más allá, convenciendo incluso a los más acérrimos contendientes en otros “campos de batalla”.

Entre los clásicos, comenzamos reproduciendo un pasaje del capítulo 6 de los “Principios de Economía Política e Impuestos” de Ricardo [1817](2001), en donde el autor señala al respecto de la relación riesgo-rentabilidad que:

“[Capitalists] motive for accumulation will diminish with every diminution of profit, and will cease altogether when their profits are so low as not to afford them an adequate compensation for their trouble, and the risk which they

must necessarily encounter in employing their capital productively.”

David Ricardo [1817](2001): 80

Utilizando un argumento similar para el típico caso de la industria naviera, Marx [1867](1994) afirma en consonancia que:

“La idea fundamental en torno a la que gira todo esto es la de la misma ganancia media, la idea de que capitales de igual magnitud tienen necesariamente que arrojar, en los mismos períodos de tiempo, ganancias iguales... A esta idea responde el cálculo de los capitalistas cuando, por ejemplo, imputan a un capital cuyo ciclo de rotación es más lento... la ganancia que deja de obtener por esa razón, resarcíendose de ella mediante un recargo sobre el precio. O el hecho de que aquellas inversiones de capital que se hallan expuestas a grandes riesgos, como ocurre, por ejemplo, con el capital de las compañías armadoras de buques, obtengan mediante recargo del precio una indemnización que las compense del riesgo.”

Karl Marx [1867](1994), Vol. III: 160

Esta teoría, adoptada (y hecha propia) por la mayoría de los autores clásicos, fue posteriormente reproducida y popularizada por gran parte de los economistas neoclásicos de fines del siglo XIX. En particular Marshall [1890](1990) sostenía que:

“...in some cases a slightly higher average price is required to induce a given outlay, if that average is the mean of widely divergent and uncertain results, than if the adventurer may reckon confidently on a return that differs but little from that average. To the average price therefore we must add a recompense for uncertainty.”

Alfred Marshall [1890] (1990), Vol. V: párrafo V.VII.18

Gracias a su controversia con Clark, Carver y Emery (entre otros), dilucidada en las “arenas” del *Quarterly Journal of Economics* (QJE), Frederick Hawley será siempre recordado como uno de los principales defensores de la teoría de las diferencias igualadoras aplicada a la relación riesgo-rentabilidad. En uno de sus artículos publicados en el QJE hace más de cien años, el autor mencionaba que:

“To every industry, and therefore to society as a whole, there accrues each year an accession of wealth that is the offset for perils encountered. Business repays men, not only for their labors, but for their fears....risk-taking, is to be ranked, along with land, labor, and capital, as one of the four fundamental divisions of the productive forces, and profit, its reward, is to be classed with rent, wages, and interest as one of the four radically distinct forms of income.”

Frederick B. Hawley (1893): 459 y 479

A pesar de su propia controversia con Hawley, Haynes (1895) no dudaba en compartir con éste y otros tantos autores la idea que los emprendimientos riesgosos sólo se llevan a cabo si existe una retribución pecunaria de carácter compensatorio:

“Of these risks it can be correctly said that they are ‘assumed’, and in a perfectly rational society they will be assumed only when some reward is expected and in general given for their assumption...It is desirable for society to have its members assume risks; and its members do assume risks for which, as we shall see, they must be paid.”

John Haynes (1895): 411 y 416

Ya en el siglo XX, diversos exponentes de la escuela de Chicago fueron los principales encargados de mantener viva la “llama” de las diferencias igualadoras. Entre ellos, Knight [1921] (2005) resumía el enfoque tradicional de la siguiente manera:

“The conventional view is, of course, to regard risk-taking as repugnant and irksome and to treat profit as the “reward” of assuming the ‘burden’. This is, of course, the business man's own idea of the matter, and students of the problem have often held the same opinion. Thus Willett argues that society pays for the sacrifice of assuming risk through higher prices for commodities in whose production it is a factor, for the reason that men are deterred from entering these occupations by their unwillingness to assume risk and that the supply of such commodities is consequently reduced. Ross also assumes that risk is repugnant and draws the same conclusion, and Haynes lays still greater emphasis on the influence of risk as a deterrent to production, quoting Andrews to the same effect.”

Frank Knight [1921] (2005): 28

Con un apoyo más enfático “a la causa”, las ulteriores contribuciones de Friedman y Savage (1948), Becker (1962a), Friedman y Friedman (1979) y Rosen (1986), sirvieron tanto para difundir globalmente la teoría smithiana (en América Latina, aún hoy estudiamos en los cursos de grado con estos libros y artículos), cuanto para asociarla definitivamente al perfil académico de la Universidad de Chicago.

En primer lugar, Friedman y Savage (1948) retoman las enseñanzas del apéndice matemático de Marshall [1890](1990) (y, probablemente, de las intuiciones avanzadas por Samuelson, 1937, en su teoría de la utilidad descontada “Discounted Utility theory”) para establecer formalmente cuáles son los supuestos relevantes para microfundar la existencia de compensación por riesgo:

“Diminishing marginal utility plus maximization of expected utility would thus imply that individuals would always have to be paid to induce them to bear risk.”

Milton Friedman y L.J. Savage (1948): 280

Catorce años más tarde, Becker (1962a) incorporaría el concepto de “racionalidad” a la discusión, enfatizando la importancia del análisis riesgo-rentabilidad para ilustrar su presunción relacionada al “estereotipo de los hindúes” y establecer las proposiciones normativas asociadas.

“An informed, rational person would invest only if the expected rate of return was greater than the sum of the interest rate on the riskless asset and the liquidity and risk premiums associated with the investment.”

Gary Becker, (1962a): 41

Dirigidos a otro público, y con un espíritu más provocador (eufemismo sutil para evitar la palabra xenofobia), Friedman y Friedman (1979) utilizan la hipótesis de las diferencias igualadoras (asociadas a la relación riesgo-rentabilidad) para difundir sus prejuicios en relación a ciertos “estereotipos de indios”.

“The characteristics of the Indians that so many outside observers deplore reflect rather than cause the lack of progress. Sloth and lack of enterprise flourish when hard work and the taking of risks are not rewarded.”

Milton Friedman y Rose Friedman (1979): 61

Finalmente, y recuperando un enfoque más académico (aunque no por ello menos subjetivo), Rosen (1986) nos vuelve a recordar que:

“Another source of equalizing differences among occupation has long been noted, but has been studied far less intensively. This source relates to differences in the dispersion of outcomes among occupations...If prospects for success in some field are uncertain, the mean earnings among practitioners must adjust to attract risk averse applicants.”

Sherwin Rosen (1986): 680-681

Más allá de la coherencia del discurso y el prestigio de la institución, no han sido solamente los aportes de la Escuela de Chicago los que han generado el actual nivel de consenso existente en torno a la idea de las diferencias igualadoras. Mirado en perspectiva, y sabiendo que en una comunidad tan heterogénea como la de los economistas el consenso requiere de un acuerdo mínimo entre las distintas partes en pugna, es probable que el mayor vestigio de legitimidad para la teoría smithiana haya llegado desde Cambridge, Inglaterra.

En su “Teoría general del empleo, el interés y el dinero”, Keynes [1936](2001) dedicó al menos tres pasajes de la obra para reconocer la importancia y plena vigencia de la relación riesgo-rentabilidad, en concordancia con la hipótesis de las diferencias igualadoras:

“For if a venture is a risky one, the borrower will require a wider margin between his expectation of yield and the rate of interest at which he will think it worth his while to borrow.”

John Maynard Keynes [1936] (2001): 94

“The mistake originates from regarding interest as the reward for waiting as such, instead of as the reward for not-hoarding; just as the rates of return on loans or investments involving different degrees of risk, are quite properly regarded as the reward, not of waiting as such, but of running the risk.”

John Maynard Keynes [1936] (2001): 115

“Moreover there are all sorts of reasons why various kinds of services and facilities are scarce and therefore expensive relatively to the quantity of labour involved. For example, smelly processes command a higher reward, because people will not undertake them otherwise. So do risky processes.”

John Maynard Keynes [1936] (2001): 137

Habiendo obtenido la aceptación conjunta de economistas tales como Adam Smith, David Ricardo, Karl Marx, Alfred Marshall o John M. Keynes, entre otros, la teoría de las diferencias igualadoras no tardaría mucho en convertirse en una “idea fuerza”, una “ley de hierro” de la disciplina, un punto de referencia obligado para el análisis de la distribución (tanto personal como funcional) del ingreso y la valuación de activos.

Entre los autores contemporáneos, Berkhout, Hartog y Webbink (2006) enfatizan el hecho de que la existencia de un premio por riesgo ha sido repetidamente corroborada (tanto para el mercado de trabajo como para el mercado de capitales) por diversos estudios empíricos, destacándose entre ellos los trabajos de Campbell (1996), Jagannathan y Wang (1996), Jagannathan, Kubota y Takehara (1998), Magnani (2002) y Christiansen, Joensen y Nielsen (2007).

De manera similar, Hartog (2007) desarrolla una revisión bibliográfica sobre la misma temática para finalizar afirmando que:

“Our empirical results have quite convincingly shown that wages in an occupation/education relate positively to the variance”

Joop Hartog (2007): 38.

La frase “*Our empirical results have quite convincingly shown*” de la cita precedente, pareciera tener sustento en los resultados de las tablas 1 y 2 del documento de referencia, que se presentan sintéticamente a continuación.

Tabla 6. Síntesis de la evidencia empírica examinada por Hartog (2007) para la relación riesgo-retorno entre distintas ocupaciones y niveles educativos

| Autor | Países | Período de la muestra | Efecto del riesgo sobre los retornos |
|-----------------------------|----------------|-----------------------|--------------------------------------|
| King (1974) | Estados Unidos | 1960 | Positivo |
| Johnson (1977) | Estados Unidos | 1970 | Positivo |
| Feinberg (1981) | Estados Unidos | 1976-1979 | Positivo |
| Moore (1995) | Estados Unidos | 1978-1987 | Positivo |
| McGoldrick and Robst (1996) | Estados Unidos | 1979-1984 | Positivo |
| Diaz-Serrano (2000) | España | 1990 | Positivo |

| | | | |
|--------------------------------------|--|-----------|-------------------|
| Hartog y otros (2003) | Estados Unidos, Holanda, Alemania, España y Portugal | 1992-1999 | Positivo |
| Diaz-Serrano, Hartog, Nielsen (2004) | Dinamarca | 1984-2000 | Positivo |
| Ma (2005) | China | 1991-2000 | Negativo/Positivo |
| Hartog y Vijverberg (2006) | Estados Unidos | 1995-1999 | Positivo |
| Berkhout, Hartog y Webbink (2006) | Holanda | 1996-2001 | Positivo |
| Diaz-Serrano y Hartog (2006) | España | 1995 | Positivo |
| Berkhout and Hartog (2006) | Holanda | 1996-2006 | Positivo |
| Hartog and Vijverberg (2007) | Estados Unidos | 1995-1999 | Positivo |

Fuente: Extraído de las Tablas 1 y 2 de Hartog (2007).

Retomando las ideas de Schopenhauer [1830-31](2007), pareciera que tanto el consenso escolástico cuanto la evidencia empírica disponible son lo suficientemente contundentes como para llevarnos a aceptar, sin mayor disenso, que la relación positiva existente entre volatilidad y desigualdad (documentada en la sección precedente) no respondería a otra cosa que a un “efecto compensación” para con los tomadores de riesgo, osados aventureros que, con su espíritu indómito permiten a los demás miembros de la sociedad vivir sin mayor sobresaltos.

En este sentido, no sorprende entonces que gran parte de las contribuciones teóricas que han intentado explicar cómo operan formalmente los distintos canales a través de los cuales la volatilidad macroeconómica podría afectar a la distribución (personal y funcional) del ingreso, fundamenten de una u otra manera su análisis en los supuestos clave de la teoría de las diferencias igualadoras.

Resumiendo parte de la información exhaustivamente examinada en el estado de las artes, presentamos a continuación la tabla 7, donde se puede apreciar cómo ha sido la evolución de las explicaciones teóricas existentes para la relación riesgo-desigualdad.

Con la intromisión de los modelos estocásticos a la Gibrat (1931), nótese que en más de 200 años, el único enfoque teórico relevante para la relación examinada ha sido el de las diferencias igualadoras, con un significativo resurgimiento en los últimos 10 años, de la mano de modelos formales específicos que aplican esta teoría a los casos puntuales de distintos mercados, diversos agentes y variables de control alternativas.

Tabla 7. Resumen de las principales visiones teóricas existentes acerca de la relación observada entre volatilidad y desigualdad¹

| Enfoque | Autores más representativos | Supuestos más relevantes | Resultados clave |
|--|--|--|--|
| Diferencias igualadoras: visión tradicional | Smith [1776](1994), Marshall [1890](1990) y Hawley (1893) | Competencia perfecta (en especial, libre movilidad de factores) y agentes aversos al riesgo. | Los empleos o inversiones más riesgosas deben tener un rendimiento más elevado, a los efectos de igualar la utilidad esperada entre distintas alternativas. |
| Ley de los efectos proporcionales | Kalecki (1945), Bertola (1999) y Piketty (1999), derivados de Gibrat (1931). | Los ingresos de cada individuo siguen un proceso autorregresivo, con shocks idiosincrásicos de tamaño variable. | A mayor varianza intertemporal de los shocks idiosincrásicos (y mayor persistencia de los mismos), mayor dispersión interpersonal de los ingresos debido al “path-dependence” de los mismos. |
| Diferencias igualadoras: visiones contemporáneas específicas | Bardhan y otros (1999) | | A medida que aumenta el riesgo, mayor es la proporción de individuos que eligen ser asalariados, a costa de un menor (aunque más seguro) nivel de ingresos. |
| | Breen y García-Peñalosa (1999) | Idem visión tradicional, más supuestos específicos acerca de la estructura del mercado relevante o de las funciones de producción y de utilidad. | A mayor volatilidad, menor es el salario fijo que se solicita para estar indiferente entre empleo a salario fijo y empleo a salario flexible. Los trabajadores eligen ser formales o informales dependiendo del ingreso ajustado por riesgo en cada sector. El impacto final de la volatilidad sobre la distribución funcional del ingreso depende de la fuente de riesgo. |
| | García-Peñalosa y Turnovsky (2001) | | Cuanto más elevada sea la volatilidad, mayor es el nivel de herencia inicial requerido para que los trabajadores estudien. |
| | Checchi y García-Peñalosa (2003) | | |

De aceptar dócilmente tanta contundencia y homogeneidad en el discurso, bien podríamos concluir la obra en esta sección.

¹ Para más detalles acerca de los distintos enfoques y autores relevantes, ver el capítulo de la tesis destinado al estado de las artes.

Sin embargo, un análisis más detallado, tanto de las intuiciones teóricas cuanto (y principalmente) de la evidencia empírica disponible (en particular para el caso latinoamericano) pareciera abrir ciertas grietas en la hasta ahora granítica estructura de la teoría de las diferencias igualadoras.

En primer lugar, y utilizando los propios argumentos de quienes sostienen la visión paradigmática, hemos de señalar que la relación (supuestamente) positiva existente entre riesgo y rentabilidad no tiene por qué responder necesariamente a la presencia de efectos compensadores. En el mencionado trabajo de Hartog (2007), el autor señala al menos cuatro explicaciones alternativas para una relación semejante: i) distribución log-normal de los retornos; ii) incremento en el precio de las habilidades con distribuciones estables; iii) tournament theory (Lazear y Rosen, 1981); y iv) job search theory (Mortensen, 1986).

Pero más importante aún (estableciendo, por otra parte, uno de los aspectos constitutivos de este documento), la evidencia empírica que respalda a la teoría es mucho menos robusta de lo que parece.

En la tabla 6, puede apreciarse que para el único de los países examinados que aún no puede clasificarse como “desarrollado” (China, examinado en el paper de Ma, 2005), uno de los coeficientes que relacionan al riesgo con la rentabilidad es “negativo”, con el agregado de que algunos coeficientes positivos no resultaban significativamente distintos de cero. Nótese entonces que, cuando se incluye la evidencia empírica de países en desarrollo, los resultados que dan sustento a la teoría de las diferencias igualadoras parecieran esfumarse.

En este mismo sentido, obsérvese que en la tabla 6, todos los estudios examinados por Hartog (2007) constituyen aplicaciones específicas a los casos de Estados Unidos y un pequeño grupo de países europeos desarrollados. Por otra parte, y llamativamente, más de la mitad de los trabajos examinados por Hartog (2007) pertenecen al propio autor quien pareciera testear periódicamente la misma hipótesis (con distintas metodologías y especificaciones econométricas) y en los mismos países (principalmente Estados Unidos, Holanda y España).

En la misma línea argumental, son las propias palabras del autor (en lo que respecta al limitado alcance de la evidencia empírica por él mismo examinada), las que resultan aún más esclarecedoras que cualquier interpretación de sus resultados. En las conclusiones de su trabajo, Hartog (2007) pareciera contradecir los argumentos desarrollados en el resto del documento, señalando que:

“The best test to check whether the risk augmented Mincer relation is a truly causal relationship would be to analyse the consequence of a convincing exogenous shift in risk. Unfortunately, we have not yet been able to identify such a shift... [Moreover] The magnitudes of the elasticities are not large. Interestingly, including the risk compensation terms in the Mincer equation has generally no effect on the estimated rate of return to education. This indicates that the estimated return does not suffer from omitted variable bias if risk is ignored.”

Joop Hartog (2007): 38

Continuando el análisis más detallado de la bibliografía existente, encontramos diversos autores que, aún aceptando la validez general de las diferencias igualadoras, nos alertaban - hace ya más de cien años – respecto de ciertas “anomalías” empíricas en la relación riesgo-rentabilidad. Al respecto, Marshall [1890](1990) señalaba:

“It is true that an adventurous occupation, such as gold mining, has special attractions for some people: the deterrent force of risks of loss in it is less than the attractive force of changes of great gain, even when the value of the latter estimated on the actuarial principle is much less than that of the former; and as Adam Smith pointed out, a risky trade, in which there is an element of romance, often becomes so overcrowded that the average earnings in it are lower than if there were no risks to be run.”

Alfred Marshall [1890](1990), Vol. V: párrafo V.VII.17

Examinando las peculiaridades de algunos ejemplos semejantes, Haynes (1895) aporta nueva evidencia empírica que pareciera refutar la otrora pretendida universalidad del premio por riesgo:

“The most dangerous employments have no lack of hands. Railroads have no trouble in manning their trains with brakemen. Sailors are found in adequate numbers at low wages. Men are not few who seem to seek danger and court risk.”

John Haynes (1895): 415

Medio siglo después, Friedman y Savage (1948) expresaban una proposición similar, al observar el comportamiento de los individuos frente a los juegos de azar:

“People not only engage in fair games of chance, they engage freely and often eagerly in such unfair games as lotteries. Not only do risky occupations and risky investments not always yield a higher average return than relatively safe occupations or investments, they frequently yield a much lower average return.”

Milton Friedman y L.J. Savage (1948): 280

De manera similar, dos estudios más recientes que utilizan diversas técnicas estadísticas y econométricas llegan independientemente a la misma conclusión: la evidencia empírica disponible no pareciera brindar un soporte suficientemente robusto a la hipótesis de las diferencias igualadoras

“Focusing on these two characteristics [risk and stressful work], we find no consistent support for the theory: significantly positive coefficients are found in only three out of eight cases.”

Robert Smith (1979): 346

“Despite evidence from studies of the internal wage policies of firms... recent research on the determinants of individual earnings has provided rather limited support for the [equalizing differences] theory”.

Charles Brown (1980): 114

Pero los resultados que contradicen la hipótesis del premio por riesgo no parecieran circunscribirse a casos aislados, que examinan ciertos fenómenos particulares, “potencialmente no representativos” de la relación examinada a nivel general. Por el contrario, incluso en los mercados supuestamente más transparentes y competitivos, donde interactúan los agentes más “racionales” e informados, la relación riesgo-rentabilidad puede resultar significativamente negativa. Evaluando la relevancia del premio por riesgo para el mercado de capitales, Ostdiek (1998) remarca que:

“Within the context of US asset pricing models, Boudoukh et al. 1993 test the positivity of the US market risk premium. Using 188 years of annual data, they find evidence that the expected return on the US market is less than the risk free rate in some periods... Using the same data but a different methodology, Boudoukh et al. 1997 examine the characteristics of the US ex ante risk premium conditioned on the slope of the US term structure. They also find evidence of negative US ex ante risk premiums. Based on a recent 23-year sample of monthly data, the evidence presented in this study also suggests that the ex ante risk premium can be negative.”

Barbara Ostdiek (1980): 968

Lejos de ser una evidencia esporádica, los resultados de diversos estudios posteriores demuestran que la existencia de un “castigo”, en lugar de “premio” por riesgo (o bien un premio negativo) es un fenómeno que se verifica periódicamente en distintos mercados:

“In other words, the current circumstance [in US], in which stocks appear to have a near-zero (or negative) risk premium relative to government bonds, is abnormal in the extreme. Even if we add 100 bps to the risk premium to allow for the impact of stock buybacks, today’s risk premium rel-

ative to the more relevant corporate bond alternatives is still negligible or negative.”

Robert Arnott y Peter Bernstein (2002): 65

En un trabajo aún más reciente, y obteniendo resultados similares para el caso del mercado de capitales australiano, Walsh (2006) enfatiza las consecuencias de tales hallazgos para la teoría del “asset pricing” y la relación riesgo-rentabilidad:

“Therefore the predictions by Arnott and Bernstein (2002) and Arnott and Ryan (2001) of a negative risk premium imply a rejection of the CAPM and importantly imply a rejection of the fundamental relationship between risk and return.”

Katheleen Walsh (2006): 94

Tomadas en conjunto, las distintas investigaciones empíricas analizadas, dan cuenta de cierta fragilidad fáctica en la hipótesis del premio por riesgo derivada de la teoría de las diferencias igualadoras. Aún así, ninguno de los estudios previamente mencionados incluye información alguna acerca de la validez de la relación examinada para el caso latinoamericano. De mi conocimiento, tal información es escasa debido a que, como mencionara Edwin Cannan [1893] (1942), el consenso en torno a la existencia de una compensación monetaria por riesgo ha sido lo suficientemente fuerte como para inhibir el desarrollo de los trabajos destinados a evaluar la validez de la relación riesgo-rentabilidad en América Latina.

Pese a ello, existen algunas excepciones que, sin tener como principal objetivo el análisis de la mencionada relación, nos proveen de información relevante para examinar el verdadero impacto del riesgo sobre los retornos esperados en los mercados de capitales latinoamericanos.

En una serie de documentos destinados a evaluar las características de los mercados de bonos y acciones en diversos países de América Latina, Grandes, Panigo y Pasquini (2006, 2007a y 2007b) encuentran una gran cantidad de evidencia en contra de la hipótesis del premio por riesgo, sosteniendo por el contrario la irrelevancia de

distintas medidas de volatilidad para la dinámica de los retornos de diversos activos.

En la tabla 2 de su trabajo del 2006, los autores nos muestran que, para los 7 índices bursátiles examinados de la región (MERVAL, BOVESPA, IPSA, IGBC, IPyC, IGBVL, IBC; correspondientes a Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Perú y Venezuela, respectivamente), no existe relación alguna entre riesgo y rentabilidad (i.e. para el período 1990-2004, el MERVAL fue el índice más volátil pero el más rentable fue el BOVESPA; en tanto que el índice menos volátil fue el IPSA, pero el menos rentable fue el IBC).

De manera similar, los resultados de las regresiones de panel que se reportan en la tabla VII de Grandes, Panigo y Pasquini (2007a) son aún más elocuentes a los efectos de demostrar que los excesos de retorno de las acciones correspondientes a distintas empresas latinoamericanas son independientes de la volatilidad idiosincrásica.

Finalmente, y examinando el caso del mercado de bonos regional, Grandes, Panigo y Pasquini (2007b) llegan a la siguiente conclusión:

“The other structural determinants (risk-free interest rate volatility and firm-value volatility) do not come out statistically significant to account for the panel variability in corporate bond spreads for our sample of Latin American bonds.”

Martín Grandes, Demian Panigo
y Ricardo Pasquini (2007b): 31

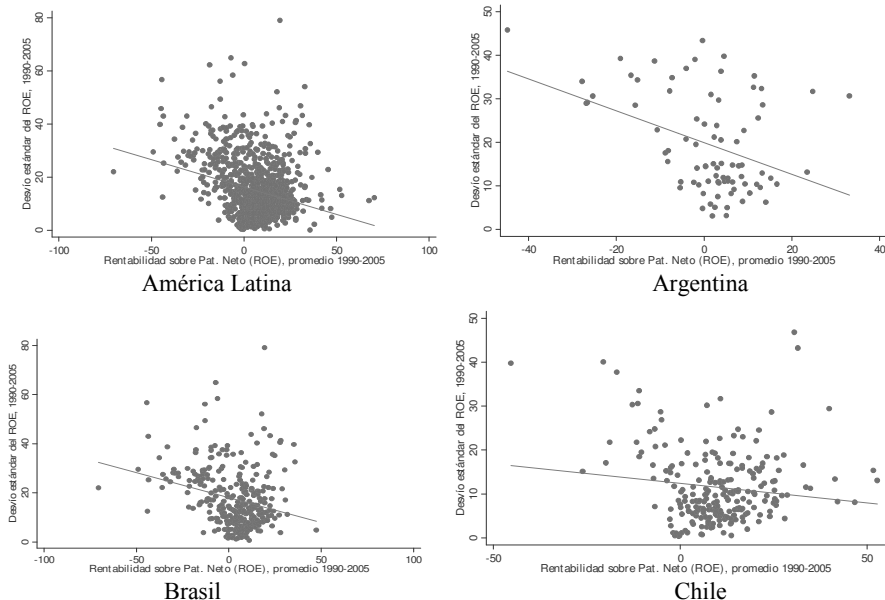
En definitiva, y al menos para el caso de los retornos asociados a los precios de los distintos activos financieros latinoamericanos, el premio por riesgo no pareciera ser más que un mito académico con pocas repercusiones entre los operadores de mercado.

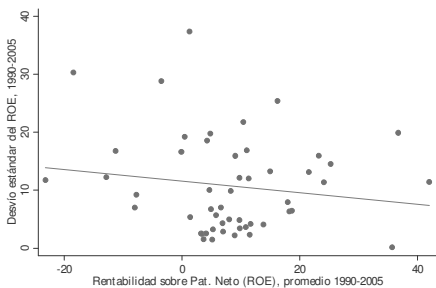
Pero esta (aún) limitada evidencia empírica no resulta lo suficientemente persuasiva como para rechazar la hipótesis de que los ricos no son pobres porque son aventureros. Para ello, será necesario indagar un poco más (y de primera mano, debido a la ausencia de información adicional al respecto) acerca de la relación riesgo-rentabilidad en otros contextos y mercados, para extender el análisis subyacente a indicadores más asociados a la economía real, como los datos de balance de las empresas y la evolución de los ingresos declarados en las encuestas permanentes de hogares.

Utilizando datos trimestrales (para el período 1990-2005) acerca de las tasas de rentabilidad sobre el patrimonio neto (ROE, en dólares corrientes) de 954 empresas que cotizan en bolsa en distintos países de América Latina, presentamos en la siguiente sección el gráfico 5, en el cual se examina la relación riesgo-rentabilidad patrimonial en la región, utilizando para ello los primeros dos momentos de la distribución del ROE.

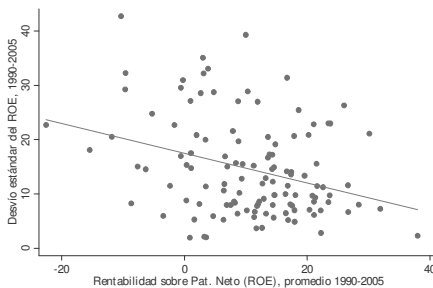
Como principal resultado se aprecia que, refutando la hipótesis en la cual se sustenta la teoría de las diferencias igualadoras, la relación entre riesgo (desvío estándar del ROE, 1990-2005) y rentabilidad esperada (ROE promedio, 1990-2005) es negativa para todos y cada uno de los países examinados de América Latina, con casos en la cual la misma resulta más (Argentina o Brasil) o menos (Chile, Colombia o Venezuela) significativa. En otras palabras, las empresas más rentables de la región son aquellas que han invertido proyectos más seguros, de manera que, si existe algún premio en América Latina, este no es por riesgo sino por poder (y dudosamente voluntario).

Gráfico 5. Gráficos de nube de puntos (scatterplots) para examinar la relación entre riesgo y rentabilidad en América Latina

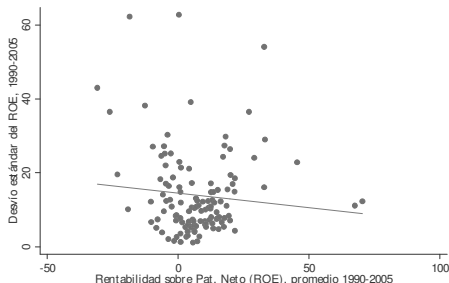




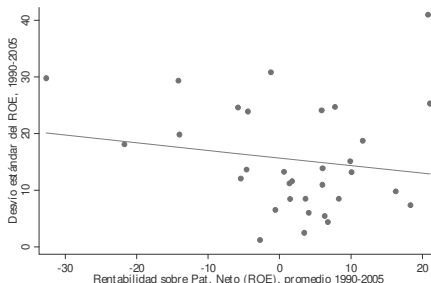
Colombia



México



Perú



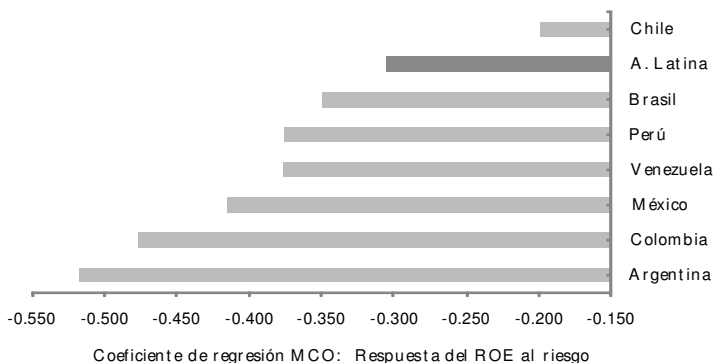
Venezuela

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Economática, sobre 954 empresas de la región con oferta pública de acciones.

Muchos creerán que semejante afirmación (la ausencia de premio por riesgo) no puede derivarse seriamente de una serie de scatter-plots que no incluyen variables de control ni muestran la significatividad de los coeficientes de regresión (al igual que otros estadísticos relevantes).

Por tal motivo, se presenta a continuación el gráfico 6, en donde se puede apreciar, como resumen de los resultados de la tabla A.1 del Anexo, a los distintos valores estimados para los coeficientes de regresión multivariada que dan cuenta del impacto del riesgo sobre la rentabilidad empresarial en los distintos países de América Latina.

Gráfico 6. Coeficientes de regresión multivariada (OLS, de corte transversal por país) entre la media y el desvío estándar de la tasa de rentabilidad por empresa (1990-2005)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Economática. Incluye 954 observaciones (1 por empresa) para la muestra completa, 82 para Argentina, 321 para Brasil, 226 para Chile, 51 para Colombia, 119 para México, 123 para Perú y 32 para Venezuela. Los coeficientes de regresión (multivariada) provienen de la segunda fila (primera con datos) de la tabla A.1 del anexo, y se obtuvieron en base a diversas estimaciones de corte transversal (por MCO) de una ecuación para el ROE promedio 1990-2005, en función del desvío estándar del ROE (1990-2005) y un conjunto de variables de control que se detallan en la mencionada tabla del anexo. A excepción del coeficiente de Venezuela, todos los restantes resultan significativos al 10% (entre los cuales todos salvo el de Colombia son también significativos al 5%).

Una vez más, y aún controlando por diversas variables explicativas, la evidencia empírica pareciera demostrar que no solamente la relación entre riesgo y rentabilidad en América Latina es negativa (en su conjunto, al igual que en todos y cada uno de los países), sino que dicha relación resulta robusta (al control por regresores adicionales) y significativa en casi todos los casos (al existir pocos datos de corte transversal en Venezuela, y por teorema central del límite, no resulta extraño que el coeficiente asociado a este país no sea significativamente distinto de cero a los niveles usuales de confianza).

No obstante todo lo expuesto, lo único que puede afirmarse hasta el momento es que, para el caso de América Latina, el premio por riesgo pareciera ser inexistente en lo que respecta al funcionamiento del mercado de capitales y a la relación riesgo-rentabilidad a nivel firma. Lo que no resulta posible aún, es generalizar dicha proposición al resto de los mercados (especialmente el mercado de trabajo), en tanto y en cuanto nada se ha demostrado todavía acerca del impacto de la volatilidad sobre los ingresos a nivel personal.

Intentando cerrar esta brecha, presentamos a continuación la tabla 8 y el gráfico 7 (derivado de esta última tabla) donde se examina por nivel, la volatilidad de ingresos de sectores ricos y pobres en diversos países de América Latina.

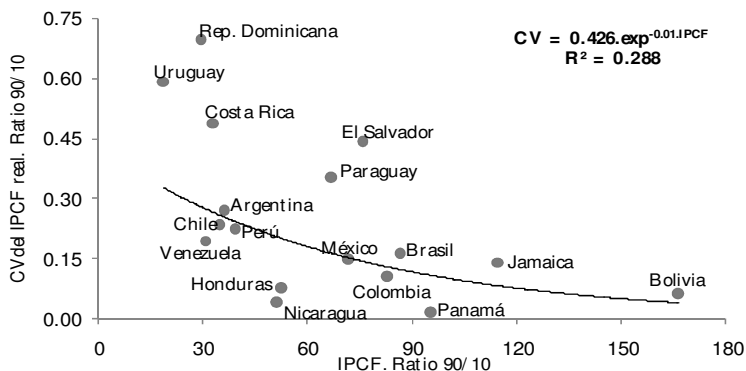
Los resultados obtenidos para el período 1989-2005 a partir de la información proveniente de una base de datos de panel no balanceado, construida en base a múltiples encuestas de hogares de 17 países de la región (ver tabla 8), no parecieran dejar lugar a las ambigüedades: en cada uno de los países examinados, lo ricos no solamente ganan más, sino que cuentan con ingresos más estables. Pero más interesante aún, allí donde la brecha de ingresos entre ricos y pobres es más grande (i.e. Bolivia, Jamaica y Panamá), el riesgo relativo que enfrentan los pobres (en relación al que enfrentan los ricos) es mucho mayor (ver gráfico 7).

Tabla 8. Valores promedio y coeficientes de variación de los ingresos reales per cápita (deflactados por el salario medio general en cada periodo) de hogares ricos y pobres en distintos países de América Latina para el período (no uniforme) 1989-2005

| País | Período | Decil 1 | | Decil 10 | | Ratio 10 / 1 | |
|----------------|---------|---------|-------|----------|------|--------------|------|
| | | Media | CV | Media | CV | Media | CV |
| Bolivia | 97-02 | 0.03 | 58.28 | 4.72 | 3.59 | 166.59 | 0.06 |
| Jamaica | 90-02 | 0.04 | 31.10 | 4.29 | 4.38 | 114.61 | 0.14 |
| Panama | 95-03 | 0.05 | 60.87 | 4.35 | 0.88 | 95.56 | 0.01 |
| Brasil | 95-04 | 0.05 | 6.97 | 4.75 | 1.12 | 86.42 | 0.16 |
| Colombia | 92-00 | 0.05 | 64.67 | 4.49 | 6.70 | 83.11 | 0.10 |
| El Salvador | 91-03 | 0.05 | 7.13 | 3.96 | 3.15 | 75.61 | 0.44 |
| Mexico | 96-02 | 0.06 | 36.66 | 4.23 | 5.38 | 71.92 | 0.15 |
| Paraguay | 97-03 | 0.07 | 8.38 | 4.43 | 2.95 | 67.05 | 0.35 |
| Honduras | 92-03 | 0.08 | 55.73 | 4.21 | 4.16 | 52.66 | 0.07 |
| Nicaragua | 93-01 | 0.09 | 38.82 | 4.39 | 1.51 | 51.27 | 0.04 |
| Peru | 97-03 | 0.11 | 16.81 | 4.19 | 3.74 | 39.09 | 0.22 |
| Argentina | 92-05 | 0.11 | 23.88 | 3.78 | 6.40 | 35.98 | 0.27 |
| Chile | 90-03 | 0.13 | 3.22 | 4.49 | 0.75 | 34.52 | 0.23 |
| Costa Rica | 92-03 | 0.11 | 13.13 | 3.57 | 6.43 | 32.87 | 0.49 |
| Venezuela | 89-03 | 0.11 | 22.65 | 3.44 | 4.43 | 30.60 | 0.20 |
| República Dom. | 96-04 | 0.14 | 7.81 | 3.96 | 5.44 | 29.14 | 0.70 |
| Uruguay | 89-04 | 0.18 | 5.95 | 3.30 | 3.53 | 18.74 | 0.59 |

Fuente: elaboración propia en base a datos del CEDLAS.

Gráfico 7. Relación entre el ingreso real promedio per cápita y relativo (entre ricos y pobres, percentil 10 vs. percentil 90) y su coeficiente de variación temporal.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del CEDLAS.

Con la evidencia disponible, no resulta osado afirmar que la hipótesis del premio por riesgo, derivada de la teoría de las diferencias igualadoras de Adam Smith, solamente cuenta con un sustento empírico parcial (aunque no completamente robusto) para el caso de los países desarrollados. En lo que respecta a América Latina, tanto la (todavía limitada) literatura existente, cuanto los resultados examinados en esta sección nos indican que, lejos de “premiar voluntariamente” a los aventureros, la gran mayoría de los latinoamericanos pareciera haber tenido que “subsidiar forzosamente” al sector más acaudalado de la sociedad para que éste obtenga una mayor tasa de rentabilidad en sus proyectos de bajo riesgo (delineando un perfil más bien rentista que aventurero), a los cuales solamente los miembros de esta clase podían acceder.

A modo de conclusión, cabe remarcar que si uno acepta la evidencia empírica que se ha presentado como sustento fáctico de la proposición precedente, no solamente se refuta con ello la hipótesis del premio por riesgo, sino que también se rechaza la validez del argumento tradicional en torno a la relación volatilidad-desigualdad, según el cual un aumento del riesgo sistémico empeora la distribución personal del ingreso al hacer que buena parte de las oportunidades de inversión (ahora más riesgosas) se vuelvan poco atractivas para los pobres, usualmente más aversos al riesgo que los ricos. Pero si los

ricos no han adquirido su condición por ser aventureros, ni los pobres son tales por su excesiva cautela o carencia de espíritu empresario, ¿cómo se explica entonces la relación positiva entre volatilidad y desigualdad? En la siguiente sección, y luego de examinar la validez de las correcciones que podrían reducir las discrepancias existentes entre la evidencia empírica y las predicciones de teoría de las diferencias igualadoras, se intenta responder a esta pregunta, con un enfoque alternativo, en el cual se combinan las contribuciones de Clark [1899] (1938) y Knight [1921] (2005) con los aportes de Doeringer y Piore (1971) y la teoría del capitalismo monopólico.

4. Una propuesta alternativa: características, estructura, hipótesis y objetivos

Gran parte del análisis a desarrollar, que presenta distintas explicaciones acerca del “puzzle latinoamericano”² (o “premio por cautela”, ver sección precedente), se relaciona con los conceptos de racionalidad, preferencias, teoría de la utilidad esperada, etc. En estos temas, las referencias contemporáneas más relevantes son los trabajos de Allais (1953), Godelier (1975), Lucas y Sargent [1978](1994), Simon (1979 y 1997), Kahneman, Sovic y Tversky (1982), Akerlof y Yellen (1985), Sargent (1993), Dupuy y Livert (1997), Reynaud (1997) y Boyer (2003a y b), además de diversos estudios seminarios que examinaremos en las siguientes páginas.

Pero el objetivo de esta sección no radica en discutir en profundidad tales conceptos, sino en examinar su relevancia para explicar por qué existe un “premio por cautela” en América Latina, y cómo es que ello afecta a la relación entre volatilidad y desigualdad en la región.

A modo de síntesis, veremos que, para mantener (al menos parcialmente) la vigencia de la teoría de las diferencias igualadoras, será necesario introducir una serie de modificaciones a los supuestos auxiliares (à la Lakatos) que reducen las discrepancias entre predicciones y evidencia empírica, debido a que los mismos impli-

² Puzzle que, con evidencia mixta y en distintos períodos históricos, también pareciera observarse en países como Francia (Baudelot y Gollac, 1993), Inglaterra (Marshall [1890]1990) o Estados Unidos (Smith, 1990). Véase la discusión inmediatamente posterior a la tabla 7 de la sección precedente.

can la aceptación de un conjunto de hipótesis particularmente contraintuitivas.

En efecto, las modificaciones introducidas al esquema analítico tradicional permiten derivar una relación negativa entre riesgo y rentabilidad a costa de suponer que quienes obtienen menores retornos (en general los pobres y los dueños de empresas pequeñas):

1. son vicerales, no maximizan ni siguen los preceptos de racionalidad *à la* Bernoulli (ver al respecto Marshall [1890]1990; Marschak, 1938; Tintner, 1942; o Boyer, 2003a y b); o
2. siguen reglas de consumo-inversión guiadas por la inercia, el hábito o la costumbre (ver Kahn, 1935; Galbraith, 1938; Becker, 1962; o Boyer 2003b), lo cual genera ineficiencias de portafolio, con carteras que no maximizan la utilidad potencial a partir de las oportunidades disponibles; o,
3. sus decisiones (pero no la de los ricos), aún afectadas por la relación riesgo-rentabilidad, se encuentran principalmente determinandas por factores extraeconómicos tales como motivos éticos, estéticos, sociales, etc (ver Marshall [1890]1990; Akerlof y Yellen, 1985; y Ben-Ner y Putterman, 1998); o
4. son amantes al riesgo (a diferencia de los ricos, lo cual implica funciones de utilidad agregadas de tipo IARA en donde, poco creíblemente, la aversión absoluta al riesgo aumenta con el nivel de ingreso); o
5. tienen funciones de utilidad *à la* Friedman-Savage (1948) y su nivel de ingreso medio está incluido en el rango convexo de dicha función (una forma más elegante de suponer, nuevamente, que los pobres son amantes al riesgo); o
6. sus preferencias se caracterizan por incluir un “reflection effect” (paradoja de Allais, 1953) que genera convexidad en el tramo de la función de utilidad para pagos negativos (una tercera opción para la idea de que los pobres son amantes al riesgo), con el supuesto adicional de que la distribución de retornos esperados incluye probabilidades de pérdidas elevadas y limitadas perspectivas de ganancia (para que los trabajadores pobres tengan su distribución significativa – más probable – de ingresos en el segmento con-

- vexo de la función de utilidad; ver “Prospect theory” en Kahneman, Sovic y Tversky, 1982); o bien
7. no pueden calcular correctamente las probabilidades asociadas a los distintos pagos de las diversas oportunidades de inversión (ver Smith [1776]1994; Kahneman y Tversky, 1979; o Sargent, 1993), con la peculiaridad de que sólo ellos (y no lo ricos) cometen errores sistemáticos, sobrestimando los pagos asociados a los eventos riesgosos.

Para una mejor comprensión de los argumentos lógicos precedentes será necesario discutir, al menos superficialmente, algunos conceptos teóricos y epistemológicos básicos, comenzando por las distintas visiones alternativas acerca de la racionalidad.

Pese a los desarrollos asociados al nombre de Daniel Kahneman, el paradigma de racionalidad en nuestra disciplina se encuentra aún hoy estrechamente vinculado al enfoque maximizador (*à la* Bernoulli) implícito en la teoría de la utilidad esperada (ver, entre otros, von Neumann y Morgenstern [1944]1980; Marschak, 1950; Baumol 1951; Samuelson, 1952; y Becker, [1964]1993). En este sentido, Boyer (2003a) señala (alarmado) que:

“Nombre de théoriciens avouent ne pas comprendre la logique des évolutions contemporaines, le plus souvent non conformes aux prédictions tirées de leurs modèles, si clairement fondés sur les trois hypothèses de comportement rationnel, d’équilibre de marché et de rationalité des anticipations.”

Robert Boyer (2003a): 40

A pesar de su condición paradigmática, y mucho antes de que sus inconsistencias lógicas se hicieran *vox populi* gracias al premio Nobel de Economía de 2002 (otorgado al creador de la “prospect theory”), diversos investigadores ya habían remarcado ciertas debilidades argumentales en el concepto de racionalidad *à la* Bernoulli. Entre los estudios más relevantes al respecto, citaremos a continuación uno de los pasajes más interesantes del texto de Allais (1953), donde se critica al criterio de racionalidad tradicional, se remarca la necesidad

de incorporar al análisis la dispersión de los valores psicológicos y se establece el conjunto de requisitos mínimos para una definición de comportamiento racional:

“Pour aboutir à la formulation de Bernoulli l'école américaine part de systèmes d'axiomes ou de postulats. Or, il est en fait visible... qu'on ne saurait en aucun cas définir la rationalité par l'obéissance à l'un quelconque de ces systèmes, car, dans ce cas, il n'y aurait plus de discussion possible du tout...[Au contraire] un homme est réputé rationnel lorsque (a) il poursuit des fins cohérentes avec elles-mêmes, (b) il emploie des moyens appropriés aux fins poursuivies... Il n'y a en particulier aucune raison pour que la conduite d'un individu qui ne se conforme pas à la relation [de Bernoulli] puisse être considérée comme irrationnelle car on ne saurait considérée comme irrationnelle une attitude psychologique devant le risque qui tient compte de la dispersion des valeurs psychologiques.”

Maurice Allais (1953): 518, 520, 521 y 530

Coherencia interna de los fines y medios apropiados para conseguirlos. Lejos del criterio de maximización de la utilidad esperada, poco pareciera necesario para que un comportamiento considerado racional en los términos de Allais.

Siguiendo un criterio aún más comprensivo, de naturaleza semejante a la de cualquier proposición constructivista, Boudin (1954) intenta demostrarnos que buena parte de lo que vemos como irracional lo es solamente ante nuestros ojos.

“Let us take an example. I am watching an Indian in some South American village make a red flute, and the following conversation occurs: 'I like your flute, I will buy it. How much does it cost?; 'five soles, señor'; 'That seems like a lot to me; if I buy a half dozen, how much will you charge me?;... 'That will be seven soles each, señor';

slightly puzzled, I continue the experiment. 'What if I order a dozen?'; 'In that case, it will be ten soles for each flute, señor'. 'Look here! The more flutes I order, the more profit you will be getting, but instead of encouraging me to order more, you are discouraging me!'; 'But naturally señor', he says, 'to make one flute is fun, to make six would bore me; to make twelve would be simply unbearable'. The Indian's attitude is dominated by his sense of the disutility of labor. His method of reasoning is perfectly rational, but his rationality is not mine.'

Louis Boudin (1954): 488 y 489.

Más allá de lo grotesco y peyorativo de la cita precedente (tanto en la parodia del lenguaje –‘five soles señor’–, cuanto en el displicente desconocimiento del lugar –si dijo soles se trata de Perú, y sus habitantes no son indios³ sino peruanos–, en su relación de autoridad para con el comerciante, “*I continue the experiment*”, o en la decadente caricatura generada en torno a la supuesta pereza del vendedor de flautas), la misma reviste cierta utilidad en lo que concierne a la última frase: que alguien no comparta “mi racionalidad” no quiere decir que no tenga una propia.

En definitiva, y sobre todo en los últimos años, no solamente el concepto de racionalidad se encuentra en discusión, sino también la propia idea de que pueda existir una clasificación semejante. En términos de Boudin, ¿quién podría efectivamente asegurar que una conducta es irracional cuando no le resulta fácticamente posible conocer cuáles son las verdaderas motivaciones que la determinan?

Si la racionalidad *stricto-sensu* es completamente subjetiva, las afirmaciones en torno a la supuesta irracionalidad de ciertos agentes deberán ser acompañadas por una definición explícita acerca del concepto de racionalidad utilizado. De esta manera, las proposiciones de los puntos 1, 2 y 3 destinadas a explicar la relación

³ Nótese la recurrencia con la que ciertos economistas (ver también la cita de Milton y Rose Friedman, reproducida en la sección 3) tienden a llamar “indios” a los habitantes de cualquier país en desarrollo, asociándolos a cierto carácter holgazán que ofende a la nobleza del espíritu luterano, fundamentado en el trabajo y el esfuerzo, supuestamente prevaleciente en Estados Unidos y gran parte del viejo mundo.

negativa entre riesgo y rentabilidad en América latina, solamente determinan un comportamiento irracional de los pobres si se utiliza el enfoque de racionalidad de la teoría de la utilidad esperada.

Uno de los criterios de demarcación más utilizados por la teoría de la utilidad esperada es el de la maximización de la función objetivo. In – extremis, este criterio determinaría que la mayor parte de los comportamientos y decisiones cotidianas son completamente irracionales, a menos que se demuestre que los seres humanos maximizan constantemente, incluso más allá de su propia conciencia.

“Marshall resolved this contradiction [gambling-insurance] by rejecting utility maximization as an explanation of choices involving risk.”

Milton Friedman y Leonard J. Savage (1948): 280

“It would be definitely unrealistic... to confine ourselves to the mathematical expectation only, which is the usual but not justifiable practice of the traditional calculus of ‘moral probabilities’.”

Jacob Marschak (1938): 320

“It has been the assumption in the classical literature on this subject that the individual in question will always try to maximize the mathematical expectation of his gain or utility...This may appear plausible, but it is certainly not an assumption which must hold true in all cases.”

Gerhard Tintner (1942): 278

A su manera, cada una de estas citas da cuenta de “la visión del hombre ordinario”, la idea de que circunscribir la racionalidad al ejercicio permanente de la maximización es tan reduccionista como ilusoria. En ciertas circunstancias los individuos actúan por impulsos, y los pobres no escapan a ello. Pero tampoco los ricos, de lo cual se deduce que, o bien la primera de las explicaciones avanzadas para la existencia de un “premio por cautela” es inapropiada, o bien los ricos carecen de impulsos.

Además de los “estímulos viscerales”, la ausencia de maximización también puede deberse a reglas de comportamiento basadas en usos y

costumbres, lo cual genera una inercia “supuestamente irracional” en las decisiones de consumo e inversión.

“Preferences which are the result of ignorance or inertia are almost entirely irrational, though the momentary inconvenience and discomfort, which a change of custom inevitably involves, entails an element of rationality, of which the magnitude is the smaller the lower the rate at which the future should be discounted from the point of view of society.”

Richard F. Kahn (1935): 25

“Because of... inertia, consumers become attached to the products of certain sellers, when the products of other sellers would satisfy them just as well.”

John K. Galbraith (1938): 338

“On the one hand, households are often said to be impulsive, erratic, and subject to never-ending whim, and on the other hand, inert, habitual, and sluggish. One view alleges that momentary impulses beget a confusing array of undirected change, the other that the past permits little current change or choice. Between these two extremes lies a wide spectrum of irrational behavior.”

Gary Becker (1962b): 5

“Le rejet de l’homo œconomicus doté d’une rationalité substantielle étendue, d’une capacité de calcul exceptionnelle et d’un pouvoir d’anticipation presque parfaite, a conduit à retenir la conception d’habitus, entendue comme matrice de formation des comportements, fortement marquée par l’histoire.”

Robert Boyer (2003b): 74

Clásicos, post-keynesianos, neoclásicos y regulacionistas parecieran coincidir en que, por cuestiones psicológicas y sociales, las preferencias de los individuos sólo cambian muy lentamente. Si los pobres siguen este tipo de comportamiento y las oportunidades de inversión se modifican intertemporalmente, no sería extraño que, luego de cierto tiempo, los portafolios de estos agentes resultaran ineficientes con menos rentabilidad por unidad de riesgo asumido que el que podrían obtener si modificasen más rápidamente sus decisiones de inversión. Ello podría explicar la relación negativa entre riesgo y rentabilidad, sí y sólo sí se asume que, por algún extraño motivo, los ricos no tienen costumbres tan arraigadas como para generar inercia en sus comportamientos.

Finalmente, existe un tercer motivo, potencialmente más relevante que los anteriores, para explicar la toma de decisiones en ausencia de maximización: preponderancia de factores extra-económicos.

Luego de más de un siglo de discusión en torno a la relevancia empírica del homo economicus de John Stuart Mill, una gran cantidad de trabajos de sectores más o menos conservadores del status-quo, más o menos críticos del reduccionismo gnoseológico, enfatizan la importancia de motivaciones extra-económicas tales como el altruismo, el amor, la cooperación, los valores éticos y estéticos, el estatus social, etc.⁴ Sin lugar a dudas, y más allá de la discusión epistemológica en torno al artificio de “comportarse como sí”, el reconocimiento de factores extra-económicos no solamente nutre de realismo a cualquier tipo de análisis, sino que también permite repensar de manera más apropiada el concepto de racionalidad.

“In our reading, economists have accorded the assumption of rational, self-interested behavior unwarranted ritual purity, while alternative assumptions –that agents follow rules of thumb, that psychological or sociological considerations matter...- have been accorded corresponding ritual impurity. This association between ‘impure’ assumptions and ritual pollution has had the ill ef-

⁴ Para examinar en detalle este tipo de motivaciones extra-económicas, especialmente en aquello que se refiere a la cooperación y las decisiones colectivas, ver Boyer y Orléan (1997).

fect of confusing the esthetic ... of economics..., with the agenda of economics.”

George Akerlof y Janet Yellen (1987): 137

“For more than a century, Homo economicus has exclusively populated the theoretical world of economics. This model of the rationally selfinterested actor has also come to dominate substantial subfields of political science, sociology, law, and philosophy. However, many theorists doubt whether this model can explain most social phenomena unless it is supplemented with more socially sophisticated elements, such as social and ethical values, altruism, and desires for social status.”

Elizabeth Anderson (2000): 170

“Recent investigations have uncovered large, consistent deviation from the prediction of the textbook representation of the Homo Economicus... One problem appears to lie in economist’s canonical assumption that individual are entirely self-interested. In addition to their own material payoffs, many subjects appear to care about fairness and reciprocity, are willing to reward those who act in a cooperative manner while punishing those who do not even when these actions are costly to the individual.”

Joseph Henrich, Robert Boyd, Samuel Bowles, Colin Camerer, Ernst Fehr, Herbert Gintis y Richard McElreath (2001): 73

Desde Akerlof hasta Bowles, los distintos autores y co-autores que acabamos de mencionar, comparten la creencia que el hedonismo puro y la maximización convencional de utilidad tradicional carecen completamente de sustento empírico.

Pero no sólo los economistas heterodoxos comparten este enfoque. En su conferencia Nobel de 1993, Gary Becker no se priva de su verborragia expositiva ni de interpretaciones innovadoras y originales acerca de Marx para señalar que:

“Unlike Marxian analysis, the economic approach I refer to does not assume that individuals are motivated solely by selfishness of material gain. It is a method of analysis, not an assumption about particular motivations. Along with others, I have tried to pry economists away from narrow assumptions about self-interest. Behavior is driven by a much richer set of values and preferences.”

Gary Becker (1993): 385

Al igual que en los casos anteriores, es posible que los agentes sigan reglas de comportamiento mucho más complejas que las que se derivan de la maximización hedonista de utilidad, incluyendo diversas motivaciones extra-económicas en sus decisiones. Lo que no parece apropiado, invalidando la tercera de las explicaciones para la relación negativa entre riesgo y rentabilidad mencionadas precedentemente, es que este tipo de comportamiento solamente sea representativo del caso de los pobres. ¿Será que estos últimos son homo sapiens mientras que quienes detentan mayores niveles de ingresos han sido creados a imagen y semejanza del artificio de J.S Mill?

En los puntos 4 y 6 de la lista de explicaciones alternativas para la relación negativa entre riesgo y rentabilidad, el argumento central consiste en suponer, en flagrante contradicción con el sentido común (y buena parte de la evidencia empírica), que los pobres (y sólo ellos) aman el riesgo.

Este tipo de argumento (en ocasiones asociado al trabajo de Becker, 1968), pareciera tener pocos adeptos, aunque de gran “conciencia social”:

“Many times risky activities are undertaken by poor people. In particular, economic conflicts and illegal business often take place in poor countries. We suggest an explanation for these facts based on the characteristics of the utility function. In particular, we consider an utility function such that when the consumption lies below a subsistence level the utility is zero and when the consumption lies above the subsistence level the utility is positive, concave and increasing in the consumption

level. With this utility function poor individuals are risk lovers and, for this reason, are more willing to undertake risky activities.”

Hernando Zuleta (2006): 1

Interesante razonamiento. Pero déjenme usar un poco de mayeutica. Digamos que bastaría entonces con reducir el riesgo que enfrentan los delincuentes al desarrollar sus actividades (por ejemplo despenalizando los robos, señalando qué casas están disponibles para el atraco o, quien sabe, prohibiendo la existencia de perros guardianes) para que los índices de criminalidad se redujesen sustancialmente, ya que las actividades ilegales dejarían de ser “tan” atractivas para los pobres. En otras palabras, el argumento de Zuleta (2006) nos lleva a pensar que los pobres no roban porque cuentan con pocas alternativas disponibles, sino porque les resulta “exitante” poner en riesgo su vida.

Adicionalmente, ha de señalarse que, para obtener de manera formal la existencia de “preferencia por el riesgo” a ciertos niveles de ingresos, no parece necesario que uno deba aceptar la hipótesis de Zuleta (2006) de que, por debajo de cierto umbral de recursos, la utilidad del consumo es igual a 0. En lugar de imponer arbitrariamente esta función de utilidad por tramos (no continuamente diferenciable), bastaría con utilizar las alternativas ya desarrolladas por Friedman y Savage (1948) o Kahneman y Tversky (1979), retomada y sintetizada en Kahneman (2002).

“The most significant generalization in the literature about choices... is that... people must in general be paid a premium to induce them to undertake moderate risk instead of subjecting themselves to either small or large risks... The simplest utility function (with a continuous derivative) that can rationalize all... statements simultaneously is one that has a segment convex from above followed by a segment concave from above.”

Milton Friedman y Leonard J. Savage
(1948): 284 y 295

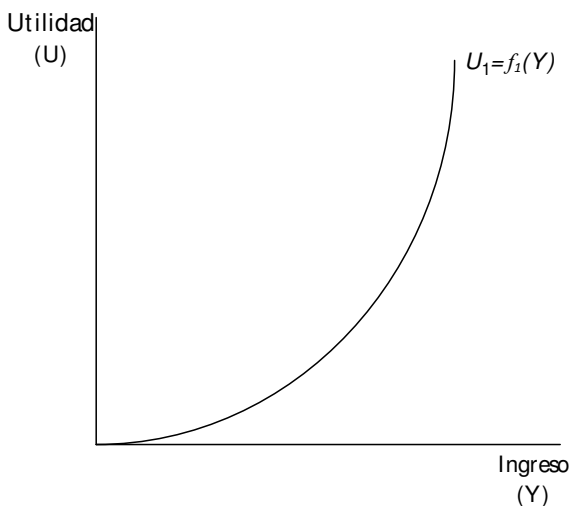
“The distinctive predictions of prospect theory follow from the shape of the value function... The val-

ue function is defined on gains and losses and is characterized by four features: (1) it is concave in the domain of gains, favoring risk aversion; (2) it is convex in the domain of losses, favoring risk seeking; (3) Most important, the function is sharply kinked at the reference point, and loss-averse – steeper for losses than for gains... (4) Several studies suggest that the functions in the two domains are fairly well approximated by power functions with similar exponents, both less than unity.”

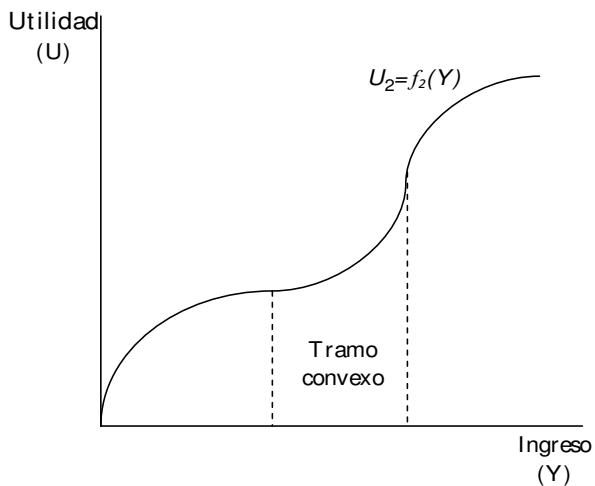
Daniel Kahneman (2002): 462

Tomadas en conjunto, parecieran existir tres opciones alternativas para justificar que los pobres son amantes al riesgo, dando lugar a las siguientes representaciones gráficas de las respectivas funciones de utilidad.

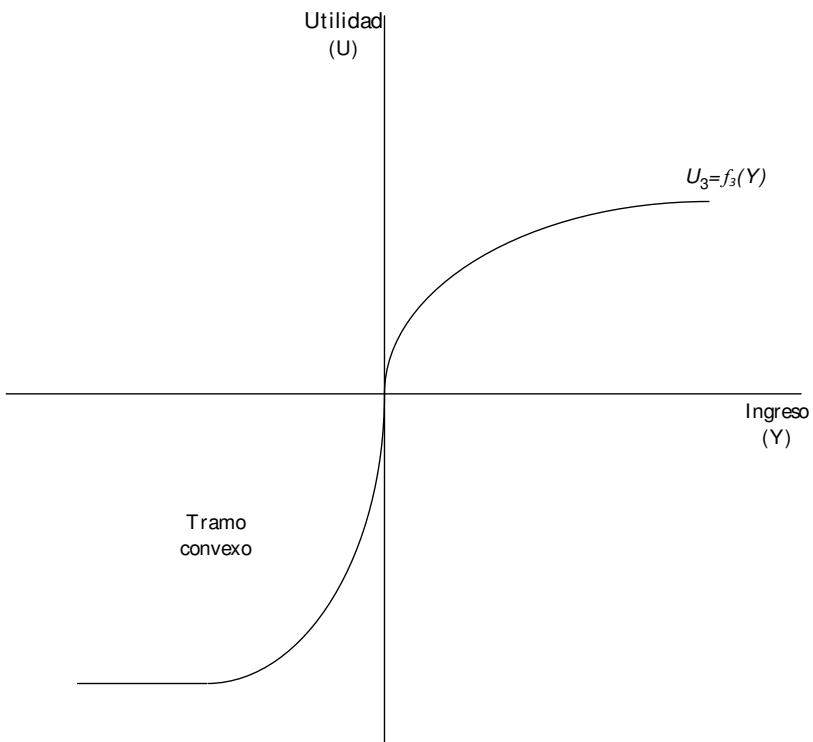
Gráfico 8. Distintas alternativas para incorporar funciones de utilidad con tramos convexos que dan lugar a la existencia de preferencia por el riesgo



(a) Preferencia por el riesgo tradicional



(b) Función de utilidad à la Friedman-Savage (1948)



(c) Función de utilidad à la Kahneman-Tversky (1979)

En los distintos paneles del gráfico 8, se aprecian diversas funciones de utilidad que comparten la peculiaridad de tener un tramo convexo (con utilidad marginal creciente). En el caso tradicional (panel a) esta es la norma. En el panel (b), la función de utilidad à la Friedman-Savage (1948) presenta un tramo convexo para niveles intermedios de ingreso, en tanto que, en la función de utilidad à la Kahneman-Tversky (1979), el tramo convexo está estrictamente definido para pérdidas o niveles de ingreso negativos.

En cada caso, cuando el nivel de ingresos relevante se encuentra en el tramo convexo de la función de utilidad, la utilidad marginal creciente permite explicar la existencia de preferencia por el riesgo.

Pero todas estas alternativas, adolecen de serias limitaciones.

En el caso de la función habitual, el problema es más evidente ¿cómo justificar funciones IARA para todos los niveles de ingreso?, ¿cuál sería el argumento lógicamente consistente y empíricamente validado que permitiría explicar por qué, a medida que aumenta el nivel de ingresos se incrementa el grado de aversión al riesgo?

En los restantes casos, ha de admitirse cierto respaldo empírico y, sobre todo, una notable relevancia teórica en lo que respecta a la participación concomitante de ciertos individuos en juegos de azar (gambling) y seguros (insurance).

Aún así, nótese dos inconsistencias para el tema que nos concierne.

En primer lugar, si se utiliza la función de Friedman-Savage (1948), los amantes al riesgo pertenecen a la clase media. Tanto ricos como pobres serían aversos al riesgo. De manera que, a menos que se asuma que no existen individuos con ingresos por debajo de aquel que determina el límite inferior del tramo convexo de la función de utilidad, no pareciera posible utilizar esta función como sustento para la afirmación de que los pobres tienen preferencia por el riesgo.

En segunda instancia, la que presenta el segmento convexo en la cola inferior de la distribución personal de ingresos, la función de utilidad de Kahneman-Tversky (1979) tiene una particularidad extraña. La utilidad marginal es creciente no allí donde los ingresos son bajos, sino donde son negativos... En otras palabras, los amantes al riesgo serían quienes estiman que existe una mayor probabilidad de pérdida que de beneficios. A menos que se demuestre que este tipo de preferencias representa arquetípicamente al caso de los

pobres (con lo cual habría que suponer que son pesimistas, algo particularmente incongruente) no podrá utilizarse la función de utilidad de Kahneman-Tversky (1979) como herramienta analítica de legitimación para el supuesto de que los pobres adoran la adrenalina del riesgo.

Finalmente, abordaremos el análisis de uno de los argumentos más relevantes, según el cual la ausencia de un “premio por riesgo” estaría determinada por errores de cálculo sistemáticos en lo que concierne a las probabilidades de distintos estados de la naturaleza para cada una de las diferentes posibilidades de inversión.

Desde el comienzo mismo de la economía política como ciencia, se observa la existencia de cierto sesgo en las percepciones de los individuos, quienes tienden a sobre estimar sus chances de éxito, especialmente a temprana edad.

“The chance of gain is by every man more or less over-valued, and the chance of loss is by most men under-valued, and by scarce any man, who is in tolerable health and spirits, valued more than it is worth.”

Adam Smith [1776] (1994), Vol. I: 48

Combinando diversas citas, Friedman y Savage (1948) señalan algo similar al respecto:

“Choices among alternatives involving different degrees of risk, for example, among different occupation, are explained in utterly different terms-by ignorance of the odds of by the fact that young men of an adventurous disposition are more attracted by the prospects of a great success than they are deterred by the fear of failure.”

Milton Friedman y L.J. Savage (1948): 280

Estudios más recientes parecieran otorgar algún sustento empírico adicional a la hipótesis de que (al menos) ciertos agentes cometen errores de estimación sistemáticos en sus predicciones acerca del futuro.

“Expectations are found to be biased and inefficient... People’s forecast errors are also systematically correlated with their demographic characteristics... the inflation forecast error is about 0.4 percentage points larger... for those without high school education.. The error is about 1 percentage point larger as real household income declines... and for minorities and females....”

Nicholas S. Souleles (2004): 39, 60 y 61

Lo interesante de la cita anterior, es la proposición de que los errores de predicción se reducen significativamente con el nivel de ingresos. Aún cuando tal proposición fuese universalmente válida, la idea de que los ricos predicen mejor el futuro que los pobres no es una condición suficiente para explicar la existencia de un “premio por cautela”. En efecto, para obtener una relación negativa entre riesgo y rentabilidad, se necesita además que el sesgo de estimación de los pobres implique la sobre-valoración sistemática de los retornos asociados a los proyectos de inversión más riesgosos. Si no fuese así, el error sistemático de cálculo podría generar que los portafolios de inversión de los pobres sean ineficientes (en el sentido de Markowitz, 1952), con menor rentabilidad pero también portadores de menor riesgo que el de los ricos (la única diferencia con el esquema tradicional del “premio por riesgo” consistiría en que el portafolio de los pobres no se encuentra sobre la frontera eficiente de inversión).

En resumen, las explicaciones alternativas examinadas para la “paradoja (para todo el mundo, pero tan clara en América Latina) del premio por cautela”, pueden clasificarse como distintas versiones extendidas de la teoría de las diferencias igualadoras, en donde los principios generales de la misma se cumplen para la población “normal” y “representativa”, en tanto que los resultados contraintuitivos se deben a que: i) los agentes con carteras de inversión poco rentables (generalmente los pobres) son definitivamente i) “raros” (i.e. amantes al riesgo, con preferencias complejas e inconsistentes); ii) de carácter “irracional” (en tanto no maximizan y se dejan llevar por impulsos, hábitos o factores extra-económicos); o iii) intelectualmente “infradotados” (en términos relativos, al no ser capaces, de evaluar correctamente las probabilidades de los

diferentes estados de la naturaleza asociados a las diversas oportunidades de inversión).

Afortunadamente, existen explicaciones alternativas.

A mediados de 1980, uno de los principales exponentes contemporáneos de la teoría de las diferencias igualadoras admitía implícitamente cuál es el verdadero flanco débil del argumento smithiano:

“It should be pointed out that both the theory and applications of equalizing differences are based on the assumption of perfect information on both sides of the markets...Hence, this theory cannot possible explain all wage variation in some specific set of data. In light of much subsequent research on the determinants of wages it seems fair to add the point that search, information costs, and other omitted factors sustain significant wage variability among measurably identical jobs and workers”

Sherwin Rosen (1986): 643

“Information costs”. Esa es la frase importante. Al explicar la variabilidad interpersonal de los salarios, Rosen (1986) recurre a un eufemismo de “competencia imperfecta” como variable clave para comprender el origen de la desigualdad.

En otro estudio, publicado en *American Economic Review*, Palacios-Huerta (2003) desarrolla el mismo tipo de razonamiento.

“On the one hand, differences between human capital and financial assets in terms of returns per unit of risk may be... associated with relative differences in nonmonetary returns, capital market difficulties, frictions, and other circumstances across these demographic groups.”

Ignacio Palacios-Huerta (2003): 950

Pero por qué continuar con rodeos, eufemismos y acercamientos laterales, cuando resulta mucho más sencillo llamar a las cosas por su nombre:

“The hypothesis that the inconsistent support for the theory of equalizing differences that characterized previous studies was due to the omission of important dimensions of worker quality was not supported by the data... Labor markets are simply not as competitive as the theory of equalizing differences assumes.”

Charles Brown (1980): 131

La cita precedente, dado el hecho que los mercados no son tan competitivos como se asume habitualmente, nos retrotrae a las viejas enseñanzas de John Stuart Mill:

“Em parte por essa causa e, em parte devido aos monopólios naturais e artificiais dos quais adiante falaremos, as desigualdades salariais costumam caminhar em direção oposta à do justo princípio da compensação, erroneamente apresentado por Adam Smith como a lei geral da remuneração de mão-de-obra. A aspereza e o ganho, em vez de diretamente proporcionais, o que seriam se fosse justa a estrutura da sociedade, costumam estar em razão inversa.”

John S. Mill [1849](1996): 441⁵

Efectivamente, la hipótesis central en la que nos basaremos a lo largo de toda la tesis es que la teoría de las diferencias igualadoras es incapaz de explicar la existencia de un “premio por cautela”, no porque existan ciertos agentes raros, irracionales o infradotados, sino porque la mayor parte de los mercados latinoamericanos no son lo suficientemente competitivos. Este enfoque alternativo, no

⁵ Debe señalarse, sin embargo, que esta cita de Mill [1849] (1996) es un tanto injusta para con Adam Smith. Aún cuando el padre de la economía política sea el creador de la teoría de las diferencias igualadoras, no puede decirse que este filósofo y economista inglés desconociese los efectos distributivos del monopolio y la competencia imperfecta. De hecho, y a modo de detalle anecdótico pero sumamente ilustrativo, ha de remarcarse que, en su “Riqueza de las Naciones”, Adam Smith [1776](1994) menciona 174 veces la palabra “monopolio”, en tanto que sólo se verifican 130 ocurrencias del vocablo “competencia”. En la cita precedente, y en consecuencia de lo expuesto, uno debería cambiar la palabra “erróneamente” por “intencionalmente”, y así hacer justicia con el verdadero accionar de Adam Smith.

sólo nos aparta de la teoría de las diferencias igualadoras, sino que promueve la utilización de una versión ampliada de la teoría del capitalismo monopólico como estructura analítica más apropiada para examinar la relación entre volatilidad macroeconómica y distribución (tanto personal como funcional) del ingreso en América Latina. En este sentido, combinando las contribuciones teóricas de Marx [1867] (1994), Luxembourg [1913] (2003), Lenin [1916] (1948) y sus discípulos, en lo que atañe a los efectos distributivos del poder de mercado (incluyendo un análisis de segmentación de mercados à la Doeringer y Piore, 1971) con los aportes específicos de Knight [1921] (2005) y Clark [1899] (1938), en lo que concierne a la relación riesgo-competencia-beneficios (y sin dejar completamente de lado la teoría de las diferencias igualadoras) puede desarrollarse un marco analítico comprensivo, en base a la siguientes hipótesis de trabajo.

4.1 Hipótesis principal

Allí donde los mercados son competitivos y existe una movilidad factorial significativa, la teoría de las diferencias igualadoras resultará la más apropiada para explicar la correlación positiva entre volatilidad y desigualdad. Sin embargo, en la mayor parte de los mercados (en los cuales predomina la competencia imperfecta), esta correlación no podrá explicarse sino desde un enfoque alternativo, en el cual la volatilidad macroeconómica genera barreras a la entrada (trabas a la competencia, principalmente à la Steindl, aunque fundacionalmente asociadas a la idea knightiana de que la incertidumbre reduce la competencia) y, por lo tanto, mayores (y más persistentes) rentas de monopolio, con su consecuente impacto sobre la distribución (personal o funcional, según el modelo específico) del ingreso.

Para analizar en detalle la hipótesis principal, el primer paso consiste en demostrar que la misma puede derivarse sin mayores dificultades de las propias palabras de ciertos autores clásicos.

“Hence the problem of profit is one way of looking at the problem of the contrast between perfect

competition and actual competition...Uncertainty... forms the basis of a valid theory of profit and accounts for the divergence between actual and theoretical competition... In the course of the argument it will become increasingly evident that the prime essential to that perfect competition which would secure in fact those results to which actual competition only 'tends', is the absence of uncertainty."

Frank Knight [1921](2005): 9-10

Se observa entonces que la primera parte de la hipótesis principal de la obra tiene sus raíces en un trabajo seminal de la escuela de Chicago, más precisamente en la sección denominada como "Imperfect competition through risk and uncertainty" del libro de Knight [1921] (2005): *Risk, Uncertainty and Profit*.

Es cierto que, ni la incertidumbre es riesgo, ni el riesgo se asocia estrictamente con la volatilidad macroeconómica, pero la idea central del autor ha servido de "musa inspiradora" para los distintos modelos que se desarrollan a lo largo del trabajo.

Cualquier lector avanzado de Knight [1921] (2005), remarcará también que, en *Risk, Uncertainty and Profit*, la incertidumbre creaba poder de mercado (bajo la forma de beneficios corporativos heterogéneos entre sectores y empresas), no porque estableciera algún tipo de barrera a la entrada especial, sino porque generaba errores de predicción ex-post en las rentabilidades de las firmas, cuyas perspectivas ex-ante no tenía por qué ser distintas (lo cual explica la ausencia de arbitraje intersectorial).

Además, Knight [1921](2005) reconoce explícitamente que este tipo de "competencia imperfecta" genera beneficios extraordinarios en ciertos sectores, pero también pérdidas significativas en otros tantos. Para el resto de la economía, no es necesario que exista una relación positiva entre incertidumbre (o en nuestro caso volatilidad) y participación de los beneficios en el producto (distribución funcional del ingreso).

Ambas críticas son acertadas, por eso ha sido necesario combinar algunas de las ideas centrales de Knight con diversas hipótesis que permitan interpretar la relación entre volatilidad y competencia imperfecta desde un enfoque alternativo.

Para que las diferencias intersectoriales de rentabilidad persistan en el enfoque “puro” de Knight, debe asumirse que los errores de predicción se encuentran sistemáticamente sesgados (con sobreestimación permanente de beneficios en algunas firmas y subestimación constante en las restantes). Aunque factible, esta hipótesis auxiliar parece muy poco probable.

Si los diferenciales de retorno subsisten, debe ser entonces por alguna otra razón.

“The interval between actual wages and the static standard is the result of friction... if competition worked without let or hindrance, pure business profit would be annihilated as fast as it could be created...”

James B. Clark [1899] (1938): 410

Si combinamos esta proposición con la idea knightiana acerca de la relación entre riesgo y rentabilidad, puede proponerse la hipótesis según la cual una mayor volatilidad macroeconómica no sólo genera errores de predicción, sino también fricciones que entorpecen la libre competencia bajo cierta forma de barreras a la entrada.

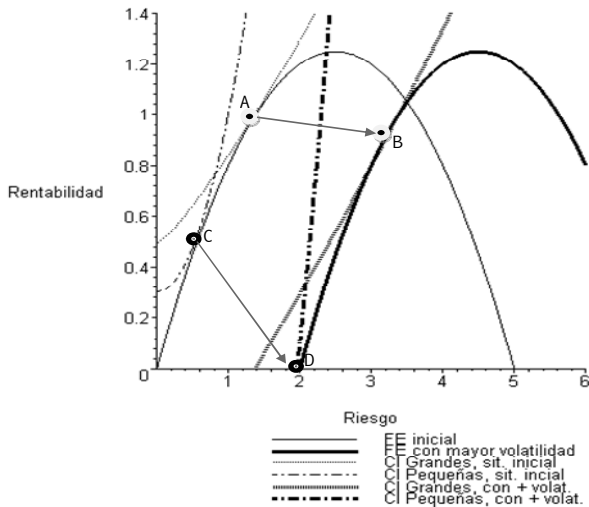
En un contexto semejante (cuya validez intentaremos demostrar a lo largo de los distintos capítulos de la obra), la relación entre volatilidad y desigualdad se puede apreciar claramente en cualquiera de los textos que adhieren a la teoría del capitalismo monopólico:

“The relative share of gross capitalist income... in the aggregate turnover is with great approximation equal to the average degree of monopoly”

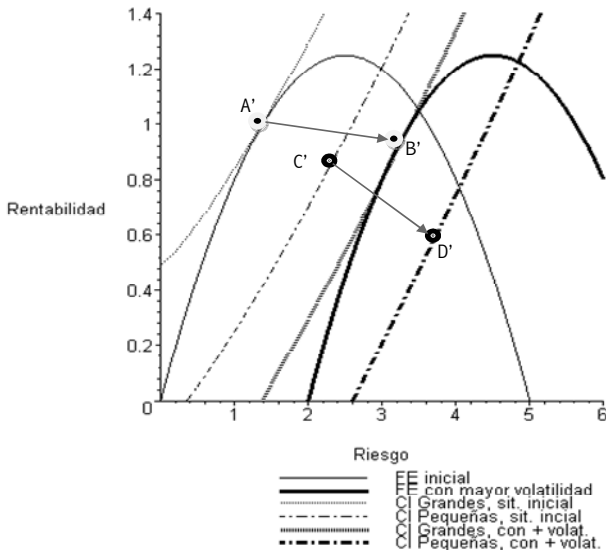
Michal Kalecki [1938] (1971): 102

Tanto el argumento básico implícito en la hipótesis principal de la obra, como su radical diferencia con las distintas explicaciones alternativas del fenómeno de “premio por cautela” (previamente examinadas), podrán comprenderse más fácilmente con la ayuda del siguiente análisis gráfico.

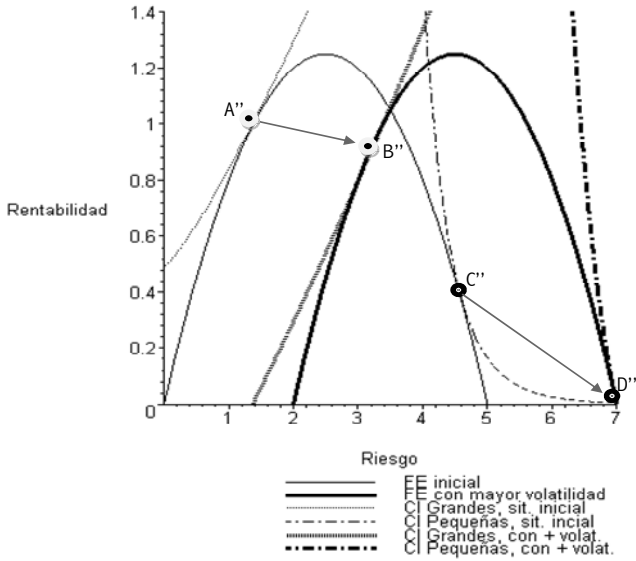
Gráfico 9. Representación à la Markowitz (1952) de las distintas alternativas disponibles para examinar el impacto de la volatilidad sobre la distribución del ingreso



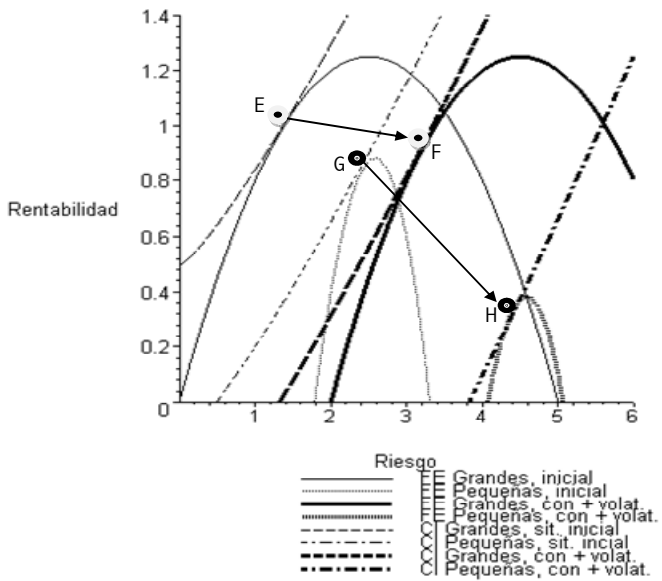
(a) Diferencias igualadoras + aversión asimétrica al riesgo



(b) Dif. igualadoras + racionalidad limitada (sesgo)



(c) Dif. igualadoras + pref. por el riesgo



(d) Barreras a la entrada dinámicas

A simple vista, y a menos que uno se encuentre habituado con el análisis de fronteras eficientes de inversión en tangencia con curvas de indiferencias alternativas de distintos tipos de inversores, la intuición que se deriva del gráfico 9 no resulta evidente. Pese a ello, veremos que con no mucha información adicional, los aspectos distintivos de la hipótesis principal del documento emergerán del análisis con una gran claridad.

En el panel (a) se presenta un caso ficticio, pero representativo, del argumento tradicional según el cual la relación positiva entre volatilidad y desigualdad obedece al accionar de la teoría de las diferencias igualadoras. Inicialmente, los agentes más aversos al riesgo (habitualmente los pobres o las pequeñas empresas, según la unidad de análisis seleccionada) eligen portafolios que cuentan con una menor dispersión esperada de los retornos que aquellos que prefieren los agentes menos aversos (véanse las tangencias de la curvas de indiferencia –CI– de los distintos agentes con la frontera eficiente –FE– inicial) quienes, por asumir un mayor riesgo, se benefician de retornos promedio más elevados (comparar los portafolios A –agentes menos aversos al riesgo– y C de dicho panel). Dado el diferencial de preferencias en materia de riesgo, al aumentar la volatilidad (lo cual se refleja gráficamente como un desplazamiento horizontal y hacia la derecha de FE) los nuevos puntos de equilibrio/tangencia (B y D, para agentes poco y muy aversos al riesgo, respectivamente) determinan un incremento ex–post de la desigualdad (en el panel a del gráfico 9, esto se aprecia al comparar la distancia vertical inicial entre A y C en comparación a la distancia vertical post-volatilidad entre B y D, siendo esta última sustancialmente mayor).

Como puede apreciarse, el resultado depende decisivamente del supuesto de preferencias asimétricas entre los distintos agentes, que conlleva necesariamente la existencia de un “premio por riesgo”, es decir, una relación positiva de corte transversal entre riesgo y rentabilidad (que gráficamente se podría apreciar trazando una línea recta entre A y C, u otra entre B y D). El problema con este supuesto es que, como se demostrará en la sección 3, la evidencia empírica existente pareciera rechazar su validez para el caso de América Latina.

Es por ello que al comienzo de la presente sección se presentaron una serie de enfoques alternativos que, manteniendo el argumento central de la teoría de las diferencias igualadoras pero modificando alguno de sus supuestos auxiliares, permitían explicar la relación positiva

entre volatilidad y desigualdad sin asumir la existencia de un “premio por riesgo” a nivel interpersonal. En el gráfico 9, estos enfoques corresponden a los paneles (b) y (c), asociados a las explicaciones 7 y 4 a 6, respectivamente, de la lista oportunamente discutida.⁶ El panel (d), como veremos más adelante, corresponde al argumento alternativo que se desprende de la hipótesis principal de la obra.

En el panel (b) examinamos el caso en el cual se asume, en forma caricaturesca y a los efectos de reflejar de manera más contundente la idea básica del supuesto, que los pobres (o empresas pequeñas) son “intelectualmente infradotados”, es decir, el caso en el cual dichos agentes (y sólo ellos) son incapaces de predecir de manera apropiada las probabilidades de los diversos estados de la naturaleza (rendimientos esperados) asociados a las diversas oportunidades de inversión. Esta supuesta asimetría existente en las capacidades de cálculo y razonamiento entre distintos tipos de agentes se aprecia gráficamente por el hecho de que, mientras los ricos eligen sus portafolios haciendo tangente su curva de indiferencia con la frontera eficiente de oportunidades de inversión (i.e. punto A'), los pobres, incapaces de construir intelectualmente la representación de dicha frontera, terminan optando por portafolios ineficientes (o puntos internos como C'). Respecto de A', el portafolio ineficiente seleccionado por los pobres podría tener más o menos riesgo y más o menos rentabilidad (lo único que es seguro es que estará dentro, y no sobre, la FE inicial). El hecho de que en este ejemplo C' se encuentre por debajo y a la derecha de A' significa que el error de cálculo de los pobres implica una sobre-estimación de los retornos de los activos riesgosos y una sub-estimación de los retornos de las inversión más seguras (lo cual conduce a la selección de portafolios riesgosos que, ex-post, no rinden los beneficios esperados por los agentes con “dificultades cognitivas”). Al aumentar la volatilidad, la FE inicial se desplaza hacia la derecha, y los nuevos portafolios de equilibrio de ricos y pobres quedan definidos por B' y D', respectivamente, con un

⁶ Nótese que las explicaciones 1 a 3 de dicha lista, vinculadas a la hipótesis de irracionalidad de los agentes (asumiendo racionalidad à la Bernoulli), no han sido representadas gráficamente debido a la imposibilidad de establecer a priori cuáles son las curvas de indiferencia de los agentes en el plano riesgo-rentabilidad si los mismos no maximizan una función de utilidad ni tienen necesariamente en cuenta el trade-off entre tales variables para tomar sus decisiones de inversión.

consecuente incremento de la desigualdad (comparar la distancia vertical entre A' y C' con la da entre B' y D').

Empíricamente, los resultados que se desprenden del panel (b) son más factibles que los del panel (a) (ya que, ex – post, no hay premio por riesgo interpersonal). Pero el argumento lógico depende crucialmente de que los pobres no sólo sean “intelectualmente infradotados”, sino que, además, cuenten con la peculiar capacidad de sobre-estimar únicamente los retornos de las inversiones más riesgosas. Más aún, incluso bajo estos supuestos, para que la desigualdad aumente al incrementarse la volatilidad (básicamente, para que D' esté mucho más por debajo de C' que B' de A') habría que explicar por qué la sobre-estimación de los retornos de las inversiones riesgosas aumenta paripassu con la volatilidad. En definitiva, demasiados supuestos “heroicos” para tratar de sostener un argumento poco probable.

El panel (c) puede verse como un “espejo” del panel (a), ya que mantiene la hipótesis de las diferencias igualadoras pero revierte completamente los supuestos en relación a las preferencias individuales en torno al riesgo. A diferencia del primer caso, en el panel (c) se asume que los pobres no parecieran ser aversos, sino más bien amantes al riesgo, con funciones de utilidad definidas por alguna de las alternativas del gráfico 8. Si la FE inicial es tal y como se define en el gráfico 9 (básicamente cóncava, con una relación positiva entre riesgo y rentabilidad que se revierte para niveles de riesgo muy elevados), el “premio por riesgo” objeto de discusión desaparece. Los pobres y las empresas pequeñas elegirán portafolios riesgosos y poco rentables, en tanto que los ricos y las grandes empresas optarán por componer carteras de inversión más seguras y más rentables (puntos C'' y A'' del panel (c), respectivamente). Al aumentar la volatilidad, la nueva combinación de equilibrio se determina a partir de los portafolios B'' y D'' para ricos o megacorporaciones y pobres o empresas chicas, respectivamente. Como ha sido representado en el panel (c), el nuevo equilibrio implica un mayor nivel de desigualdad al incrementarse el diferencial de retornos esperados entre ricos y pobres.

De esta nueva alternativa, también se deriva una relación positiva entre volatilidad y desigualdad que no requiere de la tradicional hipótesis del “premio por riesgo”. Sin embargo, al igual que el caso anterior, el resultado que se obtiene del panel (c) depende de una igualmente controvertida serie de supuestos. En primer lugar, no sólo debe aceptarse que los pobres son menos aversos al riesgo que los

ricos (hipótesis que, de por sí, casi no cuenta con adeptos en nuestra disciplina) sino también que los primeros son amantes al riesgo, algo que, salvo Becker (1968)⁷ y alguno de sus discípulos, pocas personas estarían dispuestas a aceptar.

Pero no basta con ello para asegurar que la desigualdad aumente con la volatilidad. Se observa un “mean-preserving-spread” (aumento de la volatilidad, reflejado en un desplazamiento hacia la derecha de la FE inicial) el equilibrio final depende de la dinámica de las preferencias. Más precisamente, si las mismas permanecen inalteradas (el coeficiente de Arrow-Pratt no se modifica intertemporalmente) el resultado más probable ante un aumento de la volatilidad no será el que se describe en el panel (c) del gráfico 9, sino más bien uno en el cual D'' se encuentre por encima (aunque más a la derecha) de C'' . En efecto, dadas las características de la FE y de la CI de los pobres, el sendero de expansión de los portafolios de equilibrio para estos agentes (la línea que une los puntos de los distintos portafolios de equilibrio de los pobres, para distintos niveles de volatilidad) tiene que tener pendiente positiva. Bajo tales circunstancias, a mayor volatilidad menor desigualdad ya que, para los ricos (y por el hecho de ser aversos al riesgo), dicho sendero de expansión tiene pendiente negativa. En otras palabras, con preferencias constantes, a mayor volatilidad, menor rentabilidad del portafolio de inversión de equilibrio de los ricos y mayor rentabilidad del portafolio de inversión de equilibrio de los pobres, lo cual no hace otra cosa que mejorar la distribución (personal, si comparamos ricos y pobres; o funcional, si comparamos capitalistas y trabajadores) del ingreso. De esta manera, se aprecia claramente que la premisa según la cual los pobres son amantes al riesgo para explicar una correlación positiva entre volatilidad y desigualdad. Para ello se requiere además que i) a medida que aumente la volatilidad, la preferencia por el riesgo de los pobres también debe incrementarse lo suficiente como para que el mencionado sendero de expansión no solamente tenga pendiente negativa, sino que ésta sea mayor (en valor absoluto) a la de los

⁷ En este trabajo (“Crime and Punishment: An Economic Approach”), el autor tiende a explicar el comportamiento criminal como, entre otras cosas, una suerte de preferencia por el riesgo de quienes desarrollan actividades delictivas. Luego, si el estereotipo del criminal (al menos de aquel que no puede escapar del “no-tan-largo-brazo de la ley”) se asocia (discriminatoriamente) con la pobreza, tendremos entonces que los individuos de bajos ingresos serían los que tienen mayor preferencia por el riesgo (ver también Zuleta, 2006).

ricos (supuesto que hicimos para el caso del panel (c); y ii) que la FE inicial tenga (como se ha asumido para todos los paneles del gráfico 9) un tramo con pendiente negativa en el locus geométrico riesgo-rentabilidad. Si la FE inicial es cóncava pero estrictamente creciente (i.e. al estilo de una función en la cual el nivel de los retornos esté en función del logaritmo del riesgo) y el incremento de la volatilidad no modifica la esperanza de los retornos (mean-preserving-spread), llegamos a la conclusión que los amantes al riesgo siempre elegirán el portafolio más riesgoso y rentable, siendo este último exactamente el mismo para cualquier nivel de volatilidad y cualquier intensidad de “preferencia por el riesgo” (siempre que se cumpla que la mayor dispersión es “mean-preserving”). En tal caso, la desigualdad tenderá a disminuir a medida que aumenta la volatilidad (cae la rentabilidad del portafolio de equilibrio de los ricos y se mantiene inalterada la de los pobres).

Vemos nuevamente que, al igual que en el caso del ejemplo del panel (b), para explicar la existencia de un “premio por cautela” en el contexto general de la teoría de las diferencias igualadoras, los supuestos adicionales requeridos (en este caso, en lo que respecta a las preferencias por el riesgo y a la forma de la FE) son extremadamente restrictivos e irrealistas.

En este sentido, por qué habríamos de intentar salir por la ventana si, como decía Confucio, “la salida es a través de la puerta” ¿Para qué complicarse con hipótesis controvertidas y carentes de soporte empírico, cuando tenemos a nuestra disposición una explicación mucho más simple y razonable para la relación positiva existente entre volatilidad y desigualdad en un contexto de “premio por cautela”?

En el panel (d) del gráfico 9 se presenta tal explicación. A grandes rasgos, el argumento es claro, sencillo, intuitivo y completamente independiente de las preferencias por el riesgo. De hecho, se asume para el ejemplo de dicho panel que los distintos agentes tienen exactamente las mismas preferencias por el riesgo, son igualmente racionales y tienen la misma capacidad de cálculo. La explicación del panel (d) se fundamenta en la hipótesis principal de la obra, sosteniendo básicamente que: i) para cada momento del tiempo, las oportunidades de inversión disponibles para los pobres (y las pequeñas empresas) son mucho menos atractivas (en términos de riesgo y rentabilidad) que las disponibles para los ricos (y las grandes empresas); y ii) a medida que aumenta la volatilidad, el

diferencial de oportunidades se amplifica debido a la aparición de diversas barreras a la entrada en los mercados más seguros y rentables. Nótese que, al igual que en el panel (b), el portafolio de equilibrio inicial de los pobres en el panel (d) (punto G) se encuentra por debajo (menos retorno) y a la derecha (más riesgo) del portafolio inicial de equilibrio de los ricos (punto E). Pero en esta oportunidad (panel (d)), ello no se debería a un error sistemático de cálculo de los pobres (quienes, en el panel (b), sobre-estimaban recurrentemente los retornos esperados de las inversiones más riesgosas) sino a la existencia de barreras a la entrada en ciertos mercados que generan una notable asimetría en las oportunidades de inversión disponibles para los distintos agentes. En el panel (d), esta asimetría se representa con FE idiosincrásicas, específicas para cada agente, bajo la hipótesis comúnmente aceptada de que a mayor nivel de ingreso-riqueza, mayores y mejores oportunidades de inversión (segmentación de mercados: en términos gráficos, la FE de los ricos domina estocásticamente a la de los pobres en tanto ésta última se encuentra completamente contenida por la primera). Al aumentar la volatilidad, si el diferencial de oportunidades se mantiene inalterado y las preferencias no cambian, el efecto sobre la desigualdad sería nulo. Por el contrario, si se asume (como haremos a lo largo del documento) que la volatilidad no sólo aumenta la dispersión, sino que también reduce la media de los retornos esperados (al generarse barreras a la entrada en los segmentos más rentables del mercado), esto se traduce en un desplazamiento de la FE inicial de los pobres (y las empresas pequeñas), no solamente hacia la derecha (como en el caso de los ricos y las grandes empresas), sino también hacia abajo. En relación al portafolio de equilibrio inicial de los pobres (punto G del panel (d)), el nuevo punto de tangencia (H) determinará un mayor nivel de riesgo y una menor rentabilidad, en tanto que, para el caso de los ricos, el impacto de la volatilidad sobre el retorno esperado de su portafolio es insignificante (comparar el nivel de rentabilidad esperado de los portafolios de equilibrio E y F del panel (d)). De esta manera, se obtiene que a mayor volatilidad la desigualdad es más pronunciada, con “premio por cautela” y sin haber utilizado más que una serie de supuestos razonables para la relación existente entre riesgo, poder de mercado, segmentación de mercados y distribución (ya sea personal o funcional) del ingreso.

A continuación se presentan las hipótesis específicas que permiten: i) materializar las intuiciones de la hipótesis general en aplicaciones específicas más concretas y ii) comprender el por qué de la necesidad de desarrollar un argumento alternativo al de la teoría de las diferencias igualadoras.

4.2 Hipótesis específicas

El desarrollo de los siguientes capítulos de la obra estará estructurado en torno a las siguientes hipótesis específicas de trabajo:

- I.- La relevancia empírica de la volatilidad macroeconómica como determinante de la desigualdad en Argentina y América Latina no guarda relación alguna con el espacio que se le otorga como tal en la literatura especializada, al menos en términos relativos a la educación o la tenencia de la tierra.
- II.- Pese a las críticas previamente mencionadas, y dejando de lado los aportes puramente estadísticos a la Gibrat, las contribuciones teóricas que vinculan al riesgo con la distribución (tanto personal como funcional) del ingreso sin utilizar los supuestos centrales de la teoría de las diferencias igualadoras son prácticamente inexistentes.
- III.- La volatilidad macroeconómica afecta a la distribución del ingreso personal a través de distintos canales, entre los cuales se destaca el de la inversión en capital humano. A diferencia de los modelos tradicionales, pareciera que la volatilidad de la economía incrementa las desigualdades educativas, no porque los agentes sean aversos al riesgo y la educación sea un activo riesgoso, sino porque la educación es un activo rentable y seguro al que sólo pueden acceder quienes pueden desarrollar sus estudios sin trabajar, objetivo que se dificulta cuando existe una mayor amplitud de las fluctuaciones macroeconómicas.
- IV.- Finalmente, se plantea que la volatilidad percibida por el sector empresario (tanto financiero como no financiero) podría causar (en el sentido débil de Hicks) una mayor concentración en la producción a través de sus efectos asimé-

tricos sobre los incentivos a invertir y la distribución del crédito: en economías con agentes heterogéneos (y racionamiento endógeno), cuando el riesgo aumenta la demanda de bienes de capital será aún más baja cuanto mayor sea la aversión al riesgo de los agentes, y tanto menor será la probabilidad de obtener un crédito cuanto más escasos sean los colaterales disponibles. Dado que la riqueza (o el tamaño de la firma) se relaciona negativamente con el coeficiente de aversión al riesgo y positivamente con la cuantía de colaterales disponibles, se obtiene entonces que, a través de la concentración de la inversión, la volatilidad macroeconómica aumenta el grado de monopolio en el mercado de bienes con su consecuente impacto regresivo sobre la distribución funcional del ingreso.

Mientras que las hipótesis I y II se examinan detalladamente en el capítulo II, describiendo el estado general del conocimiento, las hipótesis III y IV han de establecer un punto de partida para desarrollar, en los capítulos III y IV, una serie de modelos analíticos alternativos (y aplicaciones econométricas relacionadas) que, constituyendo el eje central de la presente investigación, proporcionan el fundamento teórico y empírico necesario para sostener la hipótesis principal que se describe en la sub-sección precedente.

A continuación, al presentar los objetivos y la estructura general de la obra, se verá con un mayor grado de detalle cuáles son las principales características teóricas y metodológicas asociadas al análisis de las distintas hipótesis específicas.

4.3 Objetivos y estructura

En la primera página de la introducción se adelantaba que, “el principal objetivo de la obra no radica tanto en enfatizar la importancia de la volatilidad macroeconómica como determinante de la desigualdad en Argentina y América Latina, cuanto en la construcción de un esquema teórico alternativo, basado en el caso latinoamericano, en el cual la relación examinada [volatilidad-desigualdad] no se explique unívocamente por el supuesto de que toda sociedad está

dispuesta a premiar a los “aventureros” por asumir la mayor parte del riesgo existente”.

En torno a este objetivo principal, se presenta a continuación un conjunto de objetivos específicos más concretos, asociados a las hipótesis de trabajo previamente mencionadas.

- 1.- Evaluar detalladamente el alcance y la dinámica de la desigualdad en Argentina y América Latina, identificar las causas y establecer cuáles de ellas se destacan en las investigaciones empíricas.
- 2.- Examinar cuál es el rol que se le otorga a la volatilidad macroeconómica como determinante de la distribución del ingreso en la región (en términos personales, debido a la escasez de información en lo que concierne a la distribución funcional en América Latina para el período aquí considerado).
- 3.- Analizar las contribuciones teóricas más recientes y señalar cuál es el argumento central que se utiliza en cada caso para explicar los efectos de volatilidad sobre la desigualdad.
- 4.- Inspeccionar críticamente los supuestos específicos (auxiliares y generadores) de los distintos modelos que constituyen el cuerpo de análisis del objetivo anterior, remarcando cuál es el soporte empírico de cada uno de ellos para el caso de Argentina y América Latina.
- 5.- Utilizar los resultados derivados de los objetivos 3 y 4 para, si fuese necesario, construir una serie de modelos alternativos, desarrollados en base a supuestos e hipótesis estrechamente relacionados con la evidencia empírica latinoamericana.
- 6.- Utilizar estos modelos para identificar la relación volatilidad-desigualdad (distribución personal del ingreso) a través del canal educativo, y examinar su relevancia para distintos países de la región.
- 7.- Trabajar con los nuevos desarrollos analíticos para establecer cuál sería el impacto de la volatilidad sobre la distribución funcional del ingreso a través del canal del crédito y la inversión, procurando testear empíricamente su validez en Argentina y América Latina.

Para alcanzar los distintos objetivos, la estructura del documento tendrá las siguientes características.

El capítulo II comienza con el análisis de la hipótesis I (sección empírica del estado del conocimiento), siguiendo los lineamientos establecidos por los objetivos específicos 1 y 2.

La segunda parte de dicho capítulo (sección teórica del estado del conocimiento) examina la hipótesis II, en el contexto de los objetivos específicos 3 y 4.

Luego del estado de las artes, se presenta el capítulo III donde se analiza la validez de la hipótesis III (relación volatilidad-desigualdad, a través del “canal educativo”), intentando alcanzar los objetivos específicos 5 y 6.

El cuerpo central del trabajo culmina con el capítulo IV, donde se evalúa la validez de la hipótesis IV o, más precisamente, la relevancia de la relación volatilidad-desigualdad a través del “canal del crédito y la inversión”, en base a los objetivos específicos 5 y 7.

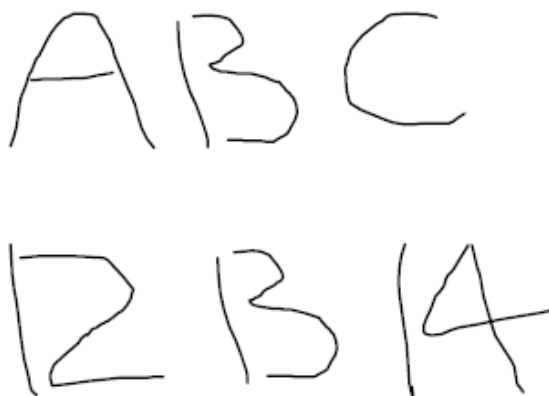
Luego del capítulo IV, la obra finaliza con las conclusiones generales y las referencias bibliográficas.

Remarcando, entonces, que la volatilidad es un factor de primer orden para explicar la dinámica de la desigualdad en Argentina y América Latina, que como tal ha sido sistemáticamente subestimado por los estudios empíricos y monocausalmente interpretado por buena parte de las contribuciones teóricas, se invita a la lectura del cuerpo principal de la obra, en donde no podrán encontrarse nuevas “verdades”, “leyes” ni “axiomas” superadores, sino más bien algunas sugerencias e hipótesis (con cierto sustento empírico) que buscan sembrar dudas allí donde había certezas, invitando a recorrer nuevos caminos sin olvidar los senderos transitados.

Pero haciendo camino al andar, y sobre todo en este documento, uno puede encontrarse con ciertos “desvíos” matemáticos, econométricos, epistemológicos e incluso filosóficos que parecieran alejarnos del objetivo central, embarcándonos en discusiones aparentemente bizantinas. Pues aún a riesgo de que tal percepción pueda no ser del todo inapropiada, quiero llamar la atención sobre el hecho que dichos “desvíos” constituyen el verdadero contexto del mensaje, el pathos relevante para el logos del discurso. En su conferencia Nobel del 2002, Daniel Kahneman remarcaba la importancia de dicho contexto como herramienta indispensable para el concepto de accesibilidad, o facilidad con la que ciertas ideas llegan a

la mente. En este sentido, el gráfico 10 presenta un típico ejemplo del autor en el cual se aprecia que un signo ambiguo puede interpretarse indistintamente como una B o un 13, dependiendo del contexto en el cual se encuentre.

Gráfico 10. Contexto y accesibilidad, una asociación tan indivisible como el logos y el pathos del discurso



Fuente: Kahneman (2002), figura 4.

De manera similar, el análisis de las principales hipótesis de la obra, no sería igualmente asimilable, no tendría el mismo nivel de accesibilidad si no se discutiesen (al menos superficialmente) ciertos conceptos tales como los de racionalidad, verdad, hechos estilizados, universalidad de las teorías, o irrelevancia de los supuestos (entre otros), no sería igualmente auto contenida si no se presentasen ciertas características de los estimadores econométricos, y no sería lo suficientemente transparente en sus argumentos lógicos si no se utilizasen algunas derivaciones matemáticas clave en los modelos formales desarrollados. En otras palabras, sin el contexto que determinan este tipo de “supuestos desvíos”, sin el pathos del discurso que proviene de los mismos, no podría interpretarse con la claridad necesaria cuál es el verdadero aporte de la obra o, más precisamente, cuál es la contribución más relevante para comprender por qué en Argentina y América Latina, la volatilidad se asocia positivamente con la desigualdad en un contexto de “premio por

cautela”, en franca contradicción con buena parte de los desarrollos teóricos existentes.

5. Anexo

5.1 Estimadores econométricos utilizados en el capítulo

Para quienes ya se encuentren familiarizados con los procedimientos econométricos más básicos (mínimos cuadrados ordinarios, efectos fijos, efectos aleatorios, estimador “between”, etc.) se recomienda saltar esta sección y pasar directamente a la siguiente, en la cual se presentan los resultados econométricos de la tabla A.1 para la relación rentabilidad-volatilidad, oportunamente discutida en la sección 3 (ver gráfico 6). Adicionalmente, leer la sección de econometría (en particular con respecto a los datos de panel) que desarrollamos a continuación.

En otro caso, asúmase que la variable dependiente “y” puede explicarse de la siguiente manera:

$$y_0 = \beta_0 + \beta_1 x_{1,t} + \beta_2 x_{2,t} + \dots + \beta_k x_{k,t} + u_t \quad (1)$$

donde y , x_1 , x_2, \dots , x_k , son las variables explicativas, u es un error de predicción, el subíndice t es representativo del tiempo y β_0 , β_1 , β_2, \dots , β_k , son los parámetros que deseamos estimar.

Asumiendo luego:

A. (Exogeneidad de las variables x_j): $E(u) = 0$ y $Cov(x_j, u) = 0$ para todo $j=1, \dots, k$; y

B. (Homocedasticidad de los errores): $E(u^2 x' x) = \sigma^2 E(x' x)$, donde $\sigma^2 \equiv E(u^2)$,

podemos obtener estimadores MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) que son consistentes (convergentes) y asintóticamente normales (Gaussianos).

Estos estimadores MCO se definen formalmente de la siguiente manera

$$\hat{\beta}_j = (T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{j,t} x_{j,t}')^{-1} (T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{j,t} y_t) \quad (2)$$

donde T es el número total de observaciones.

Además, la varianza de los estimadores de (2) viene dada por la siguiente ecuación:

$$Avar(\hat{\beta}) = \hat{\sigma}^2 (X'X)^{-1} \quad (3)$$

Si el supuesto A se rechaza, los estimadores MCO dejan de ser consistentes, mientras que si se rechaza el supuesto B, la ecuación (3) deja de ser válida para la estimación de la varianza de los coeficientes (invalidando entonces la utilización de la misma para la estimación de los tests de especificación tradicionales: t, F, etc.).

Para corregir por heterocedasticidad, la metodología tradicional consiste en modificar la ecuación (3) siguiendo los criterios de White (1980). Obtenemos así una nueva expresión para (3), matriz de varianzas y covarianzas robusta a distintos patrones de heterocedasticidad:

$$Avar_{cor}(\hat{\beta}) = \frac{[(X'X)^{-1}(\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 x_t x_t')(X'X)^{-1}]T}{(T-k)} \quad (4)$$

Bajo las hipótesis de buen comportamiento de los errores, el estimador MCO es BLUE (best linear unbiased estimator o mejor estimador lineal insesgado). Pero si existe heterogeneidad individual no observable (HINO), los coeficientes obtenidos por MCO dejan de ser consistentes.

A los efectos de corregir los problemas HINO, pueden utilizarse distintos estimadores de panel, entre los cuales se destacan (por su difusión en la literatura) el estimador de “efectos fijos, (EF)” y el estimador de “efectos aleatorios, (EA)”.

En el caso del estimador de efectos fijos, la corrección implica una transformación que consiste en sustraerle a cada regresor su media intertemporal (para cada unidad de corte transversal). Por su parte, la transformación apropiada para el estimador de efectos aleatorios consiste en restarle a cada una de las variables una proporción de su media intertemporal (por unidad de corte transversal) que estará de-

terminada por la composición de la varianza total de los residuos (cuyos componentes serán la varianza de las innovaciones –shocks– y la varianza de los efectos individuales). Para comprender mejor las diferencias involucradas es conveniente recordar los aspectos formales de cada alternativa.

Siguiendo la notación de Hsiao (1986), podemos escribir la relación de interés en términos de un modelo de efectos fijos como:

$$y_{it} = \alpha_{it}^* + \beta' X_{it} + u_{it} \quad (5)$$

en donde y_{it} es una matriz de dimensión $N \times T$ que contiene a las observaciones de la variable dependiente, α_i^* es un vector que incluye a los N parámetros que representan a la HINO (especificada como efectos fijos), X_{it} es el vector de variables explicativas (de dimensión $[K \times 1]$), β' representa al vector de los K coeficientes de regresión (que identifican la relación lineal existente entre cada una de las variables explicativas y la variable dependiente, y u_{it} es una matriz de dimensión $N \times T$ que contiene a los errores de regresión que se asumen independiente e idénticamente distribuidos con media 0 y varianza σ_u^2 .)

En forma vectorial, la ecuación (5), puede escribirse como:

$$y_i = e\alpha_i^* + X_i\beta + u_i \quad (6)$$

Donde

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}, \quad X_i = \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \dots & x_{Ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \dots & x_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ x_{1iT} & x_{2iT} & \dots & x_{KiT} \end{bmatrix},$$

$$e' = [1, 1, \dots, 1] \quad u = [u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iT}]$$

⁸ Este último supuesto será luego levantado, cuando se permita que los errores sean heterocedásticos y autocorrelacionados (ver capítulo IV).

Luego, multiplicando (6) por la matriz de transformación Q (igual a $I_T - \frac{1}{T} ee'$, donde I_T es una matriz identidad de dimensión $T \times T$) obtenemos el modelo transformado:

$$Qy_i = Qe\alpha_i^* + QX_i\beta + Qu_i = QX_i\beta + Qu_i \quad (7)$$

que es igual al modelo original, con la sola excepción de que a cada una de las variables se le ha restado la media intertemporal (para cada unidad de corte transversal).

Con esta transformación, el componente de HINO (α_i^*) es eliminado del modelo, ya que la media intertemporal de α_i^* es igual a α_i^* (y así $Qe\alpha_i^* = 0$).

A partir del nuevo modelo (y aceptando por el momento el supuesto de que los errores son independientes e idénticamente distribuidos), podemos obtener los mejores estimadores lineales insesgados aplicando simplemente mínimos cuadrados ordinarios sobre la ecuación (7):

$$\hat{\beta}_{ef} = (\sum_{t=1}^N X_i' QX_i)^{-1} (\sum_{t=1}^N X_i' Qy_i) \quad (8)$$

La segunda alternativa, consiste en utilizar el estimador de efectos aleatorios (EA). En este contexto, nuestra relación de interés debe re-expresarse como:

$$y_{it} = \beta' X_{it} + v_{it} \quad (9)$$

donde $v_{it} = \alpha_i + \eta_{it}$ es el nuevo residuo del modelo compuesto de un término de innovación (η_{it}) y un efecto individual (α_i) distribuido independiente y aleatoriamente entre las distintas unidades de corte transversal, con $E(\alpha_i) = E(\eta_{it}) = E(\alpha_i\eta_{it}) = E(\alpha_i X_{it}') = E(\eta_{it} X_{it}') = 0$.

De esta manera, la varianza condicional de y_t dado x_t viene dada por $\sigma_y^2 = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\eta^2$. Esta descomposición de σ_y^2 resulta central para obtener la función de transformación que debemos implementar antes de aplicar mínimos cuadrados ordinarios sobre el modelo transformado.

Para obtener estimadores eficientes de β' , será necesario multiplicar (9) por la matriz de transformación $P = [I_T - (1 - \psi^{1/2})(1/T)ee']$, con $\psi = \sigma_\eta^2 / (\sigma_\eta^2 + T\sigma_\alpha^2)$, lo cual equivale a restarle una fracción $(1 - \psi^{1/2})$ de las respectivas medias intertemporales (por unidad de corte transversal) a cada una de las variables del modelo. Es decir, transformar y_{it} en $\tilde{y}_{it} = y_{it} - (1 - \psi^{1/2})\bar{y}_i$, y x_{jit} en $\tilde{x}_{jit} = x_{jit} - (1 - \psi^{1/2})\bar{x}_{ji}$ (para todo $t = 1, \dots, T$; $i = 1, \dots, N$ y para todo $j = 1, \dots, K$), donde \bar{y}_i y \bar{x}_{ji} son las medias intertemporales (por unidad de corte transversal) de la variable dependiente y las distintas variables explicativas (siendo x_{jit} el elemento característico del vector X_{it})⁹.

Las estimaciones de σ_α^2 y σ_η^2 necesarias para calcular ψ se obtienen a partir de los errores del mismo modelo estimado, utilizando respectivamente, el estimador *between*¹⁰ y el estimador de efectos fijos.

Luego, aplicando mínimos cuadrados ordinarios al modelo transformado obtenemos lo que se denomina estimador de efectos aleatorios (EA) ó por mínimos cuadrados generalizados (MCG) del modelo original:

$$\hat{\beta}_{ea} = \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N X_i' QX + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{X}_i - \bar{X})(\bar{X}_i - \bar{X})' \right]^{-1} \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N X_i' Qy_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{X}_i - \bar{X})(\bar{y}_i - \bar{y})' \right] \quad (10)$$

que no es otra cosa que un promedio ponderado entre el estimador *between* y el estimador de efectos fijos.

Cuando $\psi \rightarrow 0$, $\hat{\beta}_{ea} \rightarrow \hat{\beta}_{ef}$. Por el contrario, cuando $\psi \rightarrow 1$ el estimador de efectos aleatorios converge al estimador de mínimos cuadrados ordinarios (que no controla por efectos individuales).

⁹ Es conveniente aclarar que en el modelo de efectos aleatorios, el vector X_{it} contiene no solamente a las distintas observaciones de las K variables explicativas sino también al vector unitario e . De la misma manera, el vector β' incluye no solamente a las K pendientes estimadas, sino también a la ordenada común μ_0 .

¹⁰ El método *between* consiste simplemente en obtener los parámetros de interés a partir de una regresión de corte transversal entre la media de la variable dependiente y las medias de las distintas variables explicativas para cada unidad de corte transversal.

Una vez presentadas las distintas alternativas de transformación que permiten controlar la presencia de HINO, debemos examinar cuál de ellas resulta más apropiada para examinar la relación de interés de este capítulo.

Más allá de las propiedades específicas de los distintos estimadores (i.e. consistencia y eficiencia, bajo distintas hipótesis acerca de las características de los errores y su relación con las variables explicativas y los efectos individuales), las cuales pueden examinarse en cualquier libro de texto de econometría de panel (ver Baltagi, 1995), lo que resulta importante para el presente capítulo es evaluar qué tipo de estimador es el más apropiado según la hipótesis examinada (de acuerdo a la hipótesis de trabajo).

En particular, la selección entre distintos estimadores ha sido sumamente notable para examinar la relevancia relativa de la especificación tradicional en relación a la especificación alternativa en lo que respecta a los determinantes de la desigualdad en América Latina (ver tablas 4 y 5 de la sección 2).

Lo que ha podido demostrarse en este anexo es que estamos interesados en la relación temporal entre las variables de interés, y si tiene una base de datos de panel, el estimador a utilizar es el de efectos fijos (EF) (que solamente tiene en cuenta la varianza temporal de las series). Por el contrario, si lo que trata de obtenerse es la misma relación pero de corte transversal (e.g entre los diferentes países) el estimador apropiado es el “between”.

Finalmente cuando se prefiere analizar tanto la relación temporal como la relación de corte transversal, pueden utilizarse tanto el estimador MCO cuanto el estimador de efectos aleatorios (EA). Mientras el primero es BLUE bajo las hipótesis tradicionales, el último tiene la ventaja de controlar por HINO (cuando se convierte en significativa).

5.2 Resultados econométricos de la relación rentabilidad-volatilidad en América Latina

Tabla A.1. Regresiones lineales simples de rentabilidad media en América Latina (1990-2005)

| Var. independiente | A. Latina | Argentina | Brasil | Chile | Colombia | México | Perú | Venezuela |
|--------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Volatilidad de la rentabilidad | -0.305*** [0.041] | -0.518*** [0.113] | -0.349*** [0.071] | 0.199** [0.099] | -0.477* [0.275] | -0.415*** [0.113] | -0.375*** [0.093] | -0.376 [0.273] |
| Dummy Brasil | 1.493 [1.624] | | | | | | | |
| Dummy Chile | 6.357*** [1.766] | | | | | | | |
| Dummy Colombia | 2.399 [2.368] | | | | | | | |
| Dummy México | 8.340*** [1.918] | | | | | | | |
| Dummy Perú | 4.855** [1.918] | | | | | | | |
| Dummy Venezuela | 0.449 [2.696] | | | | | | | |
| Dummy Agro & Pesca | 1.173 [7.626] | 7.752 [10.625] | | 0.777 [8.765] | | 14.37 [11.304] | -10.782 [8.092] | -24.362 [14.403] |
| Dummy Alimentos y Beb | 6.917 [7.526] | 3.556 [10.677] | 7.241 [8.990] | 7.682 [8.837] | -13.663 [15.550] | 23.024** [10.026] | -3.053 [7.932] | -25.400* [14.258] |

Tabla A.1. Regresiones de rentabilidad media en América Latina (1990-2005) (cont.)

| Var. independiente | A. Latina | Argentina | Brasil | Chile | Colombia | México | Perú | Venezuela |
|--------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|------------------------|
| Dummy Comercio | 8.667 [7.578] | 20.916 [13.710] | 5.905 [9.222] | 9.753 [8.796] | -8.121 [16.363] | 21.862** [9.988] | | |
| Dummy Construcción | 8.916 [7.749] | 13.332 [11.213] | 7.294 [9.223] | 8.522 [11.742] | | 27.444*** [10.329] | -8.224 [9.507] | |
| Dummy Electroelectronic | 9.698 [8.198] | 8.539 [11.881] | 10.403 [9.973] | 19.074 [14.405] | | | -0.54 [9.584] | |
| Dummy Energía Eléctrica | 8.815 [7.527] | 11.492 [10.481] | 6.275 [8.668] | 14.608* [8.731] | -13.254 [19.028] | | -4.199 [8.235] | -25.189 [14.998] |
| Dummy Finanzas y Seguros | 13.466* [7.497] | 14.849 [10.432] | 16.413* [8.732] | 13.043 [8.846] | -1.367 [13.452] | 24.515** [10.132] | 0.784 [7.938] | -15.751 [13.561] |
| Dummy Fondos | 16.561* [7.635] | | | 10.079 [8.552] | 28.354 [17.767] | | 51.361*** [9.193] | |
| Dummy Maquinaria Indust | 8.275 [8.204] | 20.488 [13.774] | 11.106 [10.517] | | | 21.677* [12.077] | -3.475 [8.724] | |
| Dummy Minerales no Met | 8.776 [7.680] | 10.967 [10.843] | 2.151 [10.996] | 8.843 [9.590] | -8.68 [15.426] | 22.992** [10.417] | 2.788 [8.524] | -19 [13.737] |
| Dummy Minería | 9.99 [7.759] | | 17.775 [11.759] | -6.049 [9.880] | -10.462 [15.034] | 18.4 [11.270] | 7.942 [7.904] | -27.126 [15.999] |
| Dummy Otros | 3.869 [7.440] | 9.001 [10.179] | 3.378 [8.559] | 2.934 [8.472] | -10.627 [14.715] | 19.055* [10.023] | -3.206 [7.771] | -34.817** [26.386*] |
| Dummy Papely Celulosa | 5.076 [7.888] | 7.95 [10.971] | 6.362 [9.747] | 1.022 [11.746] | -17.178 [16.467] | 24.463** [11.396] | | -26.386* [13.964] |

Tabla A.1. Regresiones de rentabilidad media en América Latina (1990-2005) (cont.)

| Var. independiente | A. Latina | Argentina | Brasil | Chile | Colombia | México | Perú | Venezuela |
|---------------------------|----------------------|-----------------------|--------------------|-------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| Dummy Petróleo y Gas | 11.672 [7.836] | 8.224 [10.178] | 16.802* [9.750] | 7.748 [11.745] | -1.904 [16.752] | | 14.214 [12.869] | |
| Dummy Química | 9.604 [7.621] | 0.593 [10.563] | 11.818 [8.921] | 11.899 [9.305] | -9.133 [18.285] | 13.77 [11.320] | 6.061 [9.023] | -14.946 [13.062] |
| Dummy Siderur & Metalur | 10.703 [7.596] | 33.232*** [11.030] | 11.065 [8.761] | 6.218 [9.464] | | 23.111** [10.547] | -6.949 [9.061] | -22.853* [12.775] |
| Dummy Software y Datos | 28.416** [11.670] | 29.978** [13.712] | | | 13.086 [17.440] | | | |
| Dummy Telecomunicación | 4.969 [7.645] | 16.729 [11.941] | -1.449 [8.838] | 14.441 [9.460] | 0 [0.000] | 27.064** [10.527] | -12.097 [10.536] | -13.517 [15.998] |
| Dummy Textil | 2.401 [7.604] | 6.002 [11.268] | 2.222 [8.766] | -6.579 [9.850] | -15.966 [15.461] | 17.432 [11.257] | -2.171 [8.258] | -23.528* [13.509] |
| Dummy Transporte | 9.138 [7.836] | 21.247* [11.367] | 4.287 [9.770] | 10.509 [9.289] | | 16.454 [11.334] | | |
| Dummy Vehículos y Pieza | 9.374 [7.939] | 9.724 [11.478] | 11.856 [9.094] | | | | | |
| Constante | -1.008 [7.455] | 0.365 [9.773] | 1.599 [8.362] | 5.093 [8.331] | 19.082 [15.418] | -5.218 [9.786] | 12.115 [7.384] | 30.568** [13.251] |
| Observaciones | 954 | 82 | 321 | 226 | 51 | 119 | 123 | 32 |
| R-cuadrado | 0.19 | 0.52 | 0.18 | 0.20 | 0.38 | 0.24 | 0.55 | 0.44 |
| Prob > F - [Sign. Global] | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.13 | 0.02 | 0.00 | 0.43 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Económica. Nota: la variable dependiente es el ROE promedio (1990-2005) y la volatilidad de la rentabilidad es el desvío estándar del ROE (1990-2005). Errores estándandar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%

CAPÍTULO II

El rol de la volatilidad como determinante de la desigualdad en Argentina y América Latina. Estado de las artes

1 Introducción

Al plantear la motivación y relevancia del documento, buena parte del “estado de las artes” ya ha sido abordado en las secciones 2 y 3 del capítulo I, especialmente en aquello que se refiere a demostrar la importancia de la volatilidad como determinante de la desigualdad en Argentina y América Latina y también en lo que concierne al análisis del enfoque teórico paradigmático en su acepción original.

Sin embargo, todavía no se ha examinado en detalle ni la evidencia empírica más desagregada, ni las características específicas de los modelos teóricos contemporáneos que analizan el impacto de la volatilidad sobre la distribución personal del ingreso (solamente se ha presentado un breve resumen al respecto en la tabla 7 del capítulo I).

Es por ello que, siguiendo la estructura delineada por los objetivos específicos 1 a 4 (ver capítulo I), se presenta a continuación un análisis que intentará determinar cuáles son las explicaciones existentes para la dinámica y los determinantes de la desigualdad en la región, qué rol ocupa en esta literatura la volatilidad macroeconómica, qué tipo de innovaciones teóricas se han desarrollado para explicar la relación de interés (volatilidad-desigualdad) y cuál es el soporte empírico de dichas innovaciones para el caso latinoamericano.

Las hipótesis de trabajo que articulan las distintas secciones del presente capítulo, establecen a grandes rasgos¹ que: i) Pese al res-

¹ Para mayores detalles al respecto, ver sección 4.2 del capítulo I.

paldo de la evidencia empírica, la volatilidad macroeconómica solamente ocupa un lugar marginal entre los determinantes de la desigualdad destacados por la literatura especializada; y ii) las innovaciones teóricas en lo que respecta a la relación examinada, parecerían aceptar unánimemente (a excepción de los modelos puramente estocásticos à la Gibrat, 1931) los supuestos básicos de la teoría de las diferencias igualadoras.

Intentando evaluar la relevancia de dichas hipótesis, lo que resta del capítulo se estructura de la siguiente manera.

Luego de la introducción, se da lugar al análisis de las contribuciones más destacadas en lo que concierne a la evolución y los determinantes de la desigualdad en América Latina. Dicha sección, comienza con una evaluación comparativa de la desigualdad a nivel internacional, enfatizando los aspectos regionales.

A continuación se procede al desarrollo de una comparación similar, pero focalizando el análisis en las diferencias distributivas al interior de la región, entre los distintos países latinoamericanos.

La sección empírica del estado de las artes, prosigue con una evaluación de la literatura especializada acerca de los principales determinantes de la desigualdad, discriminando entre factores estructurales (o raíces históricas, post-coloniales, de la distribución personal del ingreso en América Latina) y causas contemporáneas, para finalizar con un análisis crítico acerca de i) la validez de las explicaciones tradicionales acerca de las causas de la desigualdad en la región y ii) el menosprecio de la volatilidad en la mayor parte de las contribuciones empíricas existentes.

Luego del análisis de las contribuciones empíricas, se procede a examinar cuáles han sido los aportes teóricos recientes más relevantes que permiten explicar el impacto negativo de la volatilidad sobre la equidad distributiva. A modo de complemento de la discusión desarrollada en el capítulo I, la sección 3 del presente comienza con un análisis de la familia de modelos estocásticos más sencillos (à la Gibrat, 1931), para continuar luego con una evaluación más pormenorizada de los modelos microfundados que retoman formalmente las enseñanzas de Adam Smith [1776](1994), intentando extender la hipótesis de “premio por riesgo” de la teoría de las diferencias igualadoras a distintos tipos de mercado y diversos tipos de escenarios.

El capítulo II finaliza posteriormente, con unas breves conclusiones de los resultados obtenidos en las secciones que las anteceden.

2 Desigualdad en Argentina y América Latina: evolución y principales determinantes. El papel de la volatilidad

Al recorrer América Latina, pocas cosas sorprenden tanto como la convivencia “extrañamente” pacífica (para el grado de violencia que ello genera) de enormes “bolsones” de pobreza junto a barrios privados en donde habitan las familias más acaudaladas de la sociedad. Buenos Aires, Rio de Janeiro, México D.F., Santiago de Chile... en casi todas las grandes ciudades latinoamericanas se repite el mismo paisaje surrealista.

La naturalización de la desigualdad (en el sentido de que coexiste con un nivel de conflictividad llamativamente bajo para el perfil distributivo de la región), tiene sus raíces en el hecho de que, desde hace más de quinientos años, la concentración de los ingresos ha sido sistemáticamente defendida a “sangre (de los otros) y fuego” por los beneficiarios de las asimetrías post-coloniales, quienes, genocidios, dictaduras, lock-out patronales y medios de comunicación mediante, han aprendido a someter incluso al “subconsciente” de los sectores populares.

Pero para comprenderlo más claramente, será necesario recurrir a los datos y las apreciaciones de los distintos investigadores abocados al análisis de la desigualdad en América Latina, combinando para ello un análisis comparativo a nivel internacional, con una descripción más precisa de las particularidades distributivas de los distintos países al interior de la región.

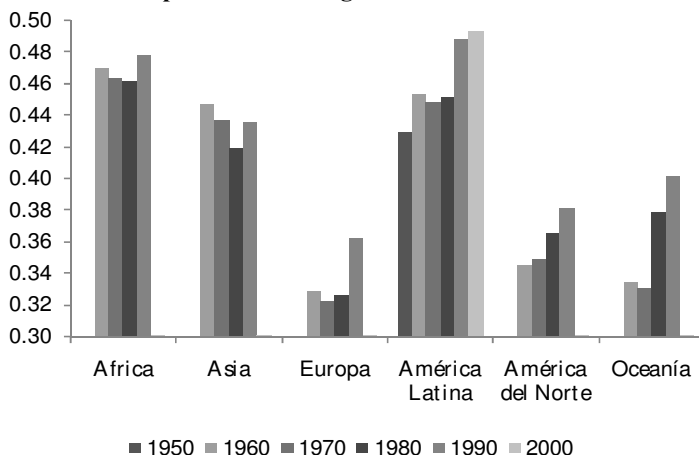
2.1 Distribución personal del ingreso.

Un análisis comparativo a nivel internacional

América Latina es la región más desigual del mundo. Desde 1950 en adelante, el valor promedio (por década y por región) del coeficiente de

Gini (de los ingresos per cápita familiares) para el conjunto de países latinoamericanos, es sustancialmente más elevado que el que se obtiene para Asia, Europa, Oceanía y América del Norte (ver gráfico 1). A partir de 1990, dicho indicador supera incluso al que reportan (en promedio) los países africanos, otrora los más desiguales del planeta.

Gráfico 1: Coeficiente de Gini para el ingreso per cápita de los hogares, para distintas regiones del mundo.



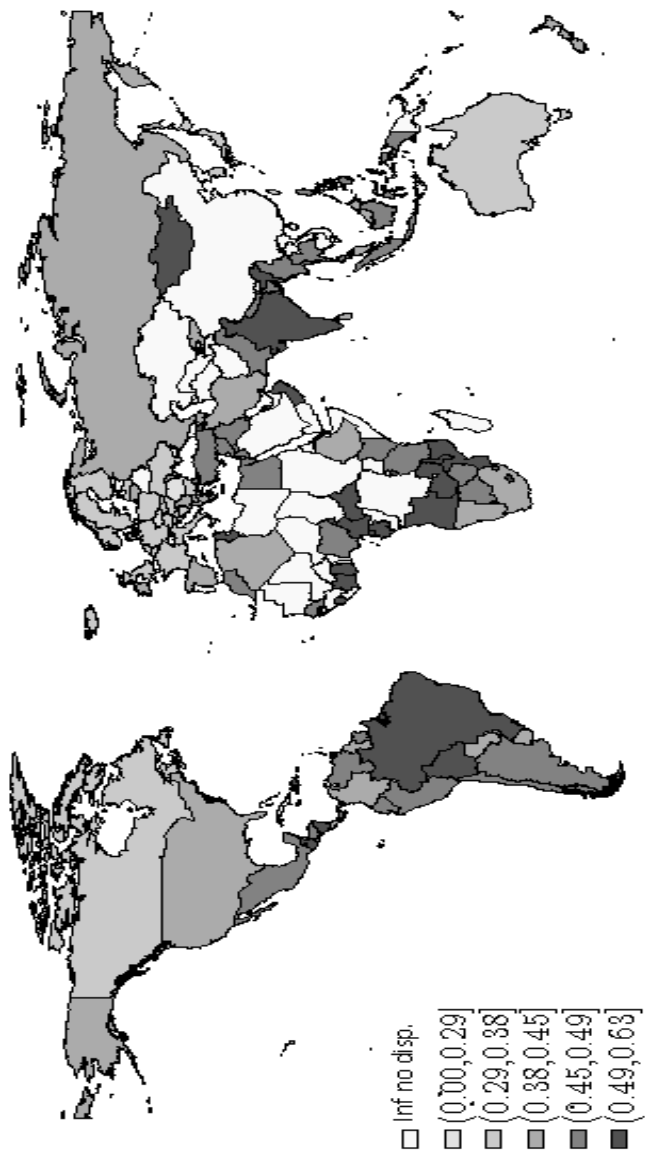
Fuente: elaboración propia en base a datos UTIP-UNIDO, CEDLAS y CEIL-PIETTE.

Hacia el interior de la región, Brasil, Chile y Bolivia son los países sudamericanos que presentan la peor performance en materia distributiva (en promedio, para el período 1950-2005), en conjunto con buena parte Caribe² (con la notable excepción de Cuba).

Utilizando información distributiva para colorear la intensidad de la desigualdad en un planisferio, el gráfico 2 resulta particularmente contundente para ratificar las afirmaciones previas. A excepción del Africa sub-sahariana y de ciertos países asiáticos (notablemente, el caso de India), no existe ninguna región más “oscura” en el planisferio, por lo que no existe ninguna región más desigual en el mundo (como promedio, para el período 1950-2005).

² En la siguiente sección se retomará este punto con mayor detalle.

Gráfico 2: Distribución personal del ingreso en los distintos países del mundo. Coeficiente de Gini promedio (por país) de los ingresos per cápita familiares, 1950-2005



Fuente: elaboración propia en base a datos UTIP-UNIDO, CEDLAS y CEIL-PIETTE

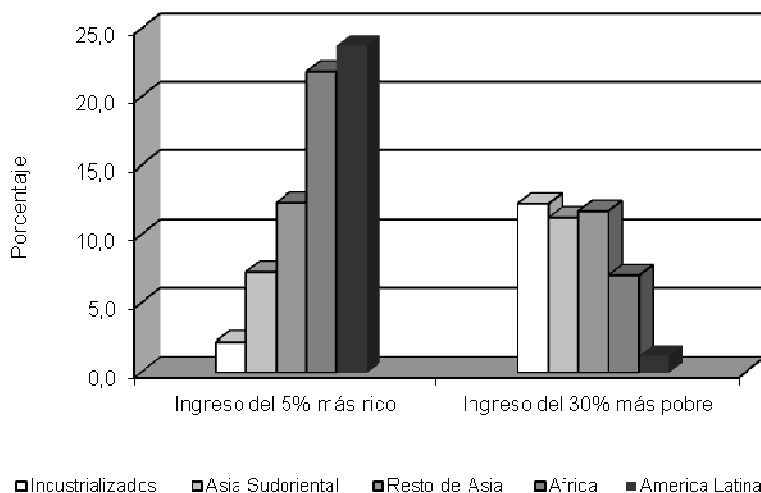
En lo que respecta a la brecha de ingresos (i.e. la proporción de ingresos que obtienen los ricos en relación a aquella que obtienen los pobres), se observa que América Latina también presenta el peor desempeño en las últimas décadas. En el trabajo realizado por de Ferreira, Perry y Walton (2004) se obtienen ciertos resultados que dan robustez a esta afirmación:

“Whereas the richest tenth of the people in the region earn 48 percent of total income, the poorest tenth earn only 1.6 percent. By contrast, in developed countries the top tenth receive 29 percent of total income, compared to 2.5 percent for the bottom tenth.”

Francisco Ferreira, Guillermo Perry y Michael Walton (2004): 1.

Utilizando una fuente de información alternativa, Deininger y Squire (1996) refuerzan la idea con resultados aún más llamativos:

Gráfico 3: Participación del 5 por ciento más rico y el 30 por ciento más pobres en el ingreso total. Promedio 1990-2000.



Fuente: elaboración propia en base a datos de Deininger y Squire (1996).

Africa y América Latina son las únicas dos regiones para las cuales la proporción de ingresos que se lleva el 5% más rico de la población excede significativamente a la que se lleva el 30% más pobre. En el caso de América Latina, esta diferencia implica que los primeros obtienen ingresos hasta 15 veces superiores a los segundos (aún cuando estos últimos son 6 veces más numerosos).

Observando la evolución histórica de la desigualdad hasta fines de los años '80, los mismos autores señalan que en los países desarrollados, la desigualdad ha tendido a permanecer relativamente baja (aunque levemente creciente), en tanto que en las regiones en desarrollo, la misma, aunque más elevada, ha tendido a disminuir. América Latina constituye la excepción a la regla, donde la desigualdad, muy elevada desde el inicio de la muestra, no ha dejado de crecer en las últimas tres décadas.

En definitiva, la evidencia empírica (tanto estática como dinámica) convalida las intuiciones avanzadas, demostrando que la problemática distributiva regional no solamente es la más grave del mundo, sino que pareciera empeorar década tras década.

Hasta aquí se presentaron los datos comparativos que permiten ilustrar la intensidad comparativa de la desigualdad en América Latina, en relación a otras regiones del mundo.

El paso siguiente consiste en desarrollar una caracterización de la desigualdad al interior de la región, evaluando qué países poseen mayores problemas distributivos.

2.2 Caracterización de la desigualdad en América Latina

En esta sección se llevará a cabo un análisis de la distribución espacial de la desigualdad en América Latina, mediante la combinación de los resultados de diferentes estudios empíricos.

El propósito del apartado consiste en identificar las características distributivas comunes al interior de la región, así como también las especificidades de la desigualdad en cada uno de los países latinoamericanos.

Como se ha expuesto en los párrafos precedentes (ver gráfico 1), la desigualdad en América Latina presenta una tendencia creciente desde

1950 en adelante, con una aceleración sorprendente hacia fines de los años '70 (período de mayor incidencia y ubicuidad de las dictaduras y gobiernos de-facto). El decenio de 1980 estuvo signado por la "crisis de la deuda", procesos inflacionarios crónicos y un fuerte estancamiento económico de la región. Contrariamente, durante la primera mitad de la década del '90, las diversas economías de la región atraviesan importantes transformaciones: se reduce sustancialmente la inflación, se adoptan profundas reformas estructurales (privatizaciones, liberalización financiera, apertura comercial, etc.) y, fundamentalmente, se recuperan la productividad y el crecimiento. Sin embargo, el patrón de desigualdad no se vio sustancialmente modificado (sino más bien exacerbado).

Si se observan las participaciones en el ingreso de las distintas clases sociales, puede determinarse cómo han sido afectadas por las transformaciones experimentadas en las últimas décadas.

En la primera mitad de la década del '90, el 10% más pobre pierde un 15% de su participación en el ingreso, en tanto que para el 10% siguiente la pérdida alcanza al 4% (ver Londoño y Székely, 1997; y Banco Interamericano de Desarrollo, 1998), siendo las clases de ingresos medios y altos las únicas beneficiadas. Como se aprecia en el gráfico 1, esta tendencia se intensifica notoriamente hacia fines de los años '90.

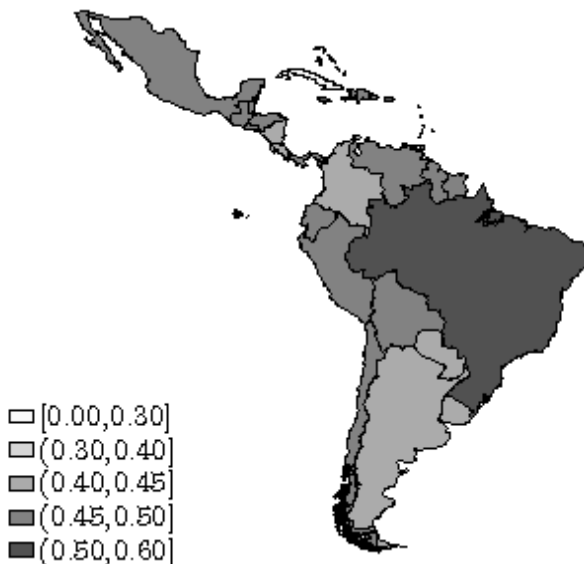
Según Morley (2000), la desigualdad regional comienza a crecer en la década del '70, pero sólo en los países del Cono Sur: Argentina, Chile y Uruguay (allí donde el genocidio de Estado fue más virulento).

Durante los años '80, las discrepancias entre las tendencias agregadas y los resultados de los distintos países se reducen. El aumento de la desigualdad es generalizado, exceptuando Costa Rica, Honduras y Uruguay, con un incremento más notorio en las economías más grandes de la región: Argentina, Brasil y México. Así como en la década del '70 la represión militar de la clase trabajadora (y la supresión de buena parte de sus derechos, incluso a la vida) pareciera explicar buena parte de la dinámica de la desigualdad latinoamericana, en este período, ese lugar pareciera haber sido ocupado por la inflación.

En la década de los '90, la distribución personal del ingreso continúa empeorando en más de la mitad de los países de la muestra. Tanto Argentina como Venezuela representan casos paradigmáticos, con trayectorias crecientes de desigualdad y tasas de crecimiento del producto pronunciadas. En esta etapa, los principales factores desencadenantes de la creciente desigualdad parecieran haber sido el desempleo y la desregulación acelerada de los distintos mercados (Morley, 2000).

Dejando de lado la dinámica regional de la desigualdad, y pasando a un análisis comparativo al interior de América Latina, se aprecia que el coeficiente de Gini promedio para el período 1950-2005 dista de ser un indicador geográficamente uniforme (ver gráfico 4):

**Gráfico 4: Desigualdad promedio al interior de América Latina.
Gini promedio (sobre el ingreso per cápita familiar) 1950-2005**



Fuente: elaboración propia en base a datos de UTIP-UNIDO, CEDLAS y CEIL-PIETTE.

Como media histórica, los países que poseen un coeficiente de Gini más elevado son Brasil, Bolivia, Chile y Perú, entre otros. En el extremo opuesto, los países de la región más igualitarios son Cuba, Uruguay y Argentina (aún cuando en los últimos años, las economías rioplatenses han experimentado un fuerte retroceso en lo que respecta a sus logros en materia distributiva).

Confirmando en parte estos resultados, de Ferranti y otros (2004) encuentran, para fines de los '90³, que la desigualdad en América

³ Los coeficientes de Gini utilizados por los autores corresponden a los siguientes períodos: Argentina, 2001; Bolivia, 1999; Brasil, 2001; Chile, 2000; Colombia, 1999; Costa Rica, 2000; Rep. Dominicana, 1997; Ecuador, 1998; El Salvador, 2000; Guatemala, 2000; Honduras, 1999; Jamaica, 1999; México, 2000; Nicaragua, 1998; Panamá, 2000; Paraguay, 1999; Perú, 2000; Trinidad y Tobago, 1992; Uruguay, 2000; y Venezuela, 1998.

Latina es más profunda en Bolivia, Guatemala, Brasil y Colombia, mientras que Uruguay y Costa Rica se encuentran entre las naciones con mejor performance distributiva.

Combinando los datos de diversos estudios, con información mas reciente de UTIP-UNIDO, CEDLAS y CEIL-PIETTE del CONICET, se puede examinar con mayor grado de detalle la evolución histórica de la desigualdad en los distintos países de la región. La tabla 1 a continuación, presenta esta información resumida, con indicadores de desigualdad promedio por década para cada país.

Tabla 1: Evolución de la desigualdad en América Latina (1950-2000)

| País | Coeficiente de Gini para el IPCF | | | | | |
|---------------------|----------------------------------|------|------|------|------|------|
| | 1950 | 1960 | 1970 | 1980 | 1990 | 2000 |
| Argentina | 0.43 | 0.41 | 0.37 | 0.44 | 0.47 | 0.52 |
| Barbados | 0.35 | 0.36 | 0.44 | 0.43 | 0.45 | |
| Bolivia | | 0.53 | 0.44 | 0.48 | 0.50 | 0.50 |
| Brazil | 0.44 | 0.44 | 0.46 | 0.51 | 0.57 | 0.56 |
| Chile | | 0.45 | 0.42 | 0.47 | 0.46 | 0.47 |
| Colombia | | 0.43 | 0.44 | 0.44 | 0.45 | 0.46 |
| Costa Rica | | 0.46 | 0.45 | 0.43 | 0.41 | 0.43 |
| Cuba | 0.57 | 0.28 | 0.28 | 0.27 | | |
| Ecuador | | 0.46 | 0.43 | 0.44 | 0.48 | 0.49 |
| El Salvador | | 0.47 | 0.44 | 0.43 | 0.47 | 0.44 |
| Guatemala | | 0.38 | 0.46 | 0.48 | 0.54 | 0.53 |
| Haiti | | 0.51 | 0.47 | 0.46 | | 0.59 |
| Honduras | | 0.46 | 0.45 | 0.44 | 0.49 | 0.50 |
| Jamaica | 0.43 | 0.47 | 0.49 | 0.52 | 0.55 | 0.57 |
| Mexico* | 0.50 | 0.55 | 0.45 | 0.45 | 0.48 | 0.46 |
| Nicaragua | | 0.42 | 0.42 | 0.42 | 0.55 | 0.56 |
| Panama | | 0.47 | 0.46 | 0.46 | 0.49 | 0.49 |
| Paraguay | | | | 0.45 | 0.43 | 0.45 |
| Peru* | | 0.53 | 0.57 | 0.44 | 0.47 | 0.47 |
| Puerto Rico | 0.39 | 0.48 | 0.44 | 0.54 | 0.61 | |
| Trinidad and Tobago | 0.46 | 0.48 | 0.47 | 0.49 | 0.52 | |
| Uruguay | | 0.38 | 0.38 | 0.41 | 0.44 | 0.48 |
| Venezuela | | 0.46 | 0.43 | 0.43 | 0.48 | 0.48 |

Fuente: elaboración propia en base a datos de UTIP-UNIDO, CEDLAS y CEIL-PIETTE. Nota: en casa caso, los coeficientes reportados representan al promedio de los coeficientes de Gini sobre los ingresos per cápita familiares para la década respectiva. *Tanto México como Perú incluyen un cambio de fuente de información (hacia fines de los '60 en el primer caso, y hacia fines de los '70 en el segundo) que no ha podido ser homogeneizado y que dificulta el análisis intertemporal de la desigualdad en dichos países.

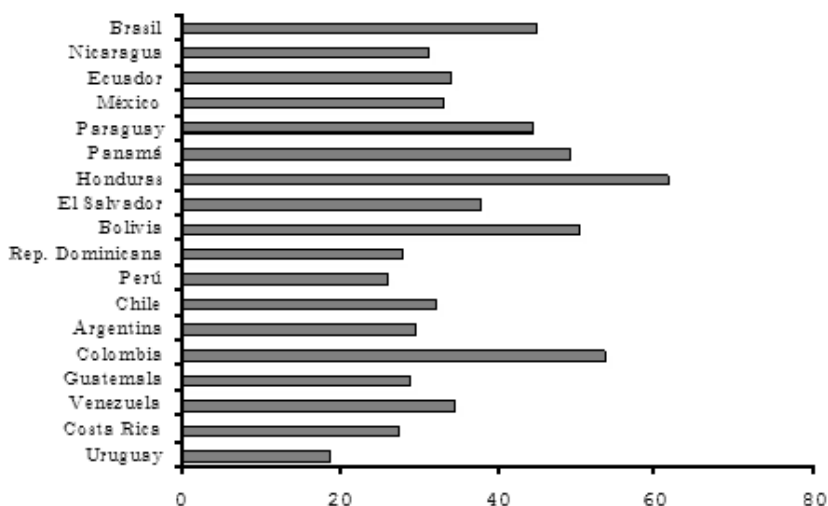
Entre los resultados que se desprenden de la tabla 1, aún en ausencia de información balanceada para los distintos países, se destacan los siguientes hallazgos:

1. Cuba, Costa Rica, El Salvador y México presentan los índices de desigualdad más bajos de América Latina, sobre todo en los últimos años.
2. Por el contrario, Haití, Jamaica, Brasil y Nicaragua son los que reportan los peores indicadores distributivos de la región.
3. En el largo plazo, casi todos los países han debido soportar un significativo aumento de la desigualdad, aunque éste ha sido particularmente relevante en Guatemala, Nicaragua y Brasil. Entre los pocos que han mejorado, se destacan principalmente los casos de Cuba y, en menor medida, México, Perú y Costa Rica.
4. En los últimos años (hasta el 2004-2005), el deterioro distributivo ha sido notable en los casos de Argentina y Uruguay, en tanto que, en el extremo opuesto, se observa una leve mejoría en los casos de El Salvador y México.
5. En lo que respecta a los eventos históricos particulares, las reducciones más notables de la desigualdad se han dado en Cuba (entre las décadas de 1950 y 1960, gracias a la revolución socialista) y Argentina (entre los años '50 y los años '70, más precisamente hasta que culmina el gobierno peronista de Cámpora, en 1973, tres años antes del último golpe de estado en dicho país), en tanto que entre los incrementos más significativos de la desigualdad también encontramos a este último país (entre mediados de los noventa y los primeros años del siglo XXI, debido a las políticas neoliberales aplicadas en los años '90, que desencadenaron en la crisis socio-económica experimentada entre 1998 y 2002), junto con Brasil (entre la década de 1970 y la década de los '90, período fuertemente marcado por la dictadura militar de João Baptista de Oliveira Figueiredo) y Chile (entre los años 70 y mediados de los '80, fuertemente influenciado por el golpe de estado a Allende, quien daba su vida por un país al que dejaba con su mínimo histórico de desigualdad, en 1973, representado en un coeficiente de Gini nunca más alcanzado de 0.39).

Como complemento de los resultados previamente examinados, resulta sumamente pertinente considerar cómo se manifiesta la desigualdad en la región a través de un conjunto de indicadores alternativos al coeficiente de Gini.

La brecha entre ricos y pobres, y aún entre los primeros y los individuos que se encuentran en deciles contiguos, es mucho mayor en América Latina que en otras regiones del mundo, especialmente en Honduras, Colombia, Brasil, Bolivia y Panamá. Por el contrario, en Uruguay, Perú y Costa Rica, el diferencial de ingresos entre ricos y pobres pareciera ser mucho más acotado (ver gráfico 5).

Gráfico 5: Brecha de ingresos para distintos países de América Latina (2004-2006)



Fuente: elaboración propia en base a datos de CEDLAS. Nota: La brecha de ingresos consiste en el cociente de ingresos medios entre el décimo y el primer decil. Argentina, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, Honduras y Perú, presentan datos de 2006. Mientras que los datos de Bolivia, Chile, El Salvador, Panamá y Guatemala se refieren a 2004. El resto de los países reportan datos para el año 2005.

Por otra parte, los resultados obtenidos para los ratios de ingresos medios entre el primer y segundo decil, y entre el décimo y noveno, parecieran validar la hipótesis de que buena parte de la desigualdad se explica por grandes diferenciales de ingresos en los extremos de la distribución (de Ferranti y otros, 2004). La tabla 2 da cuenta de este punto.

Tabla 2: Comparación de brechas de ingresos para los extremos y medios de la distribución. Datos de 2004, 2005 y 2006:

| | Decil 10/ Decil 9 | Decil 2/ Decil 1 | Decil 5/ Decil 4 |
|-----------------|-------------------|------------------|------------------|
| Argentina | 2.110 | 2.083 | 1.283 |
| Bolivia | 2.695 | 2.483 | 1.260 |
| Brasil | 2.830 | 1.979 | 1.296 |
| Colombia | 3.004 | 1.760 | 1.232 |
| Costa Rica | 2.888 | 2.391 | 1.248 |
| Rep. Dominicana | 2.333 | 1.990 | 1.229 |
| Ecuador | 2.610 | 1.736 | 1.235 |
| El Salvador | 2.834 | 1.910 | 1.249 |
| Guatemala | 2.149 | 2.686 | 1.238 |
| Honduras | 2.357 | 1.962 | 1.266 |
| México | 2.582 | 2.570 | 1.319 |
| Nicaragua | 2.591 | 2.092 | 1.240 |
| Panamá | 2.402 | 2.169 | 1.323 |
| Paraguay | 2.581 | 2.295 | 1.269 |
| Perú | 2.390 | 1.760 | 1.267 |
| Uruguay | 2.333 | 1.990 | 1.229 |
| Venezuela | 2.333 | 1.990 | 1.229 |

Fuente: elaboración propia en base a datos de CEDLAS. Nota: En este caso, Argentina, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, Honduras y Perú, presentan datos de 2006. Mientras que los datos de Bolivia, Chile, El Salvador, Panamá y Guatemala se refieren a 2004. El resto de los países presentan datos del año 2005.

En países desarrollados, relativamente igualitarios, las diferencias entre el decil de mayores ingresos y el siguiente (esto es el cociente de ingresos medios de los dos últimos deciles) llegan, a lo sumo, al 30 por ciento (tal es el caso de Suecia o Canadá). Las diferencias entre los deciles sucesivos son aún más reducidas (Banco Interamericano de Desarrollo, 1998). En Latinoamérica, las distancias entre los deciles medios tampoco son pronunciadas, pero sí existe una enorme brecha de ingresos entre “ricos y millonarios” al igual que entre “pobres y trabajadores de bajos ingresos” (ver tabla precedente⁴).

En el trabajo del Banco Interamericano de Desarrollo (1998) se recalculan los coeficientes de Gini, excluyendo al 10 por ciento de los individuos de mayores ingresos, es decir que se considera sólo al 90

⁴ Aún así, una serie de estudios más recientes demuestran que el mismo fenómeno se estaría observando paulatinamente en los países más desarrollados (ver Piketty y Saez, 2003; Kopczuk y Saez, 2004; Atkinson, 2005; y Atkinson y Piketty, 2006).

por ciento restante de la población. La desigualdad cae formidablemente para la totalidad de los países considerados, llevando a que varios países latinoamericanos alcancen niveles de desigualdad similares a los de los países desarrollados. Retomando el argumento recientemente popularizado por Atkinson y Piketty (2006), pareciera que los inéditos niveles de desigualdad que caracterizan a la región, se explican principalmente por la excesiva participación en el ingreso de un minúsculo grupo situado en la cima de la distribución.

En definitiva, tanto la incidencia general, cuanto la evolución tendencial y las disparidades intra-regionales de la desigualdad en América Latina nos han permitido establecer la importancia del problema distributivo, determinando conjuntamente la necesidad de recurrir y examinar la literatura existente acerca de los principales determinantes de la desigualdad en la región.

2.3 Los determinantes de la desigualdad en América Latina

En la presente sección se pretende desarrollar una revisión de las causas que, desde la óptica de los especialistas, podrían explicar el “inusual” perfil distributivo de los países latinoamericanos. Para lograr este objetivo, se contemplarán tanto las causas originarias de la desigualdad en la región, como los determinantes más recientemente enfatizados por la literatura. De esta manera, se procura dar cuenta de los factores “estructurales” de la distribución personal del ingreso en América Latina, en conjunto con aquellos que “reproducen y exacerban” las desigualdades originarias.

2.3.1 Raíces históricas de la desigualdad

Un gran número de autores (Glade, 1996; Engerman y Sokoloff, 1994 y 2000; o Acemoglu, Johnson y Robinson, 2001 y 2002; entre otros) remarcan la importancia de analizar el impacto distributivo de las colonias europeas implantadas hace más de cinco siglos en la región (que cambian de forma, pero no desaparecen).

Desde esta perspectiva, debe prestarse especial atención a las instituciones coloniales para comprender los patrones distributivos genera-

dos hace más de quinientos años, que representan fuertes condicionamientos en la actualidad⁵ (Sokoloff y Robinson, 2004). En este punto, resulta indispensable identificar qué tipo de instituciones han sido las más relevantes y de qué manera han influido sobre la dinámica distributiva.

Veremos a continuación, que la concentración de la tierra en América Latina, institución heredada de la etapa colonial, es uno de los principales factores que explican la desigualdad en la región. Sin embargo, la génesis colonial de los países latinoamericanos no asegura *per se* una distribución extremadamente desigual de tierra. En caso contrario, América del Norte tendría una estructura territorial similar, con preponderancia de enormes latifundios, lo cual se contradice con la evidencia empírica disponible.

Para racionalizar esta notable heterogeneidad intracontinental, Frankema (2006) relaciona las instituciones coloniales con las dotaciones factoriales y el contexto político-económico. Desde la perspectiva de las dotaciones factoriales, el autor enfatiza que, en América Latina, las dotaciones factoriales determinaron la conveniencia de explotaciones a gran escala, abastecidas con mano de obra esclava. De esta manera, se configuran sociedades con pequeñas élites de descendientes europeos, quienes se apropiaban de un desproporcionado stock de activos físicos, capital humano y poder político, en desmedro del resto de la población. Por el contrario, en América del Norte se forman pequeñas granjas de producción con un sistema de cultivos mixtos de granos y ganado, favorecidos por las condiciones climáticas y la inexistencia de economías de escala en la producción (Engerman y Sokoloff, 1994; Frankema, 2006). Así, mientras que en América Latina se generan grandes latifundios por motivos “tecnológicos”, en América del Norte el minifundio familiar fue la estructura productiva “representativa”.

De manera complementaria, tanto Engerman y Sokoloff (1994) como Frankema (2006) enfatizan el papel de las diferencias estratégicas entre británicos y españoles en lo que respecta a la necesidad de estabilizar y mantener el orden político en América. Las colonias britá-

⁵ Figueroa (1998), por su parte, sostiene que aquellas economías que han sufrido shocks en su historia, como pueden ser conquistas o dependencias coloniales, configuran sociedades donde las dualidades y las diferencias culturales se vuelven trascendentes. Las mismas constituyen en la actualidad sociedades multiétnicas y multiculturales en las cuales los niveles de desigualdad y exclusión social son mayores.

nicas se configuraron como un sistema federal, con un control restringido de la administración central que garantizaba cierto cumplimiento de los derechos de propiedad y promovía el desarrollo de “mercados libres”. Por el contrario, en las colonias de América Latina, el asfixiante poder de la autoridad central se mantenía en base a enormes privilegios para la iglesia, el ejército y los grandes propietarios terratenientes (Frankema, 2006).

Durante el período colonial, no se desarrollaron instituciones verdaderamente representativas de la población latinoamericana en su conjunto. En contraste, las colonias británicas establecieron tempranamente diversas asambleas legislativas, en las que buena parte de la población (a excepción, por supuesto, de los pobladores originarios) contaba con algún tipo de representación (Engerman, Haber y Sokoloff, 2000).

Las disparidades persistentes en el poder político, implican la existencia de elites que influyen decisivamente en la formación e implementación de las políticas públicas, incluyendo el otorgamiento de nuevas tierras, lo cual generaba una mayor brecha de ingresos entre propietarios y excluidos (Morley, 2000).

Más allá de los avances experimentados en términos de representatividad política, el “pecado original” de la colonia no pareciera haberse revertido a lo largo del siglo XX. Ferreira (2004) analiza la relación entre los coeficientes de Gini para la distribución de la tierra y la distribución personal de los ingresos, con datos para 75 países. Como principal resultado, se aprecia una correlación débilmente positiva entre dichos indicadores:

“Evidence of correlation across countries is a little more mixed with regard to the association between land and income inequality. The simple correlation coefficient for the joint sample is 0.22 and is only significantly different from zero at the 10 percent level. However, for the income-only sample, it is 0.48 and significant at the 1 percent level. All in all, there does appear to be a positive association between land and income inequalities across countries, although it is weaker than the one that exists between education and income inequalities.”

Francisco Ferreira (2004): 201

A los efectos de profundizar la discusión, se presenta la tabla 3 con los coeficientes de Gini para la tenencia de la tierra en los distintos países del mundo.

Tabla 3: Desigualdad en la tenencia de la tierra. Coeficiente de Gini a nivel regional

| Región | Promedio regional de los coeficientes de Gini para la tenencia de la tierra |
|----------------------|---|
| Asia | 0.51 |
| Oceanía | 0.76 |
| Caribe | 0.78 |
| Europa | 0.56 |
| América Latina | 0.79 |
| América del Norte | 0.62 |
| África del Norte | 0.63 |
| África Sub-Sahariana | 0.54 |

Fuente: elaboración propia en base a datos de Frankema (2006). Nota: Para cada país se ha tomado el último coeficiente de Gini disponible: Algeria, 1973; Argentina, 1988; Australia, 1971; Austria, 1990; Bangladesh, 1977; Barbados, 1989; Belgium, 1970; Bolivia, 1960; Brazil, 1985; Burkina Faso, 1993; Cameroon, 1972; Canada, 1961; Central African Republic, 1974; Chile, 1997; China, 1997; Colombia, 1988; Congo, 1970; Costa Rica, 1963; Cyprus, 1985; Denmark, 1989; Dominican Republic, 1960; Ecuador, 1974; Egypt, 1961; El Salvador, 1961; Estonia, 1925; Ethiopia, 1977; Finland, 1959; France, 1988; Gabon, 1974; Germany, 1971; Ghana, 1970; Greece, 1993; Guadeloupe, 1969; Guatemala, 1964; Guinea, 1989; Guyana, 1989; Haiti, 1971; Honduras, 1993; India, 1986; Indonesia, 1993; Iran, 1988; Iraq, 1958; Ireland, 1960; Israel, 1970; Italy, 1990; Ivory Coast, 1974; Jamaica, 1961; Japan, 1995; Jordan, 1963; Kenya, 1974; Korea, Republic of, 1990; Kuwait, 1970; Laos, 1998; Latvia, 1925; Lesotho, 1990; Liberia, 1971; Libya, 1960; Lithuania, 1930; Luxembourg, 1950; Madagascar, 1960; Malaysia, 1960; Mali, 1960; Malta, 1960; Mauritius, 1930; Mexico, 1960; Morocco, 1962; Mozambique, 1999; Myanmar (Burma), 1993; Nepal, 1971; Netherlands, 1959; New Zealand, 1972; Nicaragua, 1963; Niger, 1980; Norway, 1959; Pakistan, 1989; Panama, 1990; Paraguay, 1991; Peru, 1994; Philippines, 1991; Poland, 1960; Portugal, 1989; Puerto Rico, 1987; Reunion, 1972; Romania, 1930.

Como en el caso de la distribución personal del ingreso, América Latina presenta la peor performance en lo que respecta a desigualdad en la tenencia de tierra. Deininger y Olinto (2002), obtienen conclusiones similares para el período 1950-1995, utilizando una fuente de información alternativa.

Tomados en conjunto, los distintos resultados examinados en esta sección dan cuenta de la enorme relevancia del “componente estructural” de la desigualdad latinoamericana. Pese a ello, la evidencia empírica existente ha demostrado la significatividad de un conjunto de factores adicionales que permiten explicar la evolución más reciente de la distribución personal del ingreso en América Latina.

A continuación, se desarrolla una revisión bibliográfica que permite identificar la importancia relativa de dichos factores, poniendo un énfasis especial en el análisis de la educación, el crecimiento económico y la liberalización comercial y financiera como determinantes clave de la desigualdad regional.

2.3.2 Otros determinantes destacados de la desigualdad

Entre las causas contemporáneas de la desigualdad latinoamericana, debe incluirse a la dinámica del mercado de trabajo, al rol del sector público en la distribución personal del ingreso, al papel de la discriminación por género, etnia, religión o posición socio-económica, y diversos factores sociales como, por ejemplo, la proclividad de los individuos a formar pareja con personas de su mismo estatus social.

Sin embargo, la mayor parte de la literatura empírica disponible focaliza su análisis sobre un sub-conjunto más reducido de determinantes clave, conformado por la distribución del capital humano y la dinámica de su retorno, el crecimiento económico y sus efectos no lineales sobre la distribución personal del ingreso, y las políticas liberalización comercial y financiera a nivel regional.

Por tal motivo, se presenta a continuación una evaluación más detallada de las contribuciones que examinan la naturaleza y relevancia de la educación, el crecimiento y la inserción internacional como factores de amplificación de las desigualdades estructurales en América Latina.

Educación y distribución personal del ingreso

No es la educación en abstracto, sino en su interacción con el mercado de trabajo lo que puede ocasionar incrementos de la desigualdad.

Analizando el vínculo entre desigualdad educativa (i.e. medido a través del coeficiente de Gini sobre los años de escolaridad) y distribución personal del ingreso, Ferreira (2004) encuentra que la rela-

ción es positiva y significativa, conforme al sentido común y los desarrollos teóricos tradicionales.

Según el Banco Interamericano de Desarrollo (1998), para realizar un examen detallado del estado de la educación en América Latina, que permita analizar la influencia de esta variable en la distribución personal del ingreso, se deben contemplar al menos cuatro dimensiones básicas: los años promedio de educación, la distribución de la educación, las brechas de remuneración por niveles educativos y las diferencias de calidad.

Sin negar su relevancia a nivel individual, las distintas dimensiones educativas relevantes, se encuentran fuertemente correlacionadas. Cuando el nivel promedio de educación es extremadamente alto, su distribución tiende a ser relativamente igualitaria⁶. En el mismo sentido, las remuneraciones relativas de los trabajadores más educados, serán tanto más elevadas cuanto menores sean los años promedio de escolaridad en su espacio geográfico de referencia. (Banco Interamericano de Desarrollo, 1998). Complementando este argumento, el trabajo de Ferreira, Perry y Walton (2004), asegura que:

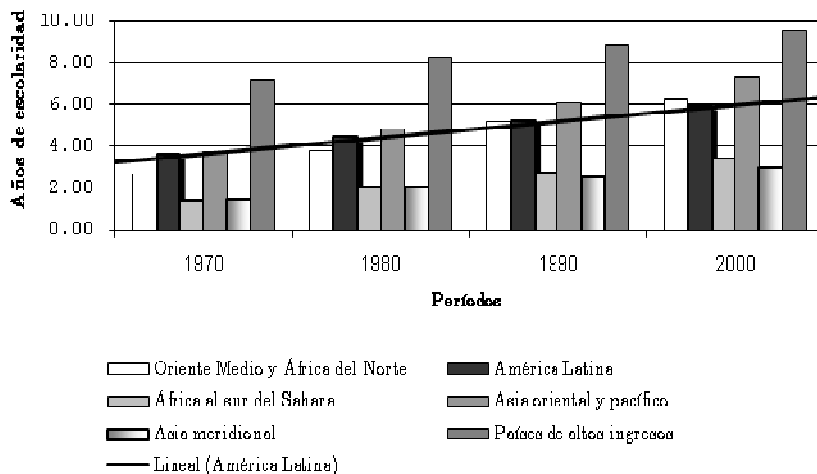
“Returns to education are convex, with higher levels of schooling yielding higher returns, especially with regard to tertiary education.”

Francisco Ferreira, Guillermo Perry
y Michael Walton (2004): 28

En América Latina, los niveles de escolaridad se han incrementado significativamente a lo largo de las últimas décadas. Hacia fines de 1970, el promedio educativo latinoamericano no alcanzaba los cuatro años de escolaridad, mientras que en la década de 1990, el mismo indicador ya superaba los cinco años. Estos resultados se aprecian más cláramente en el gráfico 6:

⁶ La educación, en realidad el capital humano, no puede acumularse en extremo en un solo individuo, como ocurre con los activos físicos. Por lo cual los años promedio de escolaridad tienden a ser un indicador razonable (aunque inverso) de dispersión (Checci y García-Peñalosa, 2003).

**Gráfico 6: Años de escolaridad promedio en distintas regiones.
Datos de 1970-2000**



Fuente: elaboración propia en base a datos de Ferranti y otros (2004).

Este incremento de los años de escolaridad promedio, se debe tanto a que se ha ido reduciendo el porcentaje de población sin escolaridad alguna, cuanto a que ha ido aumentando la proporción de la población que accede a la educación superior.

Como se observa en el gráfico 6, los efectos mencionados no son específicos de los países latinoamericanos, sino que constituyen un rasgo común a todas las regiones examinadas, experimentándose con mayor intensidad en Asia oriental y África del norte. Es por ello que, a comienzos del siglo XXI, América Latina (en conjunto con los países del África sub-sahariana y de Asia oriental) presenta uno de los peores indicadores de escolaridad a nivel mundial.

Por otra parte, la evidencia empírica demuestra que existen grandes discrepancias al interior de América Latina. En un extremo, se encuentran países relativamente más avanzados, como Argentina y Chile, donde los años de escolaridad promedio se aproximan a los de los países desarrollados (para el período 2000-2003, el indicador es de 8.5 y 7.9 años, respectivamente). En el otro extremo, se encuentran países como Guatemala y Haití, donde alrededor de la mitad de la población

no recibe educación y el promedio de escolaridad alcanza apenas los tres años (4.1 y 2.7 años, respectivamente, para el período 2000-2003)⁷. En lo que concierne a la segunda dimensión educativa, la información disponible para la región nos muestra que la distribución de la educación en América Latina posee una característica distintiva: en los países latinoamericanos existe una marcada heterogeneidad entre los grupos que acceden a la educación primaria y los que acceden a la educación superior. Las altas tasas de deserción de los sectores más pobres y la preponderancia de sistemas educativos altamente estratificados, atentan contra el desarrollo de mecanismos de movilidad social en la región (Banco Interamericano de Desarrollo, 1998).

Siguiendo con la tercera de las dimensiones educativas oportunamente mencionadas, se evalúa a continuación la interrelación existente entre los niveles educativos y la performance de los individuos en el mercado de trabajo. Para América Latina en su conjunto, los rendimientos promedio de la educación están entre los más elevados del mundo, lo cual no resulta extraño habida cuenta de i) la correlación negativa entre rendimiento y alcance de la educación; y ii) la pobre performance en materia de escolaridad de la región en términos comparativos a nivel mundial (ver de Ferranti y otros, 2004).

Sin embargo, Ferreira (2004) destaca que el “premio educativo” regional, aunque sumamente elevado en comparación con el que se observa en los países desarrollados, ha tendido a decrecer significativamente en los últimos años.

Para la cuarta dimensión educativa, relacionada con el factor de calidad, la información disponible resulta sumamente escasa.

A partir de los pocos estudios existentes al respecto, se aprecian enormes diferencias de calidad en la educación que reciben los niños según la situación socio-económica de sus padres, lo cual tiende a reproducir y profundizar la desigualdad educativa, ejerciendo una influencia significativa sobre la distribución personal del ingreso.

Para los años '90, y analizando las discrepancias en los rendimientos educativos por tipo de escuela, Schiefelbein (1995) encuentra que el desempeño de los niños de familias de bajos ingresos (o de escuelas

⁷ Una característica remarcable en lo que respecta a la dinámica educativa es la reversión secular de las brechas en años de escolaridad entre hombres y mujeres. Datos comparados al respecto pueden encontrarse en Banco Interamericano de Desarrollo (1998) y de Ferranti y otros (2004).

rurales) es muy inferior al de aquellos que asisten a las escuelas a las que concurren niños de clase alta y media.

Por otro lado, al comparar mediante pruebas internacionales el rendimiento académico de los estudiantes latinoamericanos, el PREAL (1998) concluye que el mismo se sitúa muy por debajo del que presentan los alumnos de países desarrollados e incluso los del Este Asiático. En síntesis, la mayoría de los trabajos examinados coinciden en afirmar que la educación en América Latina, más allá de las discrepancias entre países, está fuertemente estratificada y tiende a reproducir, más que a aminorar, las desigualdades existentes en la distribución personal del ingreso.

Para comprender la dinámica del fenómeno examinado, resulta importante contemplar un último argumento en torno a la evolución de los rendimientos educativos, relacionado a la existencia de shocks tecnológicos sesgados. La idea básica es la siguiente: el cambio tecnológico, produce un incremento en la demanda de trabajadores calificados. Si la educación superior resulta inaccesible para las familias de bajos ingreso, o bien la calidad educativa es una variable de diferenciación significativa, dichos shocks generarían incrementos en la desigualdad a través de mayores retornos educativos (ver Acemoglu, 1998; o Berman, Bound y Griliches, 1994). Esta hipótesis general, sin embargo, pareciera contar con un sustento empírico lo suficientemente robusto para el caso de América Latina (ver Ferreira, 2004; y los datos que se presentan más adelante en la tabla 4).

El impacto del crecimiento sobre la desigualdad

Mucho se ha debatido en cuanto al impacto del crecimiento sobre la distribución personal del ingreso. En un reconocido trabajo, Kuznets (1955) afirma que existe una relación no lineal, en forma de U invertida, entre producto per cápita y desigualdad.

“One might thus assume a long swing in the inequality characterizing the secular income structure: widening in the early phases of economic growth when the transition from the pre-industrial to the industrial civilization was most rapid; becoming stabilized for a while; and then narrowing in the later phases.”

Simon Kuznets (1955): 18.

Esta relación no lineal se compone de una fase inicial, donde el crecimiento económico se correlaciona positivamente con la desigualdad (debido a la preponderancia de los efectos derivados de la concentración del ahorro en las clases superiores y los efectos inicialmente desigualadores de la industrialización).

“For there are at least two groups of forces in the long-term operation of developed countries that make for increasing inequality in the distribution of income... The first group relates to the concentration of savings in the upper-income brackets... The second source of the puzzle lies in the industrial structure of the income distribution. An invariable accompaniment of growth in developed countries is the shift away from agriculture, a process usually referred to as industrialization and urbanization... The increasing weight of urban population means an increasing share for the more unequal of the two component distributions. [Moreover,] the relative difference in per capita income between the rural and urban populations does not necessarily drift downward in the process of economic growth... If this is so, inequality in the total income distribution should increase.”

Simon Kuznets (1955): 7 y 8.

A partir de cierto grado de desarrollo, el accionar del “libre mercado” y los efectos dinámicos de la propia economía conllevan a una reversión de la correlación entre crecimiento y desigualdad, explicada predominantemente por aspectos tecnológicos (en mercados competitivos) y el progresivo aumento de los salarios en el sector urbano (debido a la movilidad laboral inter-industrial).

“... a substantial part of the rising trend in per capita income is due to inter-industry shift, i.e., a shift of workers from lower-income to higher-income industries... The effect of inter-industry shifts on the rise of [per capita income of] lower-income groups, is also a [positive] function of

growth... The second group of forces resides in the very nature of a dynamic economy with relative freedom of individual opportunity. In such a society technological change is rampant and property assets that originated in older industries almost inevitably have a diminishing proportional weight in the total because of the more rapid growth of younger industries.”

Simon Kuznets (1955): 10 y 11.

Como puede apreciarse, la hipótesis de Kuznets (1955) se encuentra fuertemente arraigada en el modelo migratorio de Lewis (1954), luego retomado y popularizado por Harris y Todaro (1970). La particularidad del enfoque de Kuznets (1955), radica en su interés por el análisis de la relación entre crecimiento y desigualdad, asumiendo la existencia de mercados de bienes competitivos, cambio tecnológico aleatorio (no relacionado con la estructura inicial de la propiedad de los medios de producción) y libre movilidad factorial.

A los efectos de evaluar la relevancia empírica de la “curva de Kuznets”, Morley (2000) y Alvargonzález, López y Pérez (2004) analizan cuál es la relación específica entre crecimiento y desigualdad en América Latina, obteniendo resultados sustancialmente disímiles. Mientras que para el primero la información disponible pareciera validar la hipótesis de Kuznets (con un desplazamiento regresivo hacia la derecha de la relación no lineal), para los últimos, la evidencia empírica existente pareciera ser lo suficientemente robusta como para rechazar la idea de una relación en forma de U invertida.

Desde una perspectiva asociada al enfoque de Heckscher-Ohlin, Leamer y otros (1998) vinculan las trayectorias de crecimiento con la dotación inicial de recursos de cada región. Dichos autores se preguntan de qué manera la abundancia de ciertos factores determina la evolución de los sectores productivos y, por lo tanto, cómo afectan dichas dotaciones a los patrones de desarrollo de las diferentes regiones.

Los países de América Latina, con fuerte desarrollo de los productos primarios, debido a su abundancia de recursos naturales, se encontrarían en una situación desfavorable para desarrollar la producción manufacturera.

Aún así, este tipo de actividad productiva tiende a desarrollarse en la mayoría de los países en períodos de crecimiento económico sosteni-

do. Como América Latina es abundante en tierra, la desigualdad se verá incrementada con el desarrollo de la industria manufacturera, pues la misma tenderá a utilizar un mix productivo intensivo en capital físico y no en capital humano. Esto último exacerba la dinámica original de la desigualdad, puesto que el capital físico puede ser “intensivamente” acumulado por un pequeño número de agentes, mientras que, por definición, el capital humano sólo logra acumularse “extensivamente”, educando a una mayor proporción de la población, lo cual contribuiría a una mejor distribución personal del ingreso. En la región, por lo tanto, el crecimiento tenderá a ser “desigualador”.

Los autores complementan este análisis teórico con evidencia empírica comparativa, mediante la cual demuestran que los países latinoamericanos han seguido un patrón de desarrollo similar al descrito. De manera similar, Londoño (2002) presenta evidencia empírica complementaria en apoyo a la hipótesis de que el perfil de crecimiento económico determinado por las dotaciones factoriales ha tenido un impacto relevante en la distribución personal del ingreso en Latinoamérica.

Hasta aquí, los dos enfoques presentados implican que el crecimiento económico no es condición suficiente ni necesaria, para generar sociedades más igualitarias. Esto conduce a discutir sobre los desajustes que pueden ocasionarse entre el desempeño macroeconómico y el mercado de trabajo en períodos de expansión, los cuales podrían amplificar los problemas distributivos. En este sentido, Furtado (1976) plantea una visión dicotómica de la economía mundial, que se plasma en la existencia de países desarrollados y subdesarrollados, los cuales poseen ciertas características tecnológicas diferenciales.⁸

Dadas estas discrepancias tecnológicas, el punto nodal del análisis se encuentra en el vínculo entre crecimiento, estructura productiva y desarrollo, considerando que la forma de inserción internacional, el rol de la innovación tecnológica y el desenvolvimiento de patrones de consumo imitativos de los países desarrollados, juegan un papel preponderante en el retraso relativo de los países latinoamericanos.

⁸ Para el autor, la principal característica de los países subdesarrollados se relaciona con la “heterogeneidad estructural productiva”. Dicho concepto hace referencia a una situación en la cual conviven sectores que se caracterizan por una productividad media acorde a las técnicas disponibles (aproximándose a las de los países desarrollados), con sectores tecnológicamente retrasados, en los cuales los niveles de productividad media son claramente inferiores.

Desde esta perspectiva, el crecimiento de los países periféricos (subdesarrollados) depende fundamentalmente de la exportación de productos primarios demandados por los países del centro (países desarrollados), tales como alimentos y materias primas. A esto se suma, en una primera etapa de industrialización, la incorporación de progreso técnico ahorrador de mano de obra, que genera la expulsión de fuerza de trabajo desde el campo hacia los grandes suburbios urbanos. Los sectores modernos poseen la capacidad de absorber ésta mano de obra masiva que pasa del campo a la ciudad. Se generarían así, situaciones de desempleo y subempleo persistente en los países de América Latina, que representan el caso paradigmático de la visión del autor. Los incrementos de productividad en el sector dinámico de la economía conviven con salarios bajos, desempleo y una distribución particularmente regresiva del ingreso a nivel personal (Bielschowsky, 2006).

En una segunda etapa, el dinamismo para los sectores exportadores es producido por la penetración de nuevas técnicas, que conducen a la descentralización de las actividades manufactureras desde los países centrales hacia los países periféricos. En esta etapa, la industrialización por sustitución de importaciones que ciertos patrones culturales generan, y la calidad de los bienes que componen dichos patrones, definen las técnicas utilizadas y la estructura del aparato productivo en los países periféricos. Una vez iniciado el proceso de industrialización con estos atributos, su desenvolvimiento se caracteriza por la diversificación que se genera a partir de la imitación de nuevos patrones de consumo.

De esta manera, la composición sectorial de la inversión y las elecciones de tecnología se predeterminan por la composición de la demanda, la cual refleja una alta concentración del ingreso y la propiedad. La tecnología, que probablemente implica en los países desarrollados el alza de los salarios como contrapartida al alza de productividad, no es necesariamente adecuada para las economías de América Latina, en las cuales el modelo de crecimiento dual tiende a mantener la abundancia de mano de obra e impide que los aumentos de productividad se traduzcan en aumentos de los ingresos salariales (Bielschowsky, 2006). Los altos niveles de desempleo y los bajos salarios implican, necesariamente, una tendencia hacia la concentración del ingreso y a la persistencia de la desigualdad cuando el crecimiento económico se desarrolla.

Los enfoques desarrollados aquí presentan diversas explicaciones acerca de los mecanismos mediante los cuales el crecimiento econó-

mico se erige como determinante clave de la desigualdad en América Latina. No obstante, la evidencia empírica disponible no resulta lo suficientemente contundente como para optar definitivamente por uno u otro de estos enfoques. En términos generales:

“There is no theoretical consensus about the relationship between inequality (i.e., income and wealth distribution) and growth. Some theories have assumed that there is no causal relationship; others say that it exists but goes from inequality to growth; others that the reverse causality is relevant; still others believe that it might exist under certain circumstances depending on some particular issues. Moreover, assuming that this systematic association exists, another discussion item is whether the effect is direct or indirect, positive or negative.”

Marta Bengoa-Calvo y Blanca Sánchez-Robles Rute (2004): 21

Los efectos de la liberalización comercial y financiera sobre la desigualdad

En el marco de una serie de ajustes y reformas estructurales, que incluyeron la desregulación de los mercados de trabajo, la reforma de los sistemas tributarios y la privatización masiva de las empresas estatales, se llevó a cabo la liberalización comercial y financiera la región. Estas medidas de apertura hacia los mercados externos constituyen, de cierta manera, la expresión más importante del proceso de globalización experimentado por los distintos países de América Latina.

El modelo de desarrollo previo a la aplicación de las políticas de liberalización de las cuentas corriente y de capital, se fundaba sobre controles estatales extensivos y una industrialización basada en la sustitución de importaciones. Este esquema ha sido ampliamente criticado por generar presuntas ineficiencias, y por ser incapaz de reducir la desigualdad. En este sentido, la apertura externa fue justificada como la posibilidad de promover eficiencia y competitividad, a los efectos de generar el crecimiento económico necesario para reducir la pobreza y, supuestamente, mejorar la distribución personal del ingreso.

El trabajo de Ferreira, Perry y Walton (2004), demuestra, sin embargo, que las políticas de apertura de las cuentas externas generaron un incremento significativo en las desigualdades salariales, producto de las disparidades educativas:

“It seems clear that... trade liberalization, on top of unequal distribution of education, was associated with increased wage disparity, as it led to faster adoption of new techniques and production processes intensive in skilled labor.”

Francisco Ferreira, Guillermo Perry
y Michael Walton (2004): 24.

Compartiendo el argumento central de la cita precedente, diversos autores afirman que la apertura externa pareciera ser responsable de buena parte del incremento de la desigualdad en la región en los últimos 20 años (ver Wood, 1997; Ocampo y Taylor, 1998; o Taylor y Vos, 2001; entre otros).

La apertura comercial tuvo fuertes efectos sobre los precios relativos de los recursos naturales locales (incrementándolos), en detrimento de la remuneración relativa del trabajo (Rodrik, 1997; Wood, 1997). Conjuntamente con las políticas macroeconómicas de los años '90, el acelerado proceso de inserción internacional pareciera haber propiciado la adopción de cambios tecnológicos que han incrementado la demanda relativa –y con ella el “premio por escasez”– de trabajadores calificados (Lora y Olivera, 1998; de Ferranti y otros, 2004).

Un argumento similar puede utilizarse en lo que respecta a la liberalización financiera. La desregulación permite un influjo mayor de capitales, lo que puede estar asociado con la disminución de su precio relativo, siendo el capital un recurso escaso en América Latina. Si se cumple el supuesto de que el capital y el trabajo calificado son complementarios mientras que el capital y el trabajo no calificado son sustitutos, una reducción en el precio del capital trae aparejada una demanda mayor de empleo de trabajadores calificados. Por lo tanto, la brecha de ingresos relativa entre trabajadores de distintas calificaciones aumenta y, consecuentemente, se produce un deterioro en la distribución personal del ingreso (Behrman, Birdsall y Székely, 2001).

En los años posteriores a la liberalización financiera, casi ningún país de la región ha encontrado una senda de crecimiento estable, sin que

el mismo esté sujeto a las volátiles fluctuaciones del comercio mundial y de los mercados financieros (Ganuza, Paes de Barros y Vos, 2001). Sólo se han advertido realidades más optimistas en el caso de algunas economías pequeñas, que evitaron la apreciación del tipo de cambio y mantuvieron los incentivos a las exportaciones. Además, dichas economías optaron por implementar un sistema de controles de capitales y una regulación financiera prudente (Taylor y Vos, 2001).⁹ Por lo visto, las reformas tendientes a la desregulación comercial y financiera no han generado un efecto favorable en los países de la región, especialmente en lo que respecta a los aspectos distributivos. Sólo aquellos países que han mantenido una serie de regulaciones estatales, tendientes a reducir las vulnerabilidades provocadas por la exposición que genera la apertura completa al mundo globalizado, han podido mantener un nivel de desigualdad relativamente estable (y no creciente, como en el resto de los casos).

En definitiva, la literatura especializada pareciera haberse encargado de remarcar sistemáticamente que, entre los principales costos del proceso de liberalización comercial y financiera implementado por la mayor parte de las economías latinoamericanas, uno de los más importantes es el que se relaciona con el impacto regresivo de dichas medidas sobre la distribución personal del ingreso en América Latina.

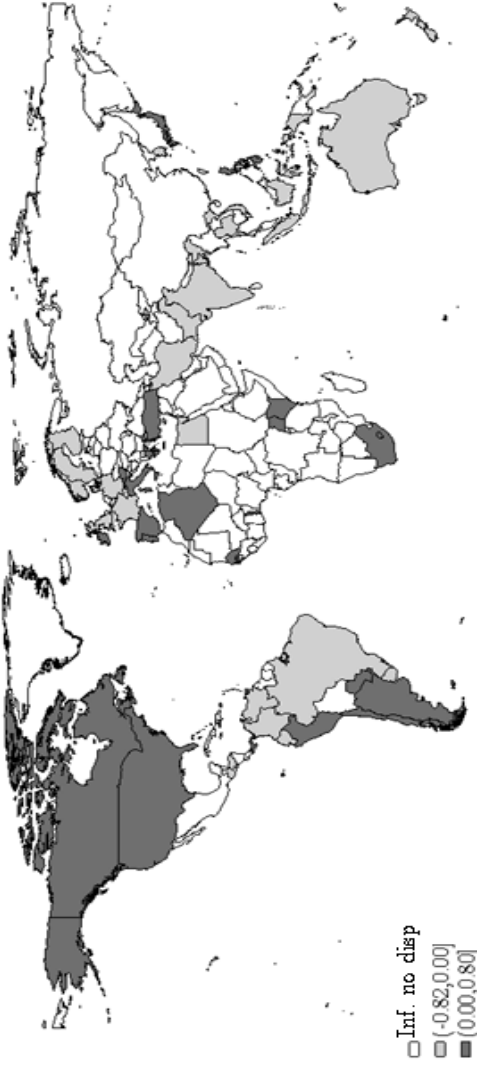
2.4 Sobre la relevancia de las hipótesis tradicionales (históricas y contemporáneas) acerca de las causas de la desigualdad

Los determinantes de la desigualdad destacados por literatura especializada (ver sección 2.3) parecieran tener una relevancia mucho más limitada cuando se evalúan las relaciones dinámicas existentes entre las variables de interés.

Comenzando por la distribución de la tierra, es menester contemplar que, si bien los niveles de desigualdad son extremadamente elevados en América Latina (ver tabla 3), las tasas de variación interanual promedio, corroboran un resultado diametralmente opuesto (ver gráfico 7):

⁹ Chile resulta uno de los ejemplos clásicos en este punto.

Gráfico 7: La dinámica de la distribución de la tenencia de la tierra en el mundo. Tasa de variación promedio interanual (en puntos porcentuales) del coeficiente de Gini para dicha variable en diversos países seleccionados



Fuente: elaboración propia en base a Frankema (2006). Nota: Las tasas de crecimiento (promedio) interanual han sido calculadas para distintos períodos según el país, a saber: Algeria, 1930-1973; Argentina, 1914-1988; Australia, 1910-1971; Austria, 1930-1990; Bangladesh, 1960-1977; Barbados, 1961-1989; Belgium, 1930-1970; Brazil, 1920-1985; Canada, 1931-1961; Chile, 1927-1997; Colombia, 1960-1988; Cyprus, 1960-1985; Denmark, 1919-1989; Ecuador, 1954-1974; Egypt, 1915-1961; Finland, 1929-1959; France, 1930-1988; Germany, 1960-1971; Greece, 1971-1993; Guatemala, 1950-1964; Honduras, 1952-1993; India, 1960-1986; Indonesia, 1963-1993; Iran, 1960-1988; Ireland, 1930-1960; Italy, 1930-1990; Japan, 1909-1995; Kenya, 1960-1974; Korea, Republic of, 1961-1990; Lesotho, 1960-1990; Netherlands, 1921-1959; New Zealand, 1910-1972; Norway, 1929-1959; Pakistan, 1961-1989; Panama, 1960-1990; Paraguay, 1961-1991; Peru, 1961-1994; Philippines, 1950-1991; Portugal, 1968-1989; Puerto Rico, 1930-1987; Senegal, 1960-1998; South Africa, 1927-1960; Spain, 1960-1989; Sweden, 1919-1961; Switzerland, 1929-1969; Taiwan, 1920-1960; Thailand, 1963-1993; Turkey, 1961-1970; Turkey, 1927-1991; Uganda, 1963-1991; United Kingdom, 1960-1993; United States, 1910-1987; Uruguay, 1937-1960; Venezuela, 1956-1961 y Vietnam, 1960-1994.

En el gráfico precedente se comprueba que la dinámica de la distribución personal del ingreso a nivel regional no puede explicarse ni completa ni necesariamente a partir de la evolución de la desigualdad en la tenencia de la tierra. En efecto, mientras que la desigualdad ha aumentado significativa y generalizadamente en lo que atañe a la distribución personal del ingreso, la evidencia empírica es mucho más heterogénea en lo que se refiere a la distribución de la tenencia de la tierra. Más precisamente, se verifica que en ciertos países de la región en los cuales la distribución personal del ingreso ha empeorado notablemente en los últimos 50 años (ver tabla 1 del presente capítulo), la distribución de la tierra parece haberse vuelto un poco menos desigual (i.e. Brasil, Uruguay, Venezuela, etc.). Estos resultados confirman los hallazgos econométricos de la tabla 4 del capítulo I. Aunque relevante para el análisis de las relaciones promedio de largo plazo, la dinámica de la distribución de la tierra no pareciera ser muy relevante para explicar la evolución más reciente de la desigualdad en la distribución personal del ingreso.

En cuanto a la relevancia distributiva de las distintas dimensiones educativas, la evidencia empírica existente pareciera enfatizar la importancia de no sucumbir a la tentación de buscar soluciones mágicas bajo la forma de procesos económicos monocausales:

“The balance of the analysis so far must still be that, since Latin America has very large income-related differentials but not very high education-related ones, educational inequality cannot be the sole source of very high income inequality in the region. A similar message arises from a rather different type of analysis that compares the microdata on the income distributions of two countries in much greater detail. One recent study (Bourguignon, Ferreira, and Leite, 2002) compared the household income distributions for Brazil and the United States by simulating what the Brazilian distribution might look like if certain aspects of U.S. economic behavior were “imported” into Brazil... Like the comparisons across countries, this more disaggregated exercise suggests that educational disparities account for an important share of Latin America’s

high income related inequality, but are not the only explanatory factor.”

Francisco Ferreira (2004): 197

En el mismo sentido, Walton (2004a) agrega que:

“By international standards, Latin America has on average middling levels of education inequality but high levels of income inequality.”

Michael Walton (2004a): 304

Esta afirmación ratifica la idea de que la educación y sus retornos deben tenerse presentes, pero no son suficientes para explicar la extrema desigualdad existente en América Latina, y mucho menos para comprender y dar cuenta de la dinámica más reciente de la distribución personal del ingreso a nivel regional (ver tabla 4):

Tabla 4. Tasas de variación de los coeficientes de Gini del ingreso, de la educación y del diferencial de retornos marginales entre educación

| País | (i) Tasa de variación del coef. de Gini - ingreso per cápita - | (ii) Tasa de variación del coef. de Gini - años de educación - | (iii) Tasa de variación del diferencial de retorno marginal entre educación primaria y superior |
|-----------------|--|--|---|
| Argentina | 0.168 | -0.026 | 0.290 |
| Bolivia | 0.003 | -0.058 | -0.005 |
| Brasil | -0.036 | -0.140 | 0.458 |
| Chile | 0.021 | -0.153 | 0.033 |
| Colombia | 0.027 | -0.020 | 0.153 |
| Costa Rica | 0.020 | -0.114 | 0.248 |
| Ecuador | 0.026 | -0.081 | -0.262 |
| El Salvador | 0.009 | -0.169 | 0.134 |
| Guatemala | | | 0.000 |
| Honduras | -0.048 | -0.040 | -0.222 |
| Jamaica | 0.006 | -0.042 | 1.889 |
| México | -0.023 | -0.144 | 0.855 |
| Nicaragua | 0.000 | -0.066 | 1.106 |
| Panamá | 0.000 | -0.057 | 0.030 |
| Paraguay | -0.045 | -0.036 | 0.110 |
| Perú | 0.016 | -0.021 | 0.679 |
| Rep. Dominicana | -0.035 | 0.045 | -0.215 |

| | | | |
|----------------------|-------|--------|-------|
| Trinidad y Tobago | | | 0.000 |
| Uruguay | 0.057 | -0.148 | 0.060 |
| Venezuela | 0.077 | -0.134 | 0.585 |

Fuente: Columnas (i) y (iii), elaboración propia en base a de Ferranti y otros, 2004. Columna (ii), elaboración propia en base a datos del CEDLAS. Nota: Los datos corresponden a distintos años para los diferentes países: Argentina, 1992-2001; Bolivia, 1996-1999; Brasil, 1990-2001; Chile, 1990-2000; Colombia, 1996-1999; Costa Rica, 1990-2000; Rep. Dominicana, 1994-1997; Ecuador, 1991-1998; El Salvador, 2000; Guatemala, 1990-2000; Honduras, 1990-1999; Jamaica, 1992-1999; México, 1993-2000; Nicaragua, 1991-1998; Panamá, 1995-2000; Paraguay, 1994-1999; Perú, 1995-2000; Trinidad y Tobago, 1992; Uruguay, 1989-2000; Venezuela, 1989-1998. Los datos de la columna (ii) corresponden a distintos años para los diferentes países: Argentina, 1992-2001; Bolivia, 1997-2002; Brasil, 1990-2001; Chile, 1990-2000; Colombia, 1996-1999; Costa Rica, 1990-2000; Rep. Dominicana, 1996-2000; Ecuador, 1994-1998; El Salvador, 1991-2000; Guatemala, 2000; Honduras, 1992-1999; Jamaica, 1990-1999; México, 1992-2000; Nicaragua, 1993-1998; Panamá, 1991-2001; Paraguay, 1995-1999; Perú, 1997-2001; Uruguay, 1989-2000; Venezuela, 1989-1998.

Los datos expuestos permiten observar que, cuando la variación del coeficiente de Gini para la distribución personal del ingreso (columna (i)) es positiva, la variación del mismo indicador a nivel educativo (columna (ii)) es mayoritariamente negativa (con un coeficiente de correlación de -0.1) en tanto que para los datos de las columnas (i) y (iii) (variación de la desigualdad y variación en los retornos a la educación, respectivamente), la correlación que se desprende de la tabla 4 no resulta significativamente distinta de cero.

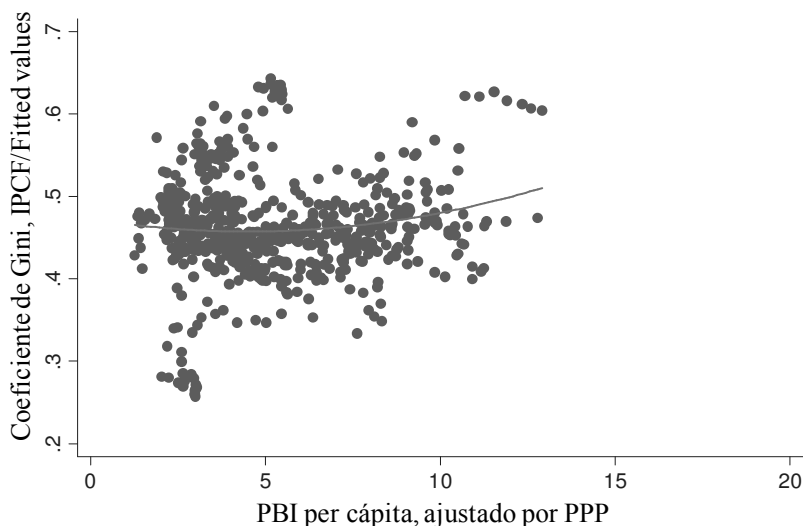
A partir de la evidencia empírica examinada, sin olvidar los resultados acordados obtenidos en la tabla 4 del capítulo I, se concluye que la educación no pareciera ser “la” variable clave para comprender la dinámica distributiva a nivel regional de las últimas décadas.

¿Y qué ocurre con el rol distributivo del crecimiento económico?

El lector pudo percatarse en la sección precedente de que no existe un consenso generalizado acerca del efecto del incremento del PBI sobre los índices de desigualdad.

Es por ello que resulta necesario despejar las dudas existentes recurriendo nuevamente a la evidencia empírica. A continuación, se presenta el gráfico 8 que permite profundizar el análisis al respecto:

Gráfico 8: Relación entre crecimiento y desigualdad en promedio para los países de América Latina. Datos promedio 1950-2005.



Fuente: elaboración propia en base a UTIP-UNIDO, CEDLAS y Groningen University.

Confirmando los resultados de la tabla 5 del capítulo I, se aprecia en el gráfico precedente que no existe ninguna relación estadísticamente significativa entre producto per cápita y distribución, y que, en caso de que la misma fuese relevante, es más probable que determine una forma funcional no lineal exactamente opuesta a la de la hipótesis de Kuznets (1955).

La apertura comercial y financiera, por el contrario, parece ser un determinante crucial para explicar la aceleración de la desigualdad en la región durante la década de 1990. Los trabajos analizados (aunque cada autor lo explica por diversos motivos), concluyen que para los países de América Latina los niveles actuales de desigualdad estarían influenciados por las políticas de desregulación del sector externo implementadas en los años '90. Por lo cual, puede tenerse en cuenta como una variable clave para la evolución más reciente de la desigualdad, pero no para el período previo a la década de 1990¹⁰.

¹⁰ Ver tabla 4 del capítulo I.

Con el análisis desarrollado, se aspira a dejar en claro que los determinantes de la desigualdad usualmente destacados por la literatura especializada (como la educación, la tenencia de la tierra, el crecimiento o apertura comercial y financiera) no parecieran ser lo suficientemente significativas como para explicar la dinámica distributiva de los últimos 30 años en América Latina.

En este sentido, cabe analizar qué rol le han otorgado los investigadores a la volatilidad macroeconómica como determinante de la desigualdad. ¿Será esta variable el factor omitido que permite explicar la evolución más reciente de la distribución personal del ingreso en la región? Intentando responder a este interrogante se da lugar a las siguientes secciones del capítulo.

2.5 La volatilidad macroeconómica como determinante de la desigualdad

Evidentemente, no es la volatilidad macroeconómica la variable más estudiada como determinante de la desigualdad en América Latina, aún cuando las estimaciones econométricas realizadas en el capítulo I la destacan como una variable clave para comprender la dinámica distributiva en los distintos países latinoamericanos.

“Few studies have examined the link between volatility and inequality... One major study of Latin American countries in the 1970s and 1980s found that higher output volatility was associated with both lower output growth and higher inequality, with significant inequality persistence (IDB 1995).”

Thomas Laursen y Sandeep Mahajan (2004): 2.

Entre los pocos estudios que examinan esta relación para América Latina, existen varias posiciones teórico-metodológicas alternativas:

1. En primer lugar, y como grupo más numeroso, están aquellos trabajos que sólo postulan la existencia de una correlación empírica positiva y significativa entre las variables examinadas, sin brindar mayores interpretaciones o intuiciones al res-

- pecto (ver Behrman, Birdsall y Székely, 2001; Ganuza, Paes de Barros y Vos, 2001; Taylor y Vos, 2001; o Székely, 2003).
2. El segundo conjunto de estudios desarrolla su análisis respecto de la relación volatilidad-desigualdad en torno a los supuestos tracionales de la teoría de las diferencias igualadoras (existencia de premio por riesgo), destacándose entre ellos las contribuciones de Ferreira (2004) y Walton (2004b).
 3. Finalmente, encontramos un grupo de documentos más elaborados en los cuales no solamente se examina la evidencia empírica disponible, sino que también se plantean una serie de explicaciones teóricas alternativas, que enfatizan el rol de las asimetrías cíclicas y los procesos de histéresis (ver Laurssen y Mahajan, 2004; o Agenor, 2001 y 2002).

Entre los trabajos del primer grupo, las referencias a los canales implícitos de relación volatilidad-desigualdad se encuentran completamente ausentes, de manera que poco nos permiten avanzar estos estudios en lo que respecta al análisis más profundo de la relación, con el objetivo de identificar de manera más apropiada los mecanismos de intervención disponibles para el desarrollo de las políticas públicas destinadas a reducir la desigualdad en América Latina.

“...las otras reformas no parecen tener ningún impacto adicional sobre la desigualdad, pero la volatilidad y la inflación sí tienen un efecto de aumento de desigualdad estadísticamente significativo.”

Jere Behrman, Nancy Birdsall y Miguel Székely
(2001): 136

“Trade liberalization and a more stable macroeconomic environment had a slight inequality-reducing effect.”

Miguel Székely (2003): 317

Las citas previas remarcan el hecho de que la volatilidad macroeconómica empeora la distribución personal del ingreso, algo que, lamentablemente, ya sabíamos desde hace más de doscientos años. La pregunta relevante no es qué tipo de relación existe entre estas

variables, sino más bien cuáles son los canales más importantes que permiten explicarla.

Entre los trabajos del segundo grupo se recurre al enfoque tradicional para responder a esta última pregunta.

“...self-employment is a risky venture, so the self-employed may require a higher wage to compensate for the extra insecurity that they absorb by owning their own business.”

Franciso Ferreira (2004): 205

Sin volvernos a involucrar en una discusión que ya ha sido desarrollada en el capítulo I, simplemente remarcamos en este punto que existe abrumadora evidencia empírica a nivel regional que refuta la hipótesis de que la existencia de un potencial “premio por riesgo” es lo que verdaderamente explica la relación positiva entre volatilidad y desigualdad en América Latina. Para mayores detalles, ver secciones 2 a 4 del capítulo I.

Finalmente, nos encontramos con el grupo de trabajos que examina el impacto de la volatilidad sobre la distribución personal del ingreso en América Latina desde una perspectiva más amplia, incluyendo la posibilidad de recurrir a explicaciones no tradicionales.

Recurriendo a los trabajos de Agenor (2001 y 2002), Laursen y Mahajan (2004) nos brindan una primera intuición acerca de aquellos canales que podrían determinar la estructura de la relación existente entre volatilidad y desigualdad.

“Permanent effects of crises and volatility must somehow be related to asymmetric responses to economic downturns and upturns relative to a country’s potential growth path... Pierre-Richard Agenor (2001 and 2002) distinguishes among five classes of explanations supporting the idea that there are asymmetric effects of cycles and crises. First, effects on human capital might be irreversible. Second, expectations and confidence factors might play a larger role during downturns; for example, leading to capital outflows that may not be easily reversed. Third, financial crises typical-

ly produce adverse selection and credit crunches that can irreversibly damage the industrial and social fabric. Fourth, household assets may be drawn down, reducing the ability of households to smooth future income swings. Fifth, 'labor hoarding' might lead to laying off unskilled workers as firms protect their skilled labor force because of higher turnover costs associated with skilled workers. As a result, some workers may become permanently unemployed."

Thomas Laursen y Sandeep Mahajan (2004): 7 y 8

A diferencia de los casos anteriores, las hipótesis avanzadas por estos autores parecieran ser mucho más apropiadas para el caso latinoamericano. Sin embargo, al examinar sus propios resultados empíricos, encuentran que, para América Latina (justamente la región más volátil y desigual del mundo) la relación analizada no resulta significativamente distinta de cero. Más precisamente, los coeficientes asociados a la volatilidad macroeconómica no resultan significativos en la regresión que los autores estiman para la participación en el ingreso del quintil de menores recursos.

"For the East Asia and Pacific region, the coefficient of the volatility variable is positive and significant, while the coefficients for the Industrialized and Latin American and Caribbean countries are negative but not significant... the coefficients of the volatility slope dummies become insignificant (at the 10 percent level) for Eastern and Central Europe and Latin American and Caribbean regions (Regression 2'), and for the group of non-primary exporters (Regression 5') under the IV specification"

Thomas Laursen y Sandeep Mahajan (2004): 7 y 8.

En resumen, la literatura existente no pareciera tomar a la volatilidad macroeconómica como un determinante clave para comprender la dinámica distributiva en América Latina, aún cuando la evidencia

empírica que hemos examinado en el capítulo I, sustenta la relevancia distributiva del riesgo sistémico a nivel regional.

La subestimación del rol distributivo de la volatilidad en los estudios empíricos regionales se aprecia tanto en la sistemática omisión de esta variable en la mayor parte de las investigaciones, cuanto en aquellos estudios que simplemente mencionan la potencial existencia de algún tipo de correlación entre las variables de interés (sin intuición alguna al respecto), o en los que persisten en la infructuosa tarea de intentar convecernos de que si la volatilidad aumenta la desigualdad ello no se debe a otra cosa que la existencia de un “premio por riesgo” en mercados competitivos que vinculan a diversos agentes con preferencias heterogéneas.

Si bien una serie de estudios más recientes, entre los que se destacan los trabajos de Laursen y Mahajan (2004) y Agenor (2001 y 2002), parecieran querer revertir esta tendencia, los resultados empíricos que ellos mismos encuentran parecieran dificultar a futuro la tarea de persuasión de que, en lo que respecta a la distribución personal del ingreso en América Latina, la volatilidad no solamente no es un factor de segundo orden, sino que pareciera ser la variable clave para comprender la evolución en el tiempo de la desigualdad.

Habiendo finalizado con la parte empírica del estado de las artes, damos lugar a la discusión de la sección teórica, destinada a examinar cuáles son las principales características de los modelos teóricos existentes que buscan explicar la relación examinada desde una perspectiva formal.

3 Volatilidad y distribución (personal y funcional) del ingreso. Revisión crítica de los modelos teóricos contemporáneos

La volatilidad macroeconómica no sólo ha sido marginalizada en la literatura empírica acerca de los determinantes de la desigualdad, sino que también ocupa un lugar secundario en los desarrollos teóricos contemporáneos. En los últimos 30 años, la producción académica de modelos analíticos formales, que intenten explicar cuáles son los canales a través de los cuales la volatilidad macroeconómica

afecta a la distribución personal y funcional del ingreso, se restringe a poco más de media docena de documentos relevantes.¹¹

Por un lado, se encuentran los modelos estocásticos à la Gibrat (1931), que han ido incluyendo diversos factores de refracción para asegurar distribuciones no degeneradas, en donde la dispersión interpersonal asintótica de la variable de interés (generalmente la riqueza o el nivel de ingresos) depende de la volatilidad de los shocks aleatorios que se incluyen en el proceso generador de los datos. Las contribuciones más representativas de este enfoque corresponden a Kalecki (1945), Champernowne (1953), Piketty (1999) y Bertola (1999). La idea central que comparten estos modelos, es que la evolución de la variable relevante para el análisis distributivo sigue una dinámica autorregresiva con shocks aleatorios idiosincrásicos, que determina un proceso de divergencia de los ingresos (o de los stocks de capital) individuales, cuya dispersión converge asintóticamente a un valor de estado estacionario (cuando existen factores de refracción) que depende principal y positivamente de la volatilidad de los shocks y del mencionado componente autorregresivo.

Por otra parte, el enfoque tradicional de Adam Smith [1776](1994) (basado en la teoría de las diferencias igualadoras y la supuesta existencia de un “premio por riesgo” compensador, ver secciones 2 y 3 del capítulo I), ha sido recientemente recuperado por los modelos de Bardhan, Gintis y Bowles (1999), Breen y García-Peñalosa (1999), García-Peñalosa y Turnovsky (2001) y Checchi y García-Peñalosa (2003). El eje común en todos estos trabajos es el supuesto de que los agentes deciden libremente, en mercados competitivos, entre distintas opciones (ser asalariado o cuentapropista, tener un salario fijo o uno flexible, trabajar en el sector formal o informal de la economía, estudiar o trabajar, etc.) en base al criterio de maximizar la utilidad

¹¹ Aunque fuera del alcance de la presente tesis, también existen algunos trabajos que examinan formalmente la relación examinada pero revirtiendo el orden de causalidad. El lector interesado en explorar esta segunda línea de investigación puede consultar los trabajos de Alesina y Perotti (1996) -quienes sostienen que el aumento de la desigualdad origina un incremento de la volatilidad macroeconómica debido a la mayor inestabilidad sociopolítica resultante-, Levy (2002) -quien esgrime una explicación matemática para demostrar analíticamente que el empeoramiento del perfil distributivo conlleva a una mayor probabilidad de que existan equilibrios oscilatorios-, o Iyigun y Owen (2004) -quienes señalan que la desigualdad impacta sobre la magnitud de las fluctuaciones cíclicas a través de las restricciones al financiamiento. Los autores demuestran que, en los países pobres, una mayor desigualdad reduce el porcentaje de la población afectado por dichas restricciones, disminuyendo así la volatilidad macroeconómica, en tanto que en los países ricos sucede lo contrario-, entre otros.

esperada –ajustada por riesgo- de tal elección. En líneas generales, a medida que aumenta la volatilidad, los agentes más aversos al riesgo (generalmente los más pobres) compensan voluntariamente (con sus decisiones y el accionar de las fuerzas de mercado) a los menos aversos para que estos asuman la mayor parte del riesgo, lo cual genera un incremento de los diversos indicadores de desigualdad.

A continuación se presenta un análisis más detallado de cada uno de los modelos previamente mencionados, así como una sub-sección dedicada a la evaluación crítica de los supuestos comúnmente utilizados.

3.1 Modelos estocásticos tradicionales y algunas extensiones recientes.

3.1.1 La ley de los efectos proporcionales de Gibrat (1931) y sus implicancias en términos de la relación volatilidad-desigualdad

Una de las versiones más simples de este enfoque postula la existencia de un conjunto de agentes que difieren únicamente en las realizaciones de su ingreso estocástico ε_{it} . Estos agentes acumulan un único activo en base a la siguiente ley de movimiento:

$$A_{it} = \rho A_{it-1} + a + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde A_{it} es el activo del individuo i en el instante t , ρ (el coeficiente autorregresivo) y a (el “drift” de la ecuación) son constantes positivas y ε_{it} es un término aleatorio con media 0 y varianza σ^2 que representa un *shock* exógeno (i.e. realizaciones estocásticas del ingreso laboral) al proceso de acumulación. A su vez, la varianza de A_{it} está dada por:

$$Var(A_{it}) = \rho^2 Var(A_{it-1}) + \sigma^2 \quad (2)$$

En estado estacionario ($t=t-1$), la ecuación (2) converge a la expresión $Var(A_{it}) = \frac{\sigma^2}{(1-\rho^2)}$. De aquí se deduce que la dispersión inter-

personal en la acumulación de activos depende positivamente de la volatilidad del término estocástico ε_{it} (riesgo o incertidumbre) y del coeficiente autorregresivo ρ .

La ley de los efectos proporcionales propuesta por Gibrat (1931) corresponde al caso de $\rho = 1$, en el cual no existen factores de refracción que coadyuven a restringir la dispersión interpersonal asintótica de los activos: la varianza de A_{it} tiende a infinito, llevando a una distribución degenerada en la cual existe una completa concentración.

3.1.2 La incorporación de mecanismos estabilizadores a la ley de Gibrat. Las contribuciones pioneras de Kalecki (1945) y Champernowne (1953)

El proceso anterior converge a una distribución estacionaria en la medida que se incorporan mecanismos estabilizadores. Entre los estudios que excluyen la posibilidad de varianzas explosivas, Champernowne (1953) establece un método que consiste en reemplazar el *random walk* de la ley de Gibrat por probabilidades de transición derivadas de cadenas de Markov.

Supóngase que los ingresos laborales siguen un proceso con $\rho = 1$, con lo cual la varianza es intertemporalmente creciente. El modelo propuesto por Champernowne restringe las probabilidades de transición, suponiendo que, en promedio, estas probabilidades caen a medida que decrece el nivel de retribuciones. La justificación económica para acotar las probabilidades de transición (y de esta forma restringir la varianza del proceso de acumulación de ingresos) responde a la rotación intergeneracional existente en el mercado de trabajo (los trabajadores jóvenes que perciben menores retribuciones reemplazan a los trabajadores más viejos cuyos ingresos laborales son más elevados).

Con el objetivo de analizar el impacto de la volatilidad sobre la distribución personal del ingreso y el tamaño de las firmas, Kalecki (1945) propone un mecanismo de estabilización, o factor de refracción, alternativo al de Champernowne, basado en la idea de que los *shocks* que afectan al proceso de acumulación son proporcionales y no (como postulara Gibrat, 1931) independientes del nivel de ingreso. Bajo estos supuestos, Kalecki (1945) demuestra que:

$$X_T = X_0 \prod(1 + m_t) \Rightarrow \log X_T = \log X_0 + \sum \log(1 + m_t) \quad (3)$$

definiendo a X como el nivel de ingresos, a Y como el desvío respecto de la media del logaritmo de la variable X y a la variable y como el desvío respecto de la media del logaritmo de los disturbios $(1 + m_t)$, la expresión anterior puede re-expresarse como:

$$Y_T = Y_0 + \sum y_t \quad (4)$$

Kalecki asume que Y está sujeto a cambios que operan por medio de y , al mismo tiempo que el segundo momento de Y (que denominaremos M) también está sujeto a cambios mediante ΔM (siendo ΔM un número pequeño que tiene el mismo orden de magnitud que el segundo momento de y). Partiendo de estos supuestos, el autor polaco postula la siguiente relación:

$$\frac{1}{N} \sum (Y + y)^2 = \frac{1}{N} \sum Y^2 + \Delta M = M + \Delta M \quad (5)$$

Desarrollando esta expresión se tiene que $2 \sum yY = - \sum y^2 + N\Delta M$. Asumiendo que ΔM es un valor fijo y pequeño, la covarianza entre el nivel de Y y los *shocks* es negativa, con una forma funcional que Kalecki (1945) aproxima a través de la siguiente ecuación lineal:

$$y = -\beta Y + z \quad (6)$$

siendo z una variable estocástica e independiente de Y . Puede apreciarse entonces que los cambios proporcionales (y) que afectan a la variable transformada (Y) dependen linealmente de esta última y de un *shock* independiente.

Reemplazando la expresión anterior en (4), se obtiene el valor correspondiente a β :

$$\beta = \frac{\sum y^2/N}{2 \sum Y^2/N} - \frac{\Delta M}{2 \sum Y^2/N} \quad (7)$$

Kalecki (1945) postula que el segundo momento de y toma un valor pequeño respecto al segundo momento de Y , de manera que, dado que ΔM es un valor pequeño, se cumple que $0 < \beta < 1$, con lo cual la

variable que representa los *shocks* es una proporción de la variable explicada, siendo menor que uno en valor absoluto. Esta es la principal diferencia respecto de la ley de Gibrat, que considera a dichos shocks como independientes de Y , es decir $\beta=0$. La crítica esgrimida por Kalecki (1945) apunta al carácter creciente que tiene la varianza del logaritmo de la variable considerada en este último caso.

Re-expresando las ecuaciones (4) y (6) se tiene que:

$$Y_t = Y_{t-1} + y_t = (1 - \beta)Y_{t-1} + Z_t \quad (8)$$

con $0 < (1 - \beta) < 1$, expresión consistente con la ecuación (1) presentada al inicio de la sección 3.1.1.

3.1.3 Transmisión intergeneracional de la riqueza: el factor de refracción postulado por Piketty (1999)

Procurando examinar la incidencia de la volatilidad intertemporal de los ingresos laborales sobre la distribución interpersonal de la riqueza, Piketty (1999) construye un modelo intertemporal en donde el individuo obtiene sus ingresos a partir de dos fuentes alternativas: el trabajo y las herencias recibidas de las generaciones anteriores.

Dos supuestos importantes explican el factor de refracción propuesto por Piketty para acotar la dispersión interpersonal de la riqueza. El primero de ellos consiste en la incorporación de una fuente adicional de recursos, derivada del nivel de riqueza inicial y su dinámica en el tiempo. El segundo radica en la inclusión de una tasa de depreciación del *stock* de riqueza (i.e. $0 < \delta < 1$), la cual evita que el coeficiente autorregresivo (ρ en la ecuación 1, o $1-\beta$ de la ecuación 8) de la riqueza será mayor o igual a uno.¹²

Formalmente, el punto central del esquema analítico planteado por Piketty (1999) puede representarse por medio de la siguiente ecuación:

¹² Condición de estacionariedad que depende de que la propensión marginal a ahorrar sobre los ingresos de capital sea menor que la tasa de depreciación de la riqueza, ya que, como veremos más adelante, $\rho = (1 - \delta) + sr_\infty$, donde s es la propensión marginal a ahorrar, y r_∞ es la tasa de interés de estado estacionario.

$$y_{it} = v_t a_{it} + r_t w_{it} \quad (9)$$

donde y_{it} es el ingreso total del individuo i en el instante t , $v_t a_{it}$ es el ingreso laboral (v_t es el salario promedio de la economía y a_{it} un parámetro de productividad o capacidad individual, medido en unidades de eficiencia), $r_t w_{it}$ es la riqueza heredada de la generación anterior, r_t es el retorno de los activos y w_{it} la riqueza individual en el momento t .

La transmisión intergeneracional de la riqueza individual se especifica como:

$$w_{it+1} = S(v_t a_{it} + r_t w_{it}) + (1 - \delta)w_{it} \quad (10)$$

mientras que, a nivel agregado, la contraparte formal de (9) es la ecuación (10):

$$w_{it+1} = S[f(w_t)] + (1 - \delta)w_{it} \quad (11)$$

donde $S[.]$ denota la función de ahorro y $f(.)$ representa una función de producción.

La relación existente entre la dispersión interpersonal de la riqueza y la volatilidad intertemporal de los ingresos individuales depende básicamente del valor que adopte el componente a_{it} . En este sentido, Piketty advierte que si: i) las capacidades individuales se distribuyen aleatoriamente, ii) $a_{it} = 1 + \xi_{it}$ (siendo ξ_{it} un término de error ruido blanco), y iii) la función de ahorro viene dada por $S[f(w_t)] = sf(w_t)$, con $f' > 0$ y $f'' < 0$ (donde s representa la tasa media de ahorro); la distribución de la riqueza individual converge a una distribución de largo plazo no degenerada, cuya varianza está determinada por:

$$\sigma_w^2 = \frac{s^2 r_\infty^2}{[1 - (1 - \delta + s r_\infty)^2]} \sigma_\varepsilon^2 \quad (12)$$

siendo σ_w^2 la dispersión interpersonal de la riqueza y σ_ε^2 la volatilidad intertemporal de los ingresos individuales, y en donde el término

$\rho = (1 - \delta) + sr_\infty$ corresponde matemática e intuitivamente al coeficiente ρ de la ecuación 1.

A diferencia del esquema kaleckiano presentado en la sección anterior, obsérvese que la especificación de Piketty, además de microfundar el problema de acumulación dando cuenta de la transmisión intergeneracional de la riqueza, postula que el impacto de la volatilidad intertemporal de los ingresos individuales sobre la dispersión interpersonal de la riqueza se ve mediado tanto por el retorno de la riqueza (que surge de multiplicar la tasa media de ahorro por la tasa de interés sobre los activos individuales, sr), cuanto por la tasa de depreciación del *stock* de capital. La incidencia de la volatilidad sobre la desigualdad será tanto más importante cuando mayores sean s y r y cuanto menor sea δ (es decir, cuanto mayor sea el coeficiente de autocorrelación ρ).

3.1.4 La importancia de las restricciones de financiamiento y sus efectos sobre la ley de Gibrat: el modelo de Bertola (1999)

El modelo microfundado e intertemporal desarrollado por Bertola (1999) propone examinar la distribución de la riqueza en el largo plazo, acotando la dispersión del proceso de acumulación de activos mediante la existencia de restricciones de liquidez.

En ausencia de restricciones de liquidez, la ecuación de Euler correspondiente a la condición de primer orden del problema de maximización de utilidad del modelo propuesto por Bertola (1999) está determinada por:

$$U'(c_t^i) = \frac{1+R}{1+\rho} (U'(c_{t+1}^i) - \varepsilon_{t+1}^i) \quad (13)$$

siendo $U'(\cdot)$ la utilidad marginal del consumo del individuo i en los períodos t y $t+1$, respectivamente, R la tasa objetiva de descuento (tasa de interés de mercado), ρ la tasa subjetiva de descuento y ε_{t+1}^i un término que capta las diferencias no predecibles entre las utilidades marginales esperadas y realizadas del consumo para el individuo i .

Si $R = \rho$ (i.e. si no existen restricciones de liquidez en el mercado financiero), la utilidad marginal de cada agente económico sigue el proceso dado por:

$$U'(c_{t+1}^i) = U'(c_t^i) + \varepsilon_{t+1}^i \quad (14)$$

En este primer caso, al no existir restricciones de liquidez que operen como mecanismos estabilizadores (factores de refracción), la distribución de la riqueza se degenera a largo plazo, resultado similar al que surge de considerar la ley de los efectos proporcionales de Gibrat. La intuición económica para entender este primer efecto es la siguiente. Al aumentar el riesgo aumenta el ahorro de todos los agentes económicos (ricos y pobres), por lo que a igual tasa de ahorro, el ahorro global de los ricos (que equivale a la tasa de retorno, r , multiplicada por la dotación inicial de riqueza, W_i) siempre es mayor que el de los pobres.

La existencia de restricciones de liquidez hace que $R < \rho$, ya que los sectores menos pudientes de la sociedad no pueden acceder al crédito. Bajo tales condiciones, el incremento del riesgo idiosincrásico aumenta en mayor magnitud el ahorro de los pobres (ahorro por motivo precautorio), quienes padecen en mayor medida la incertidumbre. En el caso de los sectores más pudientes, éstos no sólo ahorran menos porque no enfrentan restricciones de liquidez, sino que, al enfrentar los pobres tales restricciones, la tasa de retorno que perciben los ricos por sus ahorros disminuye y, por lo tanto, cae el volumen de ahorro global de estos últimos.

La no degeneración del proceso de acumulación de activos en el largo plazo (o el factor de refracción de los ahorros en el caso de los ricos) se expresa, en presencia de restricciones de liquidez, mediante la siguiente expresión:

$$W_t = \rho W_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Como $0 < \rho < 1$, debido a la existencia de restricciones de liquidez, en el largo plazo la dispersión intertemporal de la riqueza se estabiliza gracias al comportamiento asimétrico de los agentes en materia de ahorro según el nivel de riqueza inicial.

3.2 El argumento de las diferencias igualadoras y sus connotaciones sobre la relación volatilidad-desigualdad.

3.2.1 ¿Asalariados o cuentapropistas?

El modelo de Bardhan, Gintis y Bowles (1999)

Al interior de la familia de los modelos microfundados contemporáneos que tienen algún tipo de fundamento en la teoría de las diferencias igualadoras de Adam Smith [1776] (1994), el modelo de Bardhan, Gintis y Bowles (1999) es uno de los primeros que extienden formalmente el enfoque tradicional al caso de una elección específica en el mercado de trabajo que consiste en decidir si se quiere trabajar como asalariado o cuentapropista.

Entre sus supuestos salientes, se destacan: i) la existencia de un sector de la sociedad que detenta un *stock* inicial de riqueza (productor independiente o empresario) y se comporta de manera neutral frente al riesgo. Este grupo emplea los servicios laborales de un conjunto de trabajadores asalariados pagando como contrapartida un salario fijo; ii) la presencia de un grupo poblacional que no cuenta con dicha dotación de riqueza (trabajador asalariado), presenta aversión al riesgo, y decide desempeñarse como asalariado (percibiendo un salario fijo) o productor independiente (opción que reporta mayores ingresos a costa de asumir un riesgo más alto); y iii) el trabajador asalariado y el productor independiente exhiben diferentes niveles de tolerancia a la incertidumbre.

El productor independiente (neutral al riesgo) maximiza sus beneficios netos del costo de oportunidad del capital en un mercado perfectamente competitivo:

$$p(\sigma) = \sigma z + g(\sigma) - \rho k - m - w \quad (16)$$

siendo σ el desvío estándar del ingreso, z una variable aleatoria con media nula y varianza unitaria, $g(\sigma)$ una función de producción cóncava en σ (siendo $\sigma > 0$)¹³, w el costo laboral, ρk el costo

¹³ Esta función de producción refleja la elección que realiza el empresario (representante del sector rico de la población) entre un conjunto de técnicas disponibles que implican asumir un *trade-off* entre retorno esperado y riesgo (argumento consistente con la idea de diferencias igualadoras).

asociado a la contratación de los servicios del capital (ρ es la tasa de interés libre de riesgo) y $m > 0$ el costo de supervisar las actividades realizadas por los trabajadores asalariados.

La condición de primer orden que caracteriza al problema de optimización que resuelve el empresario es por tanto:

$$(Ep)_{\sigma} = g'(\sigma) = 0 \implies \sigma = \sigma^* \quad (17)$$

donde σ^* es el nivel de riesgo que maximiza el beneficio esperado por el productor.

Como el empresario es neutral al riesgo y los beneficios deben ser nulos en equilibrio (debido al supuesto de mercados competitivos), el salario de equilibrio es:

$$w^* = g(s^*) - rk - m \quad (18)$$

Si el trabajador decide trabajar por cuenta propia (para lo cual debe poder financiar el capital requerido), sus ingresos esperados vienen dados por:

$$m(s) = E(y(s)) = E(p(s)) + m + w = g(s) - rk \quad (18')$$

De esta manera, el trabajador (averso al riesgo) decide maximizar la siguiente función de utilidad:

$$v(\sigma, \mu(\sigma)) = Eu(w) = \int_{-\infty}^{+\infty} u[\mu(\sigma) + \sigma z] dF(z) \quad (19)$$

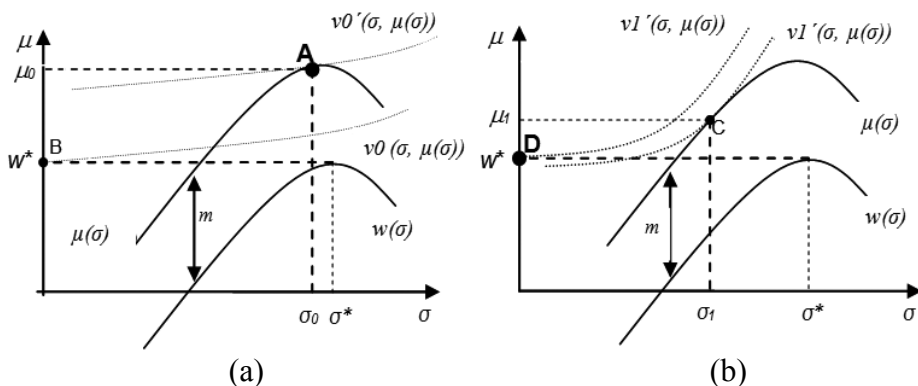
sujeto a la condición de tangencia $v_u[g'(\sigma) - s(\sigma, \mu(\sigma))] = 0$, la cual determina que la tasa marginal de transformación de riesgo en retornos esperados ($g'(\sigma)$), pendiente de la “función de producción”, sea igual a la tasa de sustitución técnica entre riesgo y retornos esperados ($s(\sigma, \mu(\sigma))$), pendiente de la función de utilidad.

En el gráfico 9 que se presenta a continuación, se examina esquemáticamente la decisión que enfrentan los trabajadores entre producir por cuenta propia (con los riesgos que ello implica) o desempeñarse como asalariados bajo la supervisión de su empleador (ganando en seguridad pero perdiendo en el nivel de ingresos esperado).

Para la representación de los paneles (a) y (b), se utilizaron distintas versiones de las ecuaciones (18), (18') y (19). Recordando que cuanto más arriba y a la izquierda estén las curvas de indiferencia $v(\sigma, \mu(\sigma))$, mayor bienestar obtienen los individuos, y que las elecciones factibles son aquellas que, o bien implican la tangencia de la $v(\sigma, \mu(\sigma))$ con $\mu(\sigma)$, o bien determinan la intersección de $v(\sigma, \mu(\sigma))$ con el eje de las ordenadas al nivel de $w^* = g(\sigma^* - \rho k - m)$, y asumiendo que en el panel de la izquierda los trabajadores son menos aversos al riesgo que en el panel de la derecha, el análisis subsiguiente procede de manera natural.

En el primer caso, panel (a), la aversión al riesgo de los trabajadores es lo suficientemente baja como para que el punto de tangencia entre la curva de indiferencia y la frontera de posibilidades de producción (punto A, en donde el trabajador produce por su propia cuenta) determine un mayor nivel de utilidad que el mismo trabajador podría obtener desempeñándose como asalariado (punto de intersección B). Por el contrario, cuando los trabajadores son más aversos al riesgo, panel (b), el mismo punto de tangencia (en este caso el punto C) se verifica con una curva de indiferencia que se encuentra por debajo y a la derecha (y que, por lo tanto es dominada por la que se encuentra por encima) de la que los trabajadores pueden obtener si aceptan la propuesta de emplearse como asalariados (punto D, con curva de indiferencia $v_1'(\sigma, \mu(\sigma)) > v_1(\sigma, \mu(\sigma))$).

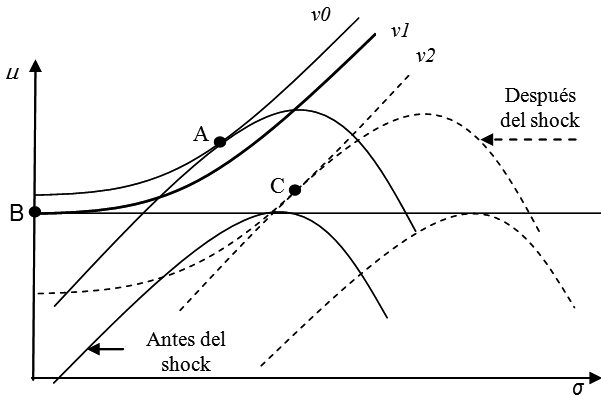
Gráfico 9. Representación gráfica de la elección del trabajador entre empleo asalariado y trabajo por cuenta propia para distintos grados de aversión al riesgo



En otras palabras, a medida que aumenta el grado de aversión al riesgo, también se incrementa el número de trabajadores que deciden desempeñarse como asalariados, aún a costa de menores ingresos esperados.

En este contexto, un aumento de la volatilidad, que puede representarse como un mean preserving spread que desplaza las curvas $\mu(\sigma)$ y $w^* = g(\sigma^*) - \rho k - m$ horizontalmente hacia la derecha, genera un resultado similar al de un incremento en el grado de aversión al riesgo. Obsérvese en el gráfico 10 que, antes del shock de volatilidad, los trabajadores eligen ser cuentapropistas ya que el punto de tangencia A les representa un mayor nivel de utilidad que el punto de intersección B (la curva de indiferencia v_0 se encuentra por encima de la curva v_1). Cuando aumenta la volatilidad, el resultado se revierte, ya que el nuevo punto de equilibrio para ser trabajador cuentapropista (punto C) determina un nivel de utilidad inferior al que siempre puede obtenerse siendo asalariado (punto B, con v_1 por encima y a la izquierda v_2).

Gráfico 10. El impacto de la volatilidad sobre la decisión ocupacional de los trabajadores: mayor preferencia por el empleo asalariado



Recuperando la mística smithiana, el modelo de Bardhan, Gintis y Bowles (1999) nos plantea que, al aumentar la volatilidad, los trabajadores están dispuestos a ceder voluntariamente parte de sus ingresos a los efectos de evitar asumir el riesgo que implicar desempeñarse como cuentapropistas. Esta concesión implica una

relación positiva entre volatilidad y desigualdad con sólo asumir, sin mayor controversia, que los empleadores son mas ricos que los trabajadores.

3.2.2 ¿Remuneración fija o flexible? El modelo de Breen y García-Peñalosa (1999)

El trabajo de Breen y García-Peñalosa (1999) puede verse como una extensión del modelo originalmente desarrollado por Bardhan, Gintis y Bowles (1999), en donde las preferencias asimétricas en relación al riesgo constituyen el principal motivo que explica el impacto distributivo de la volatilidad. En palabras de los propios autores:

“If managers are less risk-averse than workers, the degree of riskiness of the production technology will affect the share of output obtained by each group and hence the distribution of income.”

Richard Breen y Cecilia García-Peñalosa (1999): 19.

El modelo supone la existencia de dos agentes (trabajadores, aversos al riesgo, y empresarios, por simplicidad, neutrales al riesgo) y dos tipos de producción posible:

1. Asalariada, en donde el empleador contrata a la mano de obra para obtener su producto representado por $y_t = \sigma_t y_{t-1}$, siendo σ una variable aleatoria que refleja el estado de la tecnología, cuya función de densidad está representada por $f(\sigma)$ ¹⁴; y
2. Cuentapropista, alternativa que los autores consideran como “de subsistencia”, asociada a la generación de ingresos particularmente bajos y analíticamente definida por $z_t = zy_{t-1}$, donde z es un parámetro constante.

¹⁴ Por simplicidad, asumiremos aquí (aunque se mantenga estrictamente el desarrollo original Breen y García-Peñalosa, 1999) que σ sigue una distribución binaria, con $\sigma \in [\sigma_{max}, \sigma_{min}]$, $\bar{\sigma} = \frac{\sigma_{max} + \sigma_{min}}{2}$, $Var(\bar{\sigma}) = \bar{\sigma} - \sigma_{max}\sigma_{min}$ y $\sigma_{min} > 0$.

En donde los trabajadores eligen entre dos esquemas salariales alternativos: uno flexible ($\beta\sigma_t y_{t-1}$ ¹⁵) y otro fijo, dado (\bar{w}).

En lo que respecta a la función de utilidad esperada de los trabajadores, la misma presenta las propiedades usuales (utilidad marginal positiva y decreciente con respecto al nivel de ingreso) y depende del esquema salarial adoptado. Cuando los salarios son flexibles, la utilidad esperada es $EU(\beta y_t) = \int_{\sigma_{min}}^{\sigma_{max}} U(\beta\sigma y_{t-1})dF(\sigma)$; mientras que cuando las retribuciones son fijas es $EU(\bar{w})$. Por el lado de los cuentapropistas, la utilidad esperada en caso de que el individuo opte por desarrollar este tipo de actividad laboral es simplemente $EU(z y_{t-1})$.

Para el empresario que ofrece un esquema de salarios fijos, el beneficio esperado está dado por $EB(\bar{w}) = (\bar{\sigma} y_{t-1} - \bar{w})$, mientras que para el que ofrece salarios flexibles el beneficio esperado es $EU(1 - \beta y_t) = (1 - \beta)\bar{\sigma} y_{t-1}$. Desde la perspectiva empresarial, el esquema de salarios rígidos predominará siempre y cuando $\beta\bar{\sigma} y_{t-1} > \bar{w}^*$, condición que se cumple por construcción al asumir que los trabajadores son aversos al riesgo (por lo que siempre aceptarán un equivalente cierto de $\beta\bar{\sigma} y_{t-1}$ ligeramente inferior a este valor, en compensación por no asumir el riesgo de un salario flexible).

Las condiciones de equilibrio (entre esquemas salariales rígidos y flexibles) y participación (no trabajar como cuentapropista) desde la perspectiva de los trabajadores, determinan que \bar{w}^* debe ser tal que:

$$EU(\bar{w}^*) \geq EU(\beta y_t) = \int_{\sigma_{min}}^{\sigma_{max}} U(\beta\sigma y_{t-1})dF(\sigma) \quad (20)$$

y

$$EU(\bar{w}^*) \geq EU(z y_{t-1}) \quad (21)$$

Utilizando una función de utilidad logarítmica y suponiendo la existencia de dos estados de la naturaleza (σ_{max} y σ_{min} , ver las notas al

¹⁵ $\beta \in (0,1)$ denota la participación relativa de los trabajadores en el volumen total de producción bajo el régimen de salarios flexibles.

pie en la página precedente), es posible derivar las siguientes ecuaciones que determinan el mínimo nivel de salario fijo requerido para que los trabajadores estén indiferentes entre aceptar dicho salario, o bien optar por i) un ingreso variable (ecuación 22) o ii) volverse cuentapropistas (ecuación 23):

$$w^* \geq (\beta^2 y_{t-1}^2 \sigma_{max} \sigma_{min})^{0.5} \quad (22)$$

y

$$w^* \geq zy_{t-1} \quad (23)$$

Asumiendo que se cumple la desigualdad (23), es posible derivar el impacto del cambio en la volatilidad macroeconómica sobre el salario ofrecido por el empresario a partir de la ecuación (22):

$$\frac{\delta w^*}{\delta Var(\sigma_1)} = \frac{\delta (\beta^2 y_{t-1}^2 \sigma_{max} \sigma_{min})^{0.5}}{\delta Var(\sigma_1)} \sim \frac{\delta [\beta^2 y_{t-1}^2 (2\bar{\sigma} \sigma_{max} - \sigma_{max}^2)]}{\delta \sigma_{max}} \sim \frac{\beta^2 y_{t-1}^2 \bar{\sigma} - \beta^2 y_{t-1}^2 \sigma_{max}}{\beta^2 y_{t-1}^2 (2\bar{\sigma} \sigma_{max} - \sigma_{max}^2)} < 0 \quad (24)$$

condición que se corrobora si $w^* > zy_{t-1}$ (condición de participación que, de no cumplirse, implica que los trabajadores dejarían sus puestos en las distintas empresas para desempeñarse como cuentapropistas).¹⁸

Considerando que las participaciones factoriales relativas están dadas por $S_W = \frac{w^*}{\bar{\sigma} y_{t-1}}$ y $S_E = 1 - \frac{w^*}{\bar{\sigma} y_{t-1}}$, donde S_W representa la participación asalariada y S_E la participación empresarial, se tiene finalmente que el impacto de la volatilidad macroeconómica sobre la participación asalariada está determinado por:

¹⁶ Expresión necesaria para que $EU(\bar{w}) \geq EU(\beta y_t) = \int_{\sigma_{min}}^{\sigma_{max}} U(\beta \sigma y_{t-1}) dF(\sigma)$.

¹⁷ Desigualdad requerida para que $EU(\bar{w}) \geq EU(zy_{t-1})$.

¹⁸ Ya que $\sigma_{max} > \bar{\sigma} = \frac{\sigma_{max} + \sigma_{min}}{2}$ y que $2\bar{\sigma} - \sigma_{max} > 0$, debido al supuesto de $\sigma_{min} > 0$.

$$\frac{\delta S_W}{\delta \text{Var}(\sigma_1)} \approx \frac{\delta S_W}{\delta w^*} \frac{\delta w^*}{\delta \sigma_{\max}} < 0 \quad (25)$$

$$> 0 < 0$$

“Because of managers are less risk-averse than workers, they are willing to bear more risk (under our assumption of risk-neutrality, they bear all the risk). This implies that they can extract a risk premium from workers and hence increase their profits. The more risky the economy is, the greater the risk premium -i.e. the lower the wage- and the higher the income received by managers is. More volatility is hence associated with greater inequality, as it raises the income share of the top group. The impact of volatility on inequality is, however, bounded. As risk keeps increasing, the certainty equivalent wage falls.... Consequently, for very high levels of volatility, the relationship between inequality and volatility breaks down.”

Richard Breen y Cecilia García-Peñalosa (1999): 22.

El argumento central del modelo, supone entonces que, debido a las preferencias asimétricas en relación al riesgo, los trabajadores “compensan” voluntariamente a los empresarios para que estos asuman el riesgo asociado a los shocks sistémicos. A mayor volatilidad, mayor premio por riesgo y mayor desigualdad.

3.2.3 ¿Formales o informales? El modelo de García-Peñalosa y Turnovsky (2001)

El modelo elaborado por García-Peñalosa y Turnovsky (2001) comparte con el trabajo desarrollado por Breen y García-Peñalosa (1999), el explícito objetivo de examinar el impacto de la volatilidad sobre la distribución funcional del ingreso. No obstante esta similitud, García-Peñalosa y Turnovsky (2001) realizan un aporte significativo al análisis de la relación volatilidad-desigualdad, al

introducir en su modelo una marcada heterogeneidad estructural en el aparato productivo.

Los autores asumen que el sector moderno-formal de la economía es capital-intensivo y produce de acuerdo a una tecnología de tipo *CES* que emplea trabajo y capital y presenta rendimientos constantes a escala, en tanto que el sector tradicional-informal es trabajo intensivo y hace lo propio utilizando únicamente mano de obra. En ambos sectores productivos el *stock* de capital se encuentra sujeto a externalidades de tipo tecnológico à la Romer (1986). Adicionalmente, se postula por el lado del consumo la existencia de un agente representativo que maximiza una función de utilidad intertemporal sujeto a una restricción de riqueza conformada por bonos y activos.

La diferenciación intersectorial de la producción dificulta y enriquece el análisis acerca del impacto de la volatilidad macroeconómica sobre la distribución funcional del ingreso. Es importante identificar no solamente el sector donde se originan las perturbaciones que afectan a la productividad, sino también considerar el rol que ejerce la elasticidad de sustitución entre trabajo y capital. Por este motivo, se plantean dos formas alternativas de medir la participación del trabajo en el volumen total de producción.

El primero de los indicadores distributivos (S_w), contempla únicamente al sector moderno-formal de la economía, mientras que el segundo computa la participación de la masa salarial en el conjunto de las actividades productivas (S_L). Ambas medidas intentan reflejar el efecto neto de un aumento en la volatilidad macroeconómica sobre las participaciones factoriales relativas.

La participación del trabajo en el sector formal de la economía viene dada por:

$$S_w \equiv \frac{(1-l)dA}{dY} = \frac{\alpha\Omega^\rho}{(1-l)^\rho} \quad (26)$$

siendo $(1-l)$ la proporción del empleo total asignada al sector formal de la economía, $\Omega(\bar{l}) \equiv [\alpha(1 - \bar{l})^{-\rho} + (1 - \alpha)]^{-1/\rho}$, ρ un parámetro que interviene en la definición de la elasticidad de sustitución entre factores ($\varepsilon \equiv 1/\rho$), dA la productividad marginal del factor trabajo en el sector moderno y dY la función de producción de dicho sector.

Por su parte, la participación global del factor trabajo se define como:

$$S_L = \frac{(1-l)EdA + E(d\bar{Q})}{E(dY + d\bar{Q})} = \theta S_w + (1 + \theta) \quad (27)$$

donde EdA es la productividad marginal esperada del factor trabajo en el sector formal, EdQ es el producto esperado proveniente del sector informal, EdY es el producto esperado del sector formal y

$$\theta \equiv \frac{E(d\bar{Y})}{E(d\bar{Y} + d\bar{Q})} = \frac{B\Omega}{B\Omega + ql}$$

total de la economía.

Nótese que cuando $(1-l) = 1$, $\theta = 1$, por lo que ambas medidas distributivas coinciden. La idea de considerar estas dos expresiones separadamente consiste en exponer la diferencia que existe cuando se pretende evaluar los impactos distributivos que devienen del incremento en σ_v^2 (la volatilidad de los shocks en el sector informal de la economía).

Partiendo de estos indicadores, García-Peñalosa y Turnovsky (2001) derivan las siguientes expresiones:

$$\frac{dS_w}{S_w} = \left(\frac{1-\varepsilon}{\varepsilon} \right) (1-S_w) \left(\frac{l}{1-l} \right) \frac{dl}{l} \quad (28)$$

$$\frac{dS_L}{S_L} = \frac{(1-S_L)}{S_L} \left[S_w \left(\frac{1-\varepsilon}{\varepsilon} \right) + \frac{(1-\theta)[1-l(1-S_w)]}{l} \right] \left(\frac{l}{1-l} \right) \frac{dl}{l} \quad (29)$$

siendo \mathcal{E} la elasticidad de sustitución entre factores del sector formal. Con estas ecuaciones, los autores intentan demostrar que (a través del supuesto de las “diferencias igualadoras”) la caída del empleo en el sector formal propiciada por una mayor varianza de los *shocks* que afectan a dicho sector, contribuirá a la ampliación del *gap* distributivo solamente cuando la elasticidad de sustitución entre factores es elevada ($\mathcal{E} > 1$). En el caso general ($\mathcal{E} < 1$), el empleo que migra desde el sector formal al informal mejora la participación de los trabajadores en el producto porque en el sector informal el capital no participa del proceso productivo.

De manera más general, se tiene que:

$$\frac{dS_L}{dl} = \theta \frac{dS_w}{dl} + (S_w - 1) \frac{d\theta}{dl} \quad (30)$$

Aplicando regla de la cadena, el impacto de una mayor volatilidad en el sector moderno-formal de la economía puede descomponerse en dos términos diferentes:

$$\frac{dS_L}{d\sigma_u} = \frac{dS_L}{dl} \frac{dl}{d\sigma_u} \quad (31)$$

Mientras que el segundo término de esta expresión se supone positivo, el signo del primero depende del valor que adopte la elasticidad de sustitución entre trabajo y capital.

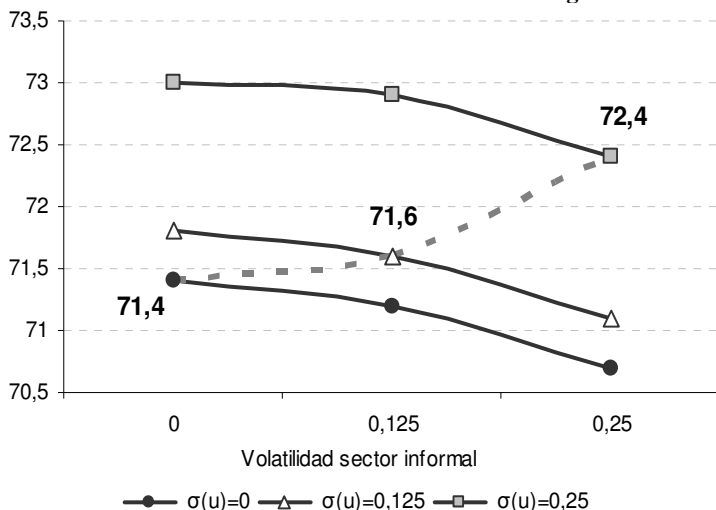
Nótese que, como $(S_w - 1) \frac{d\theta}{dl} > 0$, si $\varepsilon < 1$ entonces $\frac{\delta S_L}{\delta l} > 0$, de manera que $\frac{\delta S_L}{\delta \sigma_u} > 0$.

En definitiva, si la elasticidad de sustitución entre factores es moderada ($\varepsilon < 1$, el caso habitual), un aumento en la volatilidad de los shocks que afectan al sector formal generará (vía migración del trabajo hacia el sector informal, en búsqueda de mejores retornos ajustados por riesgo) un incremento en la participación de los trabajadores en el producto. Por el contrario, y con los mismos supuestos para la elasticidad de sustitución entre factores, a mayor volatilidad de los shocks que afectan al sector informal menor será la participación de los trabajadores en el PBI, al fomentarse una migración del empleo desde el sector informal (en donde los trabajadores se quedan con todo el producto) hacia el formal (en donde deben compartirlo con el capital) de la economía.

Si se verifica un aumento concomitante de la volatilidad de los shocks en ambos sectores, el impacto distributivo final dependerá de los valores adoptados para el conjunto de parámetros involucrados, requiriéndose así la calibración del modelo y la evaluación de sus resultados para distintos valores de los parámetros de interés.

En el gráfico 11 se presentan los resultados de la calibración (desarrollada por los propios autores) que permiten analizar el impacto distributivo de un incremento conjunto de la volatilidad en ambos sectores, suponiendo que $\mathcal{E} = 1$ (función de producción de tipo Cobb-Douglas).

Gráfico 11. La paradoja del modelo de García-Peñalosa y Turnovsky (2001): a mayor volatilidad sistémica, mayor participación de los asalariados en la distribución del ingreso



Fuente: elaboración propia en base a datos de García-Peñalosa y Turnovsky (2001). Ver tabla 5.

Para cualquier valor de σ_u (volatilidad en el sector formal), a medida que crece σ_v (volatilidad en el sector informal) la participación del factor trabajo en el PBI disminuye. Para el caso de $\sigma_u = 0$, dicha participación pasa del 71,4% (cuando $\sigma_v = 0$) al 70,7% (cuando $\sigma_v = 0,25$).

Resultados similares se obtienen para los casos $\sigma_u = 0,125$ o de $\sigma_u = 0,25$. Sin embargo, asúmase ahora que la perturbación no sólo se verifica en el sector informal sino también en el formal (i.e. el aumento de la volatilidad es equiproporcional en ambos sectores pasando de 0 a 0,125). Nótese que en este nuevo escenario, la participación de la masa salarial en el producto aumenta. Cuando se realiza el mismo ejercicio tomando como punto de partida $\sigma_i^0 = 0,125$ y se postula que $\sigma_i^1 = 0,25$, el incremento en la participación de los asalariados es mayor, sugiriendo ello que la relación existente entre volatilidad macro y participación de los trabajadores en el ingreso es de naturaleza no lineal. El resultado de este último ejercicio puede apreciarse en la línea punteada del gráfico 11, la cual refleja la evolución de la participación de los trabajadores en

el producto ante incremento equiproporcionales de la volatilidad en ambos sectores de la economía.

En definitiva, la calibración del modelo sugiere un resultado inquietante y contraintuitivo. Una mayor volatilidad macroeconómica (entendida en este caso como el aumento conjunto de la volatilidad en todos los sectores) no solamente no reduce la participación de los trabajadores en el producto (resultado compartido por todos los modelos restantes y robustamente validado por la evidencia empírica disponible), sino que la aumenta a tasas crecientes.

3.2.4 *¿Educar o no educarse?*

El modelo de Checchi y García-Peñalosa (2003)

El esquema analítico propuesto por Checchi y García-Peñalosa (2003) es una versión modificada y extendida del modelo canónico de Galor y Zeira (1993) que permite estudiar la relación existente entre volatilidad y desigualdad a través del canal del capital humano.

El argumento principal de los autores es que si la varianza de las retribuciones es creciente con el nivel de instrucción formal, y si los agentes económicos presentan funciones de utilidad de tipo DARA (decreasing absolute risk aversion), entonces un aumento en la volatilidad (riesgo) reduce los incentivos a invertir en educación, especialmente entre los jóvenes de las familias más pobres.

El modelo supone la existencia de una economía pequeña y abierta, con precios dados, donde las firmas son neutrales al riesgo y producen de acuerdo a una tecnología de tipo Cobb-Douglas (el nivel de producción está sujeto a *shocks* de productividad), los consumidores viven dos períodos, son aversos al riesgo (i.e. presentan funciones de utilidades logarítmicas) y poseen diferentes dotaciones iniciales de capital (herencias¹⁹).

La función de producción de las firmas toma la siguiente forma:

$$Y_t = A_t K_t^\beta L_t^{1-\beta} \quad (32)$$

¹⁹ En palabras de Checchi y García-Peñalosa (2003): “*Inheritance plays the role of insurance. Since agents have decreasing absolute risk-aversion, and since the absolute level of risk associated with becoming skilled is greater than that associated with remaining unskilled, they chose to study only if they have a sufficiently large non-risky income*”. Daniele Checchi y Cecilia García-Peñalosa (2003): 55.

siendo $0 < \beta < 1$, K_t el stock de capital en el momento t y L_t la dotación total de trabajo disponible en dicho período: $L_t = u_t + s_t h$ (con lo que la mano de obra disponible comprende trabajadores calificados (s_t) y no calificados (u_t), representando h un parámetro mayor que 1 que denota las unidades de trabajo eficiente por cada trabajador calificado).

Por su parte, A_t es una variable aleatoria que refleja los *shocks* de productividad, que sigue una función de distribución binaria

$A_t \in [\underline{A}, \bar{A}]$, con media $\mu = \frac{\bar{A} + \underline{A}}{2}$ y varianza $\sigma^2 = \mu^2 - \bar{A}\underline{A}$.

Entre tanto, cada consumidor i maximiza una función de utilidad cuyos argumentos son el consumo (c_{it}) y las herencias recibidas de las generaciones pasadas (b_{it}):

$$U_{it} = (1 - \alpha) \ln c_{it} + \alpha \ln b_{it} \quad (33)$$

De forma tal que el problema a resolver consiste en maximizar la siguiente función de utilidad esperada, con respecto a decisiones educativas que se describen más adelante:

$$\text{Max} \quad UE_{it} = \frac{1}{2} [(1 - \alpha) \ln \bar{c}_{it} + \alpha \ln \bar{b}_{it}] + \frac{1}{2} [(1 - \alpha) \ln \underline{c}_{it} + \alpha \ln \underline{b}_{it}] \quad (34)$$

sujeto a que $\bar{Y}_{it} = \bar{c}_{it} + \bar{b}_{it}$, y que $\underline{Y}_{it} = \underline{c}_{it} + \underline{b}_{it}$.

Donde Y_{it} denota el ingreso total individual y la barra superior (inferior) de cada variable expresa su valor en el estado bueno (malo) de la naturaleza.

En lo que respecta a las decisiones educativas, durante el primer período el individuo debe decidir si llevará a cabo o no sus estudios. En caso de no estudiar, en el segundo período el individuo se desempeñará como trabajador no calificado (u_t). Por el contrario, si decide estudiar, deberá pagar un costo f por adquirir n años de educación²⁰,

²⁰ El agente puede financiar estos costos con las herencias recibidas de la generación anterior ($x_{it} = b_{it}$), o endeudándose en el mercado de capitales, que se supone perfecto.

formando parte en el segundo período del *pool* de trabajadores calificados (s_t).

Por consiguiente, su perfil de ingresos dependerá de la decisión de realizar o no sus estudios:

$$Y_{it}^u = \begin{cases} \bar{A}w + Rb_{it-1} & \text{con } Pr(\bar{A}) = 0.5 \\ \underline{A}w + Rb_{it-1} & \text{con } Pr(\underline{A}) = 0.5 \end{cases} \quad (35)$$

y

$$Y_{it}^s = \begin{cases} \bar{A}hw + R(b_{it-1} - f) & \text{con } Pr(\bar{A}) = 0.5 \\ \underline{A}hw + R(b_{it-1} - f) & \text{con } Pr(\underline{A}) = 0.5 \end{cases} \quad (36)$$

donde w es el salario por unidad de trabajo eficiente y R es la tasa de interés.

El consumidor decidirá estudiar siempre que se cumpla la siguiente restricción de compatibilidad de incentivos $EU_{it}^{s*} \geq EU_{it}^{u*}$. Con lo cual, la comparación relevante es:

$$EU_{it}^s = \ln(1 - \alpha)^{1-\alpha} \alpha^\alpha + \frac{1}{2} \ln[\bar{A}hw + R(b_{it-1} - f)] + \frac{1}{2} \ln[\underline{A}hw + R(b_{it-1} - f)] \quad (37)$$

respecto a:

$$EU_{it}^u = \ln(1 - \alpha)^{1-\alpha} \alpha^\alpha + \frac{1}{2} \ln[\bar{A}w + Rb_{it-1}] + \frac{1}{2} \ln[\underline{A}w + Rb_{it-1}] \quad (38)$$

De esta manera, el individuo decidirá estudiar si la herencia que recibe de la generación anterior supera a un valor crítico x^* , tal que $EU_{it}^{s*} = EU_{it}^{u*}$:

$$x^* = \frac{1}{R} \frac{Rf(2\mu hw - Rf) - (\mu^2 - \sigma^2)w^2(h^2 - 1)}{2\mu(h-1)w - Rf} \quad (39)$$

Debido a que presentan aversión absoluta al riesgo decreciente, y a que el riesgo asociado a la decisión de estudiar es mayor que el riesgo de no hacerlo, los individuos-consumidores decidirán estudiar

únicamente si obtienen un nivel de ingresos libre de riesgo lo suficientemente alto.

En un contexto donde se suponen dos estados de la naturaleza (uno bueno y otro malo), aquellos consumidores que tienen un nivel de ingresos libre de riesgo inferior al valor crítico x^* decidirán no estudiar.

Supóngase ahora que ocurre un *shock* tecnológico del tipo *MPS* que incrementa el valor de \bar{A} y reduce el nivel de \underline{A} . Intuitivamente, dicha perturbación provoca un aumento del umbral crítico x^* y una disminución del número de individuos que deciden capacitarse (S), como así también del número de años de educación promedio (HC). Formalmente, el efecto del *shock* es captado diferenciando (39) con respecto a σ^2 :

$$\frac{\delta x^*}{\delta \sigma^2} = \frac{w^2(h^2-1)}{2R[\mu(h-1)w-Rf]} > 0 \quad (\text{si } Rf \text{ es pequeño}) \quad (40)$$

A partir de este resultado, Checchi y García-Peñalosa (2003) concluyen que en un contexto más incierto las inversiones en capital humano se vuelven más riesgosas, situación que exige una dotación de ingreso inicial más elevada para poder estudiar. A su vez, dada la distribución inicial de la riqueza, el incremento de x^* reduce el número de trabajadores finalmente educados, incrementándose así la desigualdad educativa.²¹

3.2.5 Críticas y observaciones generales

El principal problema de los modelos teóricos existentes (y de allí la necesidad de desarrollar enfoques alternativos para América Latina) radica en haber utilizado un conjunto de supuestos que, difícilmente aceptables para el caso de las economías desarrolladas, resultan aún más inapropiados a la luz de la evidencia empírica latinoamericana.

²¹ Formalmente, si $(1-HC)$ refleja la proporción de la población no instruida y n el grupo que recibe educación, el logro educativo promedio será $\bar{HC} = nHC$, en tanto que el coeficiente de Gini para medir la desigualdad educativa viene dado por

$$Gini_{ed} = \frac{2[(n-0)HC(1-HC)]}{2nHC} = (1-HC)$$

En lo que respecta a los trabajos de Bardhan, Gintis y Bowles (1999) y Breen y García-Peñalosa (1999), el cuestionamiento más importante se relaciona con el supuesto de competencia perfecta y la teoría de las diferencias igualadoras: los trabajadores deciden libremente entre ser cuentapropistas o asalariados o entre tener salarios fijos o salarios flexibles (elecciones basadas en la idea de beneficios ajustados por riesgo). Este supuesto, discutible incluso para aquellos países cercanos al pleno empleo, no pareciera ser compatible con las características estructurales de las economías periféricas, que cuentan con un ejército industrial de reserva numeroso, en donde el espacio de decisión para el trabajador es completamente marginal, y las fallas de mercado son lo suficientemente importantes como para generar mercados segmentados en donde no rigen las diferencias igualadoras. En este sentido, un trabajo reciente de Panigo, Toledo y Bona (2007) remarca la creciente importancia de las prácticas no competitivas en la región:

“Al obtener las estimaciones rolling de la persistencia de las rentabilidades relativas se aprecia que la variable proxy del grado de monopolio crece fuertemente desde 1999 hasta fines del 2002, para luego decaer levemente. De esta manera, aunque decreciente en los últimos años, el poder de mercado promedio para el período 2003-2005 es significativamente superior al que se reporta para el resto de la muestra.”

Demian Panigo, Fernando Toledo
y Leandro Bona (2007): 49.

O más técnicamente que:

“El primer resultado general que se destaca es el hecho de que en todos los sub-períodos examinados se rechaza la hipótesis nula de que todas las rentabilidades relativas promedio de largo plazo sean iguales a cero..., de manera que no puede rechazarse la hipótesis alternativa de que existen diferenciales no observables de largo plazo en las tasas de rentabilidad de las

empresas examinadas. Este primer indicio de poder de mercado o barreras a la entrada para toda la muestra se complementa con el hallazgo de que, en base a la mayoría de los estimadores, el coeficiente de autocorrelación de la persistencia relativa es significativamente distinto de cero y positivo.”

Demian Panigo, Fernando Toledo
y Leandro Bona (2007): 46.

Estos hallazgos, no hacen más que convalidar los resultados que desde hace más de dos décadas se desprenden de los trabajos Azpiazu y Khavisse (1983), Azpiazu y Basulado, (1989), Basualdo y Khavisse (1993), Basualdo (1995), Azpiazu (1998), Basualdo (2000), Azpiazu y Basualdo (2001) o Azpiazu, Basualdo y Khavisse (2004). El poder de mercado no es la excepción sino la regla en América Latina, de manera que el supuesto de mercados competitivos (en el cual se fundamentan los modelos de Bardhan, Gintis y Bowles, 1999; y Breen y García-Peñalosa, 1999) carace de sustento empírico razonable.

Por su parte, Checchi y García-Peñalosa (2003) asumen que la varianza de los ingresos es creciente con el nivel de educación, algo que ha sido refutado por buena parte de la literatura existente.

“A higher level of education reduces risk, so that those with little education suffer not only from a lower mean income, but also from a higher income variability. Said differently, investments in human capital seem to pay off not only in terms of returns, but also in terms of lowering the variability of income streams.”

Guillermo Cruces y Quentin Wodon (2003): 15.

Cuando uno “compra” educación, no solamente obtiene mayores ingresos, sino también una mayor estabilidad de los mismos a lo largo del tiempo, debido principalmente a la mayor capacidad de los individuos educados para hacer frente a los shocks negativos diversificando sus actividades.

Al rechazar el controvertido supuesto de que el riesgo aumenta con el nivel educativo, los resultados que obtienen Checchi y García-Peñalosa (2003) se revierten completamente.

Finalmente, García-Peñalosa y Turnovsky (2001) también asumen que los trabajadores maximizan (libremente) beneficios ajustados por riesgo, optando para ello entre actividades formales e informales. Con este supuesto, dos problemas asociados se vuelven particularmente relevantes. En primer lugar, parece muy poco probable que un trabajador informal, viendo que se reduce la volatilidad en el sector formal, trate de pasarse a dicho sector y obtenga fácilmente un puesto de trabajo. Sería realmente fantástico que los mercados laborales de países en vías de desarrollo dieran tales oportunidades. En segundo lugar, la idea de las diferencias igualadoras implica que, por ejemplo, el salario del sector informal debería ser mayor que el del sector formal si en éste último la incertidumbre fuese más acotada. La evidencia empírica de nuestros países demuestra que, aún cuando la volatilidad de ingresos en el sector informal es mucho más elevada, el salario del sector formal es sistemáticamente mayor que el del sector informal.

“In Argentina, capitalists, professionals, and executives gained significantly in relative terms compared to petty entrepreneurs and, in particular, relative to informal workers. In addition, the income gap between formal and informal workers widened during the 1990s in Argentina.”

Leonardo Gasparini (2004): 51.

“As discussed above, a large self employed sector is usually characterized by more volatility than is the formal sector, since profits adjust to changes in demand and cost conditions directly but wages are usually more protected. The rate at which firms fold tends to be much higher among small firms in the informal sector than among large firms in the formal sector.”

Francisco Ferreira (2004): 222.

Como crítica adicional a los problemas mencionados, ha de remarcarse que la calibración del modelo desarrollada por los propios autores permite inferir que cuando las perturbaciones tecnológicas son homogéneas a nivel intersectorial (i.e. cuando los shocks son equiproporcionales), la volatilidad macroeconómica en vez de empeorar, mejora la participación de los asalariados en el valor agregado, cualquiera sea el valor que adopte la elasticidad de sustitución entre factores. Este resultado, aunque lógicamente plausible en base a los supuestos del modelo, resulta particularmente contraintuitivo a la luz de la evidencia empírica disponible (con el agregado de que dicho resultado se contradice incluso con los hallazgos econométricos de un trabajo previo de la propia García-Peñalosa: el de Breen y García-Peñalosa, 1999).

En resumen, los resultados del análisis crítico de la bibliografía teórica existente, no solamente nos incita a desarrollar un esquema analítico alternativo, basado en supuestos más apropiados para el caso latinoamericano, sino que también nos brinda una enseñanza en lo que respecta a los costos de extrapolar linealmente, los desarrollos teóricos originalmente pensados para los países desarrollados, que cuentan con una estructura socio-económica completamente distinta a la que se observa en América Latina.

Si se quiere analizar de manera más comprehensiva el impacto de la volatilidad macroeconómica sobre la desigualdad en esta región, será necesario extender el horizonte de investigación hacia modelos que den lugar a la crucial (y empíricamente fundada) existencia de prácticas no competitivas y “premios por cautela”. Combinando estas innovaciones con los enfoques teóricos más tradicionales, es probable que los modelos formales resultantes puedan explicar de manera más apropiada la relación que ha motivado el desarrollo de la presente obra.

Volatilidad y desigualdad en Argentina y Brasil: el canal del capital humano¹

1 Introducción

En este capítulo se pretende investigar la relación entre la volatilidad macroeconómica, la demanda de educación superior y la desigualdad del capital humano.

Kodde (1986), Eaton and Rosen (1980), Levhari y Weiss (1974) investigaron sobre la relación entre la incertidumbre macroeconómica y la demanda de educación. Además, Levhari y Weiss (1974) asumiendo funciones de utilidad cóncavas y elevada volatilidad entre personas educadas, focalizaron en el impacto de los retornos inciertos de la inversión en la educación. Como principal resultado de esta literatura se destaca que un aumento de la incertidumbre disminuye las tasas de matriculación.

Además, Checchi y García Peñalosa (2003, CGP en adelante), extienden los resultados en Levhari y Weiss (1974) y afirman que un aumento en la volatilidad no solo reduce las tasas de matriculación² sino también aumenta la desigualdad.

Dentro de esta literatura se puede encontrar un test empírico preliminar llevado a cabo por Flug *et al* (1998), usando una base de datos del Banco Mundial. De sus estimaciones encuentran que el impacto de la volatilidad en la educación es negativa, es decir que una alta

¹ Este capítulo está basado en Panigo, Nattichioni y Carussi-Machado (2004). No obstante, esta versión contiene un modelo teórico diferente.

² Como señaló Flug *et al* (1998), la inversión en capital humano es muy peculiar porque a) no se puede utilizar como garantía; b) no puede ser pospuesta por mucho tiempo; c) no es posible sobre invertir en época de crecimiento (mientras que sí es posible hacerlo para el capital físico); y d) es difícil ser controlados, lo que implica riesgo moral. Por todas estas particularidades de la inversión en capital humano es casi imposible implementar un conjunto de mercados completos tanto para los estudiantes como para los prestamistas.

volatilidad está relacionada con bajos niveles de educación. CGP deriva resultados similares en su parte empírica.

En este capítulo, creemos que deben introducirse dos nuevas variables dentro de esta estructura, a fin de lograr un marco más real. En primer lugar, queremos relajar la hipótesis de que la volatilidad del ingreso tiene que ser cada vez mayor con la educación. En CGP y Levhari y Weiss (1974) es la hipótesis crucial para derivar una relación negativa entre educación y volatilidad. Además, no está respaldada por investigación empírica.

En segundo lugar, queremos mencionar un segundo efecto importante que puede jugar un rol significativo en la explicación del impacto de la volatilidad en la educación. Podemos afirmar que un efecto riqueza puede ser operativo para las personas pobres, forzándolos a participar en el mercado laboral. En otras palabras, algunos niños deben entrar al mercado laboral al enfrentar mayor volatilidad macroeconómica, debido a una caída esperada en el ingreso del hogar, *i.e.* están restringidos.

En este marco ampliado investigamos bajo qué condiciones el impacto de la volatilidad en la educación es positiva o negativa, *i.e.* cuál de los dos efectos domina, así como también el impacto de la volatilidad en la desigualdad. Además probamos nuestros resultados para dos de los países más importantes de América Latina, que es el continente que demostró el nivel más alto de volatilidad de ingresos y desigualdad educativa.

La estructura del capítulo está ordenada de la siguiente manera. En la próxima sección, se desarrolla el marco teórico. En la sección 4, investigamos los determinantes macroeconómicos del sistema de educación superior brasileño (usando una base de datos de panel a nivel estatal desde 1992 hasta 2002), prestando especial atención al rol que juega la volatilidad en el Producto Bruto Nacional y el desempleo, mientras que el enfoque microeconómico se presenta en la sección 4. Identificamos los principales factores que afectan la transición de los niños desde la secundaria hacia la universidad, usando una base de datos de Argentina, (para individuos y hogares desde 2001 hasta 2003), para finalmente presentar nuestras conclusiones.

2 Marco Teórico

La mayoría de los trabajos que analizan los determinantes microeconómicos de la relación negativa entre riesgo y la tasa de matriculación en la escuela secundaria o universidad, destacan el rol del efecto de la inversión, *i.e.* un análisis de costo beneficio. Dentro de este marco los resultados se deben principalmente a dos supuestos particulares: a) Aversión decreciente absoluta al riesgo (DARA) funciones de utilidad y b) Ingreso medio que preserva las diferencias (income mean preserving spreads MPS) que aumentan con la educación³. Estos supuestos son también usados por C&GP – en un modelo *à la* Galor y Zeira (1993) – para explicar por qué el capital humano agregado así como la igualdad en la distribución del capital humano están negativamente afectadas como resultado de la volatilidad. En GCP un aumento en la volatilidad implica que los ingresos para los más educados serán relativamente más inciertos y menos apreciados por los trabajadores aversos al riesgo. Entonces la riqueza inicial (la herencia recibida de la familia) puede jugar el rol de un seguro: solo los ricos pueden alcanzar una educación superior.

Como ya se ha destacado en la introducción, en este trabajo queremos ampliar este enfoque teórico, relajando una de las hipótesis principales de CGP e introducir otro efecto relevante de la volatilidad.

En primer lugar, la hipótesis que queremos relajar en el marco de CGP se refiere al hecho que el impacto de la volatilidad en las ganancias aumenta con el nivel de educación, debido a que este se presenta como un tema controvertido. La evidencia empírica muestra que esta relación se mantiene solo en el caso de países desarrollados, por ejemplo en los países bajos (Groot y Oosterbeer, 1992). Por otro lado, para países en desarrollo este parece no ser el caso. Por ejemplo, Behrman y Birdsall (1983) encontraron que las personas más educadas enfrentan ingresos más estables durante las crisis que las menos educadas. Además, el informe de desarrollo del Banco Mundial (1990) muestra que el ingreso de los trabajadores menos calificados cae drásticamente durante las recesiones debido a la falta de un seguro social⁴. En este contexto la elección de una edu-

³ Ver Levhari y Weiss (1974) o Kodde (1986).

⁴ Esta hipótesis es sustentada por Bastourre *et al.* (2003) quien señala que el ingreso relativo de los individuos pobres (ingreso de los hogares / ingreso promedio) es pro cíclico mientras que el de los

cación superior se puede pensar como una especie de seguro (ver Neffa et al., 1999).

Vale la pena subrayar que no estamos interesados en la varianza de los ingresos cruzados de los individuos, *i.e* si la varianza de los ingresos individuales es mayor para estudiantes graduados de universidad que aquellos graduados de la escuela secundaria (como una variación entre individuos). Lo que es relevante en este marco es la varianza del ingreso individual esperado en el tiempo, *i.e* si para un individuo educado el ingreso es en promedio menos volátil que para aquel no educado. Por ejemplo, en Argentina la varianza cruzada de los ingresos de los individuos es en realidad más alta para los graduados de la universidad que para los graduados de escuela secundaria (1.20 vs 0.95). Pero la volatilidad del ingreso individual es mayor para los estudiantes de escuela secundaria que para aquellos graduados de la universidad (0.58 vs. 0.53⁵).

Por lo tanto, la evidencia empírica señala que la relación entre volatilidad en los ingresos y nivel de educación no están determinadas de manera poco ambigua.

En segundo lugar, queremos introducir en nuestro trabajo otro efecto que puede jugar un rol importante. En realidad, en el modelo CGP no hay efecto volatilidad riqueza en las decisiones de inscripción, debido a que la distribución inicial transferida no se ve afectada por la incertidumbre agregada (la volatilidad macroeconómica no cambiará las transferencias esperadas de padres a hijos en un primer período). Nuestra afirmación es que, especialmente en países en desarrollo, una alta volatilidad obligaría a los jóvenes a participar en el mercado laboral por una caída en el ingreso y en las transferencias de los hogares.

En el siguiente párrafo presentamos un modelo teórico en el cual la volatilidad agregada afecta la acumulación del capital humano a través del efecto inversión y del efecto riqueza. El primero se refiere al análisis costo beneficio: los niños deciden si invertir o no en educación comparando los retornos esperados y costos de oportunidad (ambos afectados por la volatilidad de la producción). Este efecto fue considerado en CGP, junto con la hipótesis de que la

más ricos es contra cíclico. Esto implica que la volatilidad de los ingresos es decreciente con la riqueza y que a su vez esta correlacionada en forma positiva con la educación.

⁵ Elaboraciones en base a la Encuesta Permanente de Hogares, en el período 1996-1998.

volatilidad de las ganancias aumenta con la educación. Lo último, se refiere a la influencia de la volatilidad del ingreso en la transferencia óptima de padres a hijos: un ambiente más incierto aumenta el número de hogares con una probabilidad distinta de cero de tener transferencias nulas.

Además en nuestro trabajo, estos efectos no son homogéneos entre diferentes niveles de riqueza.

Un ingreso MPS no cambia la decisión de inscripción de los niños pobres porque tanto el efecto inversión y efecto riqueza se vuelven irrelevantes (la transferencia óptima será siempre cero, aún sin volatilidad macroeconómica).

Por otro lado, los hogares ricos solo están afectados por el canal de la inversión porque las restricciones de riqueza no se cumplen (aún con alta volatilidad). El impacto de un ingreso MPS en la acumulación del capital humano dependerá de la forma de la función de utilidad y del ratio entre la varianza de las ganancias de trabajadores calificados y no calificados. Usando una función de utilidad DARA/CRRA y diferentes supuestos sobre la varianza relativa de ganancias, mostramos que un ingreso MPS puede implicar tanto efectos positivos como negativos en las decisiones de inscripción de niños ricos.

Finalmente, las familias de clase media están afectadas por ambos efectos. Un ingreso MPS aumenta la probabilidad de transición de convertirse en pobre, reduciendo la transferencia esperada de padres a hijos: en ese caso, un escenario con transferencia igual a cero es más probable y los niños de clase media se ven forzados a ingresar al mercado laboral (aún si el efecto inversión es fuertemente positivo). Además, este efecto riqueza negativo puede estar reforzado o compensado por el efecto inversión, pero siempre es dominante cuando el ingreso MPS es más alto que un umbral dado⁶.

⁶ En este marco, la asistencia a la universidad es una variable pro cíclica para estudiantes de bajos ingresos y contra cíclica para los estudiantes más ricos (cualquiera sea el tamaño de las fluctuaciones macroeconómicas). Estos supuestos están basados en evidencia empírica sugiriendo que la asistencia escolar es contra cíclica en los países con ingresos altos (tales como US; ver Rees y Mocan, 1997). Mientras que es pro cíclica para las regiones más pobres en donde la restricción de liquidez parece dominar los costos de oportunidad (ver informe de desarrollo del Banco Mundial, 1990).

3 Estructura general del modelo

De acuerdo a la “theory of giving” presentada en detalle por Laferrère y Wolff (2006) construimos un modelo altruista (one-side) estocástico simple de dos períodos con el fin de analizar la relación existente entre volatilidad y decisiones de inscripción. Nuestra principal contribución teórica se encuentra en el análisis formal de la acumulación del capital humano en el cual la volatilidad del ingreso, que involucra tanto al efecto riqueza como inversión, implica un impacto asimétrico en los niveles iniciales de riqueza.

Nuestro modelo estocástico de dos períodos asume un continuo de hogares conformados por un padre (de la primera generación) y un niño. Los hogares están indexados por el parámetro $j \in R^+$ que representa el nivel inicial de riqueza (W_j). Además, cada individuo de la segunda generación es también indexado por un segundo parámetro i que identifica la habilidad del niño de transformar el capital humano en ganancias.

En el primer período los padres trabajan y eligen el sendero óptimo de consumo (C_{j1}^p y C_{j2}^p , así como también el sendero óptimo de transferencias a sus hijos, T_{ji}) luego de observar su ingreso laboral estocástico. En el período 2, dejan el mercado de trabajo para consumir sus ahorros (como se retiran), sin ninguna transferencia a la segunda generación.

El problema de optimización de los niños se encuentra en la decisión de inscripción. En el período 1 (antes que se observen los ingresos estocásticos) deben decidir si estudiar o no, asumiendo que la educación y participar en el mercado laboral son actividades mutuamente excluyentes. Si se unen al mercado laboral, el ingreso total del período 1 será igual a la suma de dos componentes estocásticos: la transferencia esperada de sus padres y el salario esperado no calificado ($E(w_u)$). En el segundo período no recibirán ninguna transferencia y por lo tanto el ingreso total esperado iguala al salario esperado no calificado (por simplicidad, se asume invariante en el tiempo). Por otro lado, si los niños deciden recibir más educación, la transferencia esperada de sus padres será la única fuente de ingresos en el período 1. Sin embargo, tendrán un salario esperado más alto (el salario esperado calificado: $E(w_s)$) en el período 2.

3.1 Maximización de utilidad de la primera generación

Dejemos que $U_j^p(C_{j1}^p, C_{j2}^p, C_{j11}^c)$ sea la función de utilidad implícita de la primer generación, en la cual la función de utilidad de los niños en el período 1 es (C_{j11}^c) un argumento del bienestar de sus padres. Suponiendo una especificación de función de utilidad logarítmica de tipo DARA/CRRA tendremos que:

$$U_j^p = \log(C_{j1}^p) + \frac{1}{1+\rho} \log(C_{j2}^p) + I(W_j, \theta, Y_{ij1}^c, \underline{c}, \rho) \log(C_{j11}^c) \quad (1)$$

y

$$I(W_j, \theta, Y_{ij1}^c, \underline{c}, \rho) = \begin{cases} 1 & \text{si } W_j + Y_j^p(W_j, \theta) > \underline{Y} \\ 0 & \text{si } W_j + Y_j^p(W_j, \theta) \leq \underline{Y} \end{cases} \quad (2)$$

En donde ρ es la tasa de preferencia temporal, $Y_j^p(W_j, \theta)$ es el ingreso laboral en el primer período de los padres, $\underline{Y} = \text{Max} \left[Y_{ij1}^c \frac{2+\rho}{1+\rho}, \underline{c} \right]$ es el máximo nivel entre las líneas de pobreza relativas y absolutas, $Y_{ij1}^c \frac{2+\rho}{1+\rho}$ es la línea de pobreza relativa (o el mínimo nivel de $W_j + Y_j^p(W_j, \theta)$ que evita que los padres sean más pobres que sus hijos), \underline{c} es la línea de pobreza absoluta de dos períodos (exógena), $Y_{ij1}^c(W_j, \theta) = Y_{ij1}^c(\theta, i, ws, wu, \gamma)$ es el ingreso laboral de los niños en el período 1, γ es la razón entre la volatilidad de la ganancia del trabajador calificado y la volatilidad de la ganancia del trabajador no calificado (en lo sucesivo, “volatilidad relativa del trabajador calificado”), mientras que $0 \leq \theta \leq 1$ se refiere al parámetro de “volatilidad sistémica”⁷.

Las ecuaciones (1) y (2) implican que el consumo de los hijos no estará incluidos en la función de utilidad de los padres cuando los

⁷ De la ecuación (3) podemos ver que el límite superior de θ no puede ser mayor a uno porque de otra manera los malos ingresos se vuelven negativos.

últimos sean pobres ya sea en términos relativos (e.g. los hijos son más ricos que sus padres) o absolutos.

Suponemos además que sigue $Y_{ij1}^p(W_j, \theta)$ una distribución de probabilidad binomial, con:

$$Y_{ij1}^c(W_j, \theta) = \begin{cases} \delta W_j(1 + \theta) \text{ con } P(\delta W_j(1 + \theta)) = 0.5 \\ \delta W_j(1 - \theta) \text{ con } P(\delta W_j(1 - \theta)) = 0.5 \end{cases} \quad (3)$$

Por lo tanto, la media y la varianza de esta distribución será igual a δW_j y $(\delta W_j \theta)^2$ y respectivamente, indicando que la riqueza inicial esta correlacionada en forma positiva con las ganancias de los padres. Además, esta especificación para $Y_j^p(W_j, \theta)$ asegura que la condición de propagación de la media preservada (MPS) siempre se satisface.

Luego que $Y_j^p(W_j, \theta)$ y $Y_j^p(\theta, i, ws, wu, \gamma)$ se observan⁸, la primera generación de individuos elige C_{j1}^p , C_{j2}^p y T_{ji} para maximizar su función de utilidad sujeta a la restricción presupuestaria de los padres (PBC):

$$PBC: \begin{cases} C_{j1}^p + \frac{1}{1+r} C_{j2}^p + T_{ji} = W_j + Y_j^p(W_j, \theta) \text{ si } I(.) = 1 \\ C_{j1}^p + \frac{1}{1+r} C_{j2}^p + T_{ji} = W_j + Y_j^p(W_j, \theta) \text{ si } I(.) = 0 \end{cases} \quad (4)$$

y la restricción presupuestaria de los hijos (CBC):

$$CBC: Y_{ij1}^c(\theta, i, ws, wu, \gamma) + T_{ji} = C_{ji}^c \quad (5)$$

En donde r es la tasa de interés exógena.

De las condiciones de primer orden obtenemos los siguientes casos:

Caso 1: $W_j + Y_j^p(W_j, \theta) \leq \underline{Y}$ (Caso restringido)

⁸ Este supuesto implica que no hay incertidumbre en el problema de optimización del padre.

$$\left(\frac{C_{j2}^{p*}}{C_{j1}^{p*}}\right) = \frac{1+r}{1+\rho} \quad (6)$$

y

$$T_{ji}^* = 0 \quad (7)$$

Caso 2: $W_j + Y_j^p(x) > \underline{Y}$ (Caso irrestricto)

$$\left(\frac{C_{j2}^{p*}}{C_{j1}^{p*}}\right) = \frac{1+r}{1+\rho} \quad (8)$$

y

$$T_{ji}^* = \frac{1+\rho}{3+2\rho} \left(W_j + Y_j^p(W_j, \theta) \right) - \frac{2+\rho}{3+2\rho} Y_{ij1}^c(\theta, i, ws, wu, \gamma) \quad (9)$$

Porque $W_j + Y_j^p(x) > \underline{Y}$, T_{ji}^* es estrictamente positiva.

De la ecuación (6) a (9) notamos que los padres pobres que enfrentan restricciones de liquidez (caso 1) no realizan ningunas transferencias a sus hijos mientras que los individuos de la primera generación que no tienen restricciones de liquidez (caso 2) siempre otorgarán alguna transferencia estrictamente positiva.

3.2 Decisión de inscripción de la segunda generación

Mientras que la forma explícita de la función de utilidad para toda la vida de la primera generación no cambia (cualitativamente) la transferencia óptima de los padres a los hijos⁹, es crucial determinar cuánto afecta la volatilidad a las decisiones de inscripción a través del efecto inversión.

⁹ Lo más importante para la maximización de la utilidad de la primera generación es la especificación de la función indicadora, la que a su vez determina las características principales de los casos polares presentados anteriormente.

Suponiendo niños neutrales al riesgo (funciones de utilidad lineales) se elimina el efecto inversión de la volatilidad. Solo el canal de la riqueza se tomará en consideración para analizar el impacto de la incertidumbre macroeconómica en las decisiones de inscripción. El mismo resultado se deriva de funciones de utilidad (e.g funciones de utilidad logarítmicas) del tipo DARA/CRRA si la MPS en ganancias es la misma a través de diferentes niveles de educación y los coeficientes *ex ante* de variación son idénticos.

Sin embargo, la neutralidad al riesgo e idénticas MPS (a través de diferentes niveles de educación) son supuestos poco probables o demasiado fuertes¹⁰ para ser aceptados como marco representativo.

Por esta razón analizaremos en profundidad solo aquellos casos que involucran los niños aversos al riesgo y MPS crecientes o decrecientes con la educación.

Permitamos que $U_{ji}^C(C_{ji1}^C, C_{ji2}^C, e)$ sea la función de utilidad implícita del niño, donde (C_{ji2}^C) es el consumo del niño ji en el segundo período y $e = [s; u]$ es la principal variable de decisión igual a s (“*skilled*”) si el niño decide inscribirse en la educación superior. Usando la especificación de la función de utilidad logarítmica y suponiendo que tanto los ingresos propios y las transferencias de ingresos de la primera generación son estocásticas (ya que las decisiones de escolarización de los niños son tomadas antes de observar estas variables), el problema de la segunda generación se puede escribir como:

$$\underset{e}{\text{Max}} E(U_j^C) = \text{Max} \left[E(U_j^C |_{e=s}), E(U_j^C |_{e=u}) \right] \quad (10)$$

Donde

$$E(U_j^C |_{e=u}) = E \left(\log(C_{ji1}^C |_{e=u}) + \frac{1}{1+\rho} \log(C_{ji2}^C |_{e=u}) \right) \quad (11)$$

y

¹⁰ De hecho, la neutralidad al riesgo a menudo se asume para firmas o individuos ricos pero casi nunca para la función de utilidad del agente representativo.

$$E \left(U_j^C \Big|_{e=s} \right) = E \left(\log(C_{ji1}^C \Big|_{e=s}) + \frac{1}{1+\rho} E \left(\log(C_{ji2}^C \Big|_{e=s}) \right) \right) \quad (12)$$

Supongamos además que la segunda generación no tiene ahorros ni préstamos disponibles¹¹. Entonces, derivamos la restricción presupuestaria de la segunda generación para trabajadores calificados y no calificados:

$$Y_{ij1}^C(\theta, wu) \Big|_{e=u} + T_{ji}(\theta, wu, \rho) \Big|_{e=u} = C_{ji1}^C \Big|_{e=u} \quad (13)$$

$$Y_{ij1}^C(\theta, ws, i, \gamma) \Big|_{e=s} + T_{ji}(\theta, wu, \rho) \Big|_{e=s} = C_{ji1}^C \Big|_{e=s} \quad (14)$$

$$Y_{ij2}^C(\theta, wu) \Big|_{e=u} = C_{ji2}^C \Big|_{e=u} \quad (15)$$

$$Y_{ij2}^C(\theta, i, ws, \gamma) \Big|_{e=s} = C_{ji2}^C \Big|_{e=s} \quad (16)$$

Aplicando logaritmo natural y operadores de expectativas a las ecuaciones (13) y (15) derivamos las siguientes expresiones para los argumentos de la función de utilidad esperada de los trabajadores no calificados:

$$E \left(\log \left(C_{ji1}^C \Big|_{e=u} \right) \right) = \frac{1}{2} \log \left(wu(1 + \theta) + \begin{cases} 0 & \text{si } \bar{w}_j(\theta_+) \leq \underline{Y} \\ T_{ji}^* \Big|_{\theta_+} & \text{si } \bar{w}_j(\theta_+) > \underline{Y} \end{cases} \right) \\ + \frac{1}{2} \log \left(wu(1 - \theta) + \begin{cases} 0 & \text{si } \bar{w}_j(\theta_-) \leq \underline{Y} \\ T_{ji}^* \Big|_{\theta_-} & \text{si } \bar{w}_j(\theta_-) > \underline{Y} \end{cases} \right) \quad (17)$$

$$E \left(\log \left(C_{ji2}^C \Big|_{e=s} \right) \right) = \frac{1}{2} \log(wu(1 + \theta)) + \frac{1}{2} \log(wu(1 - \theta)) \quad (18)$$

En la ecuación (17), la función de transferencia a trozos juega un rol muy importante. Cuando $\bar{W}_j(\theta_+) = W_j + \delta W_j(1 + \theta) \leq \underline{Y}$ las restricciones de liquidez son operativas y no hay ninguna transferencia

¹¹ Notar que en nuestro modelo nos preocupa la relación subyacente en los países en desarrollo entre volatilidad económica y desigualdad en la educación. Entonces, nuestra “hipótesis del mercado de crédito imperfecto” parece ser un supuesto adecuado.

de los padres a los hijos (aun en presencia de un shock de ingresos positivos). El mismo resultado se mantiene en un mal estado de la naturaleza cuando $\widetilde{W}_j(\theta_-) = W_j + \delta W_j(1 - \theta) \leq \underline{Y}$.

De otra manera, cuando los niños deciden entrar al mercado laboral en el primer período (como no calificados), la transferencia óptima de padres a hijos está dada por la siguiente expresión (derivada de la ecuación (9)):

$$T_{ji}^*|_{\theta_+} = \frac{1+\rho}{3+2\rho} \left(W_j + \delta W_j(1 + \theta) \right) - \frac{2+\rho}{3+2\rho} wu(1 + \theta) \quad (19)$$

y

$$T_{ji}^*|_{\theta_-} = \frac{1+\rho}{3+2\rho} \left(W_j + \delta W_j(1 - \theta) \right) - \frac{2+\rho}{3+2\rho} wu(1 - \theta) \quad (20)$$

Para los trabajadores calificados, usando las ecuaciones (14) y (16) obtenemos lo siguiente:

$$E \left(\log \left(C_{ji1}^c |_{e=s} \right) \right) = \frac{1}{2} \log \left(\varepsilon + \begin{cases} 0 & \text{si } \widetilde{w}_j(\theta_+) \leq \underline{Y} \\ T_{ji}^*|_{\theta_+} & \text{si } \widetilde{w}_j(\theta_+) > \underline{Y} \end{cases} \right) \\ + \frac{1}{2} \log \left(\varepsilon + \begin{cases} 0 & \text{si } \widetilde{w}_j(\theta_-) \leq \underline{Y} \\ T_{ji}^*|_{\theta_-} & \text{si } \widetilde{w}_j(\theta_-) > \underline{Y} \end{cases} \right) \quad (21)$$

$$E \left(\log \left(C_{ji2}^c |_{e=s} \right) \right) = \frac{1}{2} \log \left(ws^i(1 + \gamma\theta) \right) + \frac{1}{2} \log \left(ws^i(1 - \gamma\theta) \right) \quad (22)$$

Como podemos ver de las ecuaciones (21) y (22), hay varias diferencias con respecto a la función de utilidad esperada de los trabajadores no calificados. La primera consiste en el hecho que en ausencia de alguna transferencia de los padres (e.g. $\widetilde{w}_j(\theta_+) = W_j + \delta W_j(1 + \theta) \leq \underline{Y}$) los ingresos esperados de los trabajadores calificados en el primer período es igual a ε , una pequeña cantidad arbitraria de dinero definida como el subsidio esperado público y/o privado (por otros parientes que no sean

los padres) que un niño puede recibir si es necesario¹². La segunda diferencia está relacionada con el nivel óptimo de transferencia cuando la restricción de liquidez de la primera generación no está operando. En ese caso, $T_{ji}^*|_{\theta_+}$ y $T_{ji}^*|_{\theta_-}$ serán iguales a $\frac{1+\rho}{3+2\rho} (W_j + \delta W_j(1 + \theta))$ y $\frac{1+\rho}{3+2\rho} (W_j + \delta W_j(1 - \theta))$ respectivamente, porque los trabajadores calificados no entran al mercado laboral en el primer período. Por último, notamos que los ingresos de los trabajadores calificados en el segundo período tienen dos características principales: están fuertemente (exponencialmente) relacionados a la habilidad del niño y no sólo dependen en la “volatilidad sistémica” (θ) sino también en la “volatilidad relativa del trabajador calificado” (γ), que puede ser mayor o menor a 1. Vale la pena señalar, que en CGP, la hipótesis crucial es que la $\gamma > 1$. Sin embargo, este supuesto particularmente controvertido, no está sostenido plenamente por evidencia empírica disponible (especialmente para países en desarrollo). Además no necesitamos esta relación para alcanzar una relación negativa entre la volatilidad agregada y la demanda de niveles de educación superiores.

El nivel óptimo de inscripción es el siguiente:

$$E(U_{ji}^c|_{e=s}) > E(U_{ji}^c|_{e=u}) \quad (23)$$

reemplazando las ecuaciones (17) y (22) en las ecuaciones (11) y (12) podemos derivar los siguientes casos:

Caso 3: $W_j + \delta W_j(1 + \theta) \leq \underline{Y}$, $\forall \theta \in [0,1]$ (*Padres restringidos aun en un buen estado de la naturaleza*)

El supuesto representativo para hogares pobres. De la ecuación (21), notamos que $E(\log(C_{ji1}^c|_{e=s})) \ll 0$ (con $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} E(\log(C_{ji1}^c|_{e=s})) \cong -\infty$). En ese caso, no importa ni el premio de la educación (cualquiera sea la capacidad del niño) ni el tamaño del parámetro de volatilidad (θ), el niño es forzado a entrar en el mercado de trabajo como un trabajador no calificado.

¹² Debido a que el beneficio del desempleo es siempre irrelevante en la mayoría de los países en desarrollo podemos considerar $\varepsilon \cong 0$

Caso 4: $W_j + \delta W_j(1 + \theta) > \underline{Y}$, $\forall \theta \in [0,1]$ (*Padres sin restricciones aun en un mal estado de la naturaleza*)

Los supuestos representativos para los hogares ricos (e.g $W_j \geq \underline{Y}$). En este caso, aun $T_{ji}^*|_{\theta_-}$ es estrictamente positiva y los niños se inscriben en la educación superior si su parámetro de capacidad es mayor que el nivel del umbral (i^*) derivada de las condiciones $E(U_{ji}^c|_{e=s}) = E(U_{ji}^c|_{e=u})$:

$$i^* = \frac{\log\left(\frac{\sqrt{((1+2\delta+\delta^2-\delta^2\theta^2)\Omega(1-\theta^2+\gamma^2\theta^4-\gamma^2\theta^2))}wu}{(\gamma\theta-1)(\gamma\theta+1)(1+\delta+\delta\theta)(\delta\theta-\delta-1)W_j}\right)}{\log(ws)} \quad (24)$$

Donde

$$\Omega = (W_j(\delta\theta - \delta - 1) - wu(1 + \theta))(W_j(\delta\theta - \delta - 1) - wu(1 - \theta))$$

Notar que el nivel de umbral de capacidad es creciente en wu y decreciente en W_s y W_j mientras que el impacto de la volatilidad requiere un análisis detallado que emprendemos en la siguiente sección.

Caso 5: $W_j + \delta W_j(1 - \theta) \geq \underline{Y}$ (*Caso dependiente de la volatilidad*)

Para los niños de clase media, las decisiones de educación están fuertemente relacionadas al parámetro de volatilidad sistémica. Cuando la incertidumbre es baja, $W_j + \delta W_j(1 - \theta) > \underline{Y}$ los problemas de maximización se pueden escribir como en el caso anterior (hogares sin restricción). De otra manera (e.g alta incertidumbre arrojando el siguiente resultado $W_j + \delta W_j(1 - \theta) < \underline{Y}$), los casos restringidos son válidos. De forma más general, es posible mostrar que en el caso 5 los hogares podrán estar restringidos si se mantiene la siguiente desigualdad:

$$W_j < \left(W_j^* = \frac{\underline{Y}}{(1+\delta-\delta\theta)} \right) \quad (25)$$

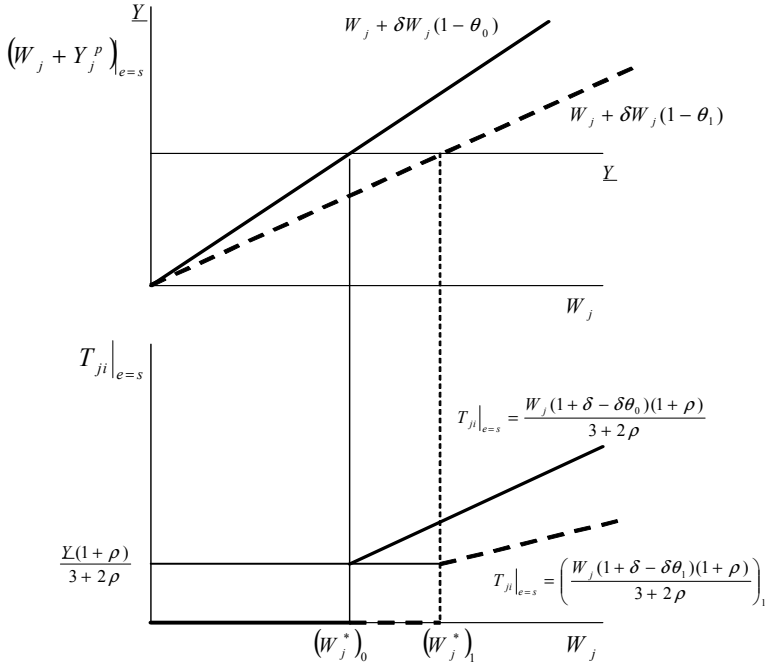
3.3 El rol de la volatilidad

Con el fin de entender cómo la incertidumbre agregada afecta a las elecciones en educación es útil recordar la diferencia entre el canal de la inversión y el de la riqueza. Mientras el primero se refiere al impacto de la volatilidad en la comparación entre retornos a la educación y el costo de oportunidad, el canal de la riqueza concierne al efecto de la incertidumbre real en la transferencia de ingresos esperada de padres a hijos. Como ya hemos señalado, el último es siempre negativo (cuando es significativo, el canal de la riqueza implica que cuanto mayor sea la volatilidad menor será la inscripción escolar) mientras que el efecto inversión puede ser tanto positivo como negativo.

Más específicamente, un MPS aumenta la volatilidad del ingreso tanto de la primera como la segunda generación. En cuanto a la primer generación, una alta volatilidad afecta a la transferencia de ingresos esperada (de padres a hijos) porque cuanto más alto sea el parámetro de volatilidad sistémica mayor será la probabilidad de estar restringido ($W_j \leq W_j^*$). Este es el “*efecto riqueza*” de la volatilidad que siempre tiene un impacto negativo en la educación pero solo para los hogares del caso 3.

La Figura 1 representa el efecto riqueza de la volatilidad en la educación en un mal estado de la naturaleza. En el panel superior mostramos la relación entre la riqueza total de los padres $W_j + \delta W_j(1 - \theta)$ y la riqueza inicial de los padres W_j , así como una línea horizontal para el umbral de riqueza absoluta (\underline{Y}). En la medida que la riqueza total de los padres sea menor que \underline{Y} , no darán ninguna transferencia a sus hijos. Esto se muestra más claramente en el panel inferior en el cual es analizada la relación entre la transferencia de los padres y la riqueza inicial.

Figura 1. El efecto riqueza de la volatilidad en la educación.



Para un nivel dado de volatilidad sistémica en el momento 0, una fracción $F((W_j^*)_0)$ de niños no se inscribirán en la educación superior cualquiera sea el nivel de capacidad y el tamaño del efecto inversión de la volatilidad, porque de otro modo el consumo del primer período será cercano a cero¹³ en un mal estado de la naturaleza. Cuando la volatilidad aumenta (de θ_0 a θ_1) la fracción de personas que tiene restricción aumenta a $F((W_j^*)_1)$.

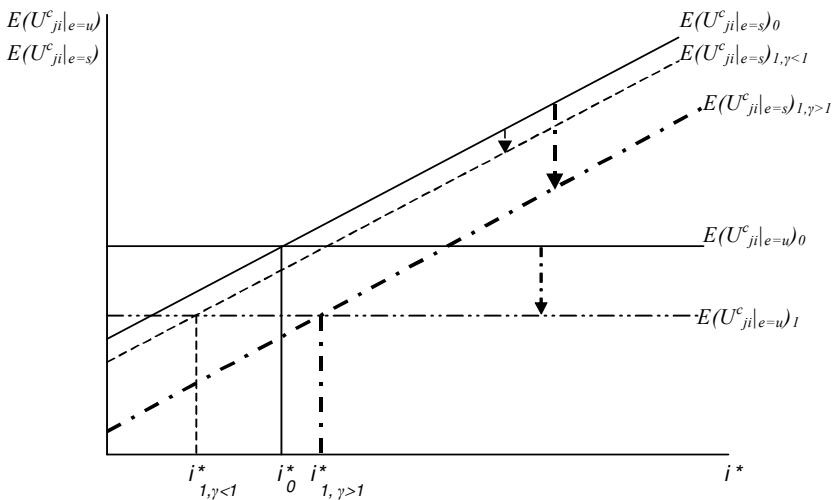
Por otro lado, la volatilidad del ingreso de la segunda generación implica el “*efecto inversión*” en educación. Este efecto solo se refiere a aquellos hogares sin restricciones de liquidez. De otra manera, el efecto riqueza negativo de la volatilidad en la educación domina y los niños no se inscriben en la educación superior aún si el efecto inversión es positivo.

¹³ Es importante recordar aquí que los trabajadores calificados no entran en el mercado laboral en el primer período. Si no reciben ninguna transferencia, el consumo del primer período será igual a $\varepsilon \cong 0$.

Debido a que no imponemos ninguna restricción en γ (la volatilidad relativa del trabajador calificado), este “efecto inversión” puede ser positivo o negativo.

En la figura 2 mostramos el impacto de la volatilidad en las elecciones de educación a través del efecto inversión. En el momento 0, todos los niños que están restringidos con una capacidad menor a i_0^* no demandarán educación superior. Cuando la volatilidad aumenta en el momento 1 (en esta figura $\theta_0 < \theta_1$) la utilidad esperada tanto de los trabajadores calificados como los no calificados disminuye (debido a la hipótesis de aversión al riesgo). El impacto relativo (y luego el nuevo umbral para i) depende solo del parámetro γ . Cuando es mayor a 1, tenemos la hipótesis presentada en Levhari y Weiss (1974) y CGP. Por lo tanto, cuanto mayor sea el nivel de volatilidad mayor será la capacidad requerida ($i_{1,\gamma>1}^*$) y menor la fracción de niños sin restricciones que se inscriben en la educación superior. Sin embargo, γ puede ser menor a 1, dando como consecuencia el resultado opuesto: la capacidad requerida decrece con la volatilidad sistémica y la fracción de niños sin restricciones que se inscriben en la educación superior aumenta. En ese caso, los niños no solo aprecian el premio a la educación sino también el rol asegurador de la educación superior.

Figura 2. El efecto inversión de la volatilidad en la educación.



En resumen, tenemos dos efectos principales que produce la volatilidad en las elecciones de educación. El primero (el efecto riqueza), básicamente depende de la riqueza de los padres W_j mientras el segundo (el efecto inversión) está principalmente relacionado con la habilidad del niño i .

Como W_j^* (el mínimo nivel de riqueza requerido para evitar restricciones de liquidez) y i^* (el umbral de capacidad del niño) depende de la especificación del conjunto de parámetros, desarrollamos una simulación numérica para derivar nuestras principales conclusiones teóricas.

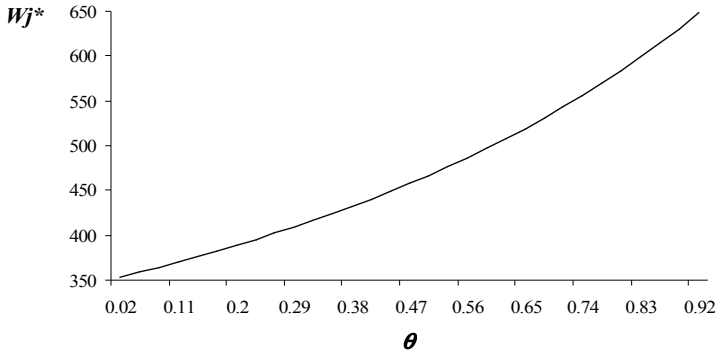
3.4 Simulación numérica

Para llevar a cabo nuestra simulación usamos información disponible para Argentina de la literatura existente y bases de datos.

Entonces asumimos que $w_s/w_u = 2$ (Como en Gasparini, 2004) y $\gamma = 0.53/0.58 = 0.91$ (Ver sección 3). Para el parámetro δ , no tenemos evidencia empírica porque los datos de riqueza no están disponibles. Entonces, asumimos una relación lineal entre la riqueza de los padres y los ingresos de los padres y también que $w_u \gg \varepsilon = 5$. Finalmente, dejamos θ y W_j como parámetros libres (con valores de 0.1 a 0.9 y desde 100 a 5000 respectivamente) con el fin de obtener la función de superficie de respuesta de i^* (usando la ecuación óptima), y solo θ como un parámetro libre para obtener la dinámica de W_j^* a lo largo de diferentes niveles de volatilidad sistémica (usando la ecuación (25)).

Desde el punto de vista de los niños, el primer requisito para inscribirse en la educación superior es estar seguro que recibirán una transferencia estrictamente positiva en el primer período, aun en un mal estado de la naturaleza. En la figura 3 mostramos el mínimo nivel de riqueza requerido para cumplir esta condición W_j^* para diferentes niveles de volatilidad sistémica. Vale la pena señalar que la relación entre W_j^* y θ no es solo positiva sino también convexa es decir, que W_j^* aumenta exponencialmente con la volatilidad. Por lo tanto, el efecto riqueza negativo de la volatilidad en la educación se vuelve particularmente relevante cuando la volatilidad es alta.

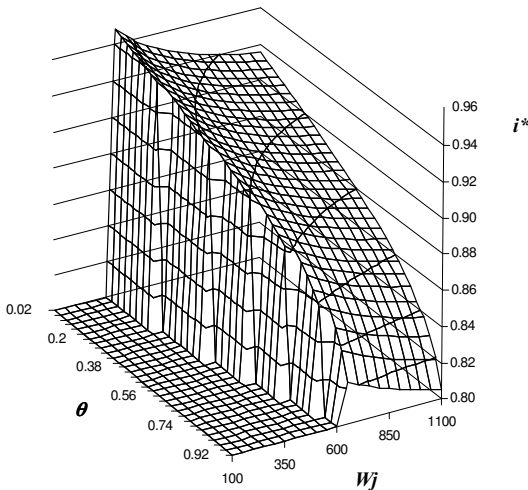
Figura 3. El efecto riqueza en la volatilidad. Resultados de la calibración.



Si los padres no están restringidos, los hijos se inscriben en la educación superior si y sólo si su capacidad es mayor que el nivel del umbral determinado por la ecuación (24).

La figura 4 proporciona una representación interesante del efecto total de la volatilidad sobre las elecciones de educación. Cuando los padres son pobres (e.g $W_j < 350$ en la figura), sus hijos están forzados a entrar en el mercado laboral en el primer período cualquiera sea la capacidad o el nivel de volatilidad. Para estos hogares, no hay efecto inversión ni efecto riqueza de la volatilidad.

Figura 4. Habilidad requerida, riqueza y volatilidad sistémica



Por el contrario, los niños relativamente más ricos ($W_j > 650$) no están nunca restringidos, y sus decisiones de inscripción están basadas solamente en comparaciones de capacidad (e.g. se inscriben en educación superior si el nivel de capacidad es mayor que t^*). Por lo tanto, el único impacto de la volatilidad en las elecciones de educación es a través del efecto inversión, el cual es positivo en la figura ($\frac{\partial t^*}{\partial \theta} < 0$) debido a que $\gamma = 0.91 < 1$.

Para hogares con ingresos medios ($350 < W_j < 650$) hay tanto un efecto riqueza como un efecto inversión de la volatilidad. Mientras el último es positivo como lo es para los niños ricos, el efecto riqueza es claramente negativo y si es operativo domina al efecto inversión. Cuando la volatilidad aumenta, una mayor proporción de la clase media tiene restricción (ver la superficie determinada por los ejes θ y W_j en la figura 4) y los niños no se inscribirán en la educación superior aún si el aumento de la volatilidad implica un efecto inversión positivo.

Bajo un supuesto estándar sobre capacidad y distribución de la riqueza en todos los individuos (distribuciones logarítmicas normales de riqueza y distribuciones uniformes de capacidad). El impacto total de la volatilidad en la inscripción en la universidad puede resumirse como sigue:

- La capacidad requerida decrece con la incertidumbre, porque la volatilidad se asume es decreciente en la educación.
- El impacto de la volatilidad no es homogéneo para todos los niveles de riqueza: las elecciones de educación de las personas pobres no están afectadas por la volatilidad. La baja capacidad de los niños ricos aumenta su tasa de inscripción, mientras que los niños de clase media (independientemente de su capacidad) se ven restringidos y se retiran del sistema de educación superior.
- Debido a la distribución normal logarítmica de la riqueza, el impacto negativo de la volatilidad en la clase media implica una mayor proporción de población que aquella proporción asociada al impacto positivo de la volatilidad en los niños ri-

cos. Entonces, la tasa total de inscripción es decreciente en la volatilidad sistémica.

- Finalmente el índice de gini de la desigualdad del capital humano aumenta con la volatilidad sistémica porque solo dos niveles de educación son considerados (ver CGP).

Es importante recalcar que derivamos una relación negativa (positiva) entre la volatilidad sistémica y las tasas de inscripción (desigualdad educativa) sin usar el supuesto “crítico” que establece que la incertidumbre en los ingresos es creciente en la educación. Mientras esta controvertida hipótesis es una condición *sine qua non* en CGP y Levhari y Weiss (1974), mostramos que permitiendo un efecto riqueza de la volatilidad en la educación no es necesario descansar sobre este supuesto.

Esta diferencia no solo es importante porque la evidencia empírica (al menos en países en desarrollo) no respalda plenamente este supuesto controvertido, sino también porque las implicancias de política pueden ser muy diferentes.

Una redistribución de la riqueza de una vez por todas en el primer período aumentará las tasas de inscripción en la educación superior tanto en CGP como en nuestros marcos teóricos. Sin embargo, este tipo de políticas puede ser difícil de implementar. En ese caso, la reducción de la volatilidad es un objetivo de política alternativa. Debido a que CGP asume que la incertidumbre en los ingresos es creciente en la educación, las estrategias de reducción de la volatilidad solo pueden tratar de reducir la volatilidad relativa de los salarios de los trabajadores calificados (γ).

Por el contrario, una reducción en γ es una estrategia ineficiente en nuestro marco teórico porque aun si $\gamma < 1$ mostramos que la tasa de inscripción a la universidad puede ser decreciente en la volatilidad sistémica. En ese caso, los subsidios públicos deben ser dirigidos a los padres de ingresos bajos y medios (y no a trabajadores calificados) de manera de evitar el efecto riqueza negativo de la volatilidad en las decisiones de educación.

4 Evidencia empírica

Para el período analizado, América Latina se caracteriza por un alto grado de volatilidad en la producción (ver Caballero, 2000), desigualdad en el ingreso (de Ferranti et al., 2004) y endeudamiento externo (Dornbusch, 1989), así como bajos niveles de recaudación a través de impuestos (Tanzi, 1992) y crecimiento del PBI (Solimano y Soto, 2003). En cuanto a la desigualdad regional se refiere, el canal del capital humano siempre ha sido mencionado como uno de los principales determinantes de la dinámica en la distribución del ingreso (ver Reimers, 2000 y Reimers, 2004).

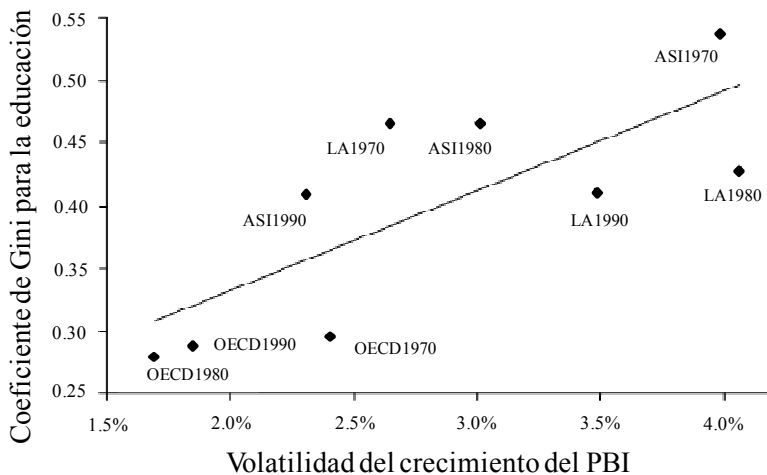
A pesar del hecho que la desigualdad del ingreso en Latinoamérica está profundamente arraigada tanto en factores institucionales (de Ferranti et al., 2004) como en la concentración de la propiedad de la tierra (Gavin y Hausmann, 1998; y Morley, 2001), el acceso heterogéneo a la educación nos permite entender por qué son persistentes las oportunidades desiguales. Sin embargo, las decisiones de escolaridad en la mediación de la relación entre volatilidad de la producción y desigualdad del ingreso han sido generalmente desatendidas.

La evidencia empírica señala una relación positiva y robusta entre la volatilidad del PIB y la desigualdad en la educación, para OECD, y las regiones de Asia y Latinoamérica para los años 1970, 1980 y 1990 (figura 5)¹⁴. De esta figura, también es posible observar que Latinoamérica en 1990 presentó los mayores niveles de volatilidad y desigualdad educativa¹⁵.

¹⁴ El vínculo empírico entre la demanda de educación y la mayor volatilidad en los países de América Latina aun no ha sido investigado ampliamente. La mayoría de los trabajos se refieren a los retornos de la educación y las tendencias generales de la inscripción en la universidad en lugar de analizar su micro y su macro determinantes. No obstante, hay algunas contribuciones que llenan este vacío. Buera *et al.* (2001), Gonzales Rozada y Menendez (2002) y Rucci (2003) analizan las características a nivel individual y agregado que afectan la asistencia a la escuela secundaria y a la universidad. Análisis similares se llevan a cabo por Dureya (1998) y Neri *et al* (2000) para las tasas de inscripción en Brasil en la escuela secundaria.

¹⁵ Además, es útil subrayar que los países de Latinoamérica presentan los retornos a la educación más altos (ver Psacharopoulos y Patrinos, 2002).

Figura 5. Relación observada entre la volatilidad del crecimiento del PIB y la desigualdad educativa para la OECD, Latinoamérica (LA) y Asia (AS)



Nota: valores promedio no ponderados de Asia, Latinoamérica y los países de la OECD (1970-1980-1990). Fuentes: Groningen Growth and Development Centre y Vinod, Wang y Fan (2000).

Esta es la razón por la cual hemos escogido esta región para implementar nuestras estimaciones empíricas. Más precisamente consideramos al caso brasileño como un enfoque macro y al caso argentino como un caso micro.

4.1 Evidencia macro para Brasil

El sistema educativo en Brasil se divide en 3 etapas: la escuela primaria que se ocupa de los niños de 7 a 14 años; la escuela secundaria, dividida en tres etapas, y eventualmente la universidad y la educación de post grado. Además, el sistema universitario brasileño está dividido en instituciones privadas y públicas. En las universidades públicas los estudiantes no tienen que pagar una matrícula pero son elegidos a través de un difícil y competitivo examen de ingreso (*vestibular*), mientras que el acceso a las universidades privadas suele ser más fácil, aún cuando los costos de inscripción son más altos y la calidad de educación suele ser más baja.

La encuesta “Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios” (PNAD) publicada por el instituto Brasileño de Geografía e Estatística

tica (IBGE) demuestra que en el 2002 solo el 41% de la población completó el primer grado y que el 24,6% terminó el segundo. En lo que se refiere a las tasas de participación en la universidad, alrededor del 8% de la población comenzó la universidad luego de la escuela secundaria, y solo el 2% se graduó. Esta tasa aumenta en los noventa. No obstante, esto no significa que la educación superior sea más accesible para los más pobres ya que las tasas de participación en la universidad son altamente heterogéneas, dependiendo de características sociales. Como fue informado por INEP (2004) – Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Ministerio de Educación) – solo el 4% de los estudiantes pobres van a la universidad, mientras que para los más ricos este porcentaje aumenta en un 23,4%.

Además, para el período considerado, es conocido que Brasil se caracterizó por una de las mayores desigualdades del mundo. La desigualdad en la distribución de la educación y los retornos a la educación están entre los principales factores explicativos de la desigualdad en los ingresos. Como lo afirman Narita y Fernandes (2001), el salario de una persona que completó la universidad puede ser un 100% mayor que aquel de una persona que terminó la escuela secundaria. Como se muestra en Barros & Mendonca (1995), la desigualdad educativa representa una parte muy significativa, desde el 35% hasta el 50% dependiendo en las regiones macroeconómicas, de la desigualdad en el ingreso. Además esta brecha ha estado aumentando desde los ochenta a los primeros años de los '00.

4.1.1 Descripción de los datos y estructura econométrica

Consideramos el caso brasilero para investigar el costado macroeconómico de nuestro tema, *i.e.* el impacto de la volatilidad en la educación, que a su vez afecta la desigualdad. Por esta razón utilizamos información agregada de los 27 estados Brasileños, para el período que va entre 1992 y 2002¹⁶.

¹⁶ Los estados Brasileños pueden agruparse en 5 regiones: 1) el Norte (Amazonas, Amapá, Rondônia, Roraima, Pará, Acre); 2) el Noreste (Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Sergipe, Tocantins); 3) la región Sudeste (São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais y Espírito Santo); 4) Centro Oeste (Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás y Distrito Federal); 5) el Sur (Paraná, Santa Catarina y Rio Grande do Sul).

Como estamos interesados en la inscripción universitaria necesitamos datos referidos al censo de la educación de graduados, producida por INEP. Cada universidad Brasileira (pública o privada) debe responder al censo INEP. Nuestra variable dependiente es el número de inscripciones totales en universidades desde 1992 hasta el 2002 divididas por conjunto de población (state population), que también es la variable dependiente estándar en esta literatura:

$$enr_rate_{i,t} = \frac{total_enrollments_{i,t}}{total_population_{i,t}} \quad (26)$$

Donde i se refiere al estado y t al año.

Para la volatilidad macroeconómica construimos dos índices a nivel estatal, usando información tanto para el Producto Bruto Nacional (PBN, Gross State Product) y el empleo. Trabajos anteriores en este tema demuestran que los efectos de la volatilidad del PBN y del empleo pueden ser muy diferentes, ya que pueden estar causados por diferentes características estructurales y microeconómicas.

En lo que se refiere a la volatilidad de PBN usamos el desvío estándar de la tasa de crecimiento del Producto Bruto Nacional real anual, derivado de IBGE. Este se define tomando el desvío estándar del PBN de los últimos 4 años, sin incluir las observaciones contemporáneas, básicamente porque los PBN contemporáneos podrían ser endógenos a las decisiones de inscripción – como es argumentado en Flug *et al* (1998).

Decidimos elegir cuatro años en las definiciones de volatilidad porque pensamos que esto representa un compromiso razonable entre el corto período de volatilidad (e.g. trimestral) que varía demasiado con respecto a la decisión de inscripción y el largo período de volatilidad (e.g. los 30 años considerados en Flug *et al*, 1998 y en C&GP) que muestra pequeños cambios en el tiempo. Además, estudios recientes – por ejemplo, Carrera *et al* (1998) – muestran que el ciclo de negocios Brasileiro es en promedio menor a 5 años, lo que significa que el período elegido es representativo de la volatilidad del ciclo de negocios observado por los estudiantes que tienen que decidir si inscribirse en la universidad¹⁷.

¹⁷ También tratamos de agregar el año contemporáneo a la decisión anterior. Los resultados no variaron mucho, implicando que los problemas de endogeneidad no parecen jugar un rol importante.

Además, con el fin de capturar algún efecto no lineal del ingreso y la volatilidad en las decisiones de inscripción construimos dos medidas de volatilidad adicionales. La primera se define como una variable de interacción dada por la multiplicación entre el ingreso y la volatilidad del PBN. La segunda captura un efecto ingreso cuadrático y está compuesta por la multiplicación del ingreso al cuadrado y la volatilidad del PBN. En lo que sigue analizaremos este tema en mayor profundidad.

La volatilidad del empleo está definida de la misma manera, usando el desvío estándar de la tasa de crecimiento del empleo a nivel estatal. Los datos de empleo son obtenidos por la encuesta PNAD, en el período 1992-2002¹⁸, lo cual es representativo para los hogares de todos los estados Brasileños. Además, construimos medidas adicionales similares para la volatilidad del empleo para capturar efectos de interacción no lineales y la volatilidad en las decisiones de inscripción. El primero se obtiene por la multiplicación entre el ingreso y la volatilidad del empleo, mientras el segundo captura un efecto cuadrático y está definido como la multiplicación entre el ingreso al cuadrado y la volatilidad del empleo.

Como sugiere la literatura relacionada computamos las siguientes variables de control (entre paréntesis, el nombre de la variable);

1. Promedio de años de educación completa para las personas entre 45 y 65 años, como proxy de la educación de los padres¹⁹ (*Ed_parents*);
2. Ingreso per cápita promedio por hogar (*Income_pc*);
3. Ingreso per cápita promedio en 1992 (*Inc_pc_92*);
4. Tasa de desempleo (*Unempl*);
5. Razón del salario entre personas con nivel universitario y el salario de personas que sólo poseen nivel secundario ($\bar{W}_{ed}/\bar{W}_{ed}$);
6. Proporción de personas blancas (controlamos por esta variable porque Brasil está caracterizada por diferencias impor-

¹⁸ No tenemos información para 1994, porque la encuesta no fue implementada ni para 1991 ni para el 2000, debido a que la encuesta fue sustituida por el censo. Con el fin de calcular las series temporales de volatilidad del empleo sin perder información, hemos sustituido el valor del año 2000 por el del censo. Para 1991 y 1994 usamos una interpolación lineal.

¹⁹ No consideramos el promedio de educación a nivel estatal porque está fuertemente correlacionada con la educación de los padres (aproximadamente 0.93)

tantes en el acceso a la universidad entre personas de raza negra y blanca) (*Race*);

7. El índice de gini como medida de desigualdad (*gini*).

Finalmente, agregamos una tendencia polinomial de segundo orden para capturar la evolución exógena de las decisiones de inscripción, debido a factores institucionales y culturales.

4.1.2 Resultados Empíricos

Nuestro período de estimación va desde 1992 hasta 2002 para los 26 estados Brasileños (actualmente, 25 estados y la capital Brasilia-Distrito Federal). Debido a las limitaciones de los datos, el estado de Tocantins debe ser removido de la base de datos y los años 1994 y 2000 no son considerados ya que la encuesta PNAD no fue realizada. Por lo tanto terminamos con 234 observaciones.

En lo que se refiere a la especificación econométrica, tratamos de explotar toda la información de la base de datos implementando tanto OLS como estimaciones de panel. Como los efectos fijos y las variables independientes están claramente correlacionados no podemos usar estimaciones de efectos aleatorios ya que están sesgados²⁰. Con el fin de derivar estimadores insesgados tuvimos que considerar explícitamente esta correlación usando el “estimador Within”. Por supuesto, cuando usamos este estimador, es imposible considerar las variables de control que no varían en el tiempo (para más detalles, ver el capítulo 1 del apéndice).

Vamos a comenzar con las estimaciones de los OLS. Realizamos cuatro especificaciones diferentes. En la columna (1) agregamos la volatilidad del PBN a las variables de control, en la columna (2) se considera la volatilidad del empleo, en la columna (3) interesa el efecto conjunto de estas dos medidas de volatilidad, mientras que en la columna (4) agregamos efectos no lineales.

En primer lugar, investigamos el impacto de las variables de control. Como se muestra en la tabla 1, los coeficientes de la tendencia son siempre significativos. Estos coeficientes se usan para capturar la evolución exógena de las tasas de inscripción en todos los estados Brasileños, la cual es creciente en el tiempo, especialmente en

²⁰ Hemos testeado esta hipótesis, usando el test de Hausman, el cual fue rechazado.

el final del período. Además, como ya se ha subrayado en la literatura, la educación de los padres es uno de los determinantes principales en las elecciones de educación: su efecto es positivo y significativo en todas las especificaciones. Otro descubrimiento importante es el impacto positivo de la proporción de gente blanca en cada estado (*race*). Usando estimaciones mediante OLS estamos interesados en el corte transversal de este impacto, y advertimos, de manera poco sorprendente, que todos los estados que muestran una alta proporción de población blanca también muestran tasas de inscripción más elevadas.

El coeficiente de desigualdad es positivo cuando es significativo. A primera vista, esto parece ser opuesto a lo que se espera. Sin embargo, un análisis más profundo podría permitirnos derivar una mejor interpretación. Es plausible argumentar que en los países en desarrollo un índice de Gini más alto implica que al menos los ricos van a la universidad. Por el contrario, una distribución del ingreso más igualitaria en los países pobres podría implicar una menor tasa de inscripción porque la mayoría de la población no puede pagar una educación superior. Esto podría explicar la relación positiva entre las dos variables.

Un resultado más estándar es que un mayor ingreso tiene un impacto positivo en la inscripción en una estimación de países de corte transversal. Finalmente, cuanto más alta sea la tasa de desempleo menor será el número de inscripciones, lo cual significa que el efecto riqueza (o restricción de liquidez) es más importante que el efecto de costo de oportunidad²¹.

Tabla 1. Impacto de la volatilidad en las decisiones de inscripción usando diferentes estimadores OLS

| Variable dependiente: Tasa de Inscripción | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | |
|--|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| | Coef. | t | Coef. | t | Coef. | t | Coef. | t |
| tendencia | -0.227 | -7.23 | -0.261 | -7.69 | -0.261 | -7.69 | -0.219 | -6.46 |
| tendencia ² | 0.032 | 10.26 | 0.037 | 10.24 | 0.037 | 10.24 | 0.032 | 8.98 |
| edpaís | 0.057 | 2.04 | 0.074 | 2.36 | 0.074 | 2.36 | 0.081 | 2.75 |
| raza | 0.009 | 7.85 | 0.008 | 6.3 | 0.008 | 6.3 | 0.01 | 6.95 |

²¹ Notar que un aumento en la tasa de desempleo aumenta la probabilidad de estar restringido (efecto riqueza) y estar forzado a participar en el mercado de trabajo. Por otro lado el costo de oportunidad de estudiar es menor debido a la mayor probabilidad de estar desempleado.

| | | | | | | | | |
|-------------------|-------|------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| Desempleo | NS | | -0.015 | -1.98 | -0.015 | -1.98 | -0.013 | -1.75 |
| Gini | 2.303 | 4.64 | NS | | NS | | 1.331 | |
| W_ed/W_n_ed | NS | | NS | | NS | | NS | |
| Ingreso_92 | NS | | NS | | NS | | NS | |
| Ingreso_pc | 0.003 | 9.75 | 0.003 | 9.58 | 0.003 | 9.58 | 0.002 | 5.21 |
| Ingreso_pc^2 | NS | | NS | | | | NS | |
| pbn_vol | NS | | - | | | | 19.243 | 3.3 |
| ingreso*pbn_vol | - | | - | | | | 0.0184 | 2.26 |
| ingreso^2*pbn_vol | - | | - | | | | -0.000 | -2.42 |
| empl_vol | - | | -4.239 | -2.77 | -4.239 | -2.77 | NS | |
| ingreso*emp_vol | - | | - | | - | | -0.184 | -4.93 |
| ingreso^2*emp_vol | - | | - | | - | | 0.000 | 5.32 |
| ADJ-R2 | 0.83 | | 0.84 | | 0.84 | | 0.86 | |

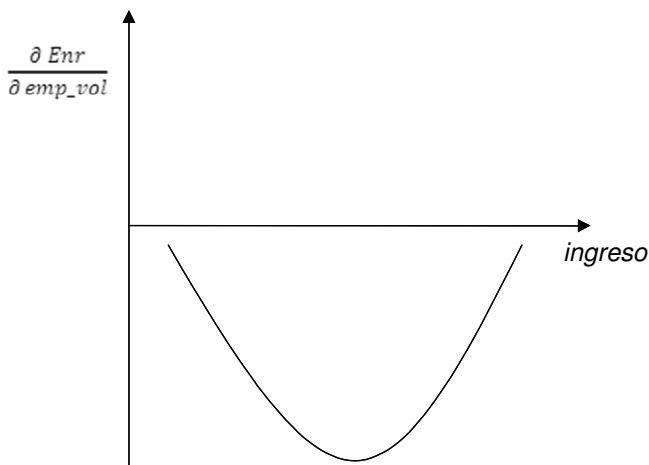
*NS refiere a Coeficientes no significativos al 20%, con "-" se denomina a las variables no presentes en la estimación.

Pasemos al análisis del impacto de la volatilidad. De la columna (1) es posible notar que la volatilidad del PBN no es significativa cuando se agrega a las variables de control. Contrariamente, la columna (2) muestra que la volatilidad del empleo es negativa y significativa, es decir que las decisiones de inscripción decrecen cuando el empleo es más volátil. Estos resultados son consistentes con Flug et al (1998). Además, en la columna (3) se considera en forma conjunta a las dos variables de volatilidad, solamente la volatilidad del empleo es negativa y significativa.

Se derivan resultados interesantes cuando se consideran efectos no lineales en la interacción del ingreso y la volatilidad. En lo que se refiere a los coeficientes de desempleo derivamos una curva de ingreso en forma de U, lo que significa que el impacto negativo de la volatilidad del empleo en las tasas de inscripción es más fuerte para ingresos de niveles medios y más débiles que para aquellos altos y bajos (figura 6). Este resultado es consistente con nuestras predicciones teóricas²².

²² Para los coeficientes que se refieren a la volatilidad de PBN no tenemos una explicación clara. Sin embargo, este efecto no es significativo cuando se considera el "estimador Within", lo que significa que de alguna manera están correlacionados con los efectos individuales.

Figura 6. Impacto de la volatilidad del desempleo en las decisiones de inscripción de acuerdo a diferentes niveles de ingresos



Pasando al estimador Within (Tabla 2) somos capaces de controlar por un estado de efectos fijos, que están claramente correlacionados con las variables de control. En términos generales, es posible argumentar que usando estimaciones *OLS* estamos interesados en el análisis de corte transversal, y que cuando se utilizan *estimaciones within* estamos buscando un proceso de series de tiempo. Las variables de control exhiben coeficientes similares con respecto a aquellos de *OLS*, aun si la tasa de desempleo y el coeficiente de Gini se vuelven no significativos.

Tabla 2. Impacto de la volatilidad en las decisiones de inscripción usando diferentes estimadores within

| Variable dependiente: Tasa de Inscripción | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | |
|---|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| | Coef. | t | Coef. | t | Coef. | t | Coef. | t |
| tendencia | -0.172 | -6.32 | -0.2 | -6.96 | -0.188 | -6.48 | -0.156 | -5.58 |
| tendencia2 | 0.025 | 9.99 | 0.029 | 10.29 | 0.028 | 9.52 | 0.025 | 9.15 |
| ed_padres | 0.102 | 2.64 | 0.097 | 2.49 | 0.097 | 2.5 | 0.08 | 2.24 |
| raza | -0.013 | -2.98 | -0.011 | -2.72 | -0.012 | -2.93 | -0.012 | -2.92 |
| Desempleo | NS | | NS | | NS | | NS | |

| | | | | | | | | |
|--------------------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| Gini | NS | | NS | | NS | | NS | |
| W_ed/W_n_ed | NS | | NS | | NS | | NS | |
| Ingreso_pc | 0.002 | 4.73 | 0.002 | 4.58 | 0.002 | 4.63 | 0.003 | 2.39 |
| Ingreso_pc^2 | NS | | NS | | NS | | 0.000 | -2.22 |
| pbn_vol | -1.757 | -2.26 | - | | -1.639 | -2.11 | NS | |
| ingreso*pbn_vol | - | | - | | - | | NS | |
| ingreso^2*pbn_vol | - | | - | | - | | NS | |
| empl_vol | - | | -2.005 | -1.76 | -1.771 | -1.56 | 15.423 | 1.87 |
| ingreso*empl_vol | - | | - | | - | | -0.171 | -3.06 |
| ingreso^2*empl_vol | - | | - | | - | | 0.000 | 4.02 |
| R2-within | 0.80 | | 0.80 | | 0.81 | | 0.84 | |
| R2-overall | 0.35 | | 0.43 | | 0.36 | | 0.34 | |

*NS refiere a Coeficientes no significativos al 20%, con "-" se denomina a las variables no presentes en la estimación.

En lo que se refiere a los coeficientes de volatilidad, encontramos diferencias relevantes de acuerdo al hecho que ahora es posible controlar por un estado de efectos fijos. La columna (1) muestra que la volatilidad del PBN es negativa y significativa, mientras que usando OLS no lo era. La columna (2) confirma las estimaciones OLS mostrando que la volatilidad del empleo tiene un impacto negativo en las decisiones de inscripción. Además, usando estimaciones within encontramos en la columna (3) que cuando consideramos al mismo tiempo la volatilidad del PBN y la del desempleo ambas implican un impacto negativo. Finalmente, de la columna (4) se puede derivar un efecto interacción no lineal respecto al ingreso y a la volatilidad del desempleo, lo que implica un impacto más fuerte de la volatilidad para ingresos de niveles medios (ver figura 6). Por el contrario, la interacción no lineal de los coeficientes del PBN es no significativa.

Con el fin de testear la robustez de nuestro análisis empírico testeamos las dos principales y más fuertes hipótesis.

La primera se refiere a la definición de la medida de la volatilidad como una desviación estándar de los últimos cuatro años tanto de la tasa de PBN como de la tasa de desempleo. En este análisis de sensibilidad cambiamos el período considerado, usando una desviación estándar de 3,7 y 10 años previos de la tasa de crecimiento del em-

pleo²³. De la tabla 3 podemos verificar que nuestros resultados previos son consistentes con estos cambios en la definición de volatilidad, usando tanto estimadores OLS como within. Más precisamente, cuando consideramos solo la volatilidad del empleo el coeficiente es siempre negativo y significativo. Además, considerando efectos de interacción no lineales derivamos siempre resultados similares a los previos. Solamente al usar los últimos 10 años en la definición de volatilidad y en el estimador within este efecto se vuelve no significativo. En todos los otros casos el análisis de sensibilidad confirma el resultado que la volatilidad afecta negativamente las decisiones de inscripción y que este efecto es más fuerte en la clase media.

La segunda hipótesis que se testea en este análisis de sensibilidad es la elección de la variable dependiente. Hasta aquí hemos usado el número de estudiantes (variable de stock) inscriptos, en todos los años académicos, en las universidades brasileras, como es usual en esta literatura. Una alternativa plausible sería considerar sólo las nuevas inscripciones, *i.e* los estudiantes inscriptos en el primer año académico. De la última columna de la tabla (3) es posible verificar que utilizando las nuevas inscripciones –y conservando la anterior definición de volatilidad (últimos 4 años)– los resultados no cambian significativamente. Más precisamente, los efectos de interacción no lineales son similares a los anteriores, mientras que considerando solo la volatilidad del desempleo los coeficientes se vuelven no significativos.

Tabla 3. Análisis de sensibilidad usando diferentes medidas de volatilidad y diferentes variables dependientes

| | Estimaciones OLS | | | | | | | |
|-------------------|---|-------|----------------|-------|-----------------|-------|--|-------|
| | Diferentes definiciones de las variables de volatilidad | | | | | | Variable dependiente: Nuevas Inscripciones | |
| | 3 años previos | | 7 años previos | | 10 años previos | | Coef | t |
| Coef | t | Coef | t | Coef | t | | | |
| emp_vol (solo) | -4.2012 | -3.17 | NS | | NS | | NS | |
| emp_vol | 12.3216 | 2.34 | 21.4819 | 3.66 | 16.0756 | 2.70 | 9.2295 | 3.49 |
| ingreso*emp_vol | -0.1303 | -3.91 | -0.1912 | -5.40 | -0.1123 | -3.36 | -0.0549 | -3.64 |
| ingreso^2*emp_vol | 0.0002 | 4.52 | 0.0004 | 5.86 | 0.0002 | 3.94 | 0.0001 | 2.79 |

²³ No podemos realizar el mismo análisis de sensibilidad para la volatilidad de PBN ya que no tenemos una información de datos detallada a nivel estatal desde principios de los 80.

| | Estimaciones Within | | | | | | Variable dependiente: Nuevas Inscripciones | |
|-------------------|---|-------|----------------|-------|-----------------|-------|--|-------|
| | Diferentes definiciones de las variables de volatilidad | | | | | | | |
| | 3 años previos | | 7 años previos | | 10 años previos | | | |
| | Coef | t | Coef | t | Coef | t | Coef | t |
| emp_vol (solo) | -1.9567 | -2 | NS | | -2.4069 | -1.69 | NS | |
| emp_vol | NS | | NS | | NS | | 11.7245 | 3.03 |
| ingreso*emp_vol | -0.0464 | -5.34 | -0.0836 | -6.95 | NS | | -0.086 | -3.20 |
| ingreso^2*emp_vol | 0.0001 | 5.69 | 0.0003 | 8.12 | NS | | 0.0001 | 3.35 |

Para concluir, podemos afirmar que la volatilidad juega un rol importante en la inscripción de la universidad en el caso brasilero. Mas precisamente, cuanto más alta sea la volatilidad del PBN y del empleo, más baja será la inscripción a la universidad. Además, es posible derivar un efecto interacción no lineal, implicando que la volatilidad del empleo y la demanda de educación superior es más fuerte para los hogares de ingresos medios.

Por supuesto, esto implica un análisis macro y por lo tanto no es posible desentrañar los mecanismos microeconómicos detrás de esta evidencia macroeconómica. Para investigar este tema en la siguiente sección, realizamos un análisis micro econométrico usando bases de datos argentinas.

4.2 Evidencia micro para Argentina

Desde 1993, la Ley de Educación Federal (N° 24.195) estableció un sistema de educación nacional compuesto por cuatro niveles consecutivos:

1. El nivel inicial (Educación Inicial) desde los 3 a los 5 años de edad,
2. Educación primaria (“Educación General Básica”) para los chicos entre los 6 y los 15 años de edad,
3. Escuela secundaria (“Educación Polimodal”), un nivel de tres años luego de la escuela primaria, y
4. Educación superior (“Educación superior, Profesional y Académica de Grado”), incluyendo educación de pregrado y post grado.

Una de las contribuciones de esta normativa controvertida es la extensión del período de educación obligatoria de 7 a 10 años (incluyendo asistencia a la escuela obligatoria desde el último año del nivel inicial hasta el último año de la escuela primaria).

La educación en todos los niveles es suministrada en forma gratuita por las instituciones públicas. Las estadísticas oficiales del Ministerio de Educación de Argentina muestran que la tasa de matriculación de las escuelas privadas representan el 20% de las escuelas primarias y el 27% para las escuelas secundarias, en el período 1996-2006 (ver Rucci, 2003)²⁴.

En lo que se refiere a la educación superior, encontramos que el 17% de la población en edad de trabajar (15 años en adelante) tenía un nivel de educación superior en el 2001 (implicando un aumento del 25% con respecto a 1991). Estas características son muy diferentes a las brasileras porque la oferta de educación superior pública (gratis) en Argentina representa una mayor proporción de matrícula universitaria: la mitad de los estudiantes universitarios brasileros asisten a instituciones privadas (INEP, 2000), mientras que las universidades públicas en Argentina cuentan con el 87% del total de la matrícula²⁵.

La mayor acumulación de capital humano en Argentina (con respecto a la mayoría de los países Latinoamericanos) explicaría por qué los retornos a la educación no son tan importantes en este país (ver Psacharopoulos y Patrinos, 2002). Sin embargo, desde 1992 el aumento en los retornos a la educación fue uno de los principales factores explicativos del aumento de la desigualdad en Argentina (Gasparini et al., 2000). Además, el acceso desigual a la educación superior por región y clase social es particularmente relevante para este país (como lo señala Bruera *et al.*, 2001; o Gonzales Rozadas y Menendez, 2002) y aparece reforzado por las tendencias generales en la incertidumbre microeconómica.

²⁴ Para el período considerado, la oferta de educación superior en Argentina involucra a 94 instituciones diferentes. Entre ellas encontramos 36 universidades públicas, 42 universidades privadas, 1 universidad estatal y 15 institutos no universitarios.

²⁵ Ver Ministerio de Educación Ciencia y Tecnología (2001).

4.2.1 Descripción de datos y marco econométrico

Utilizando datos microeconómicos desde Octubre de 2001 a Mayo de 2003 analizamos el impacto de la volatilidad del ingreso real en la transición desde la escuela secundaria hacia la universidad.

Desde el año 1995, se dispone de paneles de rotación de dos años²⁶ (Encuesta Permanente de Hogares) para la investigación académica. En este trabajo se usan 4 ondas de esta encuesta, con el fin de destacar el rol de nuestra variable de interés. De hecho, la volatilidad real Argentina fue extremadamente alta entre los años 2001 y 2003, el PBI real disminuyó un 10,9% desde 2001 a 2002, y aumentó un 8,7% desde 2002 a 2003.

Nuestra base de datos desequilibrada original incluye información sobre hogares y características individuales para 29 aglomerados urbanos incluyendo 312.157 observaciones (representativa del 61% de la población nacional)

Debido a que estamos interesados en la naturaleza dinámica del comportamiento de los niños, restringimos nuestra atención a los hogares con 4 observaciones consecutivas para individuos entre 15 y 25 años en Octubre de 2001. Luego mantenemos 6.308 observaciones de 1.577 individuos pertenecientes a 1.102 hogares diferentes.

Sin embargo, aun existe mucha información irrelevante. Filtrando todos los casos que no proveen información sobre la transición desde la escuela secundaria a la universidad o desde la escuela secundaria al mercado de trabajo (sin tener en cuenta aquella información sobre los estudiantes haciendo transiciones sin haber obtenido previamente el título de la escuela secundaria) implica una base de datos reducida con 1.304 observaciones de 326 individuos y 284 hogares.

Finalmente, los datos de panel son convertidos en datos de corte transversal con variables retrospectivas ya que la información disponible no nos permite estimar la volatilidad de las variables para 2

²⁶ Cada hogar es seguido por cuatro ondas consecutivas (por año) y después de eso es reemplazado por un nuevo hogar. Debe resaltarse que en 2003 tiene lugar un cambio metodológico, pasando a relevarse la EPH continua.

observaciones consecutivas²⁷ (el mínimo requerido para los efectos fijos de los datos de panel).

Con esta base de datos estimamos el efecto microeconómico de la volatilidad del efecto real en la transición de la escuela secundaria hacia la universidad en Argentina. Nuestra variable dependiente es la dummy de transición o no de la escuela secundaria hacia la universidad. Entre las variables independientes definimos seis diferentes grupos:

1. Variables niño, que incluyen género, edad, ingreso real²⁸ rezagado y status ocupacional²⁹;
2. Variables de Hogar y de familia: en este grupo utilizamos el número de miembros de la familia menores a 14 años de edad como una proxy del número de hermanos. Además, controlamos por la categoría de propietario de vivienda (dueño, inquilino, arrendatario libre, que es la categoría de referencia); el tipo de casa (*Casa* es la categoría de referencia), la estructura familiar (*Unifamiliar*, *Padre soltero*, y familia³⁰ *Extendida*)- usando la composición³¹ *Tradicional* como categoría de referencia) y una variable dummy para familias pobres.
3. Variables de Jefe de Hogar, incluyendo información sobre género, educación (con dos variables dummy identificando los Jefes de Hogar con educación superior y Jefes de Hogar con educación secundaria, en donde la educación primaria es la categoría de referencia), estado ocupacional (*Inactivo* como la categoría de referencia), las características de empleo (empresarios, auto empleados, empleados del sector público, y trabajadores de grandes firmas, en donde los ingresos salariales, los empleados del sector privado y los trabajadores de las peque-

²⁷ Como mostraremos más adelante, la volatilidad del ingreso real se computa usando cuatro observaciones consecutivas del ingreso real. Entonces, es imposible construir una serie de tiempo para esa variable utilizando un panel corto de dos años.

²⁸ No utilizamos valores contemporáneos para el ingreso real de niños jóvenes y status ocupacional porque estas variables están endógenamente determinadas por las decisiones de escolarización. Para evitar este problema utilizamos los valores rezagados de seis meses.

²⁹ Consideramos tres categorías, empleados, desempleados e inactivos. El último es la categoría de referencia.

³⁰ Una familia extendida incluye, padres, hijos y otros miembros de la familia.

³¹ La composición tradicional de una familia se refiere a dos padres y uno o dos hijos.

- ñas firmas son la categoría de referencia), la tenencia del empleo (igual a cero si es desempleado), ingreso real y nacionalidad del Jefe de Hogar (una variable dummy para los jefes de hogar extranjeros);
4. Variables de la pareja del Jefe de Hogar: incluyendo información que se refiere a la educación de la pareja, estado ocupacional e ingreso real, aplicando las mismas categorías usadas para el jefe del hogar;
 5. Otras variables de control, como variables regionales (*Noroeste, Noreste, Centro oeste, Centro, y Sur*, mientras que la región de Gran Buenos Aires es la categoría de referencia), y dos variables adicionales refiriéndose a las decisiones de inversión en capital humano (retornos a la educación e incertidumbre sobre los retornos a la educación³²);
 6. Variables de volatilidad: utilizamos la volatilidad del ingreso real del Jefe de Hogar, y la volatilidad del ingreso real de la pareja del Jefe de Hogar³³, computada como el desvío estándar de las cuatro ondas disponibles.

Como en el análisis macroeconómico referido al caso brasilero, también computamos dos efectos interacción no lineales del ingreso y de la volatilidad en las decisiones de matriculación. La primera se define como una variable de interacción dada por la multiplicación entre el ingreso del Jefe de Hogar y la volatilidad del ingreso del Jefe de Hogar. La segunda captura un efecto ingreso cuadrático definido por la multiplicación del cuadrado del ingreso del Jefe de Hogar y la volatilidad del Jefe de Hogar. Variables similares fueron construidas utilizando las variables referidas a la pareja.

³² De la base original estimamos los diferenciales del ingreso real entre la escuela secundaria y la universidad para 112 grupos diferentes (definido para hombres pobres, mujeres pobres, hombres no pobres y mujeres no pobres para cada uno de los 28 aglomerados urbanos en Octubre 2002). Usamos medias y desviaciones estándar intertemporales dentro de los grupos como una variable proxy a los retornos a la educación y de la incertidumbre sobre los retornos a la educación, respectivamente.

³³ No utilizamos el total de la familia y la volatilidad per cápita del ingreso real, porque estas variables, así como también la volatilidad del ingreso real de los niños, están endógenamente determinadas por la decisión de enrolamiento de los niños.

4.2.2 Resultados empíricos

En las tablas 4 y 5 presentamos coeficientes logit y probabilidades marginales para aquellas variables que son significativas, al menos al 10% en una de las especificaciones del modelo para transiciones de escuela secundaria hacia universidad.

Usando 326 observaciones para cada especificación, estimamos 3 modelos diferentes incluyendo variables de control solo en la columna 1, variables de control y variables de volatilidad en la columna 2, y variables de control, variables de volatilidad y variables de volatilidad no lineales en la columna 3.

Para evitar sesgos en la colinealidad en coeficientes significativos, eliminamos covariables no significativas utilizando el proceso de selección hacia atrás. Además, utilizamos la corrección de White para errores estándar robustos (ver White, 1980) debido a problemas potenciales de heterocedasticidad en nuestras estimaciones de corte transversal.

Tabla 4. Determinantes de la transición de la escuela secundaria hacia la universidad. Coeficientes logit para los micro datos de Argentina (2001-2003)

| Variable dependiente: Tasa de Inscripción | | (1) | | (2) | | (3) | |
|--|------------------------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| | | Coef | z | Coef | z | Coef | z |
| Variable de los jóvenes | Edad | -0.519 | -4.3 | -0.485 | -4.15 | -0.451 | -4.06 |
| | Género | 1.036 | 1.83 | NS | | NS | |
| | Ingreso real rezagado | -2.259 | -2.31 | -3.247 | -3.07 | -3.123 | -3.45 |
| Variables de la familia | Debajo de los 14 | -0.683 | -3.08 | -0.755 | -3.04 | -0.730 | -3.11 |
| | Hogar extendido | NS | | 1.676 | 2.28 | 1.818 | 2.66 |
| | Departamento | NS | | -1.607 | -1.70 | -1.898 | -2 |
| | Inquilino | NS | | 3.281 | 2.66 | 3.668 | 3.06 |
| Variables del jefe de hogar | Género | 1.876 | 2.22 | NS | | NS | |
| | Educación Superior | NS | | 2.042 | 2.02 | 2.081 | 2.17 |
| | Educación Secundaria | NS | | 1.458 | 2.63 | 1.649 | 2.87 |
| | Ingreso real rezagado | 0.324 | 2.19 | NS | | NS | |
| | Desempleo | 4.328 | 4.32 | 2.31 | 2.7 | 2.033 | 2.76 |
| | Duración desempleo | -0.26 | -2.79 | -0.175 | -2.85 | -0.16 | -2.86 |
| | Empresario | 4.818 | 4.56 | 5.352 | 3.16 | 5.123 | 2.86 |
| | Trabajadores autónomos | 1.69 | 2.18 | NS | | NS | |

| | | | | | | | |
|----------------------------|--|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| | Empleados sector público | 1.158 | 1.72 | NS | | NS | |
| Variables del Cónyuge | Educación Superior | 3.917 | 3.48 | 3.096 | 2.61 | 3.34 | 2.29 |
| | Educación Secundaria | 1.19 | 2.01 | NS | | NS | |
| | Ingreso real rezagado | -0.506 | -2.11 | NS | | NS | |
| | Empleo | 1.325 | 1.86 | 1.928 | 2.99 | 1.922 | 3.04 |
| Otras variables de control | Riesgo de retorno educativo | 0.018 | 1.82 | NS | | NS | |
| | Noroeste | 1.589 | 2.75 | 1 | 1.67 | NS | |
| | Noreste | 1.188 | 1.84 | NS | | NS | |
| | Centro oeste | NS | | -1.538 | -1.89 | -1.857 | -2.16 |
| | Sur | 1.821 | 2.15 | 2.106 | 2.41 | 1.937 | 2.37 |
| Variables de volatilidad | Vol Ingreso real Cony. | - | | -1.142 | -2.74 | NS | |
| | Vol Cónyuge*Pingresso real | - | | - | | -1.034 | -2.33 |
| | Vol Cónyuge*(Pingresso real ²) | - | | - | | 0.18 | 1.8 |
| | | | | | | | |
| Observaciones: | | 323 | | 323 | | 323 | |
| Pseudo R2 | | 0.54 | | 0.53 | | 0.56 | |
| Log pseudo-probabilidad | | -94.31 | | -96.16 | | -90.8 | |

Nota: Sólo se incluyen aquellas variables cuyos coeficientes fueron, al menos, significativamente distintos de 0 al 10%. NS refiere a Coeficientes no significativos al 20%, con "-" se denomina a las variables no presentes en la estimación

Tabla 5. Determinantes de la transición de la escuela secundaria hacia la universidad. Probabilidades marginales para los micro datos de Argentina (2001-2003)

| Variable dependiente: Transición de secundaria a universidad | | (1) | | (2) | | (3) | |
|--|-----------------------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| | | Coef | z | Coef | z | Coef | z |
| Variable de los jóvenes | Edad | -0.052 | -2.88 | -0.043 | -2.48 | -0.046 | -2.63 |
| | Género | 0.103 | 1.56 | NS | | NS | |
| | Ingreso real rezagado | -0.225 | -3.22 | -0.288 | -4.44 | -0.317 | -4.76 |
| Variables de la familia | Debajo de los 14 | -0.068 | -2.34 | -0.067 | -2.31 | -0.074 | -2.53 |
| | Hogar extendido | NS | | 0.21 | 1.77 | 0.26 | 2.02 |
| | Departamento | NS | | -0.1 | -1.70 | -0.129 | -2.04 |
| | Inquilino | NS | | 0.62 | 2.76 | 0.707 | 4.06 |
| Variables del jefe de hogar | Género | 0.291 | 1.7 | NS | | NS | |
| | Educación Superior | NS | | 0.315 | 1.25 | 0.352 | 1.44 |
| | Educación Secundaria | NS | | 0.146 | 1.73 | 0.19 | 1.43 |
| | Ingreso real rezagado | 0.032 | 1.83 | NS | | NS | |
| | Desempleo | 0.769 | 6.66 | 0.363 | 2.05 | 0.332 | 2.14 |

| | | | | | | | |
|--|--|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| | Duración desempleo | -0.026 | -2.09 | -0.016 | -1.92 | -0.016 | -2 |
| | Empresario | 0.832 | 11.66 | 0.866 | 10.59 | 0.848 | 9.28 |
| | Trabajadores autónomos | 0.252 | 1.69 | NS | | NS | |
| | Empleados sector público | 0.155 | 1.41 | NS | | NS | |
| Variables del Cónyuge | Educación Superior | 0.722 | 4.12 | 0.551 | 2.05 | 0.626 | 2.11 |
| | Educación Secundaria | 0.141 | 1.52 | NS | | NS | |
| | Ingreso real rezagado | -0.05 | -1.69 | NS | | NS | |
| | Empleo | 0.164 | 1.35 | 0.24 | 1.84 | 0.265 | 2.02 |
| Otras variables de control | Riesgo de retorno educativo | 0.002 | 1.56 | NS | | NS | |
| | Noroeste | 0.245 | 2.16 | 0.121 | 1.34 | NS | |
| | Noreste | 0.175 | 1.55 | NS | | NS | |
| | Centro oeste | NS | | -0.083 | -1.99 | -0.106 | -2.41 |
| | Sur | 0.32 | 1.54 | 0.367 | 1.74 | 0.352 | 1.75 |
| Variables de volatilidad | Vol Ingreso real del Cónyuge (Pvol) | - | | -0.101 | -1.81 | NS | |
| | Vol Cónyuge*Pingresso real | - | | - | | -0.105 | -1.69 |
| | Vol Cónyuge*(Pingresso real ²) | - | | - | | 0.018 | 2.06 |
| Observaciones: | | 323 | | 323 | | 323 | |
| Prob. transición de secundaria a universidad | | 0.13 | | 0.1 | | 0.13 | |

Nota: Sólo se incluyen aquellas variables cuyos coeficientes fueron, al menos, significativamente distintos de 0 al 10%. NS refiere a Coeficientes no significativos al 20%, con "-" se denomina a las variables no presentes en la estimación

En lo que se refiere a las variables de los niños, encontramos que las transiciones de la escuela secundaria hacia las universidades decrecen con los años y los ingresos reales previos. Como se ha señalado anteriormente en la literatura del capital humano, cuanto mayor sea un individuo, menor el período para estimar los retornos a la educación en toda la vida (y también mayor las responsabilidades del adolescente dentro de su hogar). El coeficiente negativo del ingreso real pasado es una clara evidencia que los costos de oportunidad (reflejada por esta variable) son particularmente operativos en nuestras estimaciones. En conformidad con la literatura previa³⁴, el coeficiente de género muestra que las mujeres adolescentes tienen una probabilidad más alta de hacer una transición de la escuela secundaria hacia la universidad que los hombres. Este resultado se puede derivar por las diferencias existentes entre géneros, de las diferentes oportunidades de empleo y salarios reales. El ingreso

³⁴ Ver Conley (2001).

real esperado de los niños varones (con grado de escuela secundaria) sería mayor que el de las mujeres y entonces sería más eficiente desde el punto de vista de la familia usar la participación en el mercado laboral de los niños hombres como un mecanismo de suavización del consumo si es necesario. Sin embargo, el coeficiente de género se vuelve no significativo cuando las variables de volatilidad son incluidas (ver columnas 2 y 3).

Entre las variables de control de la familia, el número de miembros del hogar menores a 14 años (variable proxy del número de hermanos) reduce de una manera robusta las transiciones de la escuela secundaria hacia la universidad (sin tener en cuenta la especificación econométrica). Como señala Heer (1985), varios hermanos aumentan las restricciones de liquidez, por lo tanto reduce la probabilidad de inscripción a la universidad (mientras que la participación en el mercado laboral de los niños es necesaria para escapar de la pobreza). Por el contrario las familias extensas (con otros miembros además de padres y niños) tienen una influencia positiva en las transiciones de la escuela secundaria hacia la universidad cuando las variables de volatilidad están incluidas en la especificación econométrica. Como una posible explicación, podemos argumentar que (controlado por tamaño del hogar) las familias extensas tienen un menor ratio de dependencia que las tradicionales, porque los niños están sub-representados en este tipo de familia (y otros miembros de la familia son en general mayores que 14).

Las variables *propietario de vivienda y tipo de casa* también afectan la transición desde la escuela secundaria hacia la universidad. Cuando se incluyen variables de volatilidad, encontramos que vivir en un departamento (y no en una casa) reduce significativamente la probabilidad de inscripción a la universidad, mientras que para los que no son dueños de una propiedad (coeficientes “*Tenant*”) aumenta de 0,62 a 0,71 dependiendo del modelo econométrico.

En lo que se refiere a las variables de Jefe de Hogar encontramos que muchos coeficientes significativos se vuelven irrelevantes cuando las variables de volatilidad se toman en cuenta (como género, ingreso real y algunas características ocupacionales como autoempleo). Entre los efectos más robustos encontramos que el espíritu empresarial del

Jefe de Hogar aumenta la transición³⁵ del la escuela secundaria hacia la universidad de 0,83 a 0,87. Además, la educación del Jefe de Hogar está relacionada positivamente con la inscripción a la universidad. Cuando el Jefe de Familia tiene un grado de educación elevado, la probabilidad de transición de escuela secundaria hacia la universidad aumenta de 0,32 a 0,35 con respecto a aquellos niños con padres con nivel secundario³⁶ (ver tabla 5 columnas 2 y 3).

Sin embargo, hay un resultado peculiar. Los Jefes de Hogar desempleados están siempre correlacionados positivamente con la inscripción de los niños. Cuando controlamos por el ingreso real del Jefe de Hogar (ver Tabla 5 columna 1), el efecto positivo del desempleo del Jefe de Hogar en la probabilidad de sus hijos de hacer la transición de la escuela secundaria hacia la universidad implica un aumento en esa probabilidad de 0,77. Estos resultados cambian ligeramente cuando tomamos en cuenta los coeficientes de la duración del desempleo de los Jefes de Hogar. El efecto compuesto involucra una correlación positiva entre el desempleo del Jefe de Hogar y la inscripción en la universidad de los hijos para un corto período de desempleo del Jefe de Hogar pero una relación negativa (más comprensible) para un plazo mediano y largo de desempleo del Jefe de Hogar³⁷.

Cuando se consideran las variables de la pareja del Jefe de Hogar, encontramos principalmente dos efectos positivos importantes en la probabilidad de transición de la escuela secundaria hacia la universidad de los niños. Primero, notamos que una mayor educación de la pareja del Jefe de Hogar no solo aumenta la transición del adolescente desde la escuela secundaria hacia la universidad, sino también que este efecto es dos veces mayor que el del Jefe de Hogar. Suponiendo que la mayoría de los cónyuges en Argentina son femeninas (e.g en nuestra base de datos el 72% de los Jefes de Hogar son masculinos), es interesante notar que la educación en las madres es más importante que la acumulación del capital humano en los padres en la transición de escuela secundaria hacia la universidad. Este resultado es remarcado en la literatura como lo está en la contribución de Chevalier (2004). Por otro lado, es sorprendente que el empleo del Jefe de

³⁵ Para una encuesta sobre la relación entre la riqueza de los padres y la escolarización de los niños ver Axinn, Duncan y Thorton (1997).

³⁶ Ver Rumberger (1983) para un análisis más profundo de este resultado bien documentado.

³⁷ Para una discusión interesante en este tópico ver Fernández y Shioji (2001).

Hogar resulte más importante que la situación laboral del Jefe de Hogar (de hecho, el empleo del Jefe de Hogar no es significativo al 10%). Parece ser que cuanto mayor sea el poder de negociación de la madre, mayor el peso de la educación que se les da a los niños en la asignación de educación en el ingreso familiar.

En el grupo de las otras variables de control solo una variable regional es significativa al 10% en cualquier especificación econométrica. Vivir en la Patagonia (el Sur del país) aumenta la probabilidad de transición de escuela secundaria hacia universidad de los niños. No es sorprendente, dado que los aglomerados urbanos del sur sean relativamente más ricos. Finalmente, debe ser remarcado que las covariables relacionadas con la inversión de capital humano no son significativas para las decisiones de escolarización. Encontramos solo una especificación econométrica en donde la incertidumbre de los retornos a la educación es significativa al 10%, pero el coeficiente de probabilidad marginal es muy bajo, y desaparecen cuando las variables de volatilidad son tomadas en cuenta.

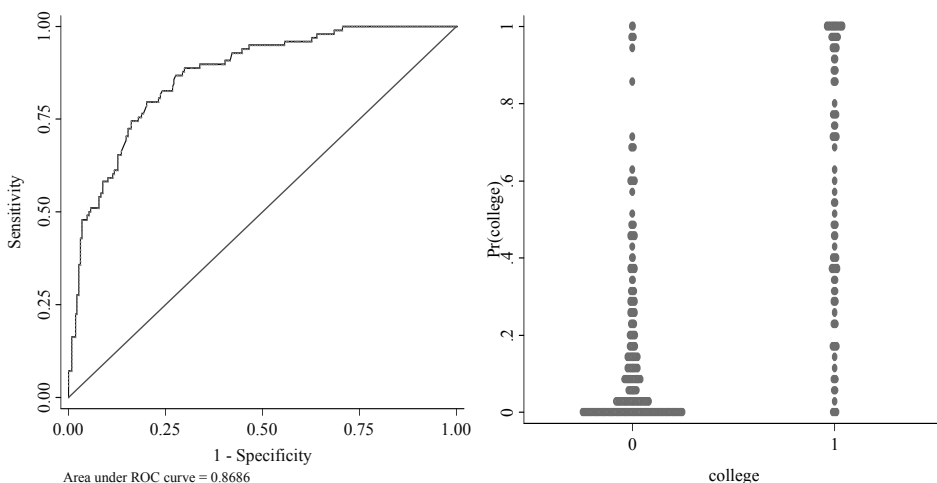
Analicemos nuestras variables de interés. De acuerdo a nuestros resultados previos, solo la variable *volatilidad del ingreso real de la madre* es importante para la transición del colegio secundaria hacia la universidad en los niños. Como era esperado, esta variable arroja un coeficiente negativo lo que implica que la probabilidad de transición de escuela secundaria hacia la universidad decrece en 0,10 cuando la volatilidad del ingreso real del Jefe de Hogar aumenta en una línea de pobreza. Sin embargo, este efecto no es homogéneo para diferentes niveles de ingreso. Permitiendo efectos interacción no lineales, encontramos que la volatilidad del ingreso real de las madres es particularmente importante para niveles de ingresos medios. Como resultado general, encontramos la misma característica no lineal que hemos descripto en la figura 3 (para el análisis macroeconómico). Mientras las familias más pobres no se ven afectadas por la volatilidad del ingreso real, los hogares de ingreso medios reducen la matriculación de sus hijos en la medida que la volatilidad aumente. Además, el efecto interacción positivo de segundo orden implica que las familias más ricas pueden tener un efecto positivo en el aumento de la polarización del capital humano. Estos resultados son consistentes con nuestro marco teórico.

Finalmente, en la tabla 6 y la figura 3.2.4 presentamos el análisis ROC³⁸, mostrando que las especificaciones logit son muy robustas siempre y cuando el 80% de los casos estén correctamente clasificados (en promedio para diferentes puntos de corte) y el área bajo la curva ROC es 0,87.

Tabla 6. Análisis ROC de estimaciones Logit.

| Punto de Corte | Sensibilidad | Especificidad | C.Clasificado | LR+ | LM- |
|-----------------------|--------------|---------------|---------------|-------|------|
| 0.3 | 75.50% | 82.00% | 80.10% | 4.2 | 0.3 |
| 0.5 | 55.10% | 91.20% | 80.40% | 6.28 | 0.49 |
| 0.7 | 48.00% | 96.50% | 81.90% | 13.67 | 0.54 |
| Max. Cor. Clas.: 0.70 | 48.00% | 96.50% | 81.90% | 13.67 | 0.54 |
| Sen.=Espec.: 0.27 | 79.60% | 79.40% | 79.50% | 3.86 | 0.26 |

Figura 7. Interpretación gráfica del análisis ROC. Especificidad, sensibilidad y distribución de probabilidad.



³⁸ Ver Beck y Shultz (1986), para una introducción al análisis ROC.

5 Conclusiones

En este trabajo investigamos el impacto de la volatilidad en la educación superior y en la desigualdad. Con respecto al marco teórico existente introducimos dos nuevos factores: un efecto riqueza y una crítica a la hipótesis crucial de que el impacto de la volatilidad es creciente con el nivel de educación, con el fin de construir un escenario más real y general. Dentro de esta estructura estudiamos las condiciones bajo las cuales una mayor volatilidad generó impactos tanto negativos como positivos en las tasas de educación y desigualdad.

En nuestro apartado empírico se consideran los casos de Argentina y Brasil, dos países caracterizados por altos niveles de volatilidad real. Especialmente en los países de América Latina, la desigualdad del ingreso puede ser explicada por la relación negativa entre la existencia de una alta volatilidad real y acumulación de capital humano. Los casos de Brasil y Argentina se investigan para testear que ante aumentos en la volatilidad, la inversión de capital humano disminuye y la desigualdad en la educación aumenta –hipótesis aquí planteada–.

El canal del capital humano en la relación entre volatilidad (GSP y volatilidades de empleo) y desigualdad educativa, muestra que la incertidumbre real es una variable clave para las elecciones de educación superior. Se utilizó para la investigación una base de datos macroeconómica construida desde la Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD / IBGE) para 26 estados brasileños en el período 1992-2002.

Con objeto de profundizar la investigación en relación a qué factores explican los resultados derivados de la evidencia macroeconómica, consideramos el caso de Argentina. Lo hicimos utilizando una base de datos de panel microeconómica desde Octubre de 2001 hasta Mayo de 2003, construida a partir de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH-INDEC). Señalamos que las variables de volatilidad del ingreso real de las madres tienen un impacto negativo en la transición de los niños desde la escuela secundaria hacia la universidad, presentándose como un efecto no lineal e implicando que las familias de ingresos medios están fuertemente afectadas por la volatilidad real, mientras que los hogares más pobres y ricos parecen no verse afectados por la incertidumbre en el ingreso.

Por lo tanto, tanto la evidencia macro como microeconómica demuestran que la demanda de educación superior disminuye con la volatilidad heterogénea real. Además, se demostró que no solo se reduce la acumulación de capital humano sino que también aumenta la desigualdad en la educación, por el efecto de la incertidumbre macroeconómica.

Volatilidad y desigualdad en Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela: el canal del crédito y la inversión

1 Introducción

"[...] the development of capitalist production makes it necessary to constantly increase the amount of capital laid out in a given industrial undertaking, and competition subordinates every individual capitalist to the immanent laws of capitalist production as external and coercive laws. It compels him to keep extending his capital, so as to preserve it".

Karl Marx [1867] (1994): 739

El estadio de “competencia fratricida” implícito en la cita precedente constituye el eje central del razonamiento lógico subyacente a las relaciones teóricas examinadas a continuación. Como adelantáramos en la presentación general (capítulo I) de la obra, la volatilidad macroeconómica incrementa la desigualdad a través del canal del crédito y la inversión, no solo (ni principalmente) como resultado de la combinación de la hipótesis de las diferencias igualadoras con el supuesto de funciones de utilidad de tipo DARA/DRRA (efecto directo o argumento tradicional), sino también porque el riesgo sistémico incrementa las barreras a la entrada a la Steindl (1945), lo cual reduce asimétricamente la inversión (con un impacto más significativo sobre las empresas de menor tamaño) y contribuye a la concentración del sistema productivo. En el mediano plazo, esta mayor concentración dará lugar a la existencia de prácticas monopólicas, con mayores márgenes de beneficios (ma-

por explotación del único factor creador de valor) y una distribución funcional del ingreso más desigual (menor participación de los trabajadores en el producto).

En este esquema de razonamiento general, el principal objetivo del presente capítulo consiste en demostrar, formal (desarrollando tres modelos teóricos complementarios) y empíricamente (con una base de datos única para diversos países de América Latina) la validez de las siguientes hipótesis específicas del capítulo:

- i) la volatilidad macroeconómica no solamente afecta a la inversión agregada, sino también a la distribución de la misma según el tamaño de la firma;
- ii) el efecto negativo del riesgo sistémico sobre el proceso de acumulación es mayor en las firmas pequeñas;
- iii) el impacto asimétrico del "riesgo" sobre la inversión puede descomponerse en un efecto directo tradicional (asociado a la existencia de aversión al riesgo, decreciente con el tamaño de la firma), y otro indirecto (derivado del canal financiero) que constituye el principal aporte teórico (y no requiere, necesariamente, del supuesto de agentes aversos al riesgo para que la volatilidad macroeconómica juegue un papel relevante en el acceso al crédito); y
- iv) en el contexto de una marcada variedad intra-regional del sistema financiero, con características específicas e idiosincrásicas para cada país, el mencionado impacto asimétrico del riesgo repercute principalmente en aquellos países latinoamericanos, con menor profundidad financiera y mayor intensidad de las fluctuaciones cíclicas.

Debido a la carencia de información relevante en materia de distribución funcional del ingreso para la mayor parte de los países de la región, la quinta hipótesis de trabajo que se presenta a continuación solamente será examinada a la luz de la evidencia empírica existente para el caso de Argentina, con lo cual, tanto los resultados como la discusión detallada de los mismos no se incluye en el cuerpo central del presente capítulo, sino que se presenta directamente en el Anexo 2:

- v) el poder de mercado que se deriva (entre otros factores) de la dinámica asimétrica de la inversión entre pequeñas y grandes empresas (asimetría reforzada por el efecto de la volatilidad a través del canal financiero), repercute negativamente sobre la distribución funcional del ingreso, expandiendo la participación de los beneficios en el valor agregado de la economía.

Para la consecución de los objetivos involucrados, el desarrollo del capítulo prevé la siguiente estructura. Luego de la introducción se presenta el marco teórico (sección 2), en el cual se incluye una primera sub-sección para la revisión bibliográfica de la literatura vinculada a la relación existente entre volatilidad e inversión (destacando aquellas contribuciones que dan cuenta de la asimetría de dicha relación según el tamaño de la firma) y una segunda sub-sección para el desarrollo formal de los modelos alternativos (a los existentes, pero complementarios entre ellos), que constituyen el aporte principal de este capítulo. A continuación (sección 3) se discuten diversos aspectos metodológicos (sin incluir aquellos que, relacionados con la hipótesis v, se desarrollan en el Anexo 2), enfatizando las virtudes de la base de datos de panel no balanceado (construida a partir de la información de las hojas de balance de 485 empresas de América latina, con datos de frecuencia trimestral para el período 1994-2004) y el análisis de sensibilidad a desarrollar a partir de la utilización de diversos estimadores alternativos (mínimos cuadrados ordinarios, efectos aleatorios, efectos fijos, efectos fijos y aleatorios con corrección por autocorrelación y mínimos cuadrados generalizados) para la obtención de los parámetros de interés en las regresiones econométricas. Posteriormente, presentamos los principales resultados del análisis empírico (para las hipótesis i a iv, específicas del presente capítulo) en la sección 4, para luego finalizar con las conclusiones más relevantes y los Anexos (con un énfasis especial en el Anexo 2, en donde se examina, preliminarmente y por limitaciones de información a nivel regional, los resultados de la hipótesis específica v).

2 Marco teórico

2.1 Revisión de la literatura existente sobre volatilidad, financiamiento e inversión

2.1.1 *Bibliografía teórica*

La literatura reconoce dos canales a través de los cuales la volatilidad macroeconómica incide sobre la inversión. El canal directo reproduce, en esencia, lo que en la introducción denominamos como argumento tradicional: la combinación de la hipótesis de diferencias igualadoras con el supuesto de funciones de utilidad de tipo DARA/DRRA (agentes aversos al riesgo) implica que, a mayor volatilidad, menor será la proporción de agentes que invierta en activos productivos domésticos (incrementándose la participación en su cartera de ciertos activos “libres” de riesgo). Por su parte, el canal indirecto opera a través del sistema financiero, asumiendo que una mayor volatilidad incrementa los problemas de información asimétrica (entre deudores y acreedores), lo cual genera una reducción del financiamiento disponible para los distintos proyectos de inversión.

Dentro del canal directo, se pueden distinguir dos visiones principales: la teoría de la opción real y la teoría de aversión al riesgo.

Una de las primeras contribuciones a la teoría de la opción real es la de Dixit y Pindyck (1994), quienes plantean que, cuando la inversión tiene ciertos componentes irreversibles y las empresas cuentan con la posibilidad de posponer sus decisiones de acumulación, los agentes incrementarán su demanda de bienes de capital cuando la ganancia del capital esperada exceda al costo de la inversión en un monto superior al valor de la opción de posponerla (a la espera de nueva información acerca de las condiciones de mercado). Debido a que el valor de esperar se incrementa con el nivel de riesgo, se deriva que, a mayor volatilidad, mayor será la tasa de rentabilidad requerida para invertir y, por lo tanto, menor será la cantidad de proyectos de inversión que se llevan a cabo.

Las teorías de aversión al riesgo¹ plantean la existencia de firmas con un perfil conservador frente a la volatilidad (funciones de utilidad cóncavas), incluyendo dos enfoques analíticos complementarios: la teoría de tasa de descuento ajustada por riesgo y la teoría de aversión a la desilusión.

El enfoque de tasa de descuento ajustada por riesgo plantea que, en un contexto de agentes aversos al riesgo, una mayor volatilidad de los retornos esperados reduce el valor (utilidad) ajustado por riesgo de la inversión, lo cual genera que muchos proyectos no se lleven a cabo. En otras palabras, un mayor nivel de volatilidad induce a los empresarios aversos al riesgo a descontar los proyectos de inversión con una tasa de corte (que excede a la tasa libre de riesgo en una magnitud directamente relacionada con el nivel de volatilidad y el grado de aversión al riesgo de los agentes). Así, una mayor incertidumbre aumenta el factor de descuento, reduciendo la cantidad de proyectos de inversión subjetivamente redituables.

Esta teoría recibe el aporte adicional (entre muchos otros) de Romer (1994) y Aizenman (1995), quienes plantean la necesidad de evaluar los costos de bienestar asociados a la ausencia de ciertas actividades debido al impacto del riesgo en el comportamiento empresarial. Según los autores (con ciertas diferencias formales entre ellos), la existencia de incertidumbre puede entorpecer el desarrollo de nuevas actividades con resultados negativos para el crecimiento de largo plazo.

Por su parte, el enfoque de la aversión a la desilusión plantea la existencia de no linealidades en las preferencias de los inversores, con agentes que otorgan una mayor probabilidad subjetiva de ocurrencia a los malos eventos que a los buenos. Aizenman y Marion (1998), formalizan este enfoque asumiendo la existencia de un agente que maximiza su utilidad, incorporando un parámetro β de aversión a la desilusión (cuando β es cero, la función de utilidad se vuelve simétrica). El agente enfrenta dos posibles estados de la naturaleza con diferentes pagos, eligiendo finalmente un nivel de inversión que maximiza la utilidad esperada neta de los efectos negativos de la aversión a la desilusión. La forma reducida que se obtiene para la inversión muestra que la volatilidad tiene efectos negativos (de primer orden)

¹ Entre los estudios contemporáneos más influyentes de este enfoque se destacan los trabajos desarrollados por Sandmo (1971) y Leland (1972).

sobre la misma, proporcionales tanto al desvío estándar de los shocks como al parámetro de aversión a la desilusión.

Desde una perspectiva complementaria a los argumentos precedentes, puede señalarse que la volatilidad macroeconómica no sólo afecta negativamente a la inversión a través de los diversos enfoques del argumento tradicional (rendimiento ajustado por riesgo y aversión a la desilusión), sino también por medio del canal financiero.

La caída en los niveles de inversión que se verifica en presencia de una mayor volatilidad macroeconómica se produce tanto por decisiones de las firmas como por la imposibilidad de acceder al financiamiento necesario. En este último sentido, la literatura existente demuestra que la volatilidad afecta negativamente a la disponibilidad de financiamiento externo, debido a que las asimetrías informativas y problemas de “enforcement” se incrementan con el nivel de riesgo percibido, generando mayores costos financieros y restricciones de cantidad.

Siguiendo esta línea argumental, un resultado tradicional de la literatura especializada en el racionamiento del crédito, concepto comúnmente asociado a los trabajos de Stiglitz y Weiss (1981) o Greenwald y Stiglitz (1990), establece que las restricciones al financiamiento (tanto en el sistema bancario como en el mercado de capitales) aumentan significativamente al incrementarse la volatilidad de los retornos de los distintos proyectos de inversión. Entre los trabajos más relevantes de dicha literatura, Aizenman y Powell (1997) desarrollan un modelo con bancos y empresas neutrales al riesgo, costos de verificación elevados y poder de enforcement limitado, en donde los productores demandan crédito para satisfacer sus necesidades de financiamiento. En este contexto, los autores demuestran la existencia de un efecto negativo de la volatilidad sobre la producción, el empleo y el bienestar, generado por el incremento de las tasas de interés activas requeridas por el sistema bancario.

Los modelos de composición de portafolio plantean una forma alternativa de analizar el impacto de la volatilidad sobre la inversión a través del canal financiero. Baum, Caglayan y Ozkan (2004) desarrollan un modelo de esta familia, en donde demuestran que el riesgo macroeconómico afecta las decisiones de portafolio de los bancos, disminuyendo la asignación de fondos prestables. En dicho modelo, el manager del banco maximiza los beneficios de la entidad asignando un porcentaje variable de su cartera a préstamos productivos y el resto a bonos libres de riesgo. Los autores argumentan que a mayor

volatilidad, mayor será la dificultad de predecir el retorno de los préstamos, lo cual genera una reducción en el ratio de préstamos sobre los activos totales del banco, limitando el financiamiento disponible para el sector productivo.

2.1.2 Bibliografía empírica

Entre los trabajos empíricos más influyentes en lo que concierne a la temática examinada, se destaca el estudio de Ramey y Ramey (1995), quienes utilizan datos de panel para 92 países a lo largo del período 1960-1985. Paradójicamente (para las conclusiones de los modelos examinados en la sub-sección precedente), los autores encuentran un vínculo negativo entre volatilidad y crecimiento, pero éste no se explicaría por el efecto de la primer variable sobre la inversión, sino por el impacto negativo de la volatilidad sobre la productividad.

En dos estudios posteriores, Aizenman y Marion (1996 y 1998) examinan la correlación existente entre volatilidad e inversión (total, pública y privada), para el período 1970-1992, abarcando más de 40 países desarrollados y en vías de desarrollo. Entre los principales resultados, los autores encuentran que la relación examinada no resulta estadísticamente significativa para el caso de la inversión total, pero sí (y con signo negativo), para el caso de la inversión privada. Ello se explicaría por la correlación positiva existente entre inversión pública y volatilidad, interpretada por los autores como una evidencia de políticas contracíclicas.

Otro estudio relevante acerca del efecto del riesgo sobre la inversión es el desarrollado por Darku (2001), quien utiliza una base de datos de panel (derivada de una encuesta realizada por el Banco Mundial a 243 firmas en Uganda, entre 1996 y 1997) a los efectos de determinar la naturaleza de la sensibilidad de la inversión a cambios en el riesgo percibido por las firmas. Mediante el uso de un modelo probit, y luego de controlar por otras variables, el autor encuentra una correlación negativa y significativa entre su medida idiosincrásica de riesgo y la probabilidad de inversión de las firmas. Adicionalmente, se verifica que las empresas con mayor riesgo percibido, invierten tanto menos cuanto mayor sea el componente irreversible de la inversión.

Al igual que Darku para Uganda, Driver y Moreton (1991, 1992), también detectan una relación negativa entre riesgo e inversión para el caso de Inglaterra.

Un resultado similar se deriva de los estudios de Ferderer y Zalweki (1994), Episcopos (1995) o Baum, Caglayan y Talavera (2006) para Estados Unidos, utilizando versiones específicas del modelo del acelerador, aplicaciones ARCH, o especificaciones extendidas (con medidas de riesgo derivadas del CAPM) del modelo q de Tobin para datos de panel, respectivamente.

En lo que respecta al caso italiano, Guiso y Parigi (1996) realizan un análisis de corte transversal para distintos tipos de empresas, utilizando un indicador de riesgo derivado de la percepción idiosincrásica acerca de la demanda futura de las firmas para finalmente detectar un vínculo negativo entre volatilidad y predisposición a la inversión. Hasta el momento, todos los estudios empíricos relevados examinan la relación entre inversión y volatilidad desde una perspectiva directa, asociada al argumento tradicional oportunamente mencionado. Es por ello que los trabajos que se examinan a continuación se caracterizan por incluir algún tipo de evaluación empírica de la relación riesgo-inversión que enfatice la relevancia del canal financiero.

Utilizando una base de datos de panel para 252 industrias manufactureras de los Estados Unidos (cubriendo el período 1958-1991) para estimar una versión extendida del modelo q de Tobin, Ghosal y Loungani (1996) encuentran que la volatilidad de las ganancias futuras esperadas afecta negativamente a la inversión al incrementar las restricciones al financiamiento externo.

Desde una perspectiva diferente, Quagliaello (2006) utiliza el modelo desarrollado por Baum, Caglayan y Ozkan (2004), para discutir el rol del riesgo macroeconómico en la composición de cartera de la banca italiana durante el período post desregulación (1990-2005 con datos trimestrales). Los resultados confirman que, en períodos de elevada volatilidad macroeconómica, se verifica un incremento en la participación de los activos libres de riesgo dentro de las carteras de inversión de los bancos italianos, en desmedro de la participación de los créditos productivos.

Otro análisis interesante es el que ofrecen Talavera, Tsapin y Zholud (2006) para Ucrania. De su investigación también emerge un efecto negativo del riesgo macroeconómico sobre los préstamos bancarios. Como contribución adicional, los autores encuentran que la reacción de los bancos a una mayor volatilidad no es uniforme, dependiendo de las características de los mismos, con una mayor relevancia de los

indicadores de liquidez que de los de solvencia como medidores de la relación riesgo macroeconómico–contracción del crédito.

Poniendo énfasis en el caso latinoamericano, Fanelli (2007) resalta el rol de las instituciones financieras y su calidad regulatoria en la transmisión de la volatilidad macroeconómica. El autor plantea que un sistema financiero poco desarrollado puede agravar los efectos del riesgo sobre la inversión debido a que una escasa profundidad financiera genera una mayor prociclicidad del crédito (lo cual agrava la volatilidad). La gran sensibilidad del sistema financiero a la volatilidad en las economías emergentes, se debe también a problemas de diversificación. La inexistencia de mercados de cobertura desarrollados hace que las entidades financieras no puedan diversificar ciertos riesgos, volviéndose más vulnerables a la volatilidad, con el impacto negativo que ello implica sobre la expansión del crédito.

Finalmente, Elosegui, Español, Panigo y Sotes Paladino (2006) utilizan una base de datos de panel (con información correspondiente a 71 empresas no financieras que cotizan en el mercado de valores de Buenos Aires, Argentina, para el período 1994-2004) y diversas metodologías econométricas para examinar la incidencia de las restricciones al financiamiento en dicho país. Según los autores, el racionamiento de crédito se agravaría en contextos volátiles y mercados financieros pocos desarrollados.

2.2 Volatilidad e inversión según el tamaño de la firma: nuevos modelos propuestos

Una pequeña parte de la literatura que examina la relación empírica entre volatilidad e inversión no ha sido incluida en la sección precedente por detentar una característica distintiva que analizaremos en la presente sección: la evaluación del impacto asimétrico del riesgo sobre la inversión según el tamaño de la firma.

Destacándose entre este tipo de estudios, Lensink, Van Steen y Sterken (2000) obtienen como principal resultado para el caso holandés que los efectos del riesgo sobre la acumulación de capital son tanto más graves cuanto más irreversible sea la inversión, lo cual afecta en mayor medida a las grandes empresas.

Por el contrario, Kumar y Francisco (2005) utilizan una encuesta desarrollada por el Banco Mundial para 1.643 firmas brasileras, para concluir que la volatilidad macroeconómica agrava las restricciones al financiamiento de las PyMEs debido a que la varianza relativa de sus ventas (en comparación con la varianza de las ventas de las grandes empresas) aumenta significativamente en contextos volátiles.

De manera similar, Galindo y Schiantarelli (2002) sostienen que el riesgo macroeconómico agrava las asimetrías informativas, restringiendo aún más, el acceso al financiamiento de las pequeñas empresas. Más allá de estos y otros estudios semejantes, con evidencia mixta al respecto, no existe a nuestro conocimiento ningún trabajo que plantee formalmente cuáles son los canales teóricos a través de los cuales la volatilidad macroeconómica podría tener un efecto asimétrico sobre la dinámica de la inversión en distintos tipos de firmas.

Siendo ese el objetivo principal de este capítulo, se presentan a continuación una serie de modelos teóricos que plantean formalmente tres canales complementarios a través de los cuales una mayor volatilidad macroeconómica no solamente reduce el nivel agregado de inversión, sino que también incrementa la concentración de la misma, perjudicando el proceso de acumulación de las pequeñas y medianas empresas.

Combinados con la noción de barreras a la entrada a la Steindl (1945), la hipótesis de “competencia fraticida” marxista (Marx, [1867] (1994)) y el supuesto de formación de precios kaleckiano (Kalecki, 1938a), estos modelos permiten explicar la relación existente entre volatilidad macroeconómica y distribución funcional del ingreso a través del canal del crédito y la inversión.

2.2.1 Un modelo para evaluar el impacto asimétrico de la volatilidad sobre las decisiones de inversión según el tamaño de la firma

Retomando algunas de las contribuciones de Romer (1994), comenzamos con una extensión del enfoque estándar de las “diferencias igualadoras” de Smith [1776] (1994), que consiste en el desarrollo de un modelo en el cual firmas de distintos tamaños eligen entre inversiones riesgosas (activos productivos) y sin riesgo (e.g. colocaciones financieras en bonos del Tesoro norteamericano) en base a la utilidad esperada de las mismas.

La inversión riesgosa rinde $\pi \sim N(\mu, \sigma^2)$, en tanto que la inversión sin riesgo tiene un retorno asegurado de r .

A los efectos de comparar la utilidad derivada de las distintas alternativas de inversión, asumamos por simplicidad que las firmas utilizan una función exponencial negativa de manera que el nivel de utilidad asociado a las alternativas examinadas viene dado, en cada caso, por:

$$U_{\pi} = -e^{-\lambda\pi} \quad (1)$$

$$U_r = -e^{-\lambda r} \quad (2)$$

En donde U_{π} es la utilidad derivada del nivel de beneficios (estocástico) π , U_r la utilidad asociada al activo libre de riesgo y λ el coeficiente de aversión al riesgo ($-U''/U'$).

Aplicando el operador esperanza, recordando que r es un retorno seguro y que los rendimientos de la inversión riesgosa se distribuyen de manera normal, con media μ y varianza σ^2 , se llega a que:

$$E(U_{\pi}) = -e^{-\lambda\left(\mu - \frac{\lambda\sigma^2}{2}\right)} \quad (3)$$

$$E(U_r) = -e^{-\lambda r} \quad (4)$$

Luego, igualando (3) con (4), y despejando para μ , se obtiene la forma reducida del mínimo retorno esperado requerido para que la firma opte por invertir en el activo riesgoso:

$$\mu_{\min} = \frac{\lambda\sigma^2}{2} + r \quad (5)$$

La ecuación (5) es de fácil interpretación. Para optar por el activo riesgoso, el retorno esperado debe ser igual o mayor al retorno del activo libre de riesgo más un plus por el riesgo asumido que aumenta con la varianza de π y el grado de aversión al riesgo de la firma.

$$\frac{\partial \mu_{\min}}{\partial r} = 1 \quad (6)$$

$$\frac{\partial \mu_{\min}}{\partial \sigma^2} = \frac{\lambda}{2} \quad (7)$$

$$\frac{\partial \mu_{\min}}{\partial \lambda} = \frac{\sigma^2}{2} \quad (8)$$

Hasta este punto, el modelo descripto no se diferencia sustancialmente de los aportes teóricos existentes.

Pero el hecho de utilizar una función de utilidad exponencial negativa nos permite identificar fácilmente el impacto diferencial de la volatilidad sobre las decisiones de inversión según el tamaño de la firma, incorporando un supuesto (comúnmente aceptado) adicional acerca de λ . En efecto, asumiendo que el coeficiente de aversión al riesgo depende negativa y asintóticamente del stock de capital inicial de la firma (W), tendremos que:

$$\lambda = \frac{1}{W} \quad (9)$$

De manera que:

$$\frac{\partial^2 \mu_{\min}}{\partial \sigma^2 \partial W} = \frac{\partial \left(\frac{1}{2W} \right)}{\partial W} = -2 \frac{1}{(2W)^2} = -\frac{1}{2W^2} \quad (10)$$

lo cual implica que, a mayor volatilidad, el incremento requerido en el retorno esperado de la inversión productiva (la inversión riesgosa) será tanto mayor cuanto menor sea el tamaño de la firma. Es por ello, que el impacto negativo del riesgo sobre la dinámica de la inversión (productiva) es mucho más significativo para las firmas pequeñas, conllevando a un progresivo proceso de concentración del stock de capital en manos de las grandes empresas.

2.2.2 Un modelo para explicar el impacto asimétrico de la volatilidad sobre la disponibilidad de financiamiento en el mercado de capitales según el tamaño de la firma

Utilizando el enfoque de Markowitz (1952) y la evidencia empírica de América Latina, el siguiente modelo examina cuál es el impacto de la volatilidad sistémica sobre la composición de cartera de agentes aversos al riesgo, entre acciones de empresas grandes y pequeñas.

Sean A y B dos activos bursátiles con idéntico retorno esperado (μ) y covarianza idiosincrásica negativa perfecta ($\text{Cov}_{A,B}^i = -1$). Obviando (por el momento) el efecto de los shocks sistémicos, y asumiendo la existencia de sólo dos estados posibles de la naturaleza para los shocks idiosincrásicos, se obtiene que:

$$R_A^i = \begin{cases} \mu + \delta, & \text{en el estado I} \\ \mu - \delta, & \text{en el estado II} \end{cases} \quad (11)$$

$$R_B^i = \begin{cases} \mu - \delta, & \text{en el estado I} \\ \mu + \delta, & \text{en el estado II} \end{cases} \quad (12)$$

donde δ es el shock idiosincrásico (negativamente correlacionado entre activos), R_A^i es el retorno idiosincrásico (sin shocks sistémicos) de A y R_B^i el propio para B.

Incorporando luego el shock sistémico a los respectivos retornos (que por definición será exactamente el mismo para A y B en cada estado de la naturaleza), se llega a que:

$$R_A^g = \begin{cases} \mu + \delta + \theta, & \text{en el estado I} \\ \mu - \delta - \theta, & \text{en el estado II} \end{cases} \quad (13)$$

$$R_B^g = \begin{cases} \mu - \delta + \theta, & \text{en el estado I} \\ \mu + \delta - \theta, & \text{en el estado II} \end{cases} \quad (14)$$

Donde θ es el shock sistémico, R_A^g el retorno global de A y R_B^g el de B.

Asumiendo luego que: i) los inversores deciden la composición de su portafolio maximizando una función de utilidad logarítmica con respecto a las participaciones de los distintos activos, y ii) los distintos estados de la naturaleza son equiprobables, el objetivo del inversor representativo se reduce a obtener la participación del activo A (y, por complemento, la del activo B) que maximiza la siguiente expresión:

$$\begin{aligned}
 U_p &= \frac{1}{2} \ln[\alpha R_A^{g,I} + (1 - \alpha) R_B^{g,I}] + \frac{1}{2} \ln[\alpha R_A^{g,II} + (1 - \alpha) R_B^{g,II}] \\
 &= \frac{1}{2} \ln[\alpha(\mu + \delta + \theta) + (1 - \alpha)(\mu - \delta + \theta)] + \\
 &\frac{1}{2} \ln[\alpha(\mu - \delta - \theta) + (1 - \alpha)(\mu + \delta - \theta)] \quad (15)
 \end{aligned}$$

La condición de primer orden respecto a α (la proporción del portafolio a asignar al activo A) viene dada por:

$$\frac{\partial U_p}{\partial \alpha} = - \frac{2\delta(2\alpha\delta - \delta + \theta)}{(2\alpha\delta + \mu - \delta + \theta)(-2\alpha\delta + \mu + \delta - \theta)} \quad (16)$$

Igualando (16) a cero y despejando para α se obtiene la composición óptima del portafolio, con las proporciones correspondientes a los distintos activos examinados:

$$\alpha_{opt} = \frac{\delta - \theta}{2\delta} \quad (17)$$

$$(1 - \alpha)_{opt} = \frac{\delta + \theta}{2\delta} \quad (18)$$

Como puede observarse, a medida que aumenta la volatilidad sistémica (lo cual se refleja en el modelo por un aumento en la magnitud del shock θ) se reduce la participación del activo A y aumenta la del activo B en el portafolio del inversor, debido a que, por construcción, este último activo presenta una correlación negativa entre shocks sistémicos e idiosincrásicos que, sin afectar el retorno medio esperado, reduce la varianza de los retornos y, con ella, el riesgo de la inversión.

Al tener idénticos retornos esperados, el modelo predice que los únicos parámetros de elección para la composición del portafolio serán las varianzas y la covarianza de los rendimientos observados para cada activo. A medida que aumenta la magnitud del shock sistémico, i) aumenta la varianza relativa del activo A (por construcción) y ii) se reduce (en valor absoluto) la covarianza negativa de los retornos (igual a -1 cuando el shock sistémico es igual a 0). Ambos efectos reducen los incentivos a la diversificación, generando una progresiva concentración del portafolio en el activo con mayor retorno ajustado por riesgo o, lo que es lo mismo para el ejemplo desarrollado, menor varianza de los retornos.

Como señalan Grandes, Panigo y Pasquini (2007a), la evidencia empírica aplicada a las distintas economías de América Latina, pareciera demostrar, de manera uniforme, que existe un “size puzzle” que contradice los argumentos tradicionales a la Fama-French. Más específicamente, los autores encuentran que, para el período 1994-2004, el retorno ajustado por riesgo de las empresas más grandes es sistemáticamente superior al de las firmas más pequeñas, incluso cuando estas últimas deberían “pagar” un plus adicional por su, usualmente, mayor probabilidad de default. Combinando estos hallazgos con las conclusiones del modelo previamente descrito, se deriva que, al menos para el caso latinoamericano, a medida que aumenta la volatilidad se genera una progresiva recomposición de los portafolios de inversión, con una mayor concentración de cartera focalizada en acciones de grandes empresas. Desde el punto de vista de las empresas más pequeñas, este proceso involucra una reducción del financiamiento disponible vía mercado de capitales (o un significativo incremento en el costo, en el caso de un modelo multi-períodos en el cual la menor demanda de acciones de las firmas pequeñas se traduce en una caída en el precio de las acciones asociadas y, por lo tanto, en un incremento del costo del financiamiento por acciones).

Sin embargo, el efecto asimétrico (según tamaño de la firma) de la volatilidad sobre la disponibilidad de financiamiento a través del mercado de capitales no pareciera tener un impacto significativo sobre las decisiones de inversión de las empresas latinoamericanas, habida cuenta del escaso grado de desarrollo bursátil en los distintos países de la región (ver Grandes, Panigo y Pasquini, 2006).

2.2.3 Una extensión del modelo de Bester (1985) para explicar el impacto asimétrico de la volatilidad sobre la distribución del crédito bancario según el tamaño de la firma

Para examinar de manera más apropiada para el caso latinoamericano la relación volatilidad–brechafinanciera–concentración de la inversión, presentamos a continuación un modelo de asignación del crédito bancario basado en una extensión del trabajo seminal de Bester (1985) al caso de demandantes de crédito con distintos niveles colateral disponibles.

En su modelo original, el autor asume un esquema normativo en el cual el banco ofrece a sus clientes diferentes tipos de contratos que exigen garantías variables, en los que la tasa de interés que se le carga al prestatario es una función decreciente del valor de la garantía, y cada prestatario debe decidir cuál contrato elige. En equilibrio, se obtiene un menú de contratos tal que los clientes con proyectos de alto riesgo pagan una tasa de interés más elevada, mientras que los de bajo riesgo prefieren entregar garantías de mayor valor.

El problema de racionamiento de crédito² debido a la selección adversa presentado en Stiglitz y Weiss (1981) se resuelve en Bester (1985) utilizando a la garantía como un mecanismo de autoselección. Pero la desigualdad en la distribución de las dotaciones iniciales de bienes colateralizables implica una significativa asimetría en el acceso al crédito aún para distintos prestatarios que emprenden proyectos de idéntico riesgo y rentabilidad. En este sentido, el modelo que se presenta a continuación examina el caso en el que los prestatarios no difieren (en promedio) en el nivel de riesgo pero sí en el valor de los activos de los que disponen para ofrecer garantías. El principal objetivo del desarrollo formal radica en demostrar que, a medida que aumenta la volatilidad macroeconómica, el equilibrio separador de autoselección à la Bester implica un incremento secular de la rentabilidad relativa requerida a las firmas pequeñas (en relación a las más grandes) para poder acceder al crédito bancario. De esta manera, mientras que el mayor riesgo sistémico no pareciera afectar significativamente las condiciones de acceso al crédito para las grandes em-

² Según Baltensperger (1978), se dice que hay racionamiento de crédito cuando algunos prestatarios reciben un préstamo y otros no, aún cuando quienes no lo reciben estén dispuestos a pagar todos los elementos del contrato de préstamo (tasa de interés y garantías).

presas, el mismo involucra un significativo aumento del costo esperado del financiamiento para las Pymes (incluyendo no solamente un equilibrio con mayor tasa, sino también, con una creciente colateralización) y, por lo tanto, una notable reducción de la disponibilidad de capital de terceros para este tipo de firmas.

Sea entonces el siguiente modelo de micro-banking con asimetrías de información en el cual existen cuatro agentes relevantes: los bancos (b , que actúan en un segmento competitivo del sistema financiero), las firmas grandes (bg , que cuentan con un nivel ilimitado de colateral), las firmas pequeñas (s , que no cuentan con colateral alguno) y las compañías financieras que actúan en el segmento informal del sistema financiero (proveyendo del colateral necesario a las firmas pequeñas a cambio de una tasa de interés particularmente elevada, y creciente con el nivel de riesgo agregado de la economía).

Por simplicidad (para el desarrollo formal del modelo, sin que ello afecte sustancialmente los resultados), los bancos asumen la existencia de una distribución equiproporcional de firmas grandes y pequeñas, las cuales enfrentan una misma distribución de oportunidades de inversión (a nivel grupo, aunque para cada firma en particular puede existir una distribución específica de oportunidades de inversión, inobservable para el banco).

Se asume adicionalmente que, para financiar las decisiones de inversión, ambos tipos de firmas concurren a los bancos para solicitar un crédito, pudiendo optar entre un menú de opciones alternativas que varían en la tasa de interés activa ($Ra-1$, ya que Ra se define como 1 más la tasa de interés activa) y el nivel de colateral requerido (C). Todas estas alternativas contractuales cumplen con la condición de igualar a cero el beneficio esperado de cada crédito para el banco representativo (debido al supuesto de competencia perfecta en este segmento del mercado).

Para el cálculo del beneficio esperado, el banco (que no puede diferenciar a priori cuáles son las firmas que deben recurrir al segmento informal del sistema financiero para obtener el colateral requerido por el segmento formal, ni puede establecer precisamente cuál es el rendimiento específico de cada proyecto de inversión) tiene en cuenta el costo de fondeo (Rp), las características del crédito acordado (Ra y C), el costo de obtención del colateral en el caso de las firmas pequeñas (ρ), la probabilidad de default (la observable por el banco, que en promedio es apropiada pero no es necesariamente igual a la

observada por cada firma en particular) de las firmas pequeñas ($1-\alpha_s^b$), la probabilidad de default (ídem caso anterior) de las firmas grandes ($1-\alpha_{bg}^b$) y la distribución de las firmas según su tamaño. Adicionalmente, el beneficio esperado del banco depende positivamente del valor de recupero-liquidación del colateral (κ),³ el cual se encuentra negativamente relacionado con la volatilidad macroeconómica (μ_{max}), debido a que el colateral solamente se ejecuta en el caso de una inversión no rentable. En este contexto, una mayor volatilidad implica escenarios de default muy negativos, en los cuales cae significativamente el valor de la firma y, con él, el valor de recupero del colateral.

La probabilidad de default observada por el banco depende positivamente de R_a y de ρC (el costo del financiamiento del colateral, en el caso de las firmas pequeñas) y negativamente del rendimiento medio esperado del conjunto de oportunidades de inversión existentes (μ_{mean}). Por su parte, el impacto de la volatilidad sobre la probabilidad de default se encuentra medido por la relación existente entre μ_{mean} , R_a y ρC . Cuanto menores sean R_a y ρC , o cuanto mayor sea μ_{mean} , mayor será la probabilidad de que la relación entre volatilidad y probabilidad de default sea positiva. Intuitivamente, si la función de distribución de los retornos asociados a las distintas oportunidades de inversión es simétrica, cuando μ_{mean} (el rendimiento neto esperado de la inversión) es mayor a $R_a+\rho C$ (los costos financieros asociados a dicha inversión) la probabilidad de default ($\Pr[\mu_{mean} < R_a+\rho C]$) es inferior a 0,5. Con una función de distribución semejante, una mayor volatilidad (mayor dispersión de los retornos de las distintas oportunidades de inversión) tiende a diluir (en términos relativos al rango de variación de los retornos) la diferencia entre μ_{mean} y $R_a+\rho C$, de manera que la densidad comprendida entre μ_{mean} y $R_a+\rho C$ se disipa y la probabilidad de default -originalmente inferior a 0,5- tiende paulatinamente a este último valor, con lo cual se verifica la mencionada relación positiva entre volatilidad y probabilidad de default.

³ Para simplificar la resolución, asumiremos más adelante que la valuación otorgada al colateral por parte las firmas, a diferencia de lo que sucede por parte del banco, no se modifica con el nivel de volatilidad (o, más generalmente, que el valor de liquidación del mismo es mucho más elevado para las firmas incumbentes en el negocio, que para el banco).

Sin embargo, el hecho de que ρ (el costo financiero de obtener un colateral en el segmento informal del sistema) depende positivamente de la volatilidad genera un efecto contrapuesto para la relación examinada, conllevando a un resultado ambiguo en relación a $\frac{\partial(1 - \alpha_{s,bg}^b)}{\partial \mu_{\max}}$, especialmente cuando el colateral requerido es

lo suficientemente elevado.

Por su parte, la probabilidad de default observada por las firmas ($1 - \alpha_s^s$ y $1 - \alpha_{bg}^{bg}$, para las firmas pequeñas y grandes, respectivamente) depende de los mismos parámetros que la observada por los bancos, a excepción de μ_{mean} . En efecto, la probabilidad observada por cada empresa no depende del rendimiento medio agregado del conjunto de oportunidades de inversión, sino del rendimiento medio de su propia distribución específica de rendimientos potenciales (que combinada con las distribuciones específicas existentes para todas las demás firmas, da como resultado la distribución de rendimientos que observa el banco).

Al igual que los bancos, se asume que las firmas intentan maximizar beneficios, aunque no necesariamente en un contexto competitivo (existe la posibilidad de beneficios persistentemente positivos). Para ello, su variable de control es la inversión (que resulta igual a la demanda de crédito, habida cuenta del supuesto simplificador de que la demanda de capital se financia completamente con capital de terceros), en tanto que los restantes parámetros relevantes para el proceso de maximización son el retorno esperado de la inversión específica a desarrollar por cada firma (μ_{bg} y μ_s para firmas grandes y pequeñas, respectivamente), R_a , C , y también ρ para el caso de las empresas pequeñas. Nótese además, que no se trata de un proceso de maximización libre, sino de uno restringido porque las combinaciones factibles de R_a - C se encuentran pre-determinadas por la curva de isobeneficios (cero beneficios) de los bancos.

En definitiva, y teniendo en cuenta el retorno esperado de sus oportunidades de inversión, una firma sólo demandará el crédito para invertir, cuando la combinación más conveniente de R_a - C entre los contratos factibles ofrecidos por el banco le genere un beneficio esperado (neto de costos financieros, formales e informales) no negativo.

Debido a las diferencias existentes (según el tamaño de la firma) en las dotaciones iniciales de activos colateralizables, al impacto nega-

tivo de la volatilidad sobre el valor de recupero del colateral, y al efecto positivo de la misma sobre el costo del financiamiento informal (el mismo que deben afrontar las firmas pequeñas a los efectos de conseguir el colateral requerido por el banco para otorgarle el crédito productivo), el presente modelo genera una relación positiva entre riesgo y diferencial (entre firmas pequeñas y grandes) de retornos mínimos requeridos para invertir. Como veremos más precisamente en el desarrollo formal que se presenta a continuación, a medida que aumenta la volatilidad, tanto la tasa de interés demandada a las PyMes, cuanto el nivel mínimo de colateral requerido por los bancos aumentan, lo cual impacta positivamente sobre los costos financieros de este tipo de empresas, llevándolas a la decisión de no invertir a menos que el retorno de la inversión sea significativamente más elevado (que el requerido para una menor volatilidad).

Este proceso es prácticamente inocuo para las firmas grandes, ya que la mayor volatilidad no le modifica la tasa requerida (que siempre es la mínima que genera beneficios nulos para el banco) y, aunque sí les incrementa el nivel de colateral exigido, ello no genera costo alguno para este tipo de empresas que poseen una gran cantidad de activos colateralizables. De esta manera, la mayor volatilidad no modifica la estructura financiera de las grandes empresas y, por ende, no tiene efecto alguno sobre sus decisiones de inversión (no cambia el retorno mínimo requerido).

Como corolario de la mencionada asimetría, tendremos que, a mayor volatilidad, menor será la proporción de firmas pequeñas que acceden al crédito e invierten en activos productivos, llevando a una concentración dinámica del stock del capital en manos de las grandes empresas.

Formalmente, sean las siguientes funciones de beneficios netos esperados para, respectivamente, las firmas pequeñas (π_s), las firmas grandes (π_{bg}) y los bancos (π_b):

$$\pi_s = \mu_s - \rho C - \alpha_s^s Ra - (1 - \alpha_s^s) \min(Ra, C) \quad (19)$$

$$\pi_{bg} = \mu_{bg} - \alpha_{bg}^{bg} Ra - (1 - \alpha_{bg}^{bg}) \min(Ra, C) \quad (20)$$

$$\pi_b = \alpha^b Ra + (1 - \alpha^b) \min(Ra, \kappa C) - Rp \quad (21)$$

en donde los distintos parámetros y variables mantienen la notación precedente.

Para facilitar la calibración posterior del modelo, asumimos las siguientes formas funcionales para ρ , α_s^s , α_{bg}^{bg} , α^b y κ que preservan las intuiciones avanzadas en las páginas precedentes:

$$\rho = a\mu_{\max} C \quad (22)$$

$$\alpha_s^s = \frac{\mu_{\max} - Ra - \rho C}{2(\mu_{\max} - \mu_s)} \quad (23)$$

$$\alpha_{bg}^{bg} = \frac{\mu_{\max} - Ra}{2(\mu_{\max} - \mu_{bg})} \quad (24)$$

$$\alpha^b = \frac{\alpha_s^b + \alpha_{bg}^b}{2} \quad (25)$$

$$\alpha_s^b = \frac{\mu_{\max} - Ra - \rho C}{2(\mu_{\max} - \mu_{mean})} \quad (26)$$

$$\alpha_{bg}^b = \frac{\mu_{\max} - Ra}{2(\mu_{\max} - \mu_{mean})} \quad (27)$$

$$\kappa = \frac{1}{j\mu_{\max}} \quad (28)$$

Nótese que estas formas funcionales implican una relación lineal positiva entre ρ y μ_{\max} (nuestro parámetro de volatilidad), una relación negativa, no lineal y asintótica entre κ y μ_{\max} , y un conjunto de probabilidades (los complementos de las respectivas probabilidades de default) derivadas de diversas funciones de distribución uniformes. Remárquese, además, que para el cálculo de α^b (la probabilidad de cobrar el crédito observada por el banco) la entidad financiera no pue-

de observar las verdaderas probabilidades de pago de cada firma (por ej. α_s^b y α_{bg}^{bg}) sino que imputa un doble promedio: el promedio simple (debido al supuesto de equiproporcionalidad en la distribución de firmas grandes y pequeñas en la economía) del promedio de probabilidades de pago específicas de firmas pequeñas y firmas grandes,

$$\frac{\alpha_s^b + \alpha_{bg}^b}{2}, \text{ en donde } \alpha_s^b = \frac{\sum_{i=1}^N \alpha_s^{s,i}}{N} \text{ y } \alpha_{bg}^b = \frac{\sum_{i=1}^N \alpha_{bg}^{bg,i}}{N}.$$

Reemplazando (22) a (28), según corresponda, en (19) a (21), igualando los distintos beneficios a 0 y despejando en cada caso para Ra, podemos obtener las siguientes curvas de cero beneficios para las firmas pequeñas, las firmas grandes y los bancos:

$$Ra_{Ra < C}^s = \frac{\frac{1}{2}\mu_{\max} + \frac{C}{2} - \frac{1}{2}a\mu_{\max}C^2 - \frac{1}{2}\sqrt{\mu_{\max}^2 + 6C\mu_{\max} + 6aC^2\mu_{\max}^2 + C^2 + \dots}}{\sqrt{\dots + 2a\mu_{\max}C^3 + a^2\mu_{\max}^2C^4 - 8\mu_s\mu_{\max} + 8\mu_s^2 - 8a\mu_{\max}C^2\mu_s - 8C\mu_s}} \quad (29)$$

$$Ra_{Ra \leq C}^s = \mu_s - a\mu_{\max}C^2 \quad (30)$$

$$Ra_{Ra > C}^{bg} = \frac{1}{2}\mu_{\max} + \frac{C}{2} - \frac{1}{2}\sqrt{\mu_{\max}^2 + 6C\mu_{\max} - 8\mu_{bg}\mu_{\max} + 8\mu_{bg}^2 - 8C\mu_{bg}} \quad (31)$$

$$Ra_{Ra \leq C}^{bg} = \mu_{bg} \quad (32)$$

$$Ra_{Ra > \kappa C}^b = \frac{\frac{1}{4}a\mu_{\max}C^2 + \frac{1}{2}\frac{C}{j\mu_{\max}} - \frac{1}{4j\mu_{\max}}\left(-2j\mu_{\max}^2 + \sqrt{4C^2 + 4j\mu_{\max}^2aC^3 + \dots}\right)}{\sqrt{\dots + 24Cj\mu_{\max}^2 + j^2\mu_{\max}^4a^2C^4 - 4j^2\mu_{\max}^4aC^2 + 4j^2\mu_{\max}^4 - \dots}} \quad (33)$$

$$\sqrt{\dots - 32jC\mu_{\max}\mu_{mean} + 32j^2\mu_{\max}^2Rp\mu_{mean} - 32j^2\mu_{\max}^3Rp}$$

$$Ra_{Ra \leq \kappa C}^b = Rp \quad (34)$$

Como puede observarse, las distintas funciones presentan discontinuidades en torno al valor de Ra=C (o Ra=κC para el caso de los bancos), debido a las funciones min (.) de las ecuaciones (19)-(21)

que, al igual que en Bester (1985), implican que el banco puede cobrar Ra como máximo.

Las ecuaciones (29) a (34) pueden resumirse en las siguientes funciones por tramos:

$$Ra^s = \begin{cases} Ra^s_{Ra>C}, & \text{si } Ra > C \\ Ra^s_{Ra\leq C}, & \text{si } Ra \leq C \end{cases} \quad (35)$$

$$Ra^{bg} = \begin{cases} Ra^{bg}_{Ra>C}, & \text{si } Ra > C \\ Ra^{bg}_{Ra\leq C}, & \text{si } Ra \leq C \end{cases} \quad (36)$$

$$Ra^b = \begin{cases} Ra^b_{Ra>\kappa C}, & \text{si } Ra > \kappa C \\ Ra^b_{Ra\leq\kappa C}, & \text{si } Ra \leq \kappa C \end{cases} \quad (37)$$

Recuérdese que se ha utilizado el supuesto simplificador de que el valor de liquidación del colateral se reduce con la volatilidad, aunque solamente desde la perspectiva del banco (lo cual es una simplificación del hecho de que las firmas, por ser incumbentes en el negocio, pueden obtener un mejor precio de liquidación en el mal estado de la naturaleza).

Para las firmas pequeñas y grandes, el nivel de colateral óptimo (C^*) se obtiene igualando, Ra^s con Ra^b y Ra^{bg} con Ra^b , respectivamente. Reemplazando luego C^* en las ecuaciones (35) y (36) se obtienen los valores de equilibrio respectivos para Ra . Luego, dado un conjunto de valores para los distintos parámetros, el contrato óptimo para cada firma ($cr[C^*, Ra^*]$), que diferirá según el tamaño de la misma, determinará un nivel mínimo de retorno esperado de la inversión ($\underline{\mu_s}$ y $\underline{\mu_{bg}}$) por debajo del cual las firmas no solicitan el crédito ni realizan la inversión.

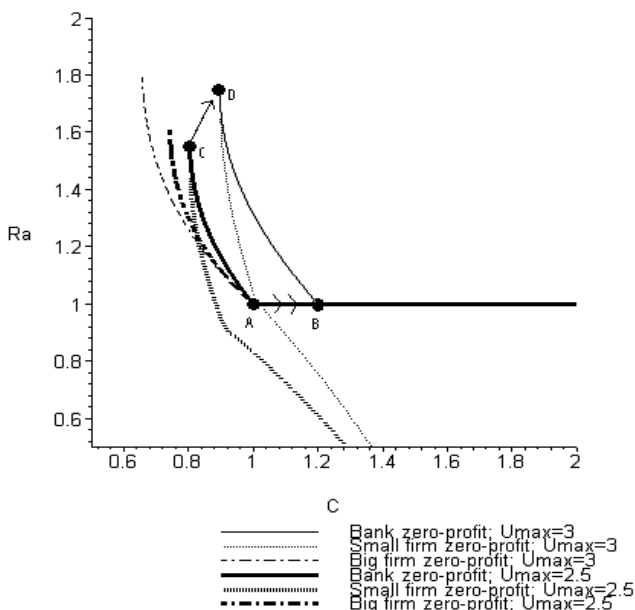
Debido a la complejidad del modelo, procederemos a la calibración del mismo (en lugar de obtener analíticamente las formas reducidas) a los efectos de: i) examinar las características asimétricas de los contratos óptimos de crédito según el tamaño de la firma, y ii) evaluar el impacto de la volatilidad sobre dichas características y sobre el diferencial de retornos requeridos entre firmas de distintos tamaño. En la tabla que presentamos a continuación se describen los valores de los parámetros asumidos para las distintas calibraciones del modelo.

Tabla 1. Parámetros de interés, descripción y valores asumidos para las calibraciones del modelo

| Parámetro | Descripción | Rango o valor puntual |
|--------------|--|-----------------------|
| a | Parámetro transformación de la función del costo de financiamiento del colateral en el segmento informal del sistema financiero. Sensibilidad de dicho costo a la volatilidad. | (0,0.3] |
| j | Parámetro de transformación de la función del valor de recupero del colateral. Sensibilidad de dicho valor a la volatilidad. | (0,0.6] |
| Rp | Monto a pagar a los depositantes por cada peso de depósito. | 1 |
| μ_{mean} | Retorno medio esperado, global, de las distintas oportunidades de inversión. | [1,1.3] |
| μ_{max} | Parámetro de volatilidad. Límite máximo de la distribución (uniforme) de los retornos de las distintas oportunidades de inversión. | [2,3] |

El resultado más robusto de las distintas calibraciones implica que, a medida que se incrementa la volatilidad, el rendimiento mínimo esperado que se le requiere a las pequeñas firmas para llevar a cabo la inversión y obtener el financiamiento bancario aumenta significativamente, en tanto que el requerido a las firmas de mayor tamaño se mantiene inalterado. La intuición económica subyacente es bastante transparente: a mayor volatilidad, menor valor de recupero del activo colateralizado, lo cual incrementa el nivel mínimo de colateral requerido. De manera concomitante, una mayor varianza en los retornos de las oportunidades de inversión incrementa el costo del capital en el segmento informal del sistema financiero. Ambos efectos incrementan el costo del financiamiento para las pequeñas firmas, en tanto que el único impacto que los mismos generan sobre las grandes empresas es el de obligarlas a inmovilizar, durante el período de repago del crédito, un mayor nivel de colateral (lo cual, bajo los supuestos comúnmente aceptados utilizados en este capítulo, genera costos irrelevantes para este tipo de empresas). El efecto asimétrico de la volatilidad sobre los costos y condiciones financieras requeridas según el tamaño de la firma se describe esquemáticamente en el siguiente gráfico.

Gráfico 1. El impacto de la volatilidad en la autoselección de los contratos óptimos de créditos para grandes y pequeñas firmas. Resultados para $a=0.2$, $j=0.4$ y $\mu_{mean}=1$



En el gráfico 1, a modo de ejemplo, se representa el impacto de una mayor volatilidad (μ_{max} pasa de 2.5 a 3) sobre los contratos de crédito de equilibrio seleccionados por distintos tipos de firmas. Al aumentar la volatilidad, la curva de cero-beneficios de los bancos se desplaza hacia la derecha, ya que los mismos internalizan que, debido a la mayor probabilidad de default, al menor valor de recupero del colateral y al mayor costo de financiamiento de la PYMES en el segmento informal del mercado, la condición de cero-beneficios implica un mayor nivel de colateral para cada tasa.

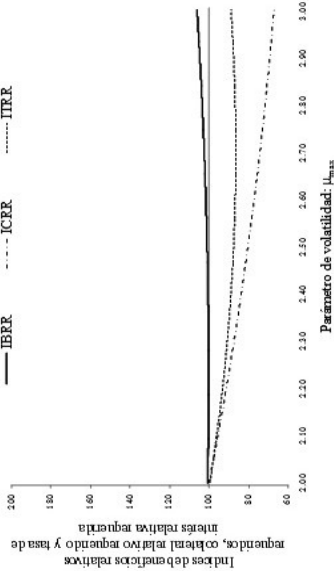
La volatilidad también impacta sobre la posición y las pendientes de las curvas de cero-beneficios de los distintos tipos de firmas observándose que, para volver a una condición de equilibrio, las pequeñas firmas deben pagar una mayor tasa de interés y ofrecer como respaldo un mayor nivel de colateral (el contrato óptimo pasa de C a D). A las grandes empresas, por el contrario, sólo se le requiere un mayor nivel de colateral (pasando

de A a B, sin mayores costos asociados, debido al supuesto de que las grandes empresas ya poseen cualquier nivel de colateral requerido).

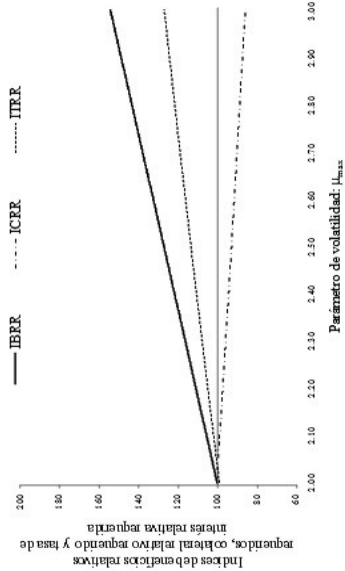
El equilibrio diferenciador, que determina un impacto asimétrico de la volatilidad sobre los costos de financiamiento (y por ende, sobre los retornos mínimos requeridos de la inversión) según el tamaño de la firma, se deriva, principalmente, de cuatro supuestos: i) que las firmas pequeñas no cuentan con colateral alguno; ii) que el stock de colateral disponible para las grandes empresas es ilimitado (y no existen costos de inmovilización); iii) que para conseguir el colateral requerido por los bancos comerciales las firmas pequeñas deben recurrir a préstamos personales informales, cuyo costo se incrementa con el nivel de volatilidad; y iv) que el valor (estimado) de recupero del colateral se reduce a medida que aumenta el riesgo. Estos cuatro supuestos son los que explican que la curva de cero-beneficios de las firmas pequeñas tenga mayor pendiente que la de las firmas de mayor tamaño (y por ende que la del banco, que viene dada por un promedio ponderado de las curvas de cero-beneficios de las distintas firmas). En definitiva, la diferencia de pendientes es la que explica la existencia de un equilibrio diferenciador, con firmas pequeñas buscando minimizar el nivel de colateral requerido (lo que implica una mayor tasa) y firmas grandes que intentan minimizar la tasa de interés, aún a costa de un mayor nivel de colateral inmovilizado. Cuando aumenta la volatilidad, la asimetría de contratos se exagera, con un paulatino incremento del diferencial de tasas y colaterales requeridos que perjudica relativamente a las firmas de menor tamaño, incrementando el ratio de rendimientos mínimos requeridos para la inversión entre pequeñas y grandes empresas.

A modo de análisis de sensibilidad, los distintos paneles del gráfico que se presentan a continuación reportan los resultados de calibraciones desarrolladas con diversos valores para los parámetros de interés, a los efectos de evaluar el impacto de la volatilidad sobre el diferencial de tasas, el diferencial de colateral y el diferencial de retornos mínimos requeridos en los contratos óptimos de crédito según el tamaño de la firma. En todos los casos, los índices examinados representan a los ratios X_s^i/X_{bg}^i (donde X^i =[tasa activa requerida, colateral requerido, retorno mínimo requerido] y los subíndices s y bg identifican a las variables de las empresas pequeñas y grandes, respectivamente), con base 100 al momento del shock.

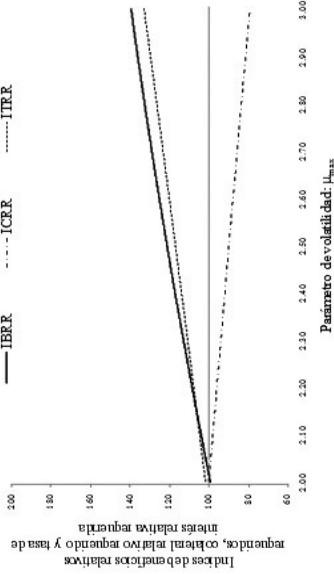
Gráfico 2: La dinámica de la distribución de la tenencia de la tierra en el mundo. Tasa de variación promedio inter-anual (en puntos porcentuales) del coeficiente de Gini para dicha variable en diversos países seleccionados



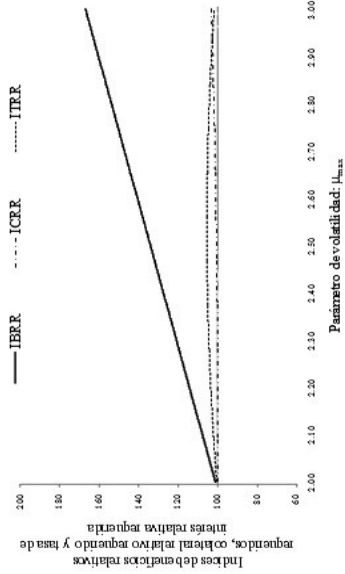
$$\alpha = 0.001, j = 0.001 \text{ y } \mu_{mezom} = 1.3$$



$$\alpha = 0.2, j = 0.4 \text{ y } \mu_{mezom} = 1.1$$



$$\alpha = 0.1, j = 0.2 \text{ y } \mu_{mezom} = 1.2$$



$$\alpha = 0.3, j = 0.6 \text{ y } \mu_{mezom} = 1$$

Del análisis de sensibilidad se desprende que los resultados generales previamente descriptos son tanto más relevantes cuanto mayor es el nivel inicial de volatilidad (menor es μ_{mean} en relación a μ_{max}) y mayores son los costos financieros asociados al incremento de la volatilidad (mayores son los parámetros a y j , relacionados con el costo del financiamiento informal y el valor de recupero del colateral, respectivamente).

Como resultado general del modelo se obtiene que, aún cuando el proceso examinado no involucre un escenario de racionamiento a la Baltensperger (1978), a mayor volatilidad macroeconómica, menor será la profundidad financiera de la economía, con un efecto particularmente negativo sobre el financiamiento de la inversión en pequeñas y medianas empresas.

Tal y como fuera señalado en la introducción (y al comienzo del marco teórico), el impacto asimétrico de la volatilidad sobre la disponibilidad de crédito bancario (según el tamaño de la firma) refuerza los efectos descriptos en los modelos previamente desarrollados, revalidando la idea de que cuanto mayor sea el riesgo macroeconómico, mayor será concentración productiva derivada de una creciente monopolización del financiamiento y la inversión.

Tomadas en conjunto con los resultados empíricos de la sección 4, las proposiciones principales de los distintos modelos serán de particular importancia a los efectos de establecer en qué países de la región, una mayor volatilidad macroeconómica deriva finalmente en una mayor desigualdad vía concentración del crédito y la inversión.

3 Base de datos y metodología

Para analizar empíricamente el impacto de la volatilidad sobre la inversión en América Latina se utilizan datos de balance en dólares corrientes, provenientes de Economática, con periodicidad trimestral, de firmas productoras de bienes y servicios –no financieros– con oferta pública de acciones en: Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela, para el período 1994-2004.

A los efectos de desarrollar el análisis comparativo de la incidencia diferencial (por tamaño de firma) de la volatilidad sobre la dinámica de la inversión se ha utilizado el siguiente criterio de agrupamiento:

- i) las observaciones pertenecientes a los tres deciles superiores de la distribución por tamaño (calculado a partir del logaritmo de los activos totales al inicio del período) han sido utilizadas para identificar a las grandes empresas;
- ii) de manera similar, aquellas observaciones pertenecientes a los tres deciles inferiores de la misma distribución fueron utilizadas para identificar a las firmas pequeñas.

Para el período considerado -1994-2004-, la base de datos final (depurada de outliers con el método de Hadi, 1994) presenta la siguiente distribución de observaciones:

Tabla 2. Caracterización general de la base de datos

| | | Argentina | Brasil | Chile | México | Venezuela | Muestra completa |
|----------|--------|-----------|--------|-------|--------|-----------|------------------|
| Total | Obs. | 1137 | 2426 | 4027 | 2790 | 412 | 10792 |
| | Firmas | 60 | 156 | 152 | 93 | 24 | 485 |
| Grandes | Obs. | 342 | 725 | 1647 | 1058 | 81 | 3853 |
| | Firmas | 18 | 65 | 64 | 39 | 11 | 197 |
| Pequeñas | Obs. | 290 | 640 | 665 | 573 | 133 | 2301 |
| | Firmas | 29 | 51 | 47 | 34 | 5 | 166 |

Fuente: elaboración propia en base a datos de Económica.

Debido a que los estándares contables difieren intra-regionalmente, el armado de la base de datos implicó homogeneizar las cuentas de los distintos países de manera que respondan a un mismo concepto patrimonial, económico, financiero e impositivo. Luego, se desacumulaban las variables que revisten un carácter acumulativo a lo largo de los trimestres del año y se realizó un análisis de consistencia. Si bien constituye una base única, se debe mencionar que, a pesar de esta estandarización, algunos resultados deberán ser interpretados con cuidado.

Durante el proceso de homogeneización se analizó la estructura interna del Estado de Situación Patrimonial, del Estado de Resultados y del Estado de Origen y Aplicación de Fondos en cada país. Tomando como referencia el caso de Argentina se compatibilizaron los balances del resto de los países. Así, ante la ausencia de una cuenta determinada se procedió de la siguiente manera:

- i) se calculó el valor de la variable a partir de una identidad contable –ej.: Activo = Pasivo + Patrimonio Neto–;
- ii) se calculó el valor de la variable por la suma de sus componentes –ej.: Activo no Corriente = Activos Fijos + Activos Intangibles + Otros Activos de Largo Plazo–;
- iii) se descartó la cuenta para el país en cuestión (dado que al no poder realizar ninguno de los pasos anteriores es imposible reproducir el valor).

Para desacumular los Estados de Resultados de las distintas compañías fue necesario corregir la variable que indica el trimestre fiscal por posibles errores de carga en la base original y completar valores faltantes en las cuentas de interés interpolando linealmente los datos existentes (cuidando de no violar identidades contables).

Una vez construida la base de datos, y a los efectos de implementar el análisis econométrico que nos permitirá examinar la validez de la hipótesis principal acerca de la relación volatilidad – financiera divide – desigualdad, utilizamos la información disponible para construir las siguientes variables de interés:

Tabla 3. Nomenclatura y descripción de las variables de interés

| Variable | Descripción |
|---------------|--|
| Inv. | Tasa de variación interanual del activo no corriente (sin deducción de depreciaciones) |
| Q | Q de Tobin: valor de mercado de la empresa/costo de reposición del capital de la empresa. Para el cálculo de la Q en el momento t, tanto numerador como denominador del ratio precedente se toman en el momento t-1. |
| ROA | Tasa media de rentabilidad anual (promedio sobre ventanas móviles de 4 trimestres) sobre el activo no corriente, antes de impuestos, intereses y amortizaciones. |
| Crec. Ventas | Tasa de variación interanual de las ventas (ingresos operativos). |
| TAL | Tenencias de activos líquidos (efectivo y valores negociables de corto plazo) como proporción del activo no corriente. |
| Volat. Ventas | Volatilidad rolling (con ventanas móviles de 4 trimestres) de la tasa de crecimiento interanual de las ventas. |

Con esta base de datos única para América Latina se procederá a testear las hipótesis de trabajo, estimando econométricamente una ecuación de inversión à la Fazzari, Hubbard y Petersen (1988, 1998, 2000), con algunas consideraciones específicas que se comentan a continuación.

Extendiendo las ideas de Tobin (1969), Fazzari, Hubbard y Petersen (1988) desarrollan un modelo de inversión que permite identificar la existencia de racionamiento de crédito a través de la sensibilidad de la inversión al flujo de fondos propios, habiendo controlado por las oportunidades de inversión (la q de Tobin).⁴ Formalmente (y simplificando la exposición para el caso de una única empresa con costos de ajuste del capital no convexos), este tipo de modelos podría representarse como:

$$(I / K)_t = a + bQ_t + c(CF / K)_t + \varepsilon_t \quad (38)$$

en donde (I / K) es la tasa de inversión, I es la inversión, K es el stock de capital, Q es la q de Tobin, (CF / K) es el flujo de fondos propios (beneficios) como proporción del stock de capital, a , b y c son los parámetros de regresión, los subíndices indican el momento del tiempo, en tanto que ε identifica a los errores de predicción.

Sin embargo, habida cuenta de i) el interés en identificar el impacto (directo e indirecto) asimétrico (según tamaño de la firma) de la volatilidad sobre la dinámica de la inversión; ii) el hecho de que contamos con información para diversas firmas a lo largo del tiempo (datos de panel); iii) de las recomendaciones metodológicas enfatizadas por Opler y otros (1999), Almeida, Campello y Weisbach (2003) y Elosegui, Español, Panigo y Sotes Paladino (2006) en relación a la mejor variable de identificación de las restricciones al financiamiento; y iv) de la notación utilizada en la tabla 3, la ecuación (38) debe modificarse y reexpresarse como:

$$\begin{aligned} Inv_{i,t} = & a + bQ_{i,t} + cROA_{i,t} + dCredVentas_{i,t} + eTAL_{i,t-1} + \dots \\ & \dots + fVolatVentas_{i,t} + gInter_{i,t} + \mu_{i,t} \end{aligned} \quad (39)$$

⁴ Para más detalles al respecto de este tipo de modelos y sus enfoques alternativos, ver Elosegui, Español, Panigo y Sotes Paladino (2006).

en donde a , b , c , d , e , f y g son parámetros de regresión, μ es el nuevo error de predicción, los subíndices i y t identifican, respectivamente, a la empresa y al momento del tiempo correspondiente a cada observación, en tanto que $Inter_{i,t} = Volat.Ventas_{i,t} \times TAL_{i,t-1}$ es una variable de interacción particularmente relevante para la problemática de interés.

En efecto, el objetivo relevante para el análisis empírico consiste en evaluar la magnitud, significatividad y dispersión (según el tamaño de la firma) de los coeficientes f y g que reflejan el impacto directo e indirecto de la volatilidad sobre la inversión, respectivamente.

Mientras que la interpretación del coeficiente f es clara y sencilla (se espera que una mayor volatilidad afecte negativamente a la inversión en base a la teoría de la opción real o la teoría de aversión al riesgo), la que se asocia al coeficiente g requiere una mayor discusión.

A partir de los mencionados textos de Opler y otros (1999), Almeida, Campello y Weisbach (2003) y Elosegui, Español, Panigo y Sotes Paladino (2006) se verifica que, en lugar de la sensibilidad al flujo de fondos propios (variable utilizada por Fazzari, Hubbard y Petersen, 1988) el mejor proxy para detectar restricciones al financiamiento es el coeficiente que acompaña al primer rezago de la tenencia de activos líquidos en la ecuación de inversión. A mayor dependencia de esta última respecto de los activos líquidos de la firma en el período anterior, mayor evidencia de problemas crediticios. Controlando por tenencia de activos líquidos y volatilidad de las ventas, el coeficiente g que acompaña a la variable $Inter_{i,t}$ debe interpretarse como una derivada segunda: i.e. cuánto cambia la sensibilidad de la inversión a la tenencia de activos líquidos cuando aumenta la volatilidad o, en términos más intuitivos, cuánto se incrementan las restricciones al financiamiento cuando aumenta la volatilidad. En definitiva, el coeficiente g no estaría captando otra cosa que el canal indirecto o financiero, a través del cual la volatilidad también repercute sobre la inversión.

Las hipótesis de trabajo nos llevan a esperar un valor negativo para f y uno positivo para g , que debieran ser tanto más grandes en valor absoluto cuanto más pequeñas sean las firmas.

La utilización de una base de datos de panel para la estimación de la ecuación (39) nos permite eliminar el sesgo por heterogeneidad observada reemplazando el estimador de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), si fuese necesario, por los estimadores de efectos fijos o aleatorios que se describen en el anexo del capítulo I.

En esta oportunidad, utilizaremos adicionalmente los estimadores FE-AR, RE-AR y GLS a los efectos de desarrollar un análisis de sensibilidad de los resultados. Los estimadores FE-AR y RE-AR son iguales a los estimadores de efectos fijos y aleatorios, respectivamente, pero corregidos por autocorrelación en los errores. Por su parte, el estimador GLS permite una corrección adicional por heterocedasticidad. Formalmente, resulta conveniente comenzar por recordar parte de la notación del anexo del capítulo I.

Sea:

$$y_{it} = \alpha_i^* + \beta' X_{it} + u_{it} \quad (40)$$

en donde y_{it} es una matriz de dimensión $N \times T$ que contiene a las observaciones de nuestra variable dependiente (la tasa de inversión), α_i^* es un vector que incluye a los N parámetros que representan a la heterogeneidad individual no observada (especificada en este ejemplo como efectos fijos), X_{it} es igual al vector de variables explicativas (de dimensión $K \times 1$), β representa al vector de los K coeficientes de regresión que identifican a la relación lineal existente entre cada una de las variables explicativas y la tasa de inversión, y u_{it} es una matriz de dimensión $N \times T$ que contiene a los errores de regresión que se asumen independiente e idénticamente distribuidos con media 0 y varianza σ_u .⁵

Para comprender las características del estimador de efectos fijos con corrección por autocorrelación serial de primer orden (estimador FE-AR), supongamos que (40) incluye ahora un componente autorregresivo en los errores tal que:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i^* + \beta' X_{it} + u_{it} \\ u_{it} &= \rho u_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (41)$$

donde (ρ) es el coeficiente autorregresivo de los errores y ε_{it} es el vector que contiene a las nuevas innovaciones del modelo (con

⁵Este último supuesto será luego levantado cuando se permita que los errores sean heterocedásticos y autocorrelacionados.

$\varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon)$). Para obtener el estimador FE-AR, el procedimiento involucra cuatro etapas específicas.

El primer paso, consiste en aplicar la matriz de transformación Q a (41) para obtener el vector de errores transformados (Qu_i) que se utiliza como insumo básico para calcular el coeficiente de correlación serial:⁶

$$\tilde{u}_{it} = \hat{\rho}\tilde{u}_{it-1} + v_{it} \quad (42)$$

donde \tilde{u}_{it} es igual a $u_{it} - \bar{u}_i$, $\bar{u}_i = \sum_{t=1}^{T_i} u_{it} / T_i$, $v_{it} \sim IID(0, \sigma_\eta)$ y $\hat{\rho}$ es la estimación de ρ .

En la segunda etapa, se utiliza $\hat{\rho}$ para aplicar la transformación de Baltagi y Wu (1999) sobre las distintas variables del modelo original.

$$y_{it}^* = \begin{cases} \sqrt{(1-\hat{\rho}^2)}y_{it} & \text{si } t = 1 \\ y_{it} - \hat{\rho}y_{it-1} & \text{si } t > 1 \end{cases} \quad (43)$$

$$x_{jit}^* = \begin{cases} \sqrt{(1-\hat{\rho}^2)}x_{jit} \quad \forall j = 1, \dots, k & \text{si } t = 1 \\ x_{jit} - \hat{\rho}x_{jit-1} \quad \forall j = 1, \dots, k & \text{si } t > 1 \end{cases}$$

Luego, se aplica nuevamente la matriz de transformación Q , pero esta vez sobre las variables transformadas de la segunda etapa. De esta manera, eliminando complementariamente la primera observación de cada variable (por cada unidad de corte transversal), se obtiene:

$$y_{it}^\# = y_{it}^* - \bar{y}_i^* \quad \text{si } t > 1$$

$$x_{jit}^\# = x_{jit}^* - \bar{x}_{ji}^* \quad \forall j = 1, \dots, k \quad \text{si } t > 1 \quad (44)$$

donde $\bar{y}_i^* = \sum_{t=2}^{T_i} y_{it}^* / (T_i - 1)$ y $\bar{x}_{ji}^* = \sum_{t=2}^{T_i} x_{jit}^* / (T_i - 1)$, $\forall j = 1, \dots, k$.

⁶Para obtener el coeficiente de autocorrelación de los errores también es posible utilizar el método alternativo de Durbin (1960).

Finalmente, la cuarta etapa consiste en estimar los coeficientes de interés aplicando mínimos cuadrados ordinarios sobre el siguiente modelo transformado:

$$y_{it}^{\#} = \alpha + \beta' X_{it}^{\#} + \mu_{it} \quad (45)$$

El estimador RE-AR se obtiene de la misma manera, pero partiendo del estimador RE en lugar del FE.

Por su parte, el estimador GLS (mínimos cuadrados generalizados) corrige adicionalmente las estimaciones por heterocedasticidad.

El procedimiento consiste en la implementación de 5 etapas sucesivas que finalizan con la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios a un modelo transformado, obteniendo estimaciones consistentes y eficientes (incluso en presencia de heterocedasticidad de corte transversal).

En primer lugar, se estima por mínimos cuadrados ordinarios (OLS) los coeficientes del modelo original (sin controlar por heterogeneidad individual no observable) y se guardan los errores para estimar la varianza condicional de y_{it} dado X_{it} . Manteniendo la notación y las relaciones utilizadas para el estimador de efectos aleatorios presentado en el anexo del capítulo I, se obtiene que:

$$\widehat{\sigma}_{yi}^2 = \widehat{\sigma}_{\alpha i}^2 + \widehat{\sigma}_{\eta}^2 = \sum_{t=1}^{T_i} (\widehat{u}_{it} - \overline{\widehat{u}_{it}})^2 / (T_i - 1), \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (46)$$

en donde σ_{yi}^2 es la varianza condicional de y_{it} dado X_{it} , $\sigma_{\alpha i}^2$ es la varianza de los efectos aleatorios, σ_{η}^2 es la varianza de las innovaciones, \widehat{u}_{it} representa a los errores del modelo original estimado por mínimos cuadrados ordinarios y la barra por encima de esta última variable indica el operador promedio (en t). Posteriormente, se utiliza el modelo de efectos fijos (FE) para estimar consistentemente la varianza de las innovaciones, σ_{η}^2 (la varianza de los errores del modelo transformado que ya ha eliminado la heterogeneidad individual no observable).

El tercer paso, consiste en utilizar (46) para calcular el factor de transformación (θ_i) que se aplicará para extraer las pseudo-medias por unidad de corte transversal:

$$\theta_i = 1 - \left(\widehat{\sigma}_\eta^2 / \tau_i \right)$$

$$\tau_i = T_i \widehat{\sigma}_{\alpha i}^2 + \sigma_\eta^2 \quad (47)$$

$$\widehat{\sigma}_{\alpha i}^2 = \widehat{\sigma}_{y_i}^2 - \widehat{\sigma}_\eta^2$$

En el cuarto paso, se aplica sobre las variables originales la transformación de "Fuller-Battese (1974) para el caso de heterocedasticidad":

$$y_{it}^H = y_{it} - \theta_i \bar{y}_i$$

$$x_{jit}^H = x_{jit} - \theta_i \bar{x}_{ji} \quad (48)$$

para todo $j = 1, \dots, k$.

Finalmente, el quinto y último paso consiste en estimar por mínimos cuadrados ordinarios los coeficientes del modelo transformado

$$y_{it}^H = \alpha + \beta' X_{it}^H + e_{it} \quad (49)$$

que resultan consistentes y eficientes en presencia de errores heterocedásticos.

Aplicando sucesivamente los estimadores OLS, FE, RE, FE-AR, RE-AR y GLS (en conjunto con los diversos tests de especificación relacionados, ver Grandes, Panigo y Pasquini, 2007b) se implementará un análisis de sensibilidad sobre los resultados que permitirá establecer con mayor grado de certidumbre cuál es el verdadero efecto de los distintos canales que operan para la relación volatilidad – inversión en América Latina, entre 1994 y 2004.

Como contribución final del análisis empírico se destaca la presentación de una descomposición de varianza en cada uno de los países examinados (para los resultados derivados de aplicar estimador por efectos fijos a la muestra de empresas pequeñas, la muestra más relevante para la relación volatilidad-inversión), a los efectos de evaluar la “relevancia económica” relativa de las variables asociadas al nivel de riesgo que enfrentan las firmas (Volat. Ventas e Inter) vis a vis el

resto de los regresores de cada modelo, con especial referencia al poder explicativo de ROA y Crec. Ventas.

En lo que respecta a la metodología subyacente a la descomposición de varianza, ha de mencionarse que el método usual consiste en utilizar el indicador conocido como “variation share”, sin corrección por colinealidad (ver Grandes y Peter, 2005). En este capítulo del documento, seguimos las recomendaciones de Grandes, Panigo y Pasquini (2007b), utilizando su indicador modificado o “variation share” corregido por colinealidad.

4 Resultados empíricos

Antes de analizar en detalle los resultados de las distintas estimaciones econométricas de la ecuación (39), se examinará brevemente un conjunto de estadísticas descriptivas básicas para las principales variables de interés que se describen en la tabla 2.

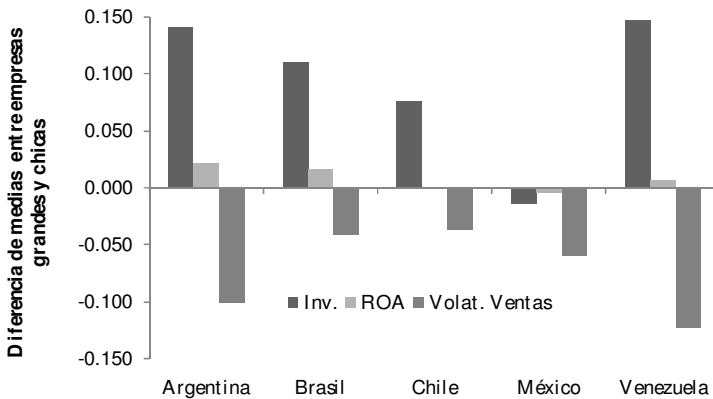
Intentando establecer el perfil general de la muestra utilizada, se presentan a continuación i) los valores promedio depurados de outliers por país para el período 1994-2004 (desagregando los resultados por país y tamaño de la firma); y ii) la evolución temporal de cada serie a lo largo del período examinado en cada país.

Tabla 4. Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en el análisis econométrico

| País | Tipo de firma | Inv. | Q | ROA | Crec. Ventas | TAL | Volat. Ventas |
|-----------|---------------|--------|-------|-------|--------------|-------|---------------|
| Argentina | Chicas | -0.067 | 1.190 | 0.005 | -0.082 | 0.123 | 0.296 |
| | Grandes | 0.073 | 1.320 | 0.026 | 0.016 | 0.076 | 0.195 |
| | Todas | 0.021 | 1.159 | 0.018 | -0.015 | 0.096 | 0.241 |
| Brasil | Chicas | -0.059 | 0.791 | 0.012 | 0.001 | 0.083 | 0.504 |
| | Grandes | 0.051 | 0.903 | 0.028 | 0.122 | 0.096 | 0.463 |
| | Todas | 0.007 | 0.880 | 0.023 | 0.066 | 0.102 | 0.475 |
| Chile | Chicas | 0.033 | 1.721 | 0.025 | 0.042 | 0.071 | 0.227 |
| | Grandes | 0.109 | 1.427 | 0.026 | 0.095 | 0.070 | 0.189 |
| | Todas | 0.075 | 1.582 | 0.028 | 0.059 | 0.069 | 0.217 |
| México | Chicas | 0.099 | 1.253 | 0.040 | 0.062 | 0.115 | 0.289 |
| | Grandes | 0.085 | 1.432 | 0.035 | 0.107 | 0.127 | 0.228 |
| | Todas | 0.091 | 1.374 | 0.037 | 0.098 | 0.121 | 0.251 |
| Venezuela | Chicas | -0.128 | 0.774 | 0.011 | -0.165 | 0.068 | 0.458 |
| | Grandes | 0.018 | 0.738 | 0.018 | 0.077 | 0.129 | 0.335 |
| | Todas | -0.021 | 0.718 | 0.014 | -0.020 | 0.114 | 0.437 |

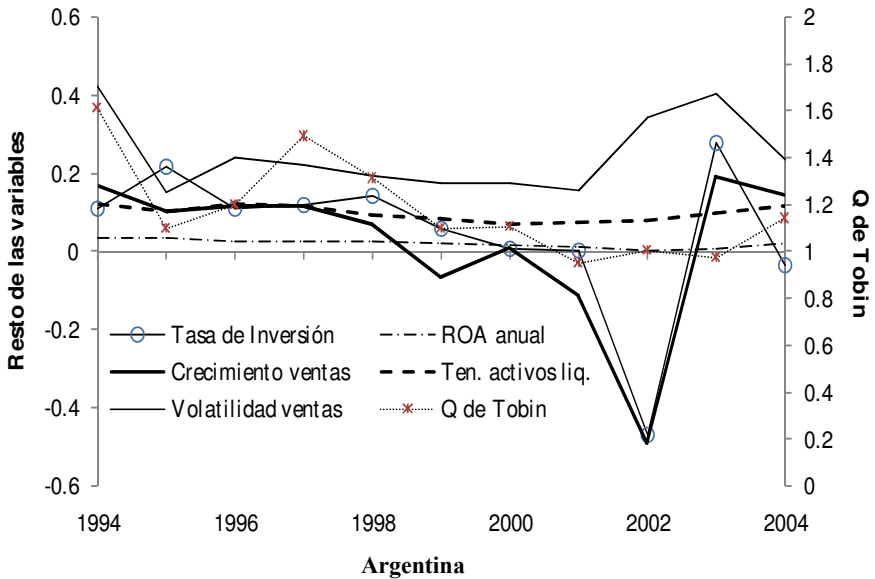
Fuente: elaboración propia en base a datos de Económica.

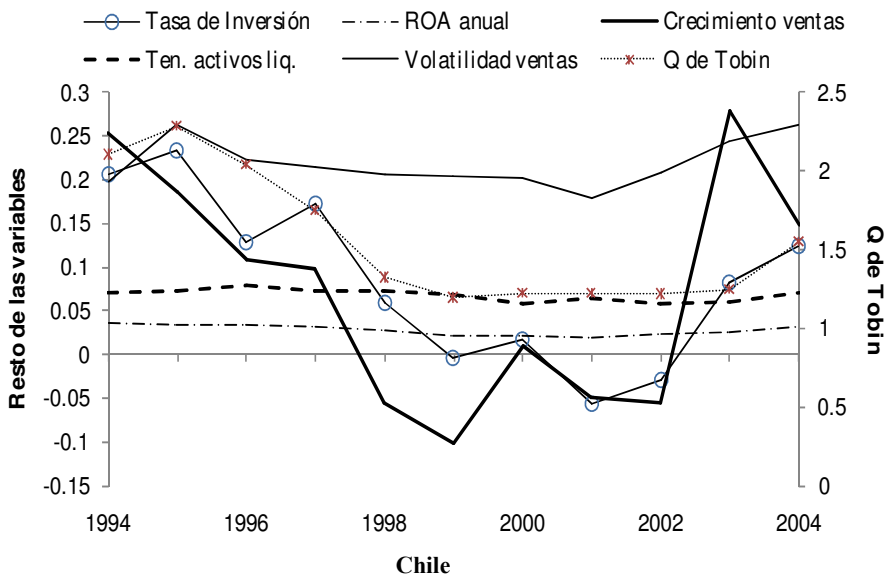
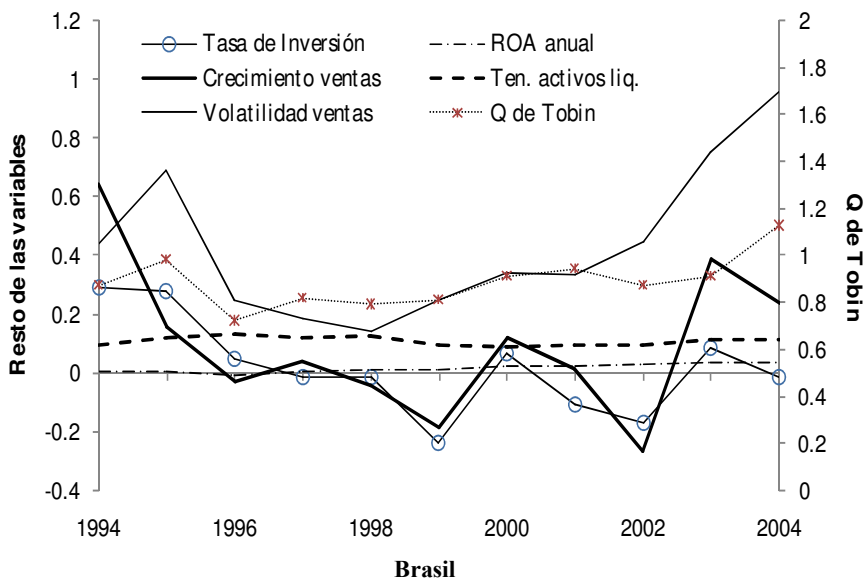
Gráfico 3. Diferencias de medias, entre empresas grandes y pequeñas, para las variables clave en los distintos países examinados

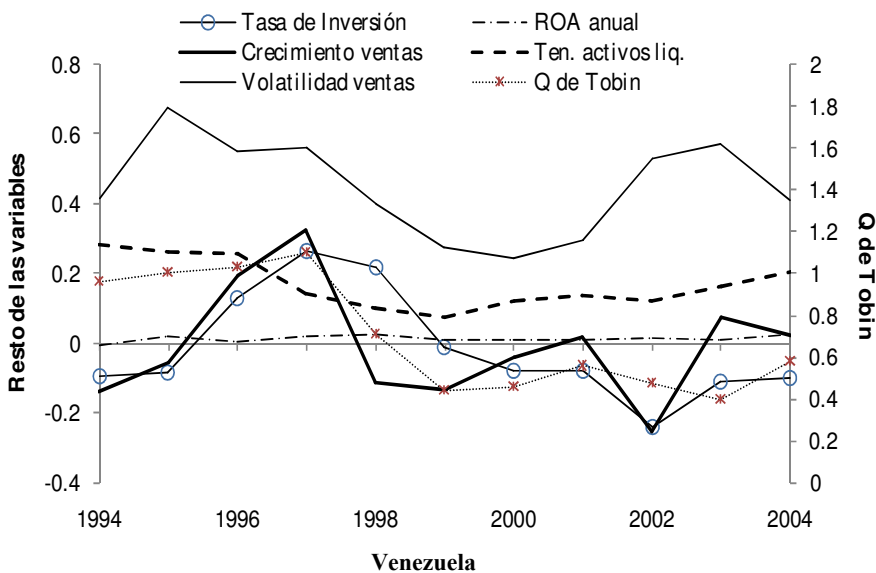
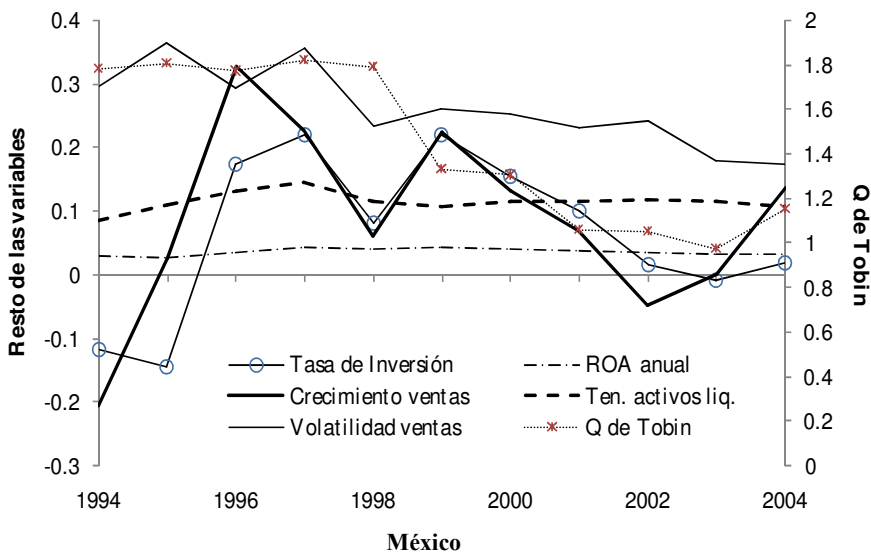


Fuente: elaboración propia en base a datos de la tabla 4.

Gráfico 4. Evolución temporal de las principales variables de interés en los distintos países examinados







Fuente: elaboración propia en base a datos de Económica.

A grandes rasgos, y examinando conjuntamente la tabla 4 y los gráficos 3 y 4, se pueden extraer los siguientes resultados:

- i) a excepción de Chile y México, en el resto de los países latinoamericanos seleccionados, la tasa promedio de inversión interanual para el período 1994-2004 (expresada en dólares corrientes) no pareciera ser significativamente distinta de cero (con casos como el de Venezuela donde la misma resulta negativa);
- ii) este resultado se explica principalmente por la pobre performance de las pequeñas empresas de la región en materia de acumulación. Tanto en Argentina, como en Brasil o Venezuela, la tasa promedio de inversión interanual de las PyMEs ha sido inferior a -5%;
- iii) por el contrario, las empresas grandes de todos los países examinados reportan tasas positivas (y en ciertos casos de gran magnitud, como en Argentina, México y Chile) y significativas de inversión;
- iv) esta misma asimetría se refleja en la dinámica de las ventas o en la tasa de rentabilidad, debiéndose remarcar, sin embargo, que México es el único país en donde no parecieran existir diferencias significativas según el tamaño de la firma en casi ninguno de los indicadores de la tabla 4 (probablemente porque existe menos dispersión de tamaño que en otros países como Brasil, donde el ratio de tamaño relativo entre las empresas del decil 1 y las del decil 10 es de 300);
- v) la evidencia respecto al nivel medio de tenencia de activos líquidos no resulta concluyente, en tanto que, en relación a la volatilidad, se aprecia que las PyMEs reportan indicadores más elevados que las grandes empresas en todos los países;
- vi) el resultado precedente se aprecia con mayor claridad en Argentina y Venezuela, con las PyMEs soportando entre un 40 y 50% más de volatilidad que las grandes empresas, lo cual (en conjunto con el diferencial de rentabilidad a favor de las grandes empresas) explica fácilmente por qué las pequeñas firmas presentan niveles de inversión tan bajos en estos países;

- vii) por otra parte, resulta sorprendente que en ningún país de la región el desvío estándar promedio (sobre 4 trimestres) de la tasa de crecimiento interanual de las ventas sea inferior al 20%. Este elevado nivel de volatilidad es un primer indicio relevante para explicar la discreta dinámica de la inversión en la mayor parte de los países latinoamericanos; y
- viii) finalmente, la evolución de las distintas variables que se aprecia en el gráfico 4 muestra que la mayoría de los indicadores ha mejorado sustancialmente en los últimos 2 años de la muestra (2003-2004), pero aún así, solamente en Chile se aprecia una fuerte recuperación de la inversión productiva. En los demás países (aunque probablemente tal resultado cambiaría si tuviésemos una base más actualizada), la mejor performance de las firmas no ha tenido su correlato significativo sobre la dinámica de la inversión.

Del análisis preliminar de los resultados precedentes se deriva una correlación negativa y significativa entre volatilidad e inversión para la mayoría de los países de la región, afectando principalmente a las pequeñas empresas.

No obstante, la descomposición de este resultado entre efectos directos e indirectos oportunamente mencionados requiere de una evaluación más profunda, que nos lleva a examinar las derivaciones del análisis multivariado econométrico.

En la tabla 5 que se presenta a continuación se han resumido los resultados más relevantes de las tablas A.1 a A.15 del Anexo 1 (en donde se encuentran todos los resultados econométricos detallados). En relación al objetivo central del capítulo, la tabla 5 reporta los valores promedio (derivados de los distintos estimadores de panel utilizados) de los coeficientes f y g de la ecuación (39), para cada país por separado, incluyendo los resultados generales y una apertura por tamaño de empresas. En la misma tabla, se reporta adicionalmente el porcentaje de casos en los cuales los coeficientes examinados han sido significativamente distintos de 0 al 5% de significatividad.

Tabla 5. Resumen general de los resultados de las distintas estimaciones para el canal directo e indirecto del impacto de la volatilidad sobre la inversión en América Latina

| País | Coeficiente | Valor promedio | | | Porcentaje de sign. al 5% | | |
|-----------|--------------------------|----------------|---------|--------|---------------------------|---------|---------|
| | | Chicas | Grandes | Todas | Chicas | Grandes | Todas |
| Argentina | <i>f</i> (Volat. Ventas) | -0.228 | 0.226 | -0.127 | [66.7] | [66.7] | [66.7] |
| | <i>g</i> (Inter) | 1.005 | -2.607 | 0.409 | [50.0] | [100.0] | [50.0] |
| Brasil | <i>f</i> (Volat. Ventas) | 0.078 | 0.128 | 0.115 | [33.3] | [100.0] | [100.0] |
| | <i>g</i> (Inter) | 0.501 | 0.361 | 0.225 | [50.0] | [16.7] | [83.3] |
| Chile | <i>f</i> (Volat. Ventas) | 0.029 | 0.033 | 0.024 | [0.0] | [0.0] | [16.7] |
| | <i>g</i> (Inter) | 0.070 | 0.015 | -0.143 | [0.0] | [0.0] | [16.7] |
| México | <i>f</i> (Volat. Ventas) | -0.072 | -0.036 | -0.035 | [0.0] | [0.0] | [0.0] |
| | <i>g</i> (Inter) | 0.075 | -0.455 | -0.132 | [0.0] | [0.0] | [16.7] |
| Venezuela | <i>f</i> (Volat. Ventas) | -0.478 | 0.045 | -0.132 | [100.0] | [0.0] | [83.3] |
| | <i>g</i> (Inter) | 4.903 | -0.584 | 0.824 | [100.0] | [0.0] | [33.3] |

Fuente: elaboración propia en base a datos de las tablas A.1 a A.15 del anexo 1.

Como apreciación general, pueden distinguirse tres tipos de países a partir de la información que suministra la tabla 5.

En primer, lugar los países en donde la volatilidad no tiene efecto alguno sobre la tasa de inversión: Chile y México. No sorprendentemente, es en estos países de la región, los de mayor desarrollo financiero y de mayor estabilidad reciente, en donde el riesgo (que, de por sí, es más limitado que en otros países latinoamericanos) no ejerce una influencia significativa sobre el proceso de acumulación del capital.

Luego encontramos a Brasil, en donde la volatilidad afecta a la inversión, aunque llamativamente de manera positiva. Para las PyMEs de este país, lo que sí se verifica es un mayor racionamiento de crédito a medida que aumenta la volatilidad, lo cual no alcanza a compensar el efecto directo previamente mencionado.

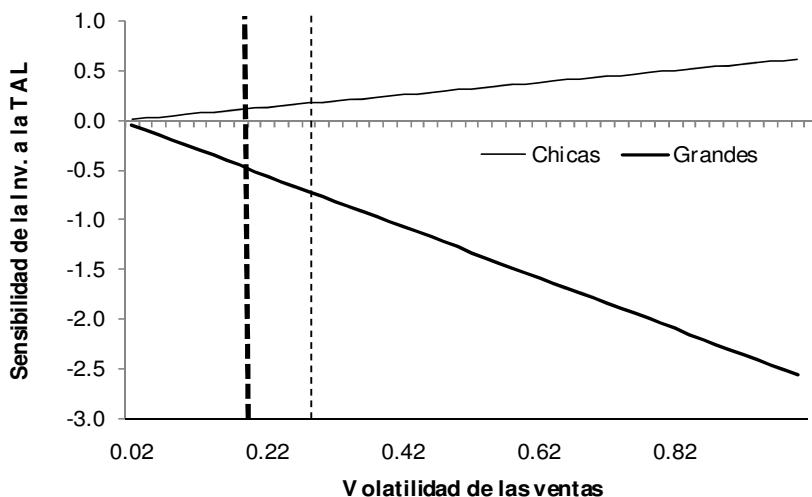
Finalmente encontramos al grupo en donde la volatilidad sí ejerce su influencia negativa esperada sobre la tasa inversión: Argentina y Venezuela. En estos países, no solamente es riesgo ha sido particularmente elevado, sino que su impacto depresivo sobre el proceso de acumulación actúa tanto a través del canal directo, como por medio

del sistema financiero. En conjunto con la elevada volatilidad de las ventas, el escaso desarrollo del mercado de capitales y la baja profundidad financiera que reportan estos países da el sustento teórico necesario para comprender la magnitud de los resultados. Ha de notarse, sin embargo, que tanto en Venezuela como en Argentina, el efecto negativo de la volatilidad sobre la inversión pareciera un fenómeno exclusivo de las pequeñas empresas.

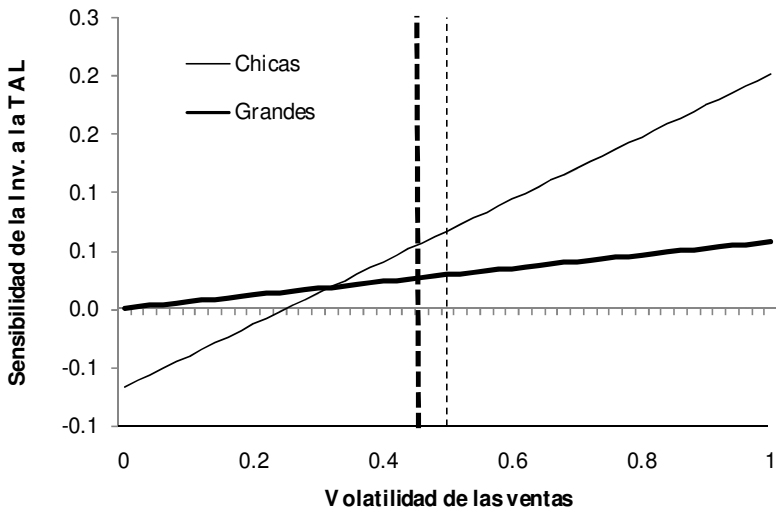
Al analizar más en detalle el canal indirecto a través del cual la volatilidad ejerce una influencia negativa sobre la tasa de inversión, se encuentran ciertos resultados interesantes para aquellos países en los cuales el canal financiero resultó relevante.

En el gráfico 5, a continuación, se han combinado los resultados promedio obtenidos para el coeficiente g (de la tabla 5) y el coeficiente e (que relaciona a la inversión con la TAL, y se obtiene de las tablas A.1 a A.15 del Anexo 1) a los efectos de evaluar cómo se modifica la sensibilidad de la inversión a la tenencia de activos líquidos (proxy de restricciones al financiamiento) cuando cambia la volatilidad de las ventas en cada país, según el tamaño de la firma.

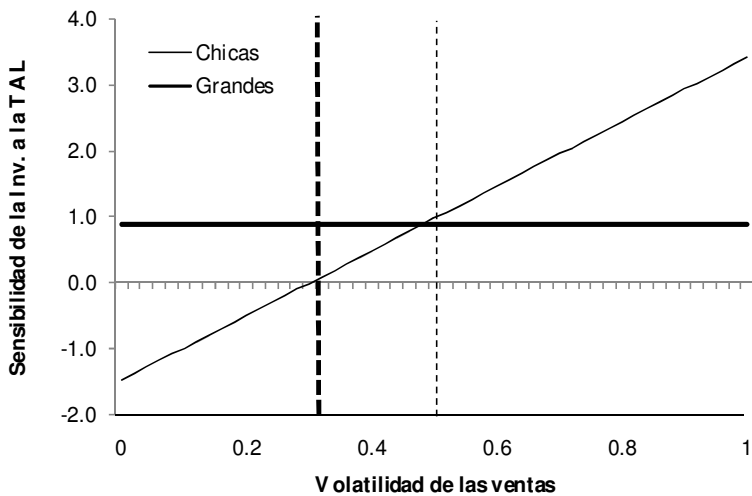
Gráfico 5. Sensibilidad de la tasa de inversión a la TAL para distintos valores de la volatilidad de las ventas. Diferencias por tamaño



Argentina



Brasil



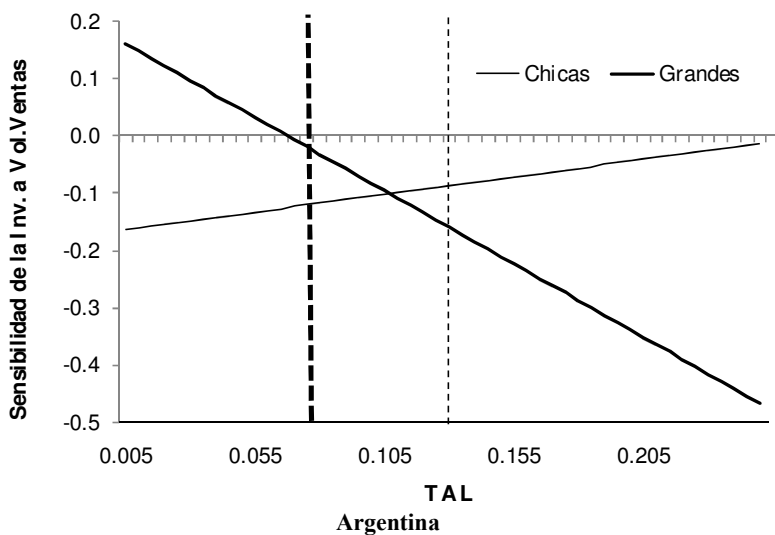
Venezuela

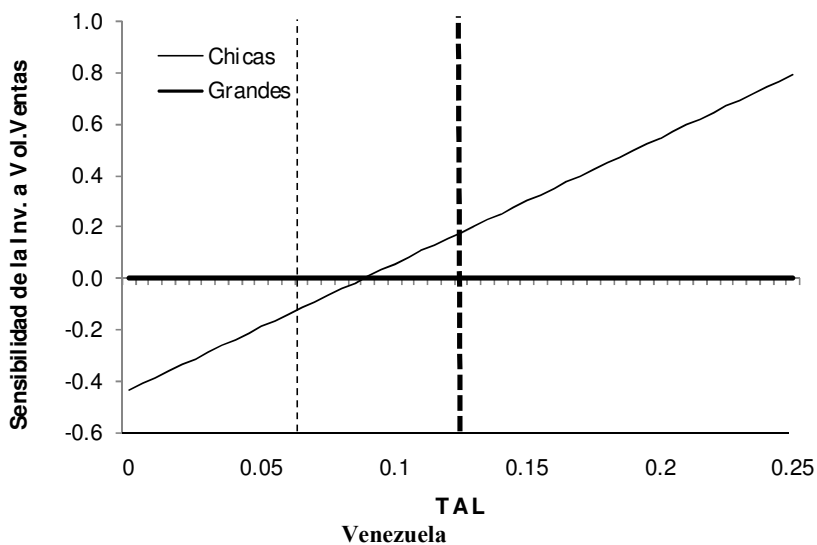
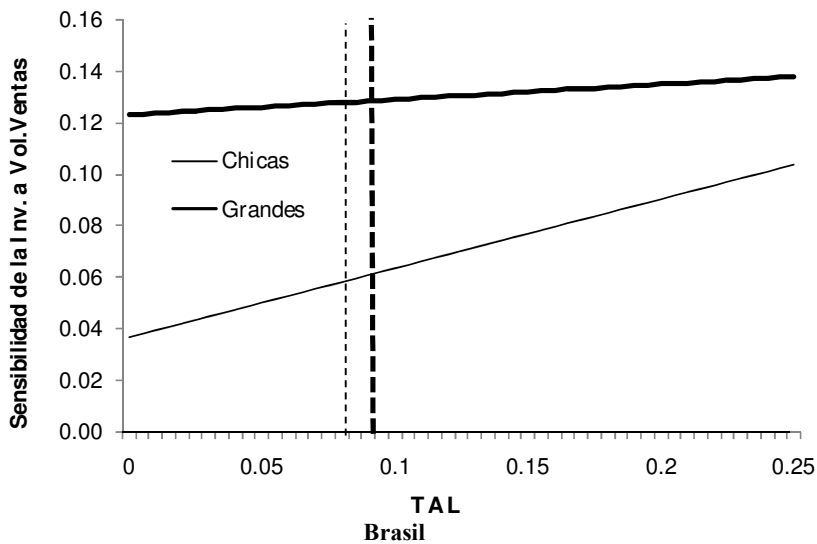
Fuente: elaboración propia en base a datos de las tablas 5 y A.1 a A.15.

En cada uno de los paneles del gráfico se ha agregado un par de líneas punteadas verticales (gruesas para las empresas grandes y delgadas para las pequeñas) que dan cuenta de la volatilidad promedio de las ventas para cada grupo de firma en cada país, durante el período 1994-2004. Para dichos valores promedios, y en todos los países, el proxy global de racionamiento de crédito (igual a la suma del coeficiente e más el coeficiente g multiplicado por el valor promedio de la volatilidad de las ventas para el grupo de firmas respectivo) resulta siempre superior para las pequeñas empresas, y aumenta con el nivel de la volatilidad.

Tomando los resultados del canal directo e indirecto en su conjunto, más los valores promedio de las tenencias de activos líquidos en cada país y para cada tipo de firma es posible desarrollar un análisis similar al del gráfico 5, pero en esta oportunidad para evaluar la sensibilidad de la tasa de inversión a la volatilidad para distintos tipos de firmas y distintos niveles de TAL, lo cual se condice con el objetivo principal del presente capítulo.

Gráfico 6. Sensibilidad de la tasa de inversión a la volatilidad de las ventas para distintos valores de TAL. Diferencias por tamaño



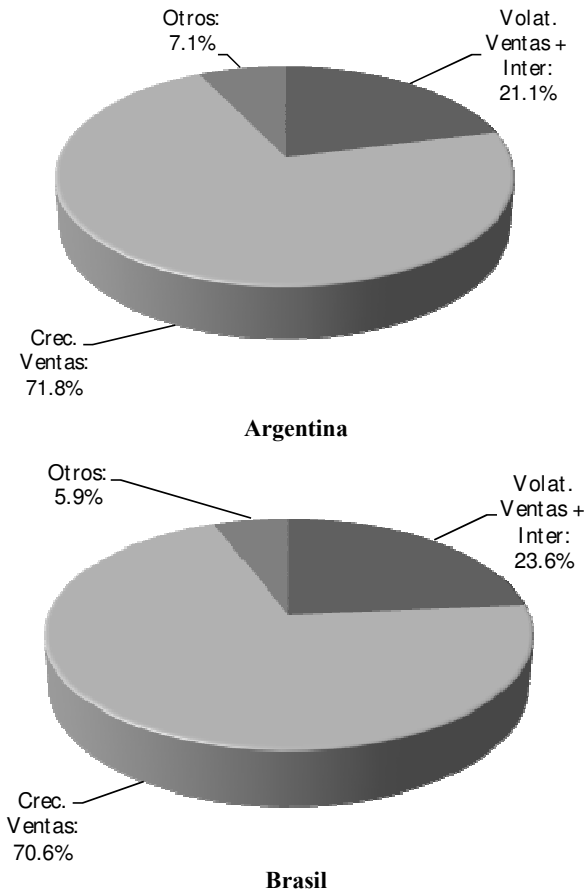


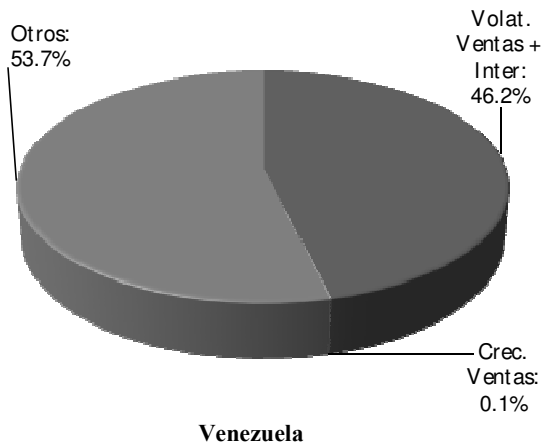
Fuente: elaboración propia en base a datos de la tabla 5.

Para los valores promedio de TAL de los distintos tipos de firma, la volatilidad siempre tiene un efecto positivo o no significativo sobre la tasa de inversión de las grandes empresas y, por el contrario, un efecto predominantemente negativo sobre la inversión de las PyMES, a excepción del caso de Brasil.

En análisis econométrico de los resultados hallados para los distintos países de América Latina culmina con una descomposición de varianza, conforme a las pautas metodológicas establecidas en la sección 3.

Gráfico 7. Descomposición de varianza. Resultados derivados de los estimadores FE, para las empresas pequeñas de cada país. Valores expresados en proporción de la varianza total explicada por cada modelo





Venezuela

Fuente: elaboración propia en base a la descomposición de varianza de los resultados de las tablas A.2, A.5 y A.14 del anexo 1.

En términos generales, la proporción de la varianza explicada por las variables asociadas al “riesgo empresarial” es particularmente relevante en Argentina, Brasil y Venezuela. Mientras que en los dos primeros países es el segundo determinante más importante luego del crecimiento de las ventas, para el caso de Venezuela, el riesgo empresarial (Volat. Ventas + Inter) es la variable-concepto más importante para explicar la dinámica de la inversión (ver gráfico 7).

En definitiva, y combinando todos los resultados precedentes, es posible afirmar que:

- i) para Chile y México, ninguno de los modelos desarrollados en el presente capítulo resulta relevante. Si la ecuación econométrica se encuentra correctamente especificada, los resultados demuestran que la volatilidad no tiene efecto alguno sobre la tasa de inversión de ningún tipo de empresa;
- ii) en Brasil, solamente el segundo y/o el tercer modelo (volatilidad – restricciones al financiamiento asimétricas – concentración de la inversión) parecieran tener cierto asidero en la evidencia empírica. Sin embargo, los resultados para el canal directo resultan particularmente contraintuitivos: mayor volatilidad implica mayor inversión, aún así, el efecto es más

- positivo para las grandes que para las chicas (generando igualmente una mayor concentración de la inversión); y
- iii) finalmente, tanto en Argentina como en Venezuela, todos y cada uno de los modelos aquí desarrollados encuentran sustento en la evidencia empírica de dichos países. En ambos casos, se verifica que a medida que aumenta la volatilidad se reduce la tasa de inversión (con efectos relevantes de ambos canales: directo e indirecto), aunque sólo en las PyMEs.

5 Conclusiones

En la introducción del presente capítulo, comenzábamos la sección con una cita de Karl Marx [1867] (1994) acerca de la importancia de la inversión en un contexto de “competencia fratricida” a los efectos mínimos de preservar el capital.

Bajo esta idea rectora, el objetivo principal del capítulo consiste en demostrar, formal y empíricamente, que al reducir asimétricamente los incentivos a invertir y la disponibilidad de financiamiento, la volatilidad macroeconómica ha generado una progresiva concentración del capital en Argentina y diversos países de América Latina para el período comprendido entre 1994 y 2004, con potenciales efectos adversos sobre la competencia y la distribución del ingreso.

Las distintas hipótesis de trabajo que han guiado el proceso de investigación pueden resumirse en la siguiente proposición: a medida que aumenta la volatilidad se reduce la inversión, aunque principalmente en las pequeñas y medianas empresas, no solamente porque las mismas son más aversas al riesgo (canal directo), sino también porque la volatilidad incrementa las restricciones al financiamiento que enfrentan estas empresas (canal indirecto). Como resultado de ello, se genera una concentración dinámica de la producción con efectos distributivos particularmente relevantes.

En la literatura existente, la relación entre volatilidad e inversión se analiza desde tres visiones complementarias: la teoría de la opción real (ver Dixit y Pindyck, 1994), la teoría de la aversión al riesgo (en su versión tradicional, ver Smith [1776] 1994; o en su versión extendida incluyendo riesgo de desilusión, ver Aizenman y Marion, 1998)

y el enfoque del financiamiento (ver Aizenman y Powell, 1997 o Baum, Caglayan y Ozkan, 2004).

En todos los casos, y por distintos motivos, se concluye que, a mayor volatilidad, menor será el nivel de inversión agregada de la economía.

Poco se sabe, sin embargo, acerca del impacto asimétrico de la volatilidad sobre inversión según el tamaño de la firma. En efecto, mientras que la literatura que examina la misma relación a nivel agregado resulta particularmente abundante (ver la sección dedicada a ello en el presente capítulo), son muy pocos los estudios que examinan el impacto diferencial de la volatilidad sobre la inversión entre pequeñas y grandes empresas (ver por ejemplo, Lensink, Van Steen y Sterken, 2000; Kumar y Francisco, 2005; o Galindo y Schiantarelli, 2002) y, a nuestro conocimiento, ninguno de ellos ofrece un análisis formal acerca de los distintos canales que explicarían tal asimetría.

Es por ello que uno de los principales aportes del capítulo se relaciona con el desarrollo de tres sencillos modelos de comportamiento que ayudan a comprender más precisa por qué la volatilidad afecta principalmente al proceso de acumulación de capital de las pequeñas empresas.

En el primer modelo (que analiza las decisiones de inversión de las firmas incorporando al enfoque paradigmático de Smith [1776] (1994) –diferencias igualadoras– el supuesto comúnmente aceptado de que la aversión al riesgo es decreciente con el tamaño de la firma), se verifica que, a mayor volatilidad, el incremento requerido del retorno esperado de la inversión productiva (la inversión riesgosa) será tanto mayor cuanto menor sea el tamaño de la firma.

El segundo modelo utiliza el enfoque de Markowitz (1952) para examinar cuál es el impacto de la volatilidad sistémica sobre la composición de cartera de agentes aversos al riesgo que pueden elegir entre acciones de empresas grandes y pequeñas. Asumiendo (con el respaldo de la evidencia empírica para la región) que el riesgo relativo (varianza relativa de los retornos accionarios) de las empresas pequeñas aumenta con la volatilidad sistémica, se obtiene que, a medida que aumenta la volatilidad se genera una progresiva concentración de los portafolios de inversión en acciones de grandes empresas.

En el tercer y último modelo, se extiende el trabajo seminal de Bester (1985) al caso de demandantes de crédito con distintos niveles colateral disponibles. Asumiendo que el colateral es solamente costoso (dependiendo de la volatilidad) para las PyMEs, que existe asimetría de información entre bancos y empresas, y que el valor de recupero-

liquidación del colateral decrece con el nivel de riesgo agregado, este modelo de micro-banking establece que a mayor volatilidad macroeconómica, menor profundidad financiera, con un efecto particularmente negativo sobre el crédito productivo disponible para pequeñas y medianas empresas.

Conjugando los tres modelos, se ha delineado un marco teórico comprensivo que permite explicar la potencial existencia de efectos asimétricos (tanto directo como indirectos) de la volatilidad sobre la inversión según el tamaño de la firma.

El capítulo concluye con una evaluación empírica para América Latina acerca de la relevancia de los canales directos e indirectos a través de los cuales la volatilidad afecta a la inversión de pequeñas y grandes empresas de la región.

Para ello se ha utilizado una base de datos de panel, construida por más de 10.000 observaciones por variable, provenientes de las hojas de balance trimestrales de 485 empresas no financieras con oferta pública de acciones en Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela, para el período 1994–2004.

Con esta base de datos hemos utilizado diversos estimadores de panel para obtener los coeficientes relevantes de una ecuación de inversión à la Opler y otros (1999) extendida, obteniendo resultados desagregados por país y tamaño de empresa.

En términos generales, se aprecia que las proposiciones teóricas derivadas de los modelos desarrollados en la sección 2.2 solo se cumplen estrictamente para el caso de Argentina y Venezuela.

Para el caso de Brasil, los resultados parecieran señalar que la volatilidad también incrementa la concentración del capital (como en Argentina y Venezuela), no porque el riesgo impacte más negativamente sobre la inversión de las empresas pequeñas, sino porque lo hace más positivamente sobre la inversión de las empresas grandes.

Finalmente, la volatilidad no pareciese tener efecto alguno sobre la inversión en Chile y México, lo cual se corresponde con el hecho de que estos países son los menos volátiles de la región en los últimos años dentro del período de análisis y presentan los mercados financieros más desarrollados.

Combinando los resultados obtenidos para Argentina, Venezuela e, incluso, Brasil, con ciertos supuestos adicionales respecto a la relación entre concentración de la inversión y formación de precios es posible demostrar que la volatilidad macroeconómica en diversos países de la

región, al crear barreras a la entrada a la Steindl (1945) –mayores asimetrías en la disponibilidad de financiamiento–, contribuye a explicar la relación positiva existente entre riesgo y desigualdad sin necesidad de recurrir exclusivamente al supuesto de las diferencias igualadoras que, como hemos visto en la presentación general de la obra, no pareciera sustentarse en la evidencia empírica latinoamericana.

Más precisamente, las conclusiones que se extraen de los dos últimos modelos aquí desarrollados (en conjunto con los resultados acerca de la interacción existente entre volatilidad y restricciones al financiamiento en Argentina, Brasil y Venezuela), en conjunto con los resultados preliminares del anexo 2 (para el vínculo existente entre poder de mercado y distribución funcional del ingreso), pueden utilizarse para explicar la relación riesgo-desigualdad en términos más cercanos al concepto de capitalismo monopólico enfatizado por Marx [1867] (1994), Luxembourg [1913] (2003), Lenin [1916] (1948) y algunos de sus discípulos (Robinson, [1933]1946; Kalecki, 1938a y 1938b; o Baran y Sweezy, 1966; entre otros).

Bajo este enfoque alternativo, la volatilidad macroeconómica genera una fuerte asimetría en el proceso de acumulación de capital (ver secciones 2 y 4), incrementando el poder de mercado de las grandes firmas, lo cual repercute positivamente sobre el margen promedio de beneficios y la participación de los mismos en la distribución funcional del ingreso (ver Anexo 2).

6 Anexo 1. Resultados econométricos para la relación asimétrica entre volatilidad e inversión

Tabla A.1. Resultados de las regresiones econométricas para Argentina.
Muestra completa

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| Q de Tobin | -0.005 [0.015] | -0.011 [0.017] | -0.011 [0.014] | -0.002 [0.019] | -0.005 [0.016] | 0.001 [0.014] |
| Rentabilidad anual | 1.118*** [0.259] | 1.861*** [0.293] | 1.429*** [0.246] | 1.616*** [0.422] | 1.537*** [0.338] | 1.436*** [0.283] |
| Crec. Ventas | 0.383*** [0.021] | 0.385*** [0.016] | 0.384*** [0.016] | 0.294*** [0.015] | 0.300*** [0.015] | 0.324*** [0.013] |
| TAL | -0.008 [0.115] | -0.188 [0.120] | -0.072 [0.106] | 0.029 [0.121] | 0.074 [0.109] | -0.055 [0.095] |
| Vol. ventas | -0.214*** [0.044] | -0.222*** [0.043] | -0.214*** [0.040] | -0.003 [0.043] | -0.035 [0.041] | -0.073** [0.032] |
| TAL*Vol. Ventas | 0.625** [0.308] | 0.679*** [0.256] | 0.624** [0.246] | 0.06 [0.255] | 0.135 [0.247] | 0.331 [0.246] |
| Constante | 0.034* [0.018] | 0.042* [0.023] | 0.036* [0.021] | -0.057*** [0.010] | -0.022 [0.026] | -0.006 [0.019] |
| Observaciones | 1137 | 1137 | 1137 | 1077 | 1137 | 1135 |
| Número de firmas | 60 | 60 | 60 | 58 | 60 | 58 |
| R2 | 0.376 | 0.39 | 0.37 | 0.3 | 0.36 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 526.71 |
| Wooldridge test | | | | 0 | | |
| Prob > chi2 – [FE vs. RE] | | | 0.09 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

**Tabla A.2. Resultados de las regresiones econométricas para Argentina.
Firmas pequeñas**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| Q de Tobin | -0.02 [0.019] | -0.028 [0.029] | -0.02 [0.020] | 0.026 [0.030] | 0.027 [0.025] | -0.006 [0.020] |
| Rentabilidad anual | 0.284 [0.334] | 0.803* [0.485] | 0.284 [0.337] | 0.247 [0.661] | 0.579 [0.533] | 0.222 [0.363] |
| Crec. Ventas | 0.388*** [0.035] | 0.346*** [0.029] | 0.388*** [0.028] | 0.225*** [0.028] | 0.272*** [0.026] | 0.356*** [0.024] |
| TAL | -0.054 [0.194] | 0.087 [0.204] | -0.054 [0.180] | 0.024 [0.200] | 0.129 [0.187] | 0.071 [0.162] |
| Vol. ventas | -0.358*** [0.074] | -0.247*** [0.088] | -0.358*** [0.082] | -0.054 [0.080] | -0.118 [0.079] | -0.234*** [0.070] |
| TAL*Vol. Ventas | 1.186** [0.583] | 1.321** [0.515] | 1.186** [0.477] | 0.848* [0.436] | 0.744* [0.432] | 0.742* [0.450] |
| Constante | 0.044 [0.034] | -0.012 [0.047] | 0.044 [0.039] | -0.132*** [0.017] | -0.124** [0.051] | -0.007 [0.035] |
| Observaciones | 290 | 290 | 290 | 261 | 290 | 285 |
| Número de firmas | 29 | 29 | 29 | 24 | 29 | 24 |
| R2 | 0.422 | 0.41 | 0.42 | 0.29 | 0.38 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 97.13 |
| Wooldridge test | | | | 0 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | 0 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

**Tabla A.3. Resultados de las regresiones econométricas para Argentina.
Firmas grandes**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|---------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Q de Tobin | 0.007 [0.029] | -0.023 [0.032] | -0.002 [0.026] | -0.043 [0.028] | -0.048* [0.026] | -0.032 [0.024] |
| Rentabilidad anual | 1.058* [0.567] | 2.235*** [0.584] | 1.521*** [0.532] | 3.937*** [0.884] | 2.975*** [0.759] | 2.775*** [0.613] |
| Crec. Ventas | 0.321*** [0.046] | 0.340*** [0.035] | 0.328*** [0.035] | 0.280*** [0.027] | 0.277*** [0.027] | 0.229*** [0.025] |
| TAL | 0.325 [0.237] | -0.037 [0.283] | 0.142 [0.270] | 0.19 [0.253] | 0.186 [0.243] | 0.016 [0.151] |
| Vol. ventas | 0.274** [0.114] | 0.106 [0.106] | 0.190* [0.104] | 0.276*** [0.092] | 0.274*** [0.089] | 0.237*** [0.061] |
| TAL*Vol. Ventas | -3.349** [1.386] | -2.256** [1.133] | -2.827** [1.128] | -2.562*** [0.969] | -2.450*** [0.916] | -2.225*** [0.627] |
| Constante | -0.019 [0.038] | 0.025 [0.042] | 0.001 [0.036] | -0.068*** [0.013] | 0.002 [0.045] | 0.002 [0.032] |
| Observaciones | 342 | 342 | 342 | 324 | 342 | 341 |
| Número de firmas | 18 | 18 | 18 | 17 | 18 | 17 |
| R2 | 0.245 | 0.29 | 0.24 | 0.33 | 0.21 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 277.95 |
| Wooldridge test | | | | 0 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | 0 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

**Tabla A.4. Resultados de las regresiones econométricas para Brasil.
Muestra completa**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| Q de Tobin | -0.009 [0.010] | -0.022 [0.017] | -0.013 [0.012] | -0.043** [0.018] | -0.024* [0.014] | -0.008 [0.010] |
| Rentabilidad anual | 0.199 [0.147] | 0.102 [0.178] | 0.245* [0.146] | 1.472*** [0.243] | 1.094*** [0.187] | 1.018*** [0.145] |
| Crec. Ventas | 0.207*** [0.013] | 0.196*** [0.011] | 0.201*** [0.011] | 0.126*** [0.008] | 0.129*** [0.008] | 0.129*** [0.006] |
| TAL | -0.095** [0.048] | -0.246*** [0.067] | -0.171*** [0.060] | -0.078 [0.071] | -0.112* [0.063] | -0.056 [0.048] |
| Vol. ventas | 0.092*** [0.018] | 0.122*** [0.021] | 0.105*** [0.020] | 0.106*** [0.020] | 0.106*** [0.019] | 0.157*** [0.013] |
| TAL*Vol. Ventas | 0.219* [0.113] | 0.235** [0.102] | 0.230** [0.100] | 0.265*** [0.101] | 0.219** [0.094] | 0.180** [0.072] |
| Constante | -0.054*** [0.014] | -0.034* [0.019] | -0.066*** [0.017] | -0.065*** [0.007] | -0.052** [0.020] | -0.128*** [0.013] |
| Observaciones | 2426 | 2426 | 2426 | 2270 | 2426 | 2424 |
| Número de firmas | 156 | 156 | 156 | 154 | 156 | 154 |
| R2 | 0.179 | 0.19 | 0.18 | 0.18 | 0.15 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 756.76 |
| Wooldridge test | | | | 0 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | 0 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

**Tabla A.5. Resultados de las regresiones econométricas para Brasil.
Empresas pequeñas**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| Q de Tobin | -0.069*** [0.015] | -0.072** [0.036] | -0.065*** [0.020] | -0.056 [0.036] | -0.051** [0.026] | -0.034* [0.019] |
| Rentabilidad anual | 0.069 [0.229] | -0.174 [0.276] | 0.091 [0.208] | 0.772** [0.389] | 0.731*** [0.279] | 0.530** [0.215] |
| Crec. Ventas | 0.181*** [0.023] | 0.149*** [0.022] | 0.170*** [0.022] | 0.108*** [0.015] | 0.112*** [0.014] | 0.109*** [0.011] |
| TAL | -0.292** [0.121] | -0.237 [0.198] | -0.273* [0.155] | -0.251 [0.167] | -0.253* [0.140] | -0.229** [0.104] |
| Vol. ventas | 0.051 [0.041] | 0.095** [0.047] | 0.065 [0.046] | 0.057 [0.040] | 0.070* [0.038] | 0.132*** [0.028] |
| TAL*Vol. Ventas | 0.42 [0.342] | 0.539* [0.319] | 0.426 [0.289] | 0.691** [0.292] | 0.491** [0.242] | 0.439** [0.194] |
| Constante | 0.011 [0.029] | -0.01 [0.039] | -0.022 [0.032] | 0.022* [0.012] | -0.033 [0.042] | -0.119*** [0.027] |
| Observaciones | 640 | 640 | 640 | 589 | 640 | 636 |
| Número de firmas | 51 | 51 | 51 | 47 | 51 | 47 |
| R2 | 0.157 | 0.13 | 0.16 | 0.15 | 0.13 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 187.83 |
| Wooldridge test | | | | 0 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | 0 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%;
***significativo al 1%.

**Tabla A.6. Resultados de las regresiones econométricas para Brasil.
Empresas grandes**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|---------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Q de Tobin | 0.031 [0.023] | -0.04 [0.026] | -0.006 [0.023] | -0.034 [0.031] | 0.016 [0.023] | -0.006 [0.018] |
| Rentabilidad anual | 0.36 [0.435] | 1.083*** [0.418] | 0.746* [0.397] | 2.830*** [0.630] | 1.450*** [0.498] | 1.841*** [0.367] |
| Crec. Ventas | 0.200*** [0.022] | 0.176*** [0.017] | 0.181*** [0.017] | 0.110*** [0.015] | 0.115*** [0.014] | 0.134*** [0.011] |
| TAL | -0.027 [0.078] | -0.037 [0.099] | -0.05 [0.094] | 0.083 [0.129] | -0.057 [0.110] | -0.053 [0.077] |
| Vol. ventas | 0.096*** [0.029] | 0.129*** [0.031] | 0.120*** [0.030] | 0.133*** [0.033] | 0.141*** [0.030] | 0.148*** [0.019] |
| TAL*Vol. Ventas | 0.385* [0.208] | 0.369* [0.205] | 0.365* [0.197] | 0.308 [0.230] | 0.386* [0.207] | 0.352** [0.160] |
| Constante | -0.112*** [0.021] | -0.071** [0.031] | -0.086** [0.036] | -0.153*** [0.015] | -0.125*** [0.035] | -0.143*** [0.021] |
| Observaciones | 725 | 725 | 725 | 660 | 725 | 724 |
| Número de firmas | 65 | 65 | 65 | 64 | 65 | 64 |
| R2 | 0.242 | 0.25 | 0.23 | 0.21 | 0.21 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 295.63 |
| Wooldridge test | | | | 0 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | 0 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

**Tabla A.7. Resultados de las regresiones econométricas para Chile.
Muestra completa**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|---------------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| Q de Tobin | 0.007* [0.004] | 0.020*** [0.005] | 0.014*** [0.004] | 0.004 [0.006] | 0.001 [0.005] | 0.004 [0.004] |
| Rentabilidad anual | 1.309*** [0.146] | 2.898*** [0.167] | 2.440*** [0.150] | 1.945*** [0.224] | 1.760*** [0.170] | 1.642*** [0.134] |
| Crec. Ventas | 0.206*** [0.011] | 0.198*** [0.008] | 0.197*** [0.008] | 0.112*** [0.006] | 0.116*** [0.006] | 0.107*** [0.005] |
| TAL | 0.093 [0.063] | -0.011 [0.065] | 0.014 [0.061] | -0.033 [0.055] | -0.005 [0.052] | 0.006 [0.046] |
| Vol. ventas | 0.042* [0.022] | 0.003 [0.020] | 0.019 [0.020] | 0.021 [0.018] | 0.023 [0.017] | 0.034** [0.014] |
| TAL*Vol. Ventas | -0.123 [0.288] | -0.042 [0.181] | -0.074 [0.179] | -0.295* [0.161] | -0.300** [0.151] | -0.048 [0.148] |
| Constante | 0.002 [0.007] | -0.049*** [0.008] | -0.032*** [0.011] | -0.013*** [0.003] | 0.026** [0.011] | 0.01 [0.007] |
| Observaciones | 4027 | 4027 | 4027 | 3875 | 4027 | 4024 |
| Número de firmas | 152 | 152 | 152 | 149 | 152 | 149 |
| R2 | 0.214 | 0.24 | 0.19 | 0.11 | 0.19 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 3534.16 |
| Wooldridge test | | | | 0 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

**Tabla A.8. Resultados de las regresiones econométricas para Chile.
Empresas pequeñas**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|---------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| Q de Tobin | -0.021*** [0.008] | -0.022** [0.011] | -0.025*** [0.009] | -0.008 [0.014] | -0.020** [0.010] | -0.016** [0.007] |
| Rentabilidad anual | 2.035*** [0.235] | 3.507*** [0.330] | 3.400*** [0.287] | 1.936*** [0.452] | 2.415*** [0.325] | 1.811*** [0.337] |
| Crec. Ventas | 0.146*** [0.021] | 0.134*** [0.019] | 0.139*** [0.019] | 0.059*** [0.014] | 0.075*** [0.014] | 0.070*** [0.008] |
| TAL | -0.123 [0.147] | 0.054 [0.170] | 0.013 [0.162] | -0.13 [0.132] | -0.159 [0.127] | -0.024 [0.068] |
| Vol. ventas | 0.007 [0.044] | 0.039 [0.053] | 0.032 [0.051] | 0.042 [0.044] | 0.025 [0.044] | 0.028 [0.022] |
| TAL*Vol. Ventas | 0.517 [0.621] | -0.314 [0.518] | -0.2 [0.506] | 0.177 [0.446] | 0.287 [0.417] | -0.052 [0.238] |
| Constante | 0.003 [0.017] | -0.051** [0.024] | -0.027 [0.031] | -0.024*** [0.007] | 0 [0.027] | 0.018 [0.068] |
| Observaciones | 665 | 665 | 665 | 618 | 665 | 658 |
| Número de firmas | 47 | 47 | 47 | 40 | 47 | 40 |
| R2 | 0.238 | 0.24 | 0.22 | 0.06 | 0.22 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 681.54 |
| Wooldridge test | | | | 0 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | 0.88 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

**Tabla A.9. Resultados de las regresiones econométricas para Chile.
Empresas grandes**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|---------------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| Q de Tobin | 0.016** [0.008] | 0.023*** [0.009] | 0.021** [0.008] | 0.016 [0.010] | 0.019** [0.009] | 0.007 [0.007] |
| Rentabilidad anual | 2.385*** [0.347] | 4.443*** [0.389] | 3.705*** [0.365] | 3.698*** [0.597] | 2.672*** [0.456] | 3.119*** [0.385] |
| Crec. Ventas | 0.250*** [0.024] | 0.238*** [0.014] | 0.241*** [0.014] | 0.152*** [0.010] | 0.151*** [0.010] | 0.136*** [0.008] |
| TAL | 0.034 [0.087] | -0.047 [0.087] | -0.005 [0.083] | 0.038 [0.087] | 0.055 [0.081] | 0.045 [0.070] |
| Vol. ventas | 0.049 [0.038] | 0.016 [0.033] | 0.035 [0.032] | 0.025 [0.031] | 0.034 [0.030] | 0.041 [0.026] |
| TAL*Vol. Ventas | 0.22 [0.496] | 0.128 [0.246] | 0.134 [0.245] | -0.34 [0.239] | -0.245 [0.224] | 0.186 [0.229] |
| Constante | -0.014 [0.011] | -0.058*** [0.012] | -0.041*** [0.015] | -0.037*** [0.005] | -0.003 [0.018] | -0.02 [0.013] |
| Observaciones | 1647 | 1647 | 1647 | 1583 | 1647 | 1646 |
| Número de firmas | 64 | 64 | 64 | 63 | 64 | 63 |
| R2 | 0.276 | 0.33 | 0.26 | 0.16 | 0.25 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 1606.69 |
| Wooldridge test | | | | 0 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | 0 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

**Tabla A.10. Resultados de las regresiones econométricas para México.
Muestra completa**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|---------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| Q de Tobin | -0.013** [0.006] | -0.009 [0.007] | -0.011* [0.006] | 0.027*** [0.009] | 0.017** [0.007] | 0.004 [0.005] |
| Rentabilidad anual | 1.712*** [0.199] | 3.009*** [0.253] | 2.367*** [0.222] | 2.486*** [0.395] | 1.321*** [0.281] | 1.745*** [0.200] |
| Crec. Ventas | 0.252*** [0.017] | 0.245*** [0.013] | 0.243*** [0.013] | 0.191*** [0.009] | 0.189*** [0.009] | 0.196*** [0.007] |
| TAL | -0.025 [0.074] | 0.111 [0.075] | 0.058 [0.071] | 0.056 [0.079] | -0.016 [0.071] | 0.008 [0.048] |
| Vol. ventas | -0.084* [0.050] | -0.042 [0.041] | -0.059 [0.039] | 0.008 [0.037] | -0.053 [0.036] | -0.004 [0.031] |
| TAL*Vol. Ventas | 0.147 [0.385] | -0.295 [0.245] | -0.101 [0.240] | -0.459** [0.230] | 0.02 [0.214] | -0.122 [0.174] |
| Constante | 0.025** [0.013] | -0.042*** [0.015] | -0.005 [0.016] | -0.079*** [0.006] | 0.003 [0.018] | -0.012 [0.012] |
| Observaciones | 2790 | 2790 | 2790 | 2697 | 2790 | 2789 |
| Número de firmas | 93 | 93 | 93 | 92 | 93 | 92 |
| R2 | 0.17 | 0.18 | 0.16 | 0.15 | 0.16 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 1567.77 |
| Wooldridge test | | | | 0 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | 0 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

**Tabla A.11. Resultados de las regresiones econométricas para México.
Empresas pequeñas**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|---------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Q de Tobin | 0.013 [0.017] | 0.022 [0.015] | 0.021 [0.014] | 0.055*** [0.021] | 0.045*** [0.016] | 0.015 [0.011] |
| Rentabilidad anual | 1.647*** [0.425] | 2.285*** [0.447] | 2.069*** [0.422] | 0.918 [0.686] | 0.79 [0.518] | 1.567*** [0.347] |
| Crec. Ventas | 0.191*** [0.032] | 0.193*** [0.027] | 0.190*** [0.026] | 0.134*** [0.021] | 0.144*** [0.020] | 0.162*** [0.015] |
| TAL | -0.151 [0.150] | -0.119 [0.208] | -0.181 [0.194] | -0.061 [0.174] | -0.059 [0.158] | 0.123 [0.097] |
| Vol. ventas | -0.158* [0.091] | -0.09 [0.079] | -0.131* [0.077] | -0.015 [0.069] | -0.067 [0.068] | 0.011 [0.052] |
| TAL*Vol. Ventas | 0.631 [0.592] | 0.006 [0.521] | 0.432 [0.494] | -0.306 [0.424] | 0.15 [0.392] | -0.473 [0.290] |
| Constante | 0.029 [0.027] | -0.014 [0.030] | -0.01 [0.040] | -0.011 [0.012] | -0.009 [0.041] | -0.006 [0.023] |
| Observaciones | 573 | 573 | 573 | 539 | 573 | 570 |
| Número de firmas | 34 | 34 | 34 | 31 | 34 | 31 |
| R2 | 0.17 | 0.16 | 0.17 | 0.09 | 0.15 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 314.24 |
| Wooldridge test | | | | 0 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | 0.04 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

**Tabla A.12. Resultados de las regresiones econométricas para México.
Empresas grandes**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|---------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| Q de Tobin | -0.017* [0.010] | -0.015 [0.014] | -0.019* [0.011] | 0.031* [0.016] | 0.005 [0.013] | 0.001 [0.009] |
| Rentabilidad anual | 1.428*** [0.420] | 2.628*** [0.603] | 1.651*** [0.454] | 2.635*** [0.877] | 1.400** [0.654] | 1.689*** [0.445] |
| Crec. Ventas | 0.288*** [0.036] | 0.286*** [0.023] | 0.282*** [0.023] | 0.220*** [0.016] | 0.216*** [0.016] | 0.227*** [0.013] |
| TAL | 0.191 [0.204] | 0.247* [0.147] | 0.214 [0.134] | 0.206 [0.149] | 0.037 [0.135] | -0.124 [0.100] |
| Vol. ventas | -0.022 [0.129] | -0.064 [0.081] | -0.033 [0.078] | 0.016 [0.076] | -0.087 [0.076] | -0.047 [0.067] |
| TAL*Vol. Ventas | -0.562 [1.070] | -0.619 [0.498] | -0.585 [0.488] | -0.737 [0.458] | -0.061 [0.434] | -0.193 [0.370] |
| Constante | 0.02 [0.028] | -0.02 [0.031] | 0.022 [0.025] | -0.106*** [0.013] | 0.027 [0.034] | 0.033 [0.022] |
| Observaciones | 1058 | 1058 | 1058 | 1019 | 1058 | 1058 |
| Número de firmas | 39 | 39 | 39 | 39 | 39 | 39 |
| R2 | 0.15 | 0.16 | 0.15 | 0.17 | 0.14 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 556.09 |
| Wooldridge test | | | | 0 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | 0 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

**Tabla A.13. Resultados de las regresiones econométricas para Venezuela.
Muestra completa**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| Q de Tobin | 0.149*** [0.043] | 0.206*** [0.045] | 0.190*** [0.043] | 0.184*** [0.053] | 0.161*** [0.047] | 0.125*** [0.030] |
| Rentabilidad anual | 0.614 [0.717] | 0.106 [0.720] | 0.339 [0.661] | 0.975 [1.020] | 0.983 [0.716] | 0.994** [0.418] |
| Crec. Ventas | 0.060** [0.031] | 0.065** [0.027] | 0.061** [0.026] | 0.004 [0.019] | 0.003 [0.018] | 0.01 [0.011] |
| TAL | 0.141 [0.362] | 0.149 [0.215] | 0.158 [0.209] | -0.034 [0.254] | -0.075 [0.198] | -0.275 [0.176] |
| Vol. ventas | -0.145** [0.059] | -0.157*** [0.055] | -0.147*** [0.054] | -0.117* [0.068] | -0.155** [0.061] | -0.107*** [0.032] |
| TAL*Vol. Ventas | 0.723 [0.592] | 0.591* [0.313] | 0.596* [0.308] | 0.746 [0.508] | 1.082*** [0.316] | 1.207*** [0.217] |
| Constante | -0.098*** [0.036] | -0.118*** [0.040] | -0.117** [0.052] | -0.161*** [0.019] | -0.097* [0.056] | -0.100*** [0.025] |
| Observaciones | 412 | 412 | 412 | 388 | 412 | 412 |
| Número de firmas | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 |
| R2 | 0.137 | 0.15 | 0.13 | 0.05 | 0.13 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 65.52 |
| Wooldridge test | | | | 0 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | 0.51 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

**Tabla A.14. Resultados de las regresiones econométricas para Venezuela.
Empresas pequeñas**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Q de Tobin | 0.245*** [0.044] | 0.220*** [0.062] | 0.245*** [0.060] | 0.195** [0.076] | 0.239*** [0.080] | 0.174*** [0.059] |
| Rentabilidad anual | 4.299*** [0.684] | 5.953*** [1.485] | 4.299*** [1.063] | 10.610*** [3.103] | 5.219*** [1.659] | 4.779*** [1.336] |
| Crec. Ventas | 0.035 [0.046] | 0.039 [0.041] | 0.035 [0.042] | 0.007 [0.035] | -0.005 [0.036] | 0.011 [0.033] |
| TAL | -1.497*** [0.553] | -1.291*** [0.485] | -1.497*** [0.481] | -1.594*** [0.527] | -1.847*** [0.523] | -1.635*** [0.448] |
| Vol. ventas | -0.538*** [0.130] | -0.499*** [0.138] | -0.538*** [0.136] | -0.349** [0.151] | -0.504*** [0.155] | -0.488*** [0.126] |
| TAL*Vol. Ventas | 5.335*** [1.612] | 5.007*** [1.439] | 5.335*** [1.400] | 3.441** [1.510] | 5.289*** [1.502] | 5.011*** [1.232] |
| Constante | -0.076 [0.049] | -0.113* [0.061] | -0.076 [0.061] | -0.170*** [0.044] | -0.039 [0.087] | -0.044 [0.067] |
| Observaciones | 133 | 133 | 133 | 128 | 133 | 133 |
| Número de firmas | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 |
| R2 | 0.351 | 0.35 | 0.35 | 0.24 | 0.34 | |
| Prob > F | 0 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0.03 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 34.37 |
| Wooldridge test | | | | 0.03 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | 1 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

**Tabla A.15. Resultados de las regresiones econométricas para Venezuela.
Empresas grandes**

| | OLS | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS |
|---------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| Q de Tobin | 0.044 [0.077] | 0.042 [0.100] | 0.041 [0.090] | 0.088 [0.112] | 0.069 [0.090] | 0.038 [0.072] |
| Rentabilidad anual | 0.439 [0.930] | -1.744 [1.487] | -0.445 [1.022] | -1.414 [1.958] | 0.627 [1.061] | 0.794 [0.787] |
| Crec. Ventas | 0.058 [0.065] | -0.039 [0.065] | 0.003 [0.063] | -0.046 [0.077] | -0.016 [0.059] | 0.014 [0.036] |
| TAL | 0.890** [0.424] | 1.207*** [0.365] | 1.050*** [0.345] | 0.577 [0.569] | 0.596 [0.375] | 0.378 [0.338] |
| Vol. ventas | 0.062 [0.116] | 0.088 [0.190] | 0.077 [0.159] | 0.052 [0.204] | 0.03 [0.164] | -0.046 [0.088] |
| TAL*Vol. Ventas | -0.923 [0.596] | -1.410* [0.752] | -1.194* [0.701] | -0.018 [1.239] | -0.09 [0.826] | 0.115 [0.789] |
| Constante | -0.297*** [0.071] | -0.315** [0.121] | -0.302*** [0.115] | -0.394*** [0.076] | -0.295** [0.123] | -0.249*** [0.074] |
| Observaciones | 81 | 81 | 81 | 70 | 81 | 81 |
| Número de firmas | 11 | 11 | 11 | 11 | 11 | 11 |
| R2 | 0.161 | 0.21 | 0.13 | 0.08 | 0.13 | |
| Prob > F | 0.04 | | | | | |
| Prob > F - [HINO] | | 0 | | | | |
| Prob > chi2 - [HETER.] | | | | | | 0 |
| Log likelihood | | | | | | 8.53 |
| Wooldridge test | | | | 0.08 | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | | 0.12 | | | |

Nota: Errores estándar entre corchetes. *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo al 1%.

7 Anexo 2. Concentración-poder de mercado y distribución funcional del ingreso

7.1 Introducción

A lo largo del cuerpo principal del capítulo IV de la obra, se ha demostrado, teórica y empíricamente, la influencia de la volatilidad macroeconómica sobre la dinámica diferencial de la inversión entre pequeñas y grandes empresas de diversos países latinoamericanos.

Desde las contribuciones clásicas de Marx [1867](1994) hasta los estudios más recientes de Crotty (1993), es bien sabido que este tipo de asimetría genera una progresiva concentración del aparato productivo a través de un proceso de “competencia fratricida”.

Lo que es menos evidente, y requiere de una evaluación específica para el caso latinoamericano, es que dicha concentración (o poder de mercado asociado a una mayor volatilidad) repercute efectivamente sobre el margen de beneficios (como teóricamente demuestran Kalecki, [1938]1971; o Sen y Dutt, 1995) y, consecuentemente, sobre la participación de los trabajadores en la distribución funcional del ingreso (tal como sostienen Kalecki, 1938a; o Taylor, 1991).

Debido a la acotada disponibilidad de información al respecto para la mayor parte de los países de la región, el principal objetivo de este anexo consiste en presentar una evaluación preliminar de la hipótesis v del presente capítulo para el caso específico de la economía argentina, en donde la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO) ha constituido un espacio de investigación permanente en lo que al análisis de la concentración industrial se refiere.⁷ En este sentido, los estudios de Azpiazu, Basualdo y sus colaboradores examinan directa o indirectamente el grado de monopolio (o poder de mercado) a partir de algún indicador de concentración de la estructura productiva (tal como el índice de Hirschman-Herfindahl), enfoque consistente con el paradigma “estructura-conducta-performance” popularizado por Bain (1956).

⁷ Ver, por ejemplo, Azpiazu y Khavisse (1983), Azpiazu y Basualdo, (1989), Basualdo y Khavisse (1993), Basualdo (1995), Azpiazu (1998), Basualdo (2000), Azpiazu y Basualdo (2001), o Azpiazu, Basualdo y Khavisse (2004).

Más allá de la innovación y originalidad de tales investigaciones, son escasas las referencias que pueden encontrarse en las mismas al respecto de la relación existente entre estructura de mercado (grado de competencia) y distribución funcional del ingreso. Intentando cubrir parte de este vacío, se implementa a continuación un enfoque teórico-metodológico original para evaluar la incidencia del grado de monopolio sobre la participación de los asalariados en el PBI argentino entre 1994 y 2005.

7.2 Marco teórico

Uno de los aportes poskeynesianos más relevantes para la temática aquí examinada consiste en haber recuperado la tradición iniciada por Marx [1867] (1994), Luxembourg [1913] (2003) y Lenin [1916] (1948) en lo que respecta a la relación entre poder de mercado y distribución funcional del ingreso. Las diversas contribuciones de Kalecki y Robinson resultan particularmente esclarecedoras para comprender que, allí donde la norma es la concentración del mercado y la competencia imperfecta, habrá necesariamente explotación de la mano de obra y, consecuentemente que, cuanto mayor sea el grado de monopolio, menor será la participación de los asalariados en el nivel de producción.

Partiendo del concepto de grado de monopolio originariamente desarrollado por Lerner (1934):

$$\mu = \frac{p - m}{p} \quad (\text{A.1})$$

Donde, μ denota el grado de monopolio empresarial, p los precios fijados por las empresas y m los costos marginales de producción en el corto plazo, la visión kaleckiana tradicional plantea que la participación de los capitalistas en el ingreso (B/Y) depende positivamente de dos variables cruciales (ver Kalecki, [1938]1971): el grado de monopolio y el cociente entre el valor bruto de producción y el ingreso (T/Y):

$$\frac{B}{Y} = (\mu) \frac{T}{Y} \quad (\text{A.2})$$

Por su parte, adoptando una perspectiva microeconómica que perfecciona la crítica de Sraffa (1925) a la teoría marshalliana de los precios, Robinson [1933] (1946) sostiene que, al levantar el supuesto de competencia perfecta en el mercado de bienes, existirá una explotación monopólica de la mano de obra proporcional a la diferencia existente entre el valor y el ingreso del producto marginal del factor trabajo.

Por tanto, aún cuando prevalezcan condiciones competitivas en el mercado de factores, el supuesto sobre la elasticidad precio de la demanda de bienes resulta esencial para definir el grado de explotación monopólica.

"[...] El grado que alcance la explotación de los factores dependerá de la elasticidad de la demanda de los bienes [...] la razón del ingreso marginal al precio es igual a $(\varepsilon - 1/\varepsilon)$, donde ε es la elasticidad de la demanda. Resulta, por tanto, que cuanto menor sea la elasticidad precio de la demanda para los distintos bienes, mayor será el grado de explotación".

Joan Robinson [1933] (1946): 362

En pos de corroborar la validez para el caso argentino de la hipótesis compartida por Kalecki y Robinson (la existencia de una relación negativa entre poder de mercado y participación de los asalariados en el PBI), se describe a continuación la base de datos y la metodología utilizada para efectuar el análisis empírico.

7.3 Base de datos y metodología

Desde un punto de vista teórico, la relación existente entre grado de monopolio y distribución funcional del ingreso es bastante sencilla e intuitiva. Sin embargo, la aproximación empírica de dicha relación

involucra un problema esencial: el grado de monopolio no es una variable directamente observable. Es por ello que la misma debe ser aproximada mediante algún otro indicador que, correlacionado directa o indirectamente a través de ciertos supuestos teóricos, permita dar cuenta de la evolución de la variable latente.⁸

La mayor parte de los estudios empíricos más recientes utiliza algún tipo de indicador de la movilidad intersectorial de capitales como variable proxy del poder de mercado.⁹ Bajo la hipótesis clásica de que, en una economía predominantemente competitiva (que no tiende a una progresiva concentración de la producción), la movilidad de los capitales reguladores asegura que los diferenciales de rentabilidad entre sectores y firmas desaparezcan rápidamente, este enfoque plantea que el poder de mercado es inversamente proporcional al grado de persistencia de las rentabilidades relativas.¹⁰

La metodología estándar para este enfoque consiste en utilizar diversos estimadores de panel a efectos de obtener los coeficientes de una ecuación autorregresiva para la rentabilidad relativa de cada firma, focalizando el análisis sobre el coeficiente relacionado al primer rezago de la variable dependiente (persistencia de corto plazo) y sobre el resultado del test F relacionado a la significatividad de los efectos individuales (heterogeneidad individual no observable asociada a los diferenciales de rentabilidad relativa de largo plazo entre las distintas firmas del panel).

⁸ En el seno del presente trabajo, la evaluación empírica de la relación existente entre grado de monopolio y distribución funcional del ingreso requiere conocer las hojas de balance de las firmas que cotizan en Bolsa. Para ello, se ha elaborado una base de datos de panel que contiene información contable (de frecuencia trimestral y expresada en dólares corrientes) proveniente de diversas empresas que cotizan en el Mercado de Valores de la Ciudad de Buenos Aires, cubriendo el período 1994-2005 con 2.209 observaciones finales para 71 firmas. Por su parte, para construir la serie de distribución funcional del ingreso, se utilizó como *proxy* de la participación de los asalariados en el PIB a una serie combinada que, surge de los estudios de Lindenboim y otros (2005) y Féliz y Pérez (2004). Es dable mencionar que esta variable no incluye los ingresos de cuentapropistas. Finalmente, las estadísticas recientemente difundidas por la Dirección de Cuentas Nacionales del Ministerio de Economía y Producción de la República Argentina permitirán el desarrollo futuro de un análisis de sensibilidad de los resultados aquí obtenidos a partir de una *proxy* más apropiada para la variable distributiva.

⁹ El enfoque de las elasticidades (desarrollado, entre otros, por Bresnahan, 1982, Porter, 1983, Baker y Bresnahan, 1988, o Scheffman y Spiller, 1987), no implementado en la presente investigación, puede verse como una aproximación alternativa para el análisis empírico del grado de monopolio, tal y como enfatiza Motta (2004).

¹⁰ Como referencias obligadas para esta perspectiva ver Mueller (1986, 1990), Schohl (1990), Goddard y Wilson (1999), o Glen y otros (2001).

Formalmente, el modelo a estimar es el siguiente:

$$\begin{aligned} & (EBITDA_{i,t} - \overline{EBITDA}_t) \\ & = \rho(EBITDA_{i,t-1} - \overline{EBITDA}_{t-1}) + \mu_i + v_t \end{aligned} \quad (A.3)$$

donde los sub-índices i y t identifican la firma y la fecha, $EBITDA_i$ es la tasa de rentabilidad de la firma i antes de impuestos, intereses y amortizaciones, \overline{EBITDA} es el promedio simple (entre las distintas firmas) de la misma variable (de manera que $(EBITDA_{i,t} - \overline{EBITDA}_t)$ es la rentabilidad relativa de la firma i en el momento t).

En la ecuación (A.3), el coeficiente autorregresivo ρ es el parámetro de interés, representando al grado de persistencia promedio (entre las firmas) de las rentabilidades relativas examinadas, en tanto que las constantes individuales μ_i (estimadas por efectos fijos o efectos aleatorios) dan cuenta de los diferenciales de largo plazo en dichas rentabilidades. Finalmente, v_t representa los errores de estimación del modelo.

Siguiendo un procedimiento de triangulación metodológica (o análisis de sensibilidad), se compararon los resultados obtenidos a partir de efectos aleatorios (RE), efectos fijos (FE), efectos fijos con corrección por autocorrelación (FE-AR), efectos aleatorios con corrección por autocorrelación (RE-AR) y mínimos cuadrados generalizados (GLS-FE y GLS-RE).¹¹

Adicionalmente, como chequeo de robustez complementario, se examinó la persistencia de las rentabilidades relativas a través de los

¹¹ La idea de examinar los resultados de distintos estimadores, en lugar de elegir un estimador en particular en base a los resultados de una secuencia de tests de especificación, radica en la debilidad de los tests en contextos de muestras pequeñas y la invalidez de los mismos cuando sus supuestos subyacentes (usualmente restrictivos) no son aplicables a la muestra en cuestión. En efecto, aún cuando se apliquen: 1) el test de Hausman (1978) para chequear la consistencia del estimador de efectos aleatorios, 2) el test de Wooldridge para examinar la existencia de correlación serial, 3) el test de Wald modificado para evaluar la existencia de heterocedasticidad (ver Green, 2000), o 4) el test de significatividad global de los efectos individuales (o heterogeneidad individual no observable), no es posible afirmar con certeza cuál de los estimadores es el más apropiado debido a que cada uno de los tests previamente mencionados presenta diversos problemas y debilidades (ver al respecto, Grandes, Panigo y Pasquini, 2007b). Es por ello que en la sección empírica se aplicó un análisis de sensibilidad que hizo posible diferenciar los resultados robustos de los inestables. Para más detalles acerca de los distintos estimadores ver el anexo del capítulo 1 y la sección 3 del presente capítulo.

coeficientes de autocorrelación tradicionales (Pearson y Spearman) y las matrices de transición construidas a partir de la evolución temporal de la pertenencia de las distintas firmas a los grupos de baja, media y elevada rentabilidad (definidos a partir de los percentiles 25 y 75 de la distribución de rentabilidades relativas para cada momento del tiempo).

Una vez examinada la robustez de los resultados, se construyó una serie de tiempo para el coeficiente ρ a través de la estimación rolling (con ventanas móviles de 16 trimestres) de la ecuación (A.3), utilizando el estimador de panel más apropiado según los diversos tests de especificación (no por ello, desconociendo que dichos tests tienen bajo poder para muestras pequeñas y que, por lo tanto, posteriores investigaciones deberían incluir un análisis de sensibilidad adicional que permita obtener series rolling de ρ en base a otros estimadores de panel).

En una instancia final, se estimó la siguiente ecuación:

$$\left(\frac{WL}{PBI}\right)_t = a + \rho_{t,t-16}^{roll} + ct + I_t^{crisis} + \xi_t \quad (A.4)$$

a efectos de explicar la evolución de la participación de los asalariados en el producto $\frac{WL}{PBI}$ en función de la estimación rolling de ρ ($\rho_{t,t-16}^{roll}$), una constante (a), una tendencia (t) y una variable dummy para el período 2002-2005 (I_t^{crisis} , fase aguda de la crisis y años posteriores).

7.4 Resultados empíricos

Siguiendo los preceptos metodológicos previamente descriptos, se presentan inicialmente los resultados econométricos correspondientes a la estimación de la ecuación (A.3) para distintos sub-períodos históricos: pre-crisis (1994-1998), crisis (1999-2002) y expansión post-crisis (2003-2005).

Tabla A.16. Estimación de la persistencia de las rentabilidades relativas de los capitales reguladores. Resultados para el período expansivo pre-crisis (1994-1998)

| | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS-FE | GLS-RE |
|---------------------------|-------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| EBITDA(relativo)t-1 | 0,055 [0,036] | 0,248*** [0,034] | -0,175*** [0,036] | -0,086** [0,035] | 0,120*** [0,035] | 0,259*** [0,035] |
| Constante | 0,0001 [0,002] | 0,0001 [0,002] | 0,0001 [0,002] | 0,0001 [0,004] | -0,004 [0,004] | 0,0001 [0,001] |
| Observaciones | 809 | 809 | 753 | 809 | 806 | 806 |
| Firmas | 56 | 56 | 53 | 56 | 53 | 53 |
| R2 | 0,003 | 0,06 | 0,03 | 0,06 | | |
| Prob > F - [HINO] | 0 | | | | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | 0 | | | | |
| Log likelihood | | | | | 1882,27 | 1749,75 |
| Prob > chi2 - [HETERO] | | | | | 0 | |
| Test de Wooldridge | | | 0 | | | |

Nota: en todos los casos la variable dependiente es la rentabilidad relativa (EBITDA relativo) de las firmas, calculado como el EBITDA de cada una de ellas en t menos el EBITDA promedio de todas las firmas en t. Los errores estándar de las estimaciones se presentan entre corchetes debajo de los coeficientes respectivos. ***significa que la variable es significativa al 1% y **que lo es al 5%.

Tabla A.17. Estimación de la persistencia de las rentabilidades relativas de los capitales reguladores. Resultados para el período de crisis (1999-2002)

| | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS-FE | GLS-RE |
|---------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| EBITDA(relativo)t-1 | 0,225*** [0,035] | 0,470*** [0,031] | -0,223*** [0,034] | -0,135*** [0,033] | 0,195*** [0,031] | 0,478*** [0,029] |
| Constante | 0,0001 [0,002] | 0,0001 [0,002] | -0,001 [0,002] | 0,0001 [0,005] | 0,0001 [0,019] | 0,001 [0,001] |
| Observaciones | 973 | 973 | 906 | 973 | 973 | 973 |
| Firmas | 67 | 67 | 67 | 67 | 67 | 67 |
| R2 | 0,043 | 0,19 | 0,05 | 0,19 | | |
| Prob > F - [HINO] | 0 | | | | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | 0 | | | | |
| Log likelihood | | | | | 2183,21 | 2079,54 |
| Prob > chi2 - [HETERO] | | | | | 0 | |
| Test de Wooldridge | | | 0 | | | |

Nota: en todos los casos la variable dependiente es la rentabilidad relativa (EBITDA relativo) de las firmas, calculado como el EBITDA de cada una de ellas en t menos el EBITDA promedio de todas las firmas en t. Los errores estándar de las estimaciones se presentan entre corchetes debajo de los coeficientes respectivos. ***significa que la variable es significativa al 1%.

Tabla A.18. Estimación de la persistencia de las rentabilidades relativas de los capitales reguladores. Resultados para el período de expansión pos-crisis (2003-2005)

| | FE | RE | FE-AR | RE-AR | GLS-FE | GLS-RE |
|---------------------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| EBITDA(relativo)t-1 | 0,065 [0,048] | 0,643*** [0,034] | -0,131** [0,053] | 0,372*** [0,042] | 0,147*** [0,042] | 0,665*** [0,032] |
| Constante | 0,0001 [0,002] | 0,0001 [0,003] | 0,0001 [0,002] | 0,0001 [0,004] | 0,124*** [0,029] | -0,005*** [0,001] |
| Observaciones | 426 | 426 | 362 | 426 | 425 | 425 |
| Firmas | 64 | 64 | 63 | 64 | 63 | 63 |
| R2 | 0,005 | 0,45 | 0,02 | 0,45 | | |
| Prob > F - [HINO] | 0 | | | | | |
| Prob > chi2 - [FE vs. RE] | | 0 | | | | |
| Log likelihood | | | | | 1102,21 | 989,51 |
| Prob > chi2 - [HETERO] | | | | | 0 | |
| Test de Wooldridge | | | 0 | | | |

Nota: en todos los casos la variable dependiente es la rentabilidad relativa (EBITDA relativo) de las firmas, calculado como el EBITDA de cada una de ellas en t menos el EBITDA promedio de todas las firmas en t. Los errores estándar de las estimaciones se presentan entre corchetes debajo de los coeficientes respectivos. ***significa que la variable es significativa al 1% y **que lo es al 5%.

El primer resultado general que se destaca, es el rechazo de la hipótesis nula, de que todas rentabilidades relativas promedio de largo plazo sean iguales a cero (la Prob > F - [HINO] es siempre igual a 0), de manera que no puede rechazarse la hipótesis alternativa de que existen diferenciales de largo plazo en las tasas de rentabilidad de las empresas examinadas.

Este primer indicio de poder de mercado (o barreras a la entrada) para todos los sub-períodos se complementa con el hallazgo de que, en base a la mayoría de los estimadores, el coeficiente de persistencia de las rentabilidades relativas (ρ) es positivo y significativamente distinto de cero.

Este resultado, sin embargo, es mucho más relevante para el período de crisis. Por el contrario, durante las expansiones, la persistencia de las rentabilidades relativas pareciera reducirse (siendo ello especialmente cierto para el período pre-crisis).

A partir de un análisis de sensibilidad inter-estimador, pareciera que el poder de mercado de las firmas ha crecido tendencialmente desde 1994 en adelante.

Sin embargo, debido a que los resultados econométricos de las tablas A.16 a A.18 son particularmente sensibles al método de estimación (especialmente para el período post-crisis), se presentan a continuación dos enfoques alternativos (aunque menos rigurosos) para el análisis de la persistencia de las rentabilidades relativas de las firmas. El primero de ellos (ver tabla A.19) consiste en estimar los coeficientes de (auto)-correlación de Pearson y Spearman (recordando que este último involucra la estimación de un coeficiente de autocorrelación ordinal) para la variable EBITDA relativa. A mayor correlación, mayor indicio de poder de mercado.

El segundo enfoque (ver tabla A.20) radica en evaluar las probabilidades de transición de las firmas entre grupos alternativos de rentabilidad relativa definidos por los percentiles 25 y 75 de la función de distribución de las observaciones de dicha variable (de manera que quedan establecidos tres grupos de rentabilidad relativa: alta, media y baja). A mayor probabilidad general de transición, menor indicio de poder de mercado.

Tabla A.19. Coeficiente de (auto)-correlación del indicador de rentabilidad relativa

| Período | PERSON | SPEARMAN |
|-----------|--------|----------|
| 1994-1998 | 0,249 | 0,266 |
| 1999-2002 | 0,439 | 0,352 |
| 2003-2005 | 0,674 | 0,657 |

Nota: el coeficiente de Pearson mide simplemente la correlación entre la rentabilidad relativa en t y la reportada en $t-1$, mientras que el coeficiente de Spearman mide la misma correlación, pero no respecto del nivel de la serie, sino del ranking derivado de la misma para cada momento del tiempo en relación al que se obtuvo en el período anterior.

Tabla A.20. Probabilidades trimestrales promedio de transición entre distintos grupos de rentabilidad relativa

| Período | Rent. Baja (t+1) | Rent. Promedio (t+1) | Rent. Elevada (t+1) | |
|-----------|--------------------|----------------------|---------------------|------|
| 1994-1998 | Rent. baja (t) | 0,59 | 0,29 | 0,12 |
| | Rent. promedio (t) | 0,16 | 0,71 | 0,14 |
| | Rent. Elevada (t) | 0,15 | 0,30 | 0,55 |
| | Prob. general | | 0,19 | |
| 1999-2002 | Rent. baja | 0,64 | 0,28 | 0,08 |

| | | | | |
|-----------|----------------|------|------|------|
| | Rent. promedio | 0,14 | 0,69 | 0,17 |
| | Rent. elevada | 0,12 | 0,30 | 0,58 |
| | Prob. general | | 0,18 | |
| 2003-2005 | Rent. baja | 0,73 | 0,21 | 0,06 |
| | Rent. promedio | 0,28 | 0,61 | 0,11 |
| | Rent. elevada | 0,11 | 0,21 | 0,68 |
| | Prob. general | | 0,16 | |

Nota: en las distintas celdas se presentan las probabilidades trimestrales promedio de transición desde un grupo de rentabilidad relativa en t a otro en $t+1$ (nótese que por ello, las probabilidades sólo suman 1 a nivel horizontal). En el grupo rentabilidad baja se incluyen a todas las observaciones con una rentabilidad relativa inferior a -0.02 . Las observaciones correspondientes a rentabilidades relativas superiores o iguales a -0.02 e inferiores a 0.02 (los percentiles 25 y 75 de la distribución, respectivamente) se agrupan en la categoría de rentabilidad promedio. Finalmente, las observaciones con rentabilidades relativas iguales o superiores a 0.02 están comprendidas en el grupo de rentabilidad elevada.

Como se observa en las tablas precedentes, los enfoques estadísticos alternativos al análisis econométrico reproducen en gran medida los resultados de las tablas A.16, A.17 y A.18, con una evolución de la persistencia de las rentabilidades relativas que aumenta con la crisis, para luego seguir creciendo durante el último período.

Para obtener una estimación más precisa de la dinámica de nuestra variable de interés (poder de mercado, aproximado por la persistencia de las rentabilidades relativas) se ha re-estimado de manera rolling (con ventanas móviles de 16 trimestres) la ecuación (A.3) a partir del estimador más robusto según los diversos tests de especificación (el GLS-FE).

Al obtener las estimaciones rolling de la persistencia de las rentabilidades relativas, se aprecia que la variable proxy del grado de monopolio crece fuertemente desde 1999 hasta fines del 2002, para luego decaer levemente. De esta manera, aunque decreciente en los últimos años, el poder de mercado promedio para el período 2003-2005 es significativamente superior al que se reporta para el resto de la muestra. Entre otras causas, ello pareciera explicarse por la devaluación real de fines de 2001 (que, al proteger la economía argentina de la competencia externa, ha generado un contexto propicio para el desarrollo de prácticas no competitivas) y el fuerte incremento de la volatilidad que se aprecia entre los años 2000 y 2003. Por otra parte, conforme a las predicciones de Kalecki (contraciclicidad del poder de mercado) y las hipótesis del presente capítulo (relación positiva

entre volatilidad y poder de mercado), el estable y sostenido crecimiento de la economía en los últimos años del período aquí analizado ha reducido el grado de monopolio (aunque no pareciera ser aún suficiente como para alcanzar los niveles de competencia pre-crisis). Una vez discutidas las características más salientes de la dinámica del grado de monopolio, se pueden examinar de manera más adecuada los resultados de las diversas estimaciones econométricas de la ecuación (A.4). En la tabla A.21 se reportan los coeficientes y estadísticos más relevantes al respecto:

Tabla A.21. Resultados de las estimaciones alternativas para el modelo de distribución funcional en base al grado de monopolio. Argentina, 1998-2005

| | (1) | (2) | (3) |
|------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| Grado de monopolio | -0,288*** [0,038] | -0,118*** [0,018] | -0,519*** [0,120] |
| Constante | 0,343*** [0,006] | 0,469*** [0,041] | -0,833 [0,889] |
| <i>Dummy</i> crisis | | -0,039*** [0,006] | -0,132*** [0,022] |
| Tendencia | | -0,001*** [0,0003] | -0,002 [0,006] |
| Observaciones | 30 | 30 | 28 |
| R ² | 0,67 | 0,95 | 0,91 |
| DW | 0,62 | 1,29 | 1,94 |
| Prob. F test | 0 | 0 | 0 |
| Prob. LM test | | | 0,99 |
| Prob. Jarque-Bera test | | | 0,74 |
| Prob. ARCH test | | | 0,35 |

Nota: la variable dependiente es la participación de los asalariados en el PBI. El grado de monopolio se obtiene a partir de una estimación rolling (con ventanas móviles de 16 trimestres) de la ecuación (3), guardando para cada ventana muestral el coeficiente correspondiente al primer rezago de la variable dependiente y generando así una serie de tiempo para utilizar como variable explicativa. La diferencia entre la columna (2) y la columna (3) radica en que en esta última, la ecuación (4) ha sido re-expresada en logaritmos (para interpretar los coeficientes como elasticidades) y corregida por un término adicional AR (2). Los errores estándar de las estimaciones se presentan entre corchetes debajo de los coeficientes respectivos. ***significa que la variable es significativa al 1%.

En términos generales, se aprecia que el ajuste de la ecuación (A.4) a los datos es bastante preciso (ver el R^2), especialmente en la especificación logarítmica de la columna (3). Con esta especificación, no solamente el grado de monopolio resulta particularmente significativo para explicar la participación de los asalariados en el PBI (con una elasticidad de -0,52), sino que los diversos tests de especificación parecieran indicar que la ecuación no padece los problemas econométricos tradicionales (no significatividad de las variables explicativas, autocorrelación de los errores, heterocedasticidad y no normalidad de los residuos).

De esta manera, y remarcando que la escasez de observaciones induce a la precaución en la interpretación de los resultados, pareciera que la mayor parte de la caída en la participación de los asalariados en el producto que se aprecia entre fines de 2001 y fines de 2003 (período de mayor incremento en la volatilidad del PBI) estaría explicada por un fuerte aumento del grado de monopolio: por cada incremento del 1% en esta última variable, la participación de los asalariados en el producto se reduce un 0,52%.

7.5 Conclusiones

En las páginas precedentes, se ha presentado un conjunto de evidencia empírica de carácter preliminar que pareciera validar la relevancia de la hipótesis v del presente capítulo: cuando crece la volatilidad, aumenta el poder de mercado (e.g. período 2000-2003 en Argentina), y con él, la participación de los capitalistas en la distribución funcional del ingreso.

Como resultado principal de diversos análisis de sensibilidad, se obtiene una relación robusta entre poder de mercado y distribución funcional del ingreso que pareciera explicar hasta un 90% de la varianza de esta última variable, con una elevada (y negativa) “elasticidad monopolio” de la participación de los trabajadores en el producto.

Aún así, y dada la necesidad de un análisis más detallado de la misma relación para otros países de la región, los resultados encontrados para el caso argentino no pueden ser generalizados para el conjunto de países de América Latina. El nexo volatilidad-poder de mercado-distribución funcional del ingreso requiere así un esfuerzo de investigación aplicada considerable a los efectos de evaluar más precisamente la significatividad del canal evocado para la relación volatilidad-desigualdad.

Síntesis y conclusiones generales

A lo largo de la obra se ha intentado demostrar tanto la relevancia de la volatilidad macroeconómica para el análisis distributivo en Argentina y América Latina, cuanto las fortalezas y debilidades de los esquemas teóricos existentes para identificar cuáles son los distintos canales que operan en esta relación. No obstante ello, el principal aporte de la investigación desarrollada ha consistido en recuperar la idea rectora de que la sociedad no premia a los ricos por aventureros sino que castiga a los pobres por débiles, para con ella examinar el vínculo existente entre riesgo–desigualdad desde un enfoque alternativo al paradigma (aún hoy) dominante de las diferencias igualadoras.

En las siguientes páginas, se presentan las contribuciones más relevantes de los distintos capítulos al conocimiento de las causas que determinan la relación entre volatilidad macroeconómica y distribución (funcional y personal) del ingreso en la región, con una evaluación preliminar acerca del correlato de dichas contribuciones con el desarrollo de una agenda de investigación pertinente para la implementación de las medidas de política más apropiadas (que se describe hacia el final del presente capítulo).

En este contexto, y luego de un breve prefacio en el cual se anticipan los lineamientos ontológicos, epistemológicos y metodológicos de la investigación, el cuerpo principal de la obra se compone de los capítulos I a IV que se describen a continuación.

1 Síntesis y conclusiones del capítulo I

En lo que respecta a la motivación y relevancia del trabajo, el capítulo I combina el análisis distributivo de Deininger y Squire (1996), Londoño y Székely (1997), Salama (1998 y 1999) y de Ferranti y otros (2004), con i) los hallazgos en materia de volatilidad macroeconómica de Gavin y Hausmann (1996), Agénor, McDermott y Pra-

sad (2000), Caballero (2000), Perry (2003), y Aizenman y Pinto (2004); y ii) los resultados econométricos derivados de una base de datos de panel internacional, con información temporal y de corte transversal sobre la distribución personal del ingreso y sus determinantes en los distintos países del mundo, entre 1950 y 2005.

De tal combinación, se obtiene que:

1. la relación entre volatilidad y desigualdad, para el período estudiado, resultó positiva y significativa, especialmente en Argentina y América Latina, el lugar más inestable e inequitativo del mundo;
2. esta región, es la única en la cual se verifica un incremento concomitante del riesgo sistémico y la desigualdad entre la década del '60 y fines de los '90;
3. la significatividad de la relación examinada es particularmente robusta a distintas especificaciones funcionales (bivariadas y multivariadas) y a la utilización de diversos estimadores econométricos de panel;
4. en comparación con un conjunto de regresores adicionales (desigualdad educativa, desigualdad en la tenencia de la tierra, apertura comercial, crecimiento, tipo de cambio real, etc.) la volatilidad macroeconómica pareciera ser el principal determinante de la varianza temporal de la distribución del ingreso, aún cuando su relevancia para explicar los diferenciales distributivos de corte transversal es mucho más limitada.

En definitiva, si bien los factores relacionados a la distribución de los activos productivos parecieran mantener su preponderancia como determinantes estructurales por excelencia (entre países: varianza en corte transversal) de la desigualdad, la volatilidad macroeconómica aparece como una variable clave para el análisis distributivo de tipo coyuntural (varianza intertemporal). En efecto, contribuye a entender por qué la distribución del ingreso se ha vuelto más o menos regresiva en cada país, fundamentalmente en América Latina.

El argumento tradicional para explicar esta relación positiva entre volatilidad y desigualdad, se deriva de la teoría smithiana de las diferencias igualadoras: “una mayor volatilidad incrementaría la desigualdad al exacerbar los diferenciales de ingreso entre tímidos (aversos al riesgo) y aventureros. Más precisamente, la hipótesis es

que una mayor dispersión de los retornos esperados reduciría significativamente el conjunto de oportunidades de inversión valoradas por los agentes ‘cautelosos’, en tanto que sólo ejercería un efecto marginal sobre las decisiones de inversión de los más audaces (quienes finalmente desarrollarían las actividades más rentables y se harían de los beneficios asociados)”.

Aunque compartido por diversos exponentes de las más variadas escuelas de pensamiento (Adam Smith [1776]1994, Ricardo, [1817]2001; Marx [1867]1994; Marshall, [1890]1990; Keynes, [1936]2001; Friedman, 1953b y Becker, [1964]1993; entre muchos otros), este argumento pareciera ser refutado por la evidencia empírica disponible, sobre todo por aquella que proviene de América Latina.

En una serie de estudios que examinan las características, el comportamiento y diversas relaciones existentes en (y entre) los mercados bursátiles latinoamericanos, Grandes, Panigo y Pasquini (2006, 2007a y 2007b) demuestran que:

- a). los retornos de las acciones son independientes de la volatilidad idiosincrásica. Controlando por diversos factores usualmente ignorados, los resultados demuestran que no existe “premio por riesgo” en dichos mercados; y
- b). los retornos relativos de los índices bursátiles tampoco exhiben una correlación significativa de corte transversal (entre países) con el riesgo relativo de los mismos. Para el período 1990-2004, el MERVAL (Argentina) fue el índice más volátil de la región, pero el más rentable fue el BOVESPA (Brasil), en tanto que el índice menos volátil fue el IPSA (Chile) y el menos rentable el IBC (Venezuela).

De manera complementaria, el capítulo I incluye un análisis original (para América Latina) de la relación riesgo-rentabilidad a partir de las hojas de balance de las firmas, examinando las tasas de rentabilidad del patrimonio neto (ROE) en lugar de los retornos de mercado de las acciones (que no tienen por qué coincidir, ni moverse conjuntamente, si los mercados de capitales no son eficientes).

Confirmando los resultados precedentes, el análisis econométrico (de corte transversal, que incluye 954 observaciones -1 por empresa- para la muestra completa, 82 para Argentina, 321 para Brasil, 226 para Chile, 51 para Colombia, 119 para México, 123 para Perú y 32

para Venezuela) confirma que la relación entre riesgo (desvío estándar del ROE, 1990-2005) y rentabilidad (ROE promedio, 1990-2005) para América Latina es negativa (a excepción de Venezuela, en donde la relación no resulta significativamente distinta de cero). Estos resultados sostienen la existencia de un “premio por cautela” en lugar del tradicional “premio por riesgo”. En otras palabras, las empresas latinoamericanas más rentables son también las que reportan una menor volatilidad de sus beneficios.

Finalmente, los datos provenientes de las encuestas permanentes de hogares de la región parecieran convalidar los resultados obtenidos a nivel firma. En efecto, el análisis de los microdatos disponibles para 17 países de América Latina confirma que 1) los ricos no solamente ganan más, sino que cuentan con ingresos más estables, 2) y que allí donde la brecha de ingresos es más grande (i.e. Bolivia, Jamaica y Panamá), el riesgo relativo que enfrentan los pobres (en relación al que sufren los ricos) es mucho mayor.

Al igual que en el caso de las firmas, la evidencia empírica asociada al período de análisis muestra la existencia de un “premio por cautela” a nivel hogar (o relación negativa entre el nivel de ingresos per cápita y su coeficiente de variación), que contradice nuevamente la hipótesis principal del (aquí denominado) argumento tradicional para el vínculo volatilidad-desigualdad.

Para explicar esta contradicción, existe un conjunto de versiones modificadas (à la Lakatos) del argumento tradicional que permitirían explicar el impacto positivo de la volatilidad sobre la desigualdad, en un contexto de “premio por cautela de corte transversal”, a costa de suponer que quienes obtienen menores retornos/ingresos

1. no maximizan beneficios ni utilidad (ver al respecto Marshall [1890]1990; Marschak, 1938; o Boyer, 2003a y b); o
2. se dejan llevar por hábitos y costumbres (ver Kahn, 1935; Galbraith, 1938; Becker, 1962b; o Boyer 2003b); o
3. son extremadamente sensibles a factores extraeconómicos (ver Marshall [1890]1990; Akerlof y Yellen, 1985; y Ben-Ner y Putterman, 1998); o
4. son amantes al riesgo (ver Zuleta, 2006); o
5. tienen funciones de utilidad à la Friedman-Savage (1948) y su nivel de ingreso medio está incluido en el rango convexo de dicha función; o

6. tienen funciones de utilidad à la Kahneman y Tversky (1979), convexa en el tramo –supuestamente– relevante de sus funciones de utilidad (preponderancia de retornos esperados negativos); o bien
7. no pueden calcular correctamente las probabilidades asociadas a los distintos retornos de las diversas oportunidades de inversión (ver Smith [1776]1994; o Sargent, 1993).

Alternativamente, estas explicaciones asumen que los resultados “contraintuitivos” (para la teoría paradigmática) hallados para América Latina (“premio por cautela”), para el período 1990-2005, se deben a que los agentes con carteras de inversión poco rentables (generalmente los pobres) son: i) “raros” (i.e. amantes al riesgo, con preferencias complicadas e inconsistentes); ii) “irracionales” (i.e. no maximizan y se dejan llevar por impulsos, hábitos o factores extra-económicos); o iii) relativamente “infradotados” (i.e. no calculan correctamente las probabilidades asociadas a los distintos estados de la naturaleza).

Luego de examinar en detalle las debilidades lógicas de este tipo de explicaciones, el capítulo I continúa con la contribución más importante: el argumento alternativo al enfoque paradigmático convencional en lo que respecta a la relación volatilidad-desigualdad. Como hipótesis general para el nuevo argumento, se postula que: “Allí donde los mercados son competitivos y existe una movilidad factorial significativa, la teoría de las diferencias igualadoras resultará la más apropiada para explicar la correlación positiva entre volatilidad y desigualdad. Sin embargo, en la mayor parte de los mercados (en los cuales predomina la competencia imperfecta), esta correlación no podrá explicarse sino desde un enfoque alternativo, en el cual la volatilidad macroeconómica genera barreras a la entrada (trabas a la competencia, principalmente à la Steindl, aunque fundacionalmente asociadas a la idea knightiana de que la incertidumbre reduce la competencia) y, por lo tanto, mayores (y más persistentes) rentas de monopolio, con su consecuente impacto sobre la distribución del ingreso”.

Esta hipótesis general, se articula con una serie de hipótesis específicas que permiten delinear la estructura final de la obra en torno al objetivo de construir “un esquema teórico alternativo, basado en la evidencia empírica latinoamericana, en el cual la relación volatilidad-desigualdad no se explique unívocamente por el supuesto de que

toda sociedad está dispuesta a premiar a los “aventureros” por asumir la mayor parte del riesgo existente”.

2 Síntesis y conclusiones del capítulo II

Luego de la Presentación General, el capítulo II describe el estado de las artes en lo que respecta a la relación entre volatilidad macroeconómica y distribución del ingreso, con un agregado contextual acerca de los determinantes de la desigualdad en Argentina y América Latina que han sido históricamente destacados por la literatura especializada.

Con la evidencia empírica proveniente de diversos estudios emblemáticos (entre los cuales se destacan los trabajos de Deininger y Squire, 1996; Londoño y Székely, 1997; Banco Interamericano de Desarrollo, 1998; Morley, 2000; y de Ferranti y otros, 2004) se examina inicialmente la incidencia de la desigualdad en América Latina, tanto en términos comparativos con el resto del mundo, cuanto en lo que respecta a la evolución de la misma a lo largo del tiempo (y su alcance diferencial al interior de la región entre los distintos países que la componen).

Profundizando el análisis de la sección 2 del capítulo I, los resultados de los primeros apartados del capítulo II son lo suficientemente robustos como para afirmar que: i) América Latina es la región más desigual del mundo; ii) la distribución del ingreso ha empeorado aún más en las últimas décadas; y iii) tanto la intensidad cuanto la dinámica de la desigualdad son bastantes heterogéneas al interior de la región, aunque en los últimos 20 años se aprecia cierto proceso de convergencia, con los países otrora más igualitarios (i.e. Argentina, Nicaragua, Uruguay, entre otros) volviéndose cada vez más polarizados (a excepción de Cuba, que mantiene intertemporalmente su estatus de país más equitativo de la región).

Posteriormente, con datos obtenidos de diversos estudios más específicos (que focalizan su análisis sobre algún aspecto en particular de la desigualdad en América Latina), la sección empírica del capítulo II incluye una evaluación de los determinantes de la distribución del ingreso en la región, diferenciando raíces históricas de factores con-

temporáneos, dividiendo a su vez estos últimos entre variables tradicionales y volatilidad macroeconómica.

En lo que respecta a las raíces históricas de la inequidad latinoamericana, los trabajos más importantes en nuestro análisis han sido los de Sokoloff y Robinson (2004), Acemoglu, Johnson y Robinson (2002); Engerman y Sokoloff (1994, 2000), Glade (1996), Engerman, Haber y Sokoloff (2000) y Frankema (2006). En todos ellos, el factor en común es la relevancia que se le otorga a las instituciones post-coloniales (incluyendo el peso de la iglesia católica) como herramientas de reproducción de las desigualdades políticas y económicas gestadas a partir del “descubrimiento” de América.

El conjunto de determinantes estructurales de la distribución del ingreso en América Latina se completa con la desigualdad en la tenencia de la tierra. Los estudios examinados, parecieran mostrar al respecto que los países de la región no solamente son los más desiguales en términos de ingreso per cápita, sino también en aquello que atañe a la propiedad y el usufructo del factor fijo por excelencia. Aún hoy, y a diferencia de lo que se aprecia en Europa o América del Norte, el latifundio pareciera ser el tipo de explotación agrícola y ganadera representativa en América Latina. Sin embargo, la evidencia empírica regional no pareciera validar la hipótesis de que la tendencia regresiva en la distribución del ingreso (de los últimos 40 años) pueda explicarse por un incremento en la desigualdad de la tenencia de la tierra.

En las últimas décadas, las causas estructurales de la desigualdad latinoamericana se han reforzado con la emergencia de una serie de factores contemporáneos particularmente regresivos a nivel regional. Los trabajos de Thomas, Wang y Fan (2001, 2003) y Ferreira (2004), constituyen la base neurálgica para evaluar el impacto distributivo de la desigualdad educativa.

En primer lugar, se aprecia que los países latinoamericanos tienen una distribución del “capital humano” mucho más inequitativa que la de Europa, Oceanía o América del Norte, aunque más igualitaria que la de África y Asia (con indicadores lentamente convergentes a los que se reportan en diversos países europeos).

Los resultados obtenidos conducen a la hipótesis de que, pudiendo ser importante para explicar diferencias distributivas de corte transversal (entre países y regiones), el capital humano no pareciera constituir un factor relevante para dar cuenta de la evolución temporal de

la distribución del ingreso en América Latina (al interior de cada país), a menos que se demuestre (algo que no se ha podido corroborar en la presente obra) la existencia de un incremento tal del “premio por educación” que llegue a sobre-compensar la caída secular de la desigualdad educativa a nivel regional.

Un segundo factor de relevancia contemporánea para la distribución del ingreso en América Latina es el crecimiento económico. Testeando la significatividad de distintos tipos modelos (i.e. à la Kuznets, 1955; estructuralistas o à la Heckscher, [1919]1950, y Ohlin, 1933), autores como Morley (2000), Leamer y otros (1998), Furtado (1976) o Bielschowsky (2006) no parecieran llegar a un consenso en torno a la especificación funcional más apropiada para la relación crecimiento-desigualdad.

En efecto, según el autor y el período examinado, la evidencia empírica regional pareciera fundamental, contradictoria y alternativamente, que dicha relación es no lineal, no significativa, positiva o negativa, es decir, absolutamente todas las alternativas posibles. De esta manera, no resulta factible establecer robusta y precisamente cuál es el verdadero impacto del crecimiento sobre la distribución del ingreso en América Latina.

En lo que respecta al rol distributivo de la desregulación comercial y financiera, los resultados parecieran ser más contundentes. Para el análisis de esta relación en América Latina, los trabajos más relevantes que se examinan en el capítulo II son los de Wood (1997), Lora y Olivera (1998), Ocampo y Taylor (1998), Ganuza, Paes de Barros y Vos (2001), Taylor y Vos (2001) y de Ferranti y otros (2004).

Más allá de algunas defensas aisladas, la mayoría de los trabajos examinados pareciera coincidir en que la liberalización conjunta de las cuentas corriente y de capital ha empeorado significativamente la distribución del ingreso en la región, tanto por efectos à la Heckscher [1919](1950), y Ohlin (1933), cuanto por la complementariedad del capital con (solamente) el trabajo calificado.

Una vez finalizada la evaluación de las hipótesis tradicionales acerca de los determinantes contemporáneos (o no estructurales) de la desigualdad latinoamericana, la primera parte del capítulo II finaliza con una evaluación acerca del espacio y la relevancia otorgados por la literatura existente al análisis de la volatilidad macroeconómica como variable explicativa de la distribución del ingreso en América Latina.

Sorpresivamente, se observa que para la región más volátil y desigual del mundo (ver tabla 1, en la sección 2 del capítulo I), la relación volatilidad-desigualdad prácticamente no ha sido examinada con aplicaciones empíricas robustas.

Entre los pocos estudios que abordan incipientemente la temática, se destacan los trabajos de Lustig (1995), Glewwe y Hall (1998), Behrman, Birdsall y Székely (2001), Gollin (2002), Székely (2003) y Laursen y Mahajan (2004).

Todos estos estudios afirman que la volatilidad macroeconómica explica buena parte de la varianza observada en la distribución del personal del ingreso. Sin embargo, solamente uno de ellos (Laursen y Mahajan, 2004) brinda algún tipo de intuición económica al respecto, (sin embargo resulta contradictorio con la evidencia empírica que presenta para el caso latinoamericano).

Entre los restantes trabajos, tenemos a quienes señalan que el rol distributivo de la volatilidad se relaciona con la teoría de las diferencias igualadoras (Gollin, 2002), quienes solamente brindan los resultados de las estimaciones econométricas sin mayores detalles (Behrman, Birdsall y Székely, 2001; o Székely, 2003), y quienes parecieran confundir el impacto distributivo de la volatilidad con los efectos de las crisis sobre la distribución del ingreso.

En definitiva, poca evidencia empírica y menos intuición aún para una relación que, como se demostrara en la sección 2 del capítulo I, no solamente es de primer orden, sino que pareciera ser la más relevante (junto a la relación existente entre desigualdad, inflación y tipo de cambio real) para comprender la variación intertemporal de la desigualdad en América Latina.

En la segunda parte del capítulo II se presenta la sección teórica del estado de las artes acerca de la relación examinada. En esta sección se extiende el análisis esquemáticamente expuesto en la tabla 7, sección 3 del capítulo I, al desarrollar una evaluación mucho más exhaustiva de las principales características de los modelos teóricos contemporáneos (con lo cual se deja de lado, para no repetir lo expuesto en dicho capítulo, el análisis de la versión original de la teoría de las diferencias igualadoras) que intentan explicar la relación existente entre volatilidad y distribución personal y funcional del ingreso. Por un lado, se encuentran los modelos estocásticos, línea de investigación que toma como base la ley de los efectos proporcionales (propuesta por Gibrat, 1931) que establece la posibilidad de derivar

distribuciones no degeneradas cuando existen factores de refracción. Esta idea fue inicialmente popularizada por Kalecki (1945), y más recientemente refinada mediante un conjunto de modelos elaborados por Piketty (1999) y Bertola (1999). En todos estos modelos (con modificaciones marginales), la dispersión interpersonal asintótica de los ingresos depende positivamente de la volatilidad de los shocks aleatorios y del coeficiente de autocorrelación (o persistencia) de los ingresos individuales.

El aporte kaleckiano se concentra en delimitar la dispersión asintótica de los ingresos mediante ciertos mecanismos reguladores-estabilizadores (que reducen la autocorrelación de los shocks) que dependen, en esencia, de las fuerzas intrínsecas que dinamizan al sistema de producción capitalista.

Piketty (1999) propone evaluar las implicancias del nexo volatilidad-desigualdad en un modelo formal que incorpora explícitamente el papel de las transferencias intergeneracionales de riqueza (herencias). Teniendo esta idea en mente, su principal aporte consiste en demostrar analíticamente que la volatilidad de las remuneraciones no solamente aumenta la desigualdad en relación a la distribución personal del ingreso, sino también sobre la distribución de la riqueza.

Entre otros aportes, la extensión propuesta por Bertola (1999) se orienta al análisis de los cambios operados en el nexo volatilidad-desigualdad ante la incorporación de restricciones al endeudamiento de los agentes económicos. En caso de que los retornos a la inversión sean aleatorios (encontrándose sujetos a *shocks* idiosincrásicos), el modelo desarrollado por Bertola conduce exactamente a las mismas conclusiones de Gibrat (1931).

Por otra parte tenemos los modelos smithianos de segunda generación, que generalizan la idea del “premio por riesgo” de la teoría de las diferencias igualadoras, formalizando los argumentos centrales y aplicándolos a distintos mercados.

Durante los últimos años la relación volatilidad-desigualdad ha recibido una creciente atención, especialmente a partir del auge adquirido por los modelos microfundados al estilo de Bardhan, Gintis y Bowles (1999), Breen y García-Peñalosa (1999), García-Peñalosa y Turnovsky (2001) y Checchi y García-Peñalosa (2003).

En los modelos de Bardhan, Gintis y Bowles (1999) o de Breen y García-Peñalosa (1999), el aumento de la volatilidad macroeconómica se traduce en una caída de la participación relativa de los trabaja-

dores en el PBI (con el consecuente empeoramiento de la distribución funcional del ingreso). Las diferencias de aversión al riesgo entre (serán ex-post) empresarios y trabajadores constituyen el principal motivo que conlleva a incrementar la desigualdad. El aumento del riesgo sistemático implica que una mayor cantidad de individuos (los más aversos al riesgo) decidan desempeñarse como asalariados, ganando en seguridad laboral (en lugar de ser empresarios), pero sacrificando la posibilidad de percibir, en promedio, mayores retribuciones. Si los sectores empresarios ganan más que los asalariados, la elección “conservadora” efectuada por estos últimos agentes – frente a un contexto de riesgo – provocará un aumento de la desigualdad (por el contrario, en ausencia de volatilidad, y hasta tanto no ajusten los niveles salariales a la brecha entre oferta y demanda de trabajadores, todos los agentes elegirían ser empresarios, llevando a un caso de igualdad absoluta). Desde otro punto de vista, el argumento de las diferencias igualadoras -implícito en estos modelos- sostiene que para que los empresarios puedan adoptar decisiones riesgosas (ampliación de la capacidad productiva, por ejemplo), es necesario compensar el riesgo que subyace a dicha elección asegurando la percepción de una rentabilidad más elevada.

El modelo elaborado por García-Peñalosa y Turnovsky (2001) también examina la relación entre volatilidad y distribución funcional del ingreso, pero desde una perspectiva complementaria.

Como principal resultado, los autores remarcan que la participación de los asalariados en el PBI puede aumentar o disminuir con el riesgo, dependiendo de la fuente de volatilidad y de la elasticidad de sustitución entre capital y trabajo prevaleciente en el sector formal de la economía. La posibilidad de contemplar formalmente el origen de la innovación tecnológica, en el sentido de diferenciar si ésta tiene lugar en el sector moderno-formal o en el tradicional-informal, es un aspecto destacable del esquema analítico utilizado por estos autores, como así también el hecho de incorporar tal fuente de heterogeneidad productiva a un modelo de equilibrio general intertemporal.

Finalmente, Checchi y García-Peñalosa (2003) focalizan su análisis en el impacto de la volatilidad sobre la desigualdad a través de sus efectos asimétricos sobre la demanda de capital humano. El resultado más importante es que el umbral mínimo de riqueza inicial requerida para estudiar aumenta a medida que crece la volatilidad macroeconómica. Dicho resultado depende crucialmente de la hipótesis

que: i) la varianza de los ingresos aumenta con el nivel educativo y ii) los agentes cuentan con funciones de utilidad de tipo DARA (decreasing absolute risk-aversion). Puesto en otros términos, cuando la inversión en educación se vuelve más riesgosa, se requiere de una mayor dotación de riqueza inicial para poder estudiar, fenómeno que contribuye a reducir el número de trabajadores calificados. La principal predicción de este modelo es muy simple: las economías más volátiles exhiben una menor cantidad de trabajadores calificados y, consecuentemente, una mayor desigualdad educativa (que luego se traduce en una distribución del ingreso más regresiva).

El problema de los modelos teóricos examinados en esta parte del capítulo II radica en algunos de sus resultados y, principalmente, en la carencia de sustento empírico para la mayor parte de sus premisas generadoras (ver sección 3.2.5 del capítulo II), especialmente aquellas que sostienen que los mercados son perfectamente competitivos, que los agentes deciden libremente entre distintas alternativas de inversión -según los retornos relativos ajustados por riesgo-, que la volatilidad de los ingresos crece con el nivel educativo o que los trabajadores informales, los cuales tienen ingresos más volátiles, ganan más que los trabajadores formales por este motivo.

En definitiva, tanto las hipótesis como los resultados de la literatura existente no parecieran ser lo suficientemente robustos como para dar cuenta de las especificidades del caso latinoamericano en lo que concierne a la relación existente entre volatilidad macroeconómica y distribución personal y funcional del ingreso.

3 Síntesis y conclusiones del capítulo III

El capítulo III examina la misma problemática desarrollada por Checchi y García-Peñalosa (2003), pero desde una óptica más apropiada para el caso latinoamericano. Esto es para confirmar la siguiente hipótesis: “la volatilidad de la economía incrementa las desigualdades educativas, no porque los agentes sean aversos al riesgo y la educación sea un activo riesgoso, sino porque la educación es un activo rentable y seguro. Solo los que tienen la posibilidad de llevar sus estudios sin trabajar pueden beneficiarse, lo cual tiene como con-

secuencia reducir el acceso a la educación en un contexto de aumento de las fluctuaciones económicas”.

Partiendo de los desarrollos teóricos compilados por Laferrère y Wolff (2006), proponemos la construcción de un modelo altruista (one-side, donde los padres se interesan por los hijos), estocástico y de dos períodos, en donde se examina el impacto de la varianza intertemporal de los ingresos (de padres e hijos) sobre las decisiones educativas. Tenemos en cuenta en este modelo los jóvenes pertenecientes a distintas clases sociales (pobres, ricos y clase media), para los cuales las transferencias de los padres a los hijos aparecen absolutamente contingentes.

En base a una serie de hipótesis razonables¹ y revirtiendo el controvertido supuesto de que la volatilidad de los ingresos aumenta con el nivel educativo², la principal contribución del nuevo modelo radica en examinar las decisiones de acumulación de capital humano en un contexto donde:

- i) la volatilidad macroeconómica tiene un impacto asimétrico sobre las decisiones educativas de los jóvenes, según el nivel de riqueza inicial de sus padres; y
- ii) dicho impacto se encuentra (a su vez) canalizado por dos efectos:
 - a. Efecto inversión: análisis estándar de tipo costo-beneficio, a través del cual la volatilidad afecta positivamente a la matrícula educativa debido a la reversión del supuesto de que la varianza intertemporal de los ingresos aumenta con el nivel educativo; y
 - b. Efecto riqueza: a través del cual la volatilidad afecta negativamente al proceso de acumulación de capital humano, debido al incremento del número de hogares con una probabilidad estrictamente positiva de transfe-

¹ Agentes aversos al riesgo, distribución heterogénea de la riqueza, transferencias intergeneracionales contingentes (que dependen de la volatilidad), racionamiento de crédito, irreversibilidad de las decisiones educativas, incompatibilidad del trabajo y el estudio (actividades mutuamente excluyentes), capacidades intelectuales aleatoriamente distribuidas (independientes del nivel de riqueza inicial) y retornos a la educación positivamente correlacionados con las capacidades individuales.

² Supuesto que Checchi y García-Peñalosa (2003) toman de Levhari y Weiss (1974) o Kodde (1986), aún cuando el mismo resulta sumamente contraintuitivo y ha sido rechazado por la evidencia empírica disponible (al menos para América Latina; ver Cruces y Wodon, 2003).

rencias nulas. Nótese que la incorporación del “efecto riqueza” es lo que permite obtener una relación positiva entre volatilidad macroeconómica y desigualdad educativa sin tener que recurrir al controvertido supuesto según el que los trabajadores más educados enfrentan ingresos más volátiles.

El argumento implícito en el modelo es muy sencillo: dada la aversión al riesgo de los agentes y de la hipótesis -alternativa al paradigma- de una varianza intertemporal de los ingresos que decrece con el nivel de educación (efecto inversión) demostramos que a medida que aumenta la volatilidad, la educación se vuelve más atractiva para todos los jóvenes (resultado exactamente opuesto al de Checchi y García-Peñalosa, 2003). Este primer resultado es especialmente significativo para quienes cuenten con mayores capacidades, debido a la correlación positiva entre ésta característica y el retorno esperado de la educación. Sin embargo, algunos de los jóvenes no podrán beneficiarse del sistema educativo (aunque quisieran), porque una mayor volatilidad aumenta significativamente la probabilidad de que sus padres no puedan transferirles dinero en el estado malo de la naturaleza. Estos jóvenes no serán otros que los de la clase media. Para los pobres (ya excluidos, incluso con volatilidad igual a cero) como para los ricos (quienes nunca dejarán de percibir transferencias), el efecto negativo de la volatilidad sobre las decisiones educativas es completamente irrelevante.

En definitiva, los principales resultados del nuevo modelo pueden describirse sintéticamente como:

1. Mientras que las capacidades intelectuales requeridas para educarse disminuyen con la volatilidad, el nivel de riqueza mínimo indispensable para tomar la decisión de educarse aumenta de manera considerable.
2. De esta manera, el impacto de volatilidad sobre la acumulación de capital humano de jóvenes pertenecientes a distintas clases sociales es particularmente heterogéneo;
 - 2.1. Las decisiones de los hijos de familias pobres no son influenciadas por la magnitud de las fluctuaciones cíclicas (nunca pueden acceder a la educación aunque

- muchos así lo deseen, independientemente del nivel de volatilidad);
- 2.2. En el caso de las familias ricas, (dado que no existe un “efecto riqueza” significativo), la preponderancia del “efecto inversión” implica que cuánto mayor es el nivel de volatilidad, mayor cantidad de jóvenes ricos decidirán educarse (algunos de los cuales no tendrán verdadero talento y que en contextos estables decidirían no estudiar); y
 - 2.3. Para los jóvenes de clase media, tanto el “efecto riqueza” como el “efecto inversión” resultan relevantes. Aunque el primero tiende a predominar sobre el segundo, de manera que la relación entre volatilidad y acumulación de capital humano deviene estrictamente negativa (por lo que alguno de ellos renuncian a estudiar a pesar de presentar capacidades naturales para hacerlo).
 3. Si se asume que el logaritmo de la riqueza se distribuye de manera normal (supuesto habitual a la Kalecki, 1945), el impacto negativo de la volatilidad sobre la clase media sobre compensa (en términos de educación) al efecto positivo de aquella sobre las decisiones educativas de los ricos. De manera que el stock agregado de capital humano disminuye con la volatilidad.
 4. Al trabajar solamente con dos categorías de capital humano (los que estudian y los que no), la desigualdad educativa se encuentra inversamente relacionada con el stock agregado de dicho capital, de forma tal que la relación que se deriva del modelo entre aquella variable y la volatilidad macroeconómica es claramente positiva.

A modo de corolario, nótese que la volatilidad macroeconómica no solamente reduce la demanda de capital (aumentando las desigualdades en materia de educación), sino que también genera un efecto de tipo “*crowding-out*”. Efectivamente podemos señalar la sustitución de jóvenes capaces de clase media (que quedan fuera del sistema educativo por el “efecto riqueza”) por jóvenes menos competentes pertenecientes a clases sociales elevadas (que “toman el lugar” de sus congéneres más capacitados de clase media por el “efecto inversión”).

Este efecto “crowding-out” posee tanto connotaciones éticas como económicas. Implica, en efecto, que la productividad media del capital humano de dos países (con igual porcentaje de personas educadas) diferirá de acuerdo al nivel de volatilidad. Allí donde la economía es más estable, el capital humano será más productivo (porque habrá sido acumulado por jóvenes más pobres, pero más capaces que los que tienen acceso a la educación en otros países más afectados por los efectos de la volatilidad).

A los efectos de testear la validez del resultado (la relación positiva entre volatilidad y desigualdad educativa), concluimos ese capítulo utilizando dos aplicaciones empíricas complementarias para el caso de América Latina.

Desde un enfoque macroeconómico, y utilizando una base de datos de panel para 26 estados de Brasil a lo largo del período 1992-2002, construida con información de cuentas nacionales y de la Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE), los resultados econométricos parecieran demostrar que, a medida que aumenta la volatilidad, el porcentaje de personas con educación superior disminuye, especialmente en aquellos estados con niveles de ingreso relativamente intermedios.

Desde un enfoque microeconómico, y construyendo una base de datos de panel para 28 aglomerados urbanos de Argentina (entre 2001 y 2003), extraído de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH/INDEC), se observa que la volatilidad de ingresos de los padres (especialmente de la madre) es una variable clave para explicar la transición del secundario a la universidad de los hijos, especialmente para el caso de las familias de clase media. A mayor volatilidad, menor transición de este tipo. Encontramos por el contrario una mayor transición desde el secundario hacia mercado de trabajo.

Tal resultado empírico -aunque preliminar- pareciera dar cierto sustento a la hipótesis de que la volatilidad contribuye a aumentar la desigualdad educativa no por la existencia de una especie de premio por riesgo (que habría de pagarse a quienes decidan estudiar), sino porque a mayor magnitud de las oscilaciones cíclicas, mayor será la probabilidad de que algunos jóvenes (los de clase media) no se beneficien de las transferencias de dinero por parte de sus padres y que, por lo tanto, no se beneficien del financiamiento necesario para poder estudiar (en el estado malo de la naturaleza). Este resultado, tiene el mérito de poder derivarse de un modelo en el cual la educación no

es considerada como una inversión riesgosa (por el contrario, resulta la inversión más rentable y segura de la economía). La educación no disuade a los “tímidos” y precavidos, sino que resulta de más difícil acceso para los jóvenes de clase media, a medida que la volatilidad de la economía aumenta.

4 Síntesis y conclusiones del capítulo IV

Una vez examinado el “canal educativo” de la relación volatilidad-desigualdad, el capítulo IV presenta una evaluación de la hipótesis según la cual: “la volatilidad percibida por el sector empresario (tanto financiero como no financiero) podría causar (en el sentido débil de Hicks) una mayor concentración en la producción a través de sus efectos asimétricos sobre los incentivos a invertir y la distribución del crédito. En economías con agentes heterogéneos y racionamiento endógeno, a medida que la incertidumbre aumenta la demanda de bienes de capital disminuye (sobre todo porque la aversión al riesgo es mayor) y la probabilidad de obtener un crédito se reduce (efecto particularmente significativo para las firmas con pocos colaterales disponibles). Teniendo en cuenta que la riqueza (o el tamaño de la firma) se relaciona negativamente con el coeficiente de aversión al riesgo y positivamente con la cuantía de colaterales disponibles, observamos en efecto que, a través de la concentración de la inversión, la volatilidad macroeconómica conduce a un aumento del poder de monopolio en el mercado de bienes con su consecuente impacto negativo sobre la distribución funcional del ingreso”.

La hipótesis enunciada se articula en torno a las siguientes proposiciones:

- i) la volatilidad macroeconómica afecta tanto al nivel cuanto a la distribución de la inversión;
- ii) el impacto negativo del riesgo sobre la demanda efectiva de bienes de capital será tanto mayor cuanto menor sea el tamaño de la firma;
- iii) dicho impacto se descompone en dos efectos: un efecto directo (que se explica por la preponderancia de funciones de utilidad de tipo DARA), y otro indirecto (concentración del

- crédito por exacerbación de asimetrías informativas, el cual no requiere del supuesto de agentes aversos al riesgo); y
- iv) el efecto asimétrico de la volatilidad sobre la inversión de las firmas, en un contexto fuertemente marcado por la heterogeneidad del sistema financiero al interior de la región, será tanto más significativo allí donde exista menor profundidad financiera y mayor incertidumbre sistémica.

Dentro del canal directo, existen dos enfoques alternativos: la teoría de la opción real (Dixit y Pindyck, 1994) y la teoría de aversión al riesgo (Sandmo, 1971; Romer, 1994; Aizenman, 1995; y Aizenman y Marion, 1998; entre otros) En lo que respecta al canal indirecto, las referencias bibliográficas más relevantes son Greenwald y Stiglitz (1990), Aizenman y Powell (1997) y Baum, Caglayan y Ozkan (2004). Lamentablemente, ninguno de estos estudios nos brinda una explicación formal de por qué la volatilidad macroeconómica afecta particularmente al proceso de acumulación de capital de pequeñas y medianas empresas.

Entre los trabajos que sí examinan este tipo de asimetría, se destacan los de Lensink, Van Steen y Sterken (2000), Kumar y Francisco (2005) y Galindo y Schiantarelli (2002) por el hecho de arribar a conclusiones diametralmente opuestas.

En el primer caso (Lensink, Van Steen y Sterken, 2000), los autores sostienen que la volatilidad afecta principalmente a las grandes empresas, debido a que el impacto del riesgo sobre las decisiones de inversión es tanto más significativo cuanto más irreversible esta última (con el agregado de que, según los autores, el componente irreversible de la inversión sería más importante en las empresas de mayor tamaño).

En lo que concierne al estudio de Kumar y Francisco (2005), la conclusión más importante, aunque en línea con las proposiciones de la hipótesis principal del capítulo, presenta otro tipo de particularidad. Los autores afirman que la volatilidad macroeconómica afecta principalmente a la inversión de pequeñas y medianas empresas (PyMEs), no porque éstas sean más aversas al riesgo que las grandes, sino porque los bancos perciben que la varianza relativa de las ventas de las PyMEs aumenta de manera notable en contextos volátiles, incrementándose así su probabilidad relativa de default. De esta ma-

nera, los bancos deciden restringir aún más el crédito a las PyMEs, lo cual tiene consecuencias negativas sobre la dinámica de la inversión. Finalmente, Galindo y Schiantarelli (2002) coinciden con Kumar y Francisco (2005) en que la volatilidad macroeconómica y sus impactos negativos afecta sobre todo a la inversión de PyMEs. Pero difieren sutilmente en la explicación. En ambos casos, la volatilidad genera un racionamiento de crédito asimétrico (sólo para las PyMEs), pero para Galindo y Schiantarelli (2002) no está claro a que la varianza relativa de las ventas de las PyMEs aumente en contextos volátiles. Por el contrario señalan que un mayor riesgo sistémico agrava el problema de asimetrías informativas pre-existentes entre los bancos y las PyMEs.

Aún cuando las intuiciones de Kumar y Francisco (2005) o los argumentos de Galindo y Schiantarelli (2002) parecieran ser más apropiados (para Argentina y América Latina) que las hipótesis de Lensink, Van Steen y Sterken (2000), ninguno de estos trabajos fundamenta sus conclusiones en un modelo formal susceptible de mayor transparencia acerca de los supuestos utilizados. Por otra parte, la evidencia empírica que sustenta las conclusiones de estos estudios no pareciera ser lo suficientemente robusta como para explicar el impacto asimétrico (por tamaño de la firma) de la volatilidad sobre la inversión en los distintos países de América Latina.

Es por ello que, combinando los aportes de conceptuales de Smith [1776](1994), Marx, [1867](1994), Kalecki [1938](1971) y Steindl (1945) con algunas contribuciones metodológicas de Markowitz (1952), Bester (1985) y Romer (1994), nosotros permitimos (ver la sección 2 del capítulo IV) presentar una serie de modelos teóricos complementarios de la literatura existente cuya contribución principal descansa en la identificación formal de los tres principales canales a través de los cuales la volatilidad tiene impacto asimétrico en la inversión (lo cual, reduce la competencia y empeora la distribución funcional del ingreso.)

En el primer modelo (una extensión de la teoría de las diferencias igualadoras de Smith [1776]1994; inspirado en las proposiciones de Romer, 1994), la volatilidad tiene el efecto de reducir desproporcionalmente la inversión productiva de las PyMEs, porque se asume que dicha inversión es “riesgosa” y suponemos que la aversión al riesgo decrece paralelamente con el nivel de riqueza (o tamaño) de la firma.

Sin negar que este enfoque tradicional, representativo del canal directo, no se niega ni se enarbola como explicación exclusiva de la relación asimétrica entre volatilidad e inversión. Por tal motivo, se desarrollan dos modelos complementarios que presentan y formalizan al canal indirecto de dicha relación.

En el primero de ellos se aplica un enfoque de composición de portafolio a la Markowitz (1952). Los agentes deciden qué proporción de acciones de empresas grandes y pequeñas mantienen en sus carteras de inversión.

Asumiendo que los agentes son aversos al riesgo, y que todas las acciones tienen el mismo retorno esperado, la misma varianza idiosincrásica y covarianza idiosincrásica negativa (y perfecta). En segundo lugar recurrimos a la hipótesis de que el riesgo relativo total de las acciones PyMEs (varianza de los retornos de las acciones PyMEs en relación a la varianza de los retornos de las acciones de las grandes empresas) aumenta con el riesgo sistémico (supuesto fundamentado en la evidencia empírica, ver Grandes, Panigo y Pasquini, 2007a). Bajo estos supuestos el modelo nos indica que a medida que aumenta la volatilidad se genera una progresiva concentración de los portafolios de inversión en acciones de grandes empresas (algo que puede verse como una formalización –vía mercado de capitales– de las intuiciones de Kumar y Francisco, 2005). De otra manera el riesgo asociado a las PyMEs aumenta en contextos volátiles, que tiene el efecto de reducir la financiación disponible para tales empresas).

El tercer modelo (el segundo de los que analizan el canal indirecto) retoma y formaliza el enfoque de Galindo y Schiantarelli (2002), utilizando una extensión del esquema analítico de Bester (1985) aplicado al caso donde los demandantes de crédito son heterogéneos pero únicamente en lo que respecta al nivel preexistente de colateral. En este modelo:

1. los bancos son competitivos, pero no necesariamente el resto de las firmas;
2. existen asimetrías de información: los bancos no pueden identificar el tamaño de la firma (con lo cual se asume, por simplicidad en esquemas de incertidumbre, la equiproporcionalidad de las mismas en la economía);
3. los bancos ofrecen a sus clientes una curva de contratos óptimos en términos de tasa de interés y colateral requeridos

- (cualquier combinación sobre la curva genera beneficios nulos para los bancos) para que ellos elijan donde situarse en base a sus preferencias,
4. todos los agentes son neutrales al riesgo;
 5. tanto el riesgo como el retorno esperado de las distintas oportunidades de inversión (de empresas no financieras) son idiosincrásicos. Pero, a nivel agregado, no existe diferencia alguna en las funciones de distribución de los retornos que enfrentan pequeñas y grandes empresas.
 6. el valor de recupero del colateral disminuye con la volatilidad;
 7. el costo del financiamiento en el sector informal (el que no pide colateral para prestar pero otorga créditos a tasas muy elevadas) de la economía aumenta con la volatilidad,
 8. la probabilidad de default aumenta con la volatilidad si la tasa de interés requerida es menor que el retorno medio esperado de las firmas;
 9. las grandes empresas tienen los activos apropiados suficientes como para satisfacer sin costo adicional alguno cualquier demanda de colateral de los bancos; y
 10. por el contrario, las PyMEs no cuentan (ex-ante) con ningún tipo de colateral. Para obtenerlo, en caso de necesitarlo, deben obtener primero (antes de tener acceso al sistema financiero formal) un crédito informal (a tasas más elevadas) y con un alto nivel de garantías exigidas por el banco (cuando el monto de colateral exigido por los bancos es elevado, las PyMEs no tienen acceso al crédito).

Nótese que en esta versión extendida del modelo de Bester (1985) no existen diferenciales de riesgo de inversión entre las empresas (ni de preferencias por el riesgo), sino una marcada heterogeneidad en la disponibilidad de colateral. En un contexto de autoselección, las PyMEs elegirán tomar el crédito bancario que asegura el mínimo nivel de colateral requerido. Las grandes empresas, por su parte, optarán por el contrato con la menor tasa posible de interés, aún cuando tengan que ofrecer un colateral muy elevado.

Por otra parte, cuando la volatilidad aumenta, la curva de contratos óptimos de los bancos se modifica. Esto determina, en comparación al escenario precedente, un mayor colateral requerido para cada nivel de la tasa de interés. Para las empresas grandes, el impacto es marginal.

Seguirán pagando la misma tasa y tendrán que otorgar un mayor colateral, (lo cual no les genera mayores costos). Por otro lado, el efecto que implica un mayor riesgo sistémico sobre el acceso al financiamiento de las PyMEs es sustancial. Tanto la tasa como el colateral que se les demanda aumentan con la volatilidad, generando un significativo incremento de los costos financieros. Esto también ha dado lugar al racionamiento del crédito bancario de las PyMEs que no pueden tener acceso al crédito informal para cubrir el colateral que requieren los bancos (en el segmento formal del sistema financiero). En cualquier caso, a mayor volatilidad, mayor el retorno mínimo requerido para que las PyMES tomen el crédito (y acumulen bienes capital). Esto implica que las oportunidades de inversión están dadas en contextos volátiles y buena parte de las PyMEs dejarán de obtener financiamiento para llevar adelante sus proyectos productivos.

Este tipo de barrera a la entrada a la Steindl (1945), combinada con el concepto de competencia fratricida de Marx [1867](1994) y el enfoque distributivo de Kalecki [1938](1971), nos llevan a concluir que, a mayor volatilidad, mayor concentración de la inversión y más importante es el poder de mercado. Lo cual determina un incremento de los beneficios como proporción del PIB.

Aplicando una variación de los enfoques econométricos de Opler y otros (1999) y Glen y otros (2001), el capítulo IV concluye, respectivamente, con un análisis empírico acerca de la relevancia de: i) los distintos canales a través de los cuales la volatilidad podría afectar asimétricamente (según el tamaño de la firma) a la inversión corporativa (generando una mayor concentración del stock de capital), y ii) cuál es la relación existente entre poder de mercado (dinámicamente derivado de la concentración del proceso de acumulación) y distribución funcional del ingreso en la región.

Para el primer caso (relación volatilidad – concentración de la inversión) utilizamos una base de datos de panel única para América Latina, con más de 10000 observaciones por variable, provenientes de las hojas de balance trimestrales de 485 empresas no financieras con oferta pública de acciones en Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela, para el período 1994–2004.

Los resultados de las más de 90 estimaciones econométricas complementarias, indican que las proposiciones que se derivan de los modelos teóricos desarrollados en la sección 2 del capítulo IV solamente se cumplen en sentido estricto para los casos de Argentina y

Venezuela. En Brasil, los resultados concernientes para el canal indirecto reafirman las intuiciones teóricas de dichos modelos. Sin embargo, en lo que concierne al canal directo, los resultados tienen la peculiaridad de ser positivos y no el caso contrario (como se esperaba). Aún así, y vía este canal, la volatilidad pareciera aumentar en mayor proporción la inversión de las grandes empresas que la de las chicas. Esto significa, dados los resultados obtenidos para el canal indirecto, que el riesgo sistémico implicaría también la concentración de la inversión en Brasil.

En lo que respecta a Chile y México, los resultados indican que la volatilidad no pareciera tener efecto alguno sobre el proceso de acumulación de las firmas, tanto a través del canal directo como del canal indirecto, (probablemente porque la volatilidad de las ventas fue mucho menor en estos países que en el resto de los países para el período examinado, sobre todo en Chile).

En lo que se refiere a la demostración final dedicada a la relación entre concentración – poder de mercado y distribución funcional del ingreso, y debido a la escasa información disponible en materia de distribución funcional del ingreso para América Latina, hemos constituido una base de datos más reducida, solamente representativa del caso argentino.

Hemos utilizado en primer lugar estimaciones rolling de panel de un modelo regresivo de rentabilidad relativa (que incluye un análisis de sensibilidad en base a los estimadores FE, RE, FE-AR, RE-AR, GLS-FE y GLS-RE) para más de 2200 observaciones provenientes de las hojas de balance de 56 empresas argentinas con oferta pública de acciones entre 1994 y 2005. Se construyó una serie de tiempo para la variable “concentración - poder de mercado”, aproximada por la persistencia de las rentabilidades relativas de las firmas (siguiendo el enfoque teórico desarrollado por Mueller, 1986, 1990; Schohl, 1990; y Goddard y Wilson, 1999, entre otros).

En una segunda instancia, la estimación rolling del “concentración-poder del mercado”, se combinó con una serie de tiempo para la participación de los asalariados en el PBI de Argentina (proveniente de la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales, Ministerio de Economía y Producción de la Nación) y un conjunto de variables dummies (para depurar los efectos de outliers y quiebres estructurales del régimen). Se estima por primera vez para el caso argentino, el impacto del “poder de mercado” sobre la distribución funcional del ingreso en dicho

país (incluyendo, nuevamente, un análisis de la sensibilidad de los resultados a la utilización de diversos estimadores econométricos y distintas especificaciones de la forma funcional: lineal vs. logarítmica). En términos generales, y más allá de las particularidades de ciertos “hallazgos” específicos derivados del análisis de sensibilidad, se aprecia que la variable proxy de “concentración-poder de mercado”:

- a) se correlaciona positivamente con la volatilidad. Las dos variables presentan un fuerte y concomitante incremento, particularmente entre 2001 y 2003;
- b) explica (según el estimador y la forma funcional, y todas las variables dummies) entre un 60 y un 90% de la varianza observada en distribución funcional del ingreso en Argentina (entre 1998 y 2005), con una “elasticidad monopolio” de la participación de los asalariados en el producto de -0.51 .

Estos resultados, aunque preliminares y sujetos a diversas limitaciones (muestra pequeña, variables omitidas, endogeneidad, variables proxies alternativas, etc.), dan cuenta de la relevancia del canal examinado en el capítulo IV. En efecto, y aún cuando la relación entre poder de mercado y distribución funcional del ingreso deba ser revalidada con ejercicios similares para los otros países de la región, la evidencia empírica disponible pareciera corroborar la hipótesis según la cual, a mayor volatilidad, mayor asimetría en el proceso inversión (al menos para ciertos países de América Latina). Este último elemento genera una concentración dinámica del aparato productivo (desarrollo de monopolios), con una progresiva degradación de la participación de los trabajadores en el PIB.

5 Resultados generales y sus implicancias para las recomendaciones de política económica

En resumen, los resultados obtenidos a lo largo de los distintos capítulos de la obra parecieran rechazar la hipótesis tradicional de que el impacto de la volatilidad macroeconómica sobre distribución del ingreso en Argentina y América Latina (como en cualquier otra parte del mundo) se debe fundamentalmente a la existencia de preferencias

heterogéneas en un contexto acorde a los supuestos de la teoría de las diferencias igualadoras (ver capítulos I y II).

Los modelos teóricos aquí desarrollados y la escasa evidencia empírica disponible para la región, contribuyen a construir un esquema analítico alternativo en donde la volatilidad es un factor de incremento de la desigualdad, no porque exista un premio por riesgo, sino porque genera múltiples y persistentes barreras a la entrada en los mercados mas rentables.

Ya sea en la inversión en capital humano, o en el proceso de acumulación de capital físico, la presente obra ha intentado demostrar que la volatilidad macroeconómica incrementa el nivel de riqueza inicial requerido (en forma de herencia o colateral, según el caso) para poder invertir en los activos más rentables de la economía, aún cuando el riesgo no esté correlacionado positiva sino negativamente con la educación (ver capítulo III) e incluso si los agentes no son aversos sino neutrales al riesgo (ver capítulo IV). En nuestro país y América Latina, la sociedad no les paga voluntariamente a los más “aventureros”, estos teóricamente están preparados para asumir el riesgo. Ella más bien castiga a los más débiles imponiéndoles tareas desagradables, riesgosas y mal pagas. En este contexto, la volatilidad no hace otra cosa que exacerbar la asimetría de poder existente, incrementando la desigualdad en la distribución del ingreso a través de la gran concentración de la inversión física y educativa.

Es por ello que la estabilidad macroeconómica debiera ser uno de los objetivos más importantes en las agendas de gobierno de los distintos países de la región. Pero para reducir la volatilidad, es necesario identificar inicialmente cuáles son sus causas y qué tipo de medidas podrían implementarse para lograr tal objetivo.

Fuera del alcance de la presente obra, (y como motivación para futuras investigaciones) ha de señalarse que pese a la enorme cantidad de literatura que intenta identificar los elementos determinantes de la volatilidad en América Latina (ver Aizenman y Pinto, 2004), son muy pocos los acuerdos alcanzados al respecto.

En primer lugar, los organismos internacionales de crédito no parecieran ponerse de acuerdo acerca de cuáles son las causas más relevantes para explicar el excesivo riesgo sistémico a nivel regional.

"We found that nearly 1/3 [of macroeconomic volatility] was due to exogenous shocks (terms of trade

are more volatile in Latin America due to concentration in a few commodity exports...), 1/3 to insufficient financial integration and development of domestic financial markets and 1/3 to volatility in macro policies (both fiscal and monetary)."

Guillermo Perry (2003): 3.

"The volatility of growth may be accounted for by the volatility of US real interest rates, intensity of structural reform reversals, and financial liberalization... The three variables account for nearly 40 percent of the variation in output growth volatility..."

Ratna Sahay y Rishi Goyal (2006): 26.

"A recent IMF study finds that over 70 percent of the volatility of real GDP per capita growth in Latin America is due to country-specific shocks, including those from the volatility of macroeconomic policies..."

Anoop Singh (2006): 5 y 13.

Shocks externos o shocks internos, prociclicidad de las políticas monetarias y fiscales, volatilidad de los términos del intercambio, escasa profundidad financiera o reversión de reformas estructurales. Según la institución y los investigadores, los determinantes de la volatilidad varían enormemente y ciertamente no todos con la misma importancia y poder explicativo.

Es importante destacar que esta controversia no solamente se debate en el seno del Fondo Monetario Internacional y el Banco Mundial. Podemos igualmente citar la discusión abierta entre investigadores del CEPA (New York) y del NBER (Cambridge-Massachusetts), en este sentido relacionado con la relación entre liberalización financiera y volatilidad macroeconómica.

"Unmanaged financial markets are too prone to volatility and contagion to provide the stable financial framework necessary for high rates of growth and employment. Instead, a regulated in-

ternational system, operating through a World Financial Authority will create the possibility of securing the benefits of capital mobility, whilst diminishing the costs... Campaigns to rewrite the IMF articles to require full capital market liberalization by all nations, and OECD proposal to write full capital liberalization requirements into a multilateral agreement on investment, are without sound intellectual foundation and should be abandoned."

John Eatwell y Lance Taylor (1998): 28.

"While embodied differently in each country, there are clearly two main common factors behind structural volatility. (a) weak international financial links; and (b) a still limited development of domestic financial markets, particularly for medium and small size firms. Once interacting, these two ingredients not only create volatility but they also generate externalities that require policy intervention."

Ricardo Caballero (2000): 2.

Mientras que los neo-estructuralistas y poskeynesianos sostienen que la liberalización financiera ha originado el aumento de la magnitud de las oscilaciones cíclicas, los economistas más ortodoxos parecieran afirmar exactamente lo contrario.

Una disputa similar, aunque en relación al papel de la competencia imperfecta como determinante de la volatilidad macroeconómica, puede encontrarse entre algunos textos publicados por la Universidad de Chicago y las recientes contribuciones al respecto del CEPREMAP francés.

"Competitive positioning can influence the impact of company-specific shocks. A firm with monopoly power is able to pass on a bigger proportion of any idiosyncratic cost shocks to its consumers. In contrast, a firm acting in a highly competitive industry can be driven out of busi-

ness entirely if costs get much out of line with those of its competitors."

Jose Gaspar y Massimo Massa (2006): 3126.

"Premièrement, la concentration... empêche la diversification des risques. Lorsqu'un choc frappe une entreprise, toute l'économie est concernée (processus qui se renforce à travers la concentration du crédit dans le système financier). De plus, la concentration... entraîne des pratiques monopolistiques..., impliquant une forte rigidité du taux de profit... [qu'] empêche l'ajustement nominal nécessaire pour faire face aux chocs réels... Enfin,... lorsque les moyens de productions sont concentrés, les incitations au développement de comportements stratégiques sont plus fortes... Il ne semble pas très prudent d'écarter l'hypothèse selon laquelle plusieurs crises argentines seraient la conséquence de la prédominance des certaines formes de la concurrence au delà de la forme institutionnelle de l'Etat."

Demian Panigo y Edgardo Torija-Zane (2004): 59.

En este caso preciso, la fuente de disenso proviene de las diferentes acepciones implícitas para el concepto de volatilidad. En el artículo de Gaspar y Massa (2006), el poder de mercado reduce la volatilidad de la tasa de rentabilidad de las firmas, mientras que en el trabajo de Panigo y Torija-Zane (2004, CEPREMAP), la concentración de la producción incrementa la volatilidad macroeconómica (del PBI) a través de diferentes canales.

Finalmente, también existen desacuerdos en torno a la importancia del régimen cambiario como determinante del riesgo sistémico. Mientras que el Fondo Monetario Internacional sostiene que la volatilidad macroeconómica no tiene relación alguna con el régimen cambiario, las investigaciones aplicadas a casos latinoamericanos afirman que los regímenes fijos o cajas de conversión amplifican la magnitud de los shocks más relevantes observados en la zona.

"Other variables—such as the volatility of G-7 growth, volatility of terms of trade, number and intensity of exchange rate regime, public debt burden, capital flows/GDP, trade openness, trade liberalization, and number and intensity of polity changes—are not significantly related with growth volatility"

Ratna Sahay y Rishi Goyal (2006): 27.

"The main reason was the important role played by the extra-union shocks that have affected Argentina. A big proportion of shocks coming from outside the center country continued to be a key reason for avoiding a further increase in the hard peg in the form of full dollarization."

Diego Bastourre, Jorge Carrera, Mariano Féliz y Demian Panigo (2003): 59.

En conclusión, la literatura existente nos provee, sin consenso alguno de carácter general, una larga lista de factores que directa o indirectamente son susceptibles de afectar a la volatilidad de la economía. Los enfoques más tradicionales, destacan el papel de la política fiscal (pro-cíclica y deficitaria), del clima inestable de negocios (cambio de reglas, reversión de reformas estructurales, etc.), de la rigidez del mercado laboral, y de la escasa profundidad financiera. Por el contrario, las interpretaciones más heterodoxas enfatizan la relevancia de la concentración de la estructura productiva (especialización), del grado de monopolio en los distintos mercados, de la volatilidad de los términos del intercambio, del (pequeño) tamaño de los mercados, de la preponderancia de regímenes cambiarios rígidos y de la ausencia de controles de capitales generalizados.

En cualquier caso, la evidencia empírica para la región, para el período analizado, resulta insuficiente como para tomar partido por algún enfoque en particular (o combinación de algunos de sus componentes). Siendo este un objetivo que excede el alcance de la presente obra, nos limitamos a señalar que, para la reducción de la desigualdad en Argentina y América Latina, no solamente resulta necesaria la implementación de medidas destinadas a revertir progresivamente la estructura distributiva de tipo post-colonial (i.e. redistri-

bución de la tierra, mayor representación política y derechos cívicos para los sectores más desprotegidos, acceso gratuito y generalizado a la educación, etc.), sino que también resulta imperante el establecimiento preciso respecto a cuáles son las medidas de política económica más apropiadas a fin de reducir la volatilidad en los países más afectados por crisis recurrentes y fluctuaciones cíclicas exacerbadas. En este sentido, uno de los caminos más promisorios (para el desarrollo de nuevas investigaciones a nivel regional) es el de examinar el impacto potencial y combinar diversas políticas complementarias de:

- i) redistribución selectiva (y más equitativa) de la tierra,
- ii) nueva generación de fondos de garantías recíprocas (para el acceso al crédito de PyMEs y trabajadores de bajos recursos),
- iii) incremento del capital requerido para los bancos cuya demanda de colateral es alta (a los efectos de reducir el racionamiento de crédito a las PyMEs),
- iv) implementación de un esquema de retenciones móviles para las exportaciones sujetas a fuertes fluctuaciones de precios (para reducir la varianza de los mismos),
- v) mantenimiento de un tipo de cambio real elevado que permita una progresiva diversificación del aparato productivo,
- vi) establecimiento generalizado -a nivel regional- de controles a la entrada de capitales (junto con una flotación administrada del tipo de cambio que genere cierta incertidumbre para los movimientos de capitales especulativos de corto plazo); y
- vii) la intervención más activa del Estado en la regulación de aquellos sectores más oligopólicos de la economía, tratando de incrementar la competencia para reducir las rigideces de precios y beneficios.

Encontrar las medidas más apropiadas (sean estas u otras) para reducir definitivamente la exposición de las economías latinoamericanas a cambios de régimen y diversos tipos de shocks, debería constituirse entonces como uno de los principales ejes de acción para políticos e investigadores interesados en disminuir la desigualdad que ha caracterizado históricamente a la región (en constante aumento para el período que va desde las décadas de 1960-1970 a principios de los 2000).

Referencias

1. ACEMOGLU, D. (1998), "Why Do Technologies Complement Skills? Direct Technical Change and Wage Inequality". *Quarterly Journal of Economics*, 113, 1055-1090.
2. ACEMOGLU, D., JOHNSON, S. y ROBINSON, J. (2001), "Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation". *American Economic Review*, Vol. 91, No. 5, pp. 1369-1401.
3. ACEMOGLU, D., JOHNSON, S. y ROBINSON, J. (2002), "Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 4, pp. 1231-1294.
4. ADORNO, T y HORKHEIMER, M. (1979), *Dialectic of Enlightenment*. London: Verso.
5. AGÉNOR, P. (2001), "Business Cycles, Economic Crisis, and the Poor: Testing for Asymmetric Effects". Policy Research Working Paper 2700. Washington, D.C.: World Bank.
6. AGÉNOR, P. (2002), "Macroeconomic Adjustment and the Poor—Analytical Issues and Cross-Country Evidence". Policy Research Working Paper 2788. Washington, D.C.: World Bank.
7. AGÉNOR, P. MCDERMOTT, J. y PRASAD, E. (2000), "Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts", *World Bank Economic Review*. Vol. 14, No 2 Pp. 251-285.
8. AIZENMAN, J. (1995), "Investment in new Activities and the Welfare Cost of Uncertainty". *Journal of Development Economics*, Vol. 52, No. 2, pp. 259-77.
9. AIZENMAN, J. y MARION, N. (1996), "Volatility and the Investment Response". National Bureau Economic Research, Working Paper No. 5841, Cambridge, Massachusetts.
10. AIZENMAN, J. y MARION, N. (1998), "Volatility and Investment: Interpreting Evidence from Developing Countries". *Economica London School of Economics and Political Science*, Vol. 66, No. 262, pp. 157-79.
11. AIZENMAN, J. y PINTO, B. (2004), "Managing Volatility and Crises: A Practitioner's Guide Overview". En Aizenman, J. y Pinto, B. (eds.) *Managing Volatility and Crises: A Practitioner's Guide*, Cambridge.

12. AIZENMAN, J. y POWELL, A. (1997), "Volatility and Financial Intermediation". National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 6320, Cambridge, Massachusetts.
13. AKERLOF, G. y YELLEN, J. (1985), "Can Small Deviations from Rationality Make Significant Differences to Economic Equilibria?", *The American Economic Review*, Vol. 75, No. 4, pp. 708-720.
14. AKERLOF, G. y YELLEN, J. (1987), "Rational Models of Irrational Behavior". *The American Economic Review*, Vol. 77, No. 2, Papers and Proceedings of the Ninety-Ninth Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 137-142.
15. ALESINA, A. y PEROTTI, R. (1996), "Income distribution, political instability and investment". *European Economic Review*, Vol. 40, No. 6, pp. 1203-1228.
16. ALLAIS, M. (1953), "Le Comportement de l'Homme Rationnel devant le Risque: Critique des Postulats et Axiomes de l'Ecole Americaine". *Econometrica*, Vol. 21, No. 4, pp. 503-546.
17. ALMEIDA, H., CAMPELLO, M. y WEISBACH, M. (2003), "The cash flow sensitivity of cash". *The Journal of Finance*, Vol. 59, No. 4, pp. 1777-1804.
18. ALVARGONZÁLEZ, M., LÓPEZ, A. y PÉREZ, R. (2004), "Growth-inequality relationship. An analytical approach and some evidence for Latin America". *Applied Econometrics and International Development*, Vol. 4-2, April-June, 91-108.
19. ANDERSON, E. (2000), "Beyond Homo Economicus: New Developments in Theories of Social Norms", *Philosophy & Public Affairs*, Vol. 29, No 2, pp. 170-200.
20. ARNOTT, R. y BERNSTEIN, P. (2002), "What Risk Premium is 'Normal'?" *Financial Analysts Journal*, Vol. 58, No. 2, pp. 64-85.
21. ARNOTT, R. y RYAN, R. (2001), "The death of the risk premium". *Journal of Portfolio Management*, Vol. 27, No. 3, pp. 61-74.
22. ATKINSON, A. (2005), "Comparing the Distribution of Top Incomes Across Countries". *Journal of the European Economic Association*, vol. 3(2-3), pp. 393-401.
23. ATKINSON, A. y PIKETTY, T. (2006), *Top incomes over the twentieth century*. Oxford: Oxford University Press.
24. AXINN, W., DUNCAN, G. J. y THORTON, A. (1997), "The Effects of Parents' Income, Wealth and Attitudes on Children's

- Completed Schooling and Self-Esteem". En *Consequences of Growing Up Poor*, edited by Duncan, G. J. and Brooks-Gunn, New York: Russell Sage Foundation, pp. 518-40.
25. AZPIAZU, D. (1998), *La concentración en la industria argentina a mediados de los años noventa*. EUDEBA-FLACSO, Buenos Aires.
 26. AZPIAZU, D. y BASUALDO, E. (1989), *Cara y contracara de los grupos económicos: crisis del estado y promoción industrial*, Editorial Cántaro, Buenos Aires.
 27. AZPIAZU, D. y BASUALDO, E. (2001). "Concentración económica y regulación de los servicios públicos," *Enoikos*, No. 19, pp.180-192.
 28. AZPIAZU, D., BASUALDO, E. y KHAVISSE, M. (2004), *El nuevo poder económico en la Argentina de los años 80*. Buenos Aires: Siglo XXI Editores Argentina, Colección Economía Política Argentina.
 29. AZPIAZU, D. y KHAVISSE, M. (1983). "La concentración en la industria argentina en 1974". Manuscrito, Centro de Economía Transnacional, Instituto para América Latina.
 30. BAGGINI, J. y FOSL, P. (2003), *The Philosopher's Toolkit: A Compendium of Philosophical Concepts and Methods*. Malden, MA: Blackwell Publishing.
 31. BAGHIRATHAN, R., RADA, C. y TAYLOR, L. (2004), "Structuralist economics: worldly philosophers, models, and methodology". *Social Research*, Vol. 71, No. 2, pp. 305-326.
 32. BAIN, J. (1956), *Barriers to new competition, their character and consequences in manufacturing industries*, Cambridge, Harvard University Press.
 33. BAKER, J y BRESNAHAN, T. (1988). "Estimating the residual demand curve facing a single firm," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 6, No. 3, pp. 283-300.
 34. BALTAGI, B. (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester: John Wiley & Sons.
 35. BALTAGI, B y WU, P. (1999), "Unequally spaced panel data regressions with AR (1) disturbances". *Econometric Theory*, Vol. 15, No. 6, pp. 814-23.
 36. BALTENSBERGER, E. (1978). "Credit Rationing: Issues and Questions". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 10, No. 2, pp. 170-83.

37. BANCO INTERAMERICANO de DESARROLLO (1998), "América Latina frente a la desigualdad. Progreso económico y social en América Latina". Informe 1998-1999.
38. BARDHAN, P., BOWLES, S. y GINTIS, H. (1999), "Wealth Inequality, Wealth Constraints and Economic Performance", En Atkinson, A. B. et Bourguignon, F. (eds.) *Handbook of Income Distribution*, North Holland, Vol. I, pp. 567-577.
39. BARNES, B. (1983), *Interests and the growth of knowledge*. Londres: Routledge & Kegan Paul.
40. BASTOURRE, D., CARRERA, J., FELIZ, M. y PANIGO, D. (2003), "Dollarization and Real Volatility". CEPREMAP Working Paper No. 0311.
41. BASTOURRE, D., PANIGO, D. y TOLEDO, F. (2003), "Volatilidad macroeconómica y distribución del ingreso: teoría y evidencia para el caso argentino". Manuscrito, Universidad Nacional de La Plata, Argentina.
42. BASUALDO, E. (1995), "El nuevo poder terrateniente: una respuesta". *Revista Realidad Económica*, No. 132, pp. 126-149.
43. BASUALDO, E. (2000), *Concentración y centralización del capital en la Argentina durante la década de los noventa. Una aproximación a través de la reestructuración económica y el comportamiento de los grupos económicos y los capitales extranjeros*. FLACSO/Editorial UNQUI/IDEP, Colección Economía Política Argentina, Buenos Aires.
44. BASUALDO, E. y KHAVISSE, M. (1993), *El nuevo poder terrateniente. Investigación sobre los nuevos y viejos propietarios de tierras de la Provincia de Buenos Aires*. Editorial Planeta, Buenos Aires.
45. BATIFOULIER, P. (ed), (2001), *Théorie des conventions*. Economica, collection Forum, Paris.
46. BAUDELLOT C. y GOLLAC M. (1993), "Salaires et conditions de travail", *Économie et Statistique*, No. 265, pp. 65-84.
47. BAUM, C. F, CAGLAYAN, M y OZKAN, N. (2004), "The Second moments matter: the response of bank lending behavior to macroeconomic uncertainty". Discussion Paper in Economics 04/13, Department of Economics, University of Leicester.
48. BAUM, C. F, CAGLAYAN, M. y TALAVERA, O. (2006), "Firm Investment and Financial Frictions". Boston College, Working Papers in Economics No. 638.

49. BAUMOL, W. (1951), "The Neumann-Morgenstern Utility Index--An Ordinalist View", *The Journal of Political Economy*, Vol. 59, No. 1, pp. 61-66.
50. BECK, J. y SHULTZ, E. (1986), "The use of relative operating characteristic (ROC) curves in test performance evaluation". *Archives of Pathology and Laboratory Medicine*, Vol. 110, pp. 13-20.
51. BECKER, G. (1962a), "Investment in human capital: a theoretical analysis", *The Journal of Political Economy*, Vol. 70, No. 5, pp. 9-49.
52. BECKER, G. (1962b), "Irrational Behavior and Economic Theory", *The Journal of Political Economy*, Vol. 70, No. 1. (Feb.), pp. 1-13.
53. BECKER, G. [1964] (1993), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. Chicago: University of Chicago Press.
54. BECKER, G. (1968), "Crime and Punishment: An Economic Approach". *The Journal of Political Economy*, Vol. 76, No. 2. pp. 169-217.
55. BECKER, G. (1993), "Nobel Lecture: The Economic Way of Looking at Behavior", *The Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 3, pp. 385-409.
56. BEHRMAN J. y BIRDSALL, N. (1983), "The Quality of Schooling: Quantity Alone is Misleading", *American Economic Review*, Vol. 73, No. 5, pp. 928-946.
57. BEHRMAN, J., BIRDSALL, N. y SZÉKELY, M. (2001), "Pobreza, desigualdad y liberalización comercial y financiera en América Latina". En Ganuza E., Paes de Barros R., Taylor L., Vos R. (Eds.), *Liberalización, desigualdad y pobreza: América Latina y el Caribe en los 90*, Eudeba / PNUD / CEPAL.
58. BEN-NER, A. y PUTTERMAN, L. (1998), *Economics, Values and Organization*. Cambridge: Cambridge University Press.
59. BENGUA CALVO, M. y SÁNCHEZ-ROBLES RUTE, B. (2004) "Economic Growth and Inequality in Latin-American Countries: Some Empirical Findings". Manuscrito, Universidad de Cantabria.
60. BERKHOUT, P. HARTOG J. y WEBBINK, D. (2005), "Compensation for Earnings Risk under Worker Heterogeneity", *Discussion Paper No 2074*. University of Amsterdam.

61. BERKHOUT, P. y J. HARTOG (2006), "Starting wages respond to employer risk", *Discussion Paper No 3026*. University of Amsterdam.
62. BERMAN, E., BOUND, J. y GRILICHES, Z. (1994), "Changes in demand for skilled labor within U.S. manufacturing industries: evidence from the annual survey of manufacturing". *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, pp. 367-397.
63. BERTOLA, G. (1999), "Macroeconomics of Distribution and Growth", En Atkinson, A. B. et Bourguignon, F. (eds.) *Handbook of Income Distribution*, North Holland, Vol. I, pp. 501-518.
64. BESTER, H. (1985), "Screening vs Rationing in Credit Markets with Imperfect Information". *American Economic Review*, Vol. 75, No. 4, pp. 850-855.
65. BIELSCHOWSKY, R. (2006), "Vigencia de los aportes de Celso Furtado al estructuralismo". *Revista de la CEPAL*, No. 88, pp. 7-15.
66. BLAUG, M. (1985), *La metodología de la economía o como explican los economistas*. Madrid: Alianza Editorial.
67. BOLAND, L. (1979), "A Critique of Friedman's Critics". *Journal of Economic Literature*, Vol. 17, No. 2, pp. 503-522.
68. BOLAND, L. (1989), *The Methodology of Economic Model Building: Methodology after Samuelson*. London: Routledge.
69. BORGES, J. (1944), "Las ruinas circulares". En Borges, J. *Ficciones*. Duckworth Publishers.
70. BOUDIN, L. (1954), "Irrationality in Economics", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 68, No. 4, pp. 487-502.
71. BOYER, R. (1986), *La Théorie de la Régulation: une analyse critique*. París, La Découverte.
72. BOYER, R. (2003a), "L'avenir de l'économie comme discipline". *Alternatives économiques L'Économie Politique*, No.19, pp. 33-47.
73. BOYER, R. (2003b), "L'anthropologie économique de Pierre Bourdieu". *Actes de la Recherche en Sciences Sociales*, No. 150, pp. 65-78.
74. BOYER, R. (2007) "Peut-on mettre en évidence des lois en économie? Un éclairage régulationniste". *Paris-Jourdan Sciences Economiques*, Working Paper No. 44.
75. BOYER, R. y ORLÉAN, A. (1997), "Comment émerge la coopération? Quelques enseignements des jeux évolutionnistes". En

- B. Reynaud (Dir.) *Les limites de la rationalité*, Tome 2: Les figures du collectif. Colloque de Cerisy. Paris: Editions de la Découverte, pp. 19-44.
76. BREEN, R. y GARCÍA-PEÑALOSA, C. (1999) "Income Inequality and Macroeconomic Volatility: An Empirical Investigation". *Review of Development Economics*, Vol. 9, No. 3, pp. 380-398.
 77. BRESNAHAN, T. (1982), "The oligopoly solution concept is identified". *Economics Letters*, Vol. 10, No. 2, pp. 87-92.
 78. BROWN, C. (1980), "Equalizing Differences in the Labor Market", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 94, No. 1, pp. 113-134.
 79. BUERA, F., DATRIA, P. y NICOLINI, J. (2001), "Estimating Schooling Decisions in Argentina: the Effect of Aggregate and Idiosyncratic Fluctuations". Paper presented at the international conference organized by the IADB on Crises and Disaster: Measurement and Mitigation of their Human Cost, 2001.
 80. BUNGE, M. (1998), *La Ciencia. Su método y su filosofía*. Buenos Aires: Ed. Sudamericana.
 81. CABALLERO, R. (2000), "Macroeconomic Volatility in Latin America: A View and Three Case Studies". National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 7782, Cambridge, Massachusetts.
 82. CALDWELL, B. (1982), *Beyond Positivism: Economic Methodology in the Twentieth Century*. London: George Allen & Unwin.
 83. CAMPBELL, J. (1996), "Understanding Risk and Return". *The Journal of Political Economy*, Vol. 104, No.2, pp. 298-345.
 84. CANNAN, E. [1893](1942), *A History of the Theories of Production and Distribution in English Political Economy from 1776 to 1848*. New York: Augustus M. Kelley.
 85. CARRERA, J., FÉLIZ, M. y PANIGO, D. (1998), "Economic Integration and Interdependence: The Mercosur Case". Anais do XXVI Encontro Nacional de Economia da Associação Nacional do Centros de Pos-graduação em Economia (ANPEC). Vol. 1 pp. 605-626, Brazil, December.
 86. CHAMPERNOWNE, D. G. (1953) "A model of income distribution". *Economic Journal*, Vol. 63, pp. 318-351.
 87. CHECCHI, D. y GARCÍA-PEÑALOSA, C. (2003), "Risk and the distribution of human capital". *Economic Letters*, Vol. 82, No. 1, pp. 53-61.

88. CHEN, S.H. (2005), "Estimating the variance of wages in the presence of selection and unobserved heterogeneity". Albany: Working paper Department of Economics, SUNY.
89. CHEVALIER, A. (2004), "Parental education and child's education: A natural experiment". CER Working Papers No.04/14, UCD Economics Department, Dublin, Ireland.
90. CHRISTIANSEN, C., JOENSEN, J. y NIELSEN, H.S. (2007): "The Risk-Return Trade-off in Human Capital Investments", forthcoming in *Labour Economics Special Issue on Education and Risk*, Vol. 14, No. 16, pp. 971-986.
91. CLARK, J. [1899](1938), *The Distribution of Wealth: A Theory of Wages, Interest and Profits*. New York: Macmillan Company.
92. CONLEY, D. (2001), "Capital for College: Parental Assets and Postsecondary Schooling". *Sociology of Education*, Vol. 74, No. 1, pp. 59-72.
93. CROTTY, J. (1993), "Rethinking Marxian Investment Theory: Keynes-Minsky Instability, Competitive Regime Shifts and Coerced Investment". *Review of Radical Political Economics*, Vol. 25, No.1, pp.1-26.
94. CRUCES, G y WODON, Q. (2003), "Risk-Adjusted Poverty in Argentina: Measurement and Determinants". London School of Economics and Political Science, The World Bank Discussion Paper No. DARP 72.
95. CUPCHIK, G. (2001), "Constructivist Realism: An Ontology That Encompasses Positivist and Constructivist Approaches to the Social Science". *Qualitative Social Research* Vol. 2, No.1.
96. DARKU A. (2001), "Private Investment, Uncertainty, and Irreversibility. The case of Uganda". *The African Finance Journal*. Vol. 3 part 1, pp. 1-26.
97. DE FERRANTI, D., PERRY, G., FERREIRA, F., WALTON, M., COADY, D., CUNNINGHAM, W., GASPARINI, L., JACOBSEN, J., MATSUDA, Y., ROBINSON, J. SOKOLOFF, K. Y WODON, Q. (2004), "Inequality in Latin America: Breaking with History?". World Bank: Washington.
98. DEININGER, K. y OLINTO, P. (2002), "Asset Distribution, Inequality and Growth". Manuscrito, Washington, D.C.: World Bank, Land Policy Unit Working Paper.

99. DEININGER, K. y SQUIRE, L. (1996), "A New Dataset: Measuring Income Inequality". *World Bank Economic Review*, Vol. 10, No. 3, pp. 565-91.
100. DENZIN, N. y LINCOLN, Y. (1994), "Introduction: Entering the Field of Qualitative Research". En Denzin, N.K., Lincoln (Eds.): *Handbook of Qualitative Research*, Sage Publications, California.
101. DIAZ SERRANO, L. (2000), "Human capital, progressive taxation and risk aversion". PhD Dissertation, Universitat Rovira i Virgil, Spain.
102. DIAZ SERRANO, L. y J. HARTOG (2006), "Is there a Risk-Return Trade-Off Across Educations? Evidence from Spain", *Investigaciones Económicas*, Vol. 30 No 2, pp. 353-380.
103. DIAZ SERRANO, L., HARTOG, J. y NIELSEN, H.S. (2004), "Compensating Wage Differentials for Schooling Risk in Denmark", *Amsterdam-Aarhus Discussion Paper* No 963.
104. DIXIT A. & PINDYCK R. (1994): *Investment Under Uncertainty*. Princeton. Princeton University Press.
105. DOERINGER, P. y PIORE, M. (1971), *Internal Labor Market and Manpower Analysis*, Lexington, MA: Lexington.
106. DORNBUSCH, R. (1989), "The Latin American Debt Problem: Anatomy and Solutions". En Stallings B. y Kaufman, R. (Eds.) *Debt and Democracy in Latin America*. San Francisco: Westview Press.
107. DOSTOÏEVSKI, F. [1878] (1986), *Les Frères Karamazov*. Paris: Gallimard.
108. DOW, S. (1996), *The Methodology of Macroeconomic Thought. A conceptual analysis of Schools of Thought in Economics*. Edward Elgar, Massachusetts, EE.UU.
109. DRIVER y MORETON (1991), "The influence of uncertainty on aggregate spending: an empirical análisis". *Economic Journal*, Vol. 101, No.409, pp. 1452-59.
110. DUPUY, J. y LIVET, P. (1997), "Rationalité, éthique et cognition". En Dupuy, J. y Livet, P. (eds.), *Les limites de la rationalité*. Tome 1. Paris: La Découverte.
111. DURBIN, J. (1960), "Estimation of parameters in time-series regression models". *Biometrika*, Vol. 47, pp. 139-53.

112. EATON, J. y ROSEN, H. S. (1980), "Taxation, Human Capital, and Uncertainty". *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 4, pp. 705-715.
113. EATWELL, J. y TAYLOR, L. (1998), "The Performance of Liberalized Capital Markets". Center for Economic Policy Analysis, Working Paper No. 8.
114. ELOSEGUI, P., ESPAÑOL, P., PANIGO D. y SOTES PALADINO, J. (2006), "Metodologías alternativas para el análisis de las restricciones al financiamiento en Argentina". Banco Central de la República Argentina, Documentos de Trabajo No.1/06.
115. ELSTER, K. (1919), *Was ist Arbeit?*, Jahrbücher für Nationalökonomie, tomo 112.
116. ELSTER, K. (1931), *Vom Strome der Wirtschaft*, Vol I, Jena, 146-169.
117. ENGERMAN, S. L. y SOKOLOFF, K. L. (1994), "Factor Endowments, Institutions, and Differential Paths of Growth among New World Economies: A view from economic historians of the United States". National Bureau Economic Research, Historical Papers No. 66.
118. ENGERMAN, S. L. y SOKOLOFF, K. L. (2000), "Institutions, Factor Endowments, and Paths of Development in the New World". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14, No. 3, pp. 217-232.
119. ENGERMAN, S. L., HABER, S. y SOKOLOFF, K. L. (2000), "Inequality, Institutions and Differencial Paths of Growth among New World Economies". En Claude Menard (ed.), *Institutions, contracts and Organization*. Cheltenham, UK, Edward Elgar.
120. EPISCOPOS, A. (1995), "Evidence on the relationship between uncertainty and irreversible investment". *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 35, No.1, pp. 41-52.
121. FANELLI, J. (2007), "Macro volatility and financial institutions". En J. Fanelli (eds.), *Macroeconomic volatility, institutions and financial architectures. The developing world experience*, Palgrave-MacMillan.
122. FAZZARI, S., HUBBARD, G. y PETERSEN, B. (1988), "Financing constraints and corporate investment". *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 19, No.1, pp. 141-206.
123. FAZZARI, S., HUBBARD, G. y PETERSEN, B. (1998), "Investment, financial decisions, and tax policy". *AEA Papers and Proceedings*, Vol. 78, No. 2.

124. FAZZARI, S., HUBBARD, G. y PETERSEN, B. (2000), "Investment-cash flow sensitivities are useful: a comment on Kaplan and Zingales". *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 2, pp. 695-705.
125. FEINBERG, R. (1981), "Earnings-Risk as a Compensating Differential". *Southern Economic Journal*, Vol.48, No.1, pp. 156-63.
126. FÉLIZ, M. y PÉREZ, P. (2004). "Conflicto de clase, salarios y productividad. Una mirada de largo plazo para Argentina". En Boyer, R. y J. C. Neffa (coords.) *La economía Argentina y sus crisis (1976-2001)*, Miño y Dávila Editores.
127. FERDERER J. y ZALEWKI, D. (1994), "Uncertainty as a propagating force in the Great Depresión". *Journal of Economic History*, Vol. 54, No.4, pp. 825-849
128. FERNÁNDEZ, R. y SHIOJI, E. (2001), "Human capital Investment in the Presence of Unemployment: Application to University enrollment in Spain". Institute of Economics and Statistics Discussion Paper No. 66, Oxford University.
129. FERREIRA, F. (2004), "Economic Mechanisms for the Persistence of High Inequality in Latin America". En de Ferranti, D. y otros (eds) *Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?*, The World Bank: Washington.
130. FERREIRA, F., PERRY, G. y WALTON, M. (2004), "Introduction and Summary". En de Ferranti, D. y otros (eds) *Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?*, The World Bank: Washington.
131. FEYERABEND, P. (1975), *Against Method. Outline of an anarchistic theory of knowledge*. London: NLB.
132. FIELDING, N. y SCHREIER, M. (2001), "Introduction: On the Compatibility Between Qualitative and Quantitative Research Methods". Forum: Qualitative Social Research, Vol. 2, No.1. [Online journal].
133. FIGUEROA, A. (1998), "Exclusión social y desigualdad". En *De Igual a Igual*, Fondo de Cultura Económica, SIEMPRO-FLACSO, Argentina.
134. FLUG, K., SPILIMBERGO, A. y WACHTENHEIM, E. (1998), "Investment in Education: Do Economic Volatility and Credit Constraint Matter?". *Journal of Development Economics*, Vol. 55, No. 2, pp. 465-481.

135. FOX, A. y GOLDBLATT, P. (1982), OPCS. Longitudinal Study 1972-75. LS, 1, HMSO, Londres.
136. FRANKEMA, E. H. P. (2006), "The Colonial Roots of Latin American Land Inequality in a Global Comparative Perspective: Factor endowments, Institutions or Political Economy?" Manuscrito, Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen.
137. FRIEDMAN, M. (1953a), "The Methodology of Positive Economics". En Friedman, M., *Essays in Positive Economics*. Chicago: University of Chicago Press.
138. FRIEDMAN, M. (1953b), "Choice, Chance, and the Personal Distribution of Income", *The Journal of Political Economy*, Vol. 61, No. 4, pp. 277-290.
139. FRIEDMAN, M. y R. FRIEDMAN (1979), *Free to choose*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
140. FRIEDMAN, M. y SAVAGE, L. J. (1948), "The Utility Analysis of Choice Involving Risk". *The Journal of Political Economy*, Vol. 56, No. 4. pp. 279-304.
141. FULLER, W. y BATTESE, G. (1974), "Estimation of linear models with cross-error structure". *Journal of Econometrics*, No. 2, pp. 67-78.
142. FURTADO, C. (1976), *Prefacio a una Nueva Economía Política*. México, Siglo XXI Editores.
143. FURTADO, C. (1991). *Teoría y política del desarrollo económico*. Siglo XXI Editores: México.
144. GALBRAITH, J. (1938) "Rational and Irrational Consumer Preference". *The Economic Journal*, Vol. 48, No. 190, pp. 336-342.
145. GALINDO, A. y SCHIANTARELLI, F. (2002), "Credit constraints in Latin America: an overview of the micro evidence". Inter-American Development Bank, Research Department, Working Paper No. 472, Washington, United States.
146. GALOR, O. y ZEIRA, J. (1993), "Income Distribution and Macroeconomics". *Review of Economic Studies*, Vol. 60, No. 202, pp. 35-52.
147. GANUZA, E., PAES de BARROS, R. y VOS, R. (2001), "Efectos de la liberalización sobre la pobreza y la desigualdad". En Ganuza E., Paes de Barros R., Taylor L., Vos R. (Eds.), *Liberalización, desigualdad y pobreza: América Latina y el Caribe en los 90*, Eudeba / PNUD / CEPAL.

148. GARCÍA-PEÑALOSA, C. y TURNOVSKY, S. (2001), "Production Risk and the Functional Distribution of income in a Developing Economy: Tradeoffs and Policy Responses", *GRE-QAM Working Paper No. 01A30*.
149. GASPAR, J. M. y MASSA, M. (2006), "Idiosyncratic Volatility and Product Market Competition". *Journal of Business*, Vol. 79, No. 6, pp. 3125-3152.
150. GASPARINI, L. (2004), "Different Lives: Inequality in Latin America and the Caribbean". En de Ferranti, D y otros (eds) *Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?*, The World Bank: Washington.
151. GASPARINI, L., MARCHIONNI, M. y SOSA ESCUDERO, W. (2000), "A characterization of inequality changes in Argentina through microeconomic decompositions". Manuscrito, Universidad Nacional de La Plata, Argentina.
152. GAVIN, M. y HAUSMANN, R. (1996), "Securing Stability and Growth, in a Shock Prone Region: The Policy Challenges for Latin America". En Hausmann, R. y Reisen, H. (eds.) *Securing Stability and Growth in Latin America*, OECD Paris.
153. GAVIN, M. y HAUSMANN, R. (1998), "Nature, Development, and Distribution in Latin America. Evidence on the Role of Geography, Climate, and Natural Resources", *IADB Working Paper No. 378*.
154. GHOSAL, V. y LOUNGANI, P. (1996): "Firm Size and the impact of profit-margin uncertainty on investment: do financing constraints play a role?" Board of Governors of the Federal Reserve System. International Finance Discussion Paper No. 557.
155. GIBRAT, R. (1931), *Les inégalités économiques*. Paris: Sirey.
156. GLADE, W. (1996), "Institutions and Inequality in Latin America: Text and Subtext". *Journal of Interamerican Studies and World Affairs*, Vol. 38, No 2/3, pp. 159-180.
157. GLEN, J., LEE, K. y SINGH, A. (2001). "Persistence of profitability and competition in emerging markets". *Economic Letters*, Vol. 72, No. 2, pp. 247-253.
158. GLEWWE, P. y HALL, J. (1998), "Are some Groups more Vulnerable to Macroeconomic Shocks than Others? Hypothesis Tests Based on Panel Data from Peru". *Journal of Development Economics*, Vol. 56, No. 1, pp. 181-206.

159. GODDARD, J. y WILSON, J. (1999). "The persistence of profit: A new empirical interpretation". *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 17, No. 5, pp. 663-687.
160. GODELIER, M. (1975), *Rationality and Irrationality in Economics*. New York and London: Monthly Review Press.
161. GOLLIN, D. (2002), "Getting Income Shares Right". *Journal of Political Economy*, Vol. 110, No. 2, pp. 458-474.
162. GONZÁLEZ ROZADA, M y MENENDEZ, A. (2002), "Public University in Argentina: Subsidizing the Rich?" *Economics of Education Review*, Vol. 21, No. 4, pp. 341-51.
163. GRANDES, M., PANIGO, D. y PASQUINI, R. (2006), "The cost of equity beyond CAPM: Empirical evidence for Latin American stocks". *Anales de la 11th Annual Meeting of the Latin American and Caribbean Economic Association*, México D.F., Noviembre de 2006.
164. GRANDES, M., PANIGO, D. y PASQUINI, R. (2007a), "The Cost of Equity beyond CAPM: Evidence from Latin American Stocks (1986-2004)". *CEF Working paper N°17*, Buenos Aires, Argentina.
165. GRANDES, M., PANIGO, D. y PASQUINI, R. (2007b), "The Cost of Corporate Bond Financing in Latin America". *CEF Working paper*, No 21, Buenos Aires, Argentina.
166. GREENE, W. (2000), *Econometric Analysis*, 4th ed., Upper Saddle River, NJ, Prentice-Hall.
167. GREENWALD, B. y STIGLITZ, J. (1990): "Macroeconomic Models with Equity and Credit Rationing". National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 3533.
168. GROOT, W., OOSTERBEEK, H., (1992), "Optimal investment in human capital under uncertainty". *Economic Education Review*, Vol. 11, No.1, pp. 41-49.
169. GUIISO, L. y PARIGI, G. (1996), "Investment and demand uncertainty". *Centre for Economic Policy Research*, Discussion Paper No.1497, London.
170. HADI, A. S. (1994), "A Modification of a Method for the Detection of Outliers in Multivariate Samples". *Journal of the Royal Statistical Society*, Series (B), Vol. 56, No. 2, pp. 393-396.
171. HARRIS, J. y TODARO, M. (1970): "Migration, unemployment, and development: A two-sector analysis", *American Economic Review*, Vol. 60, pp. 126-42.

172. HARTOG, J. (2007), "A Risk Augmented Mincer Earnings Equation? Taking Stock", *Working paper*, University of Amsterdam, manuscript. Meeting of Labor Economists at Buch am Ammersee on June 21-24, 2007.
173. HARTOG, J., PLUG, E., DIAZ-SERRANO, L. y VIEIRA, J. (2003): "Risk Compensation in Wages: a Replication". *Empirical Economics*, Vol. 28, No. 3, pp. 639-647.
174. HARTOG, J. y VIJVERBERG W. (2006), "On compensation for risk aversion and skewness affection in wages". *Labour Economics*, Special Issue on Education and Risk.
175. HARTOG, J. y VIJVERBERG, W. (2007), "Schools, skills and risk". *Economics of Education Review*, Vol. 26, No. 6, pp. 758-770.
176. HAUSMAN, D. (1992), *The Inexact and Separate Science of Economics*. Cambridge: Cambridge University Press.
177. HAUSMAN, J. (1978), "Specification Tests in Econometrics". *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, pp. 1251-1271.
178. HAWLEY, F. (1893), "The Risk Theory of Profit", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 7, No. 4, pp. 459-479.
179. HAYNES, J. (1895), "Risk as an Economic Factor", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 9, No. 4, pp. 409-449.
180. HECKSCHER, E. [1919] (1950), "The effect of foreign trade on the distribution of income". En Ellis y Metzler (eds.), *Readings in the theory of international trade*. George Allen and Unwin, Londres.
181. HEER, D. M. (1985), "Effects of Sibling Number on Child Outcome". *Annual Review of Sociology*, Vol. 11, No. 85, pp. 27-47.
182. HENRICH, J., BOYD, R., BOWLES, S., CAMERER, C., FEHR, E., GINTIS, H. y MCELREATH, R. (2001), "In Search of Homo Economicus: Behavioral Experiments in 15 Small-Scale Societies". *The American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 73-78.
183. HIRSCHMAN, A. (1980), "Auge y ocaso de la teoría económica del desarrollo". *El Trimestre Económico*, Vol. 47, No. 188, México, DF: Fondo de cultura Económica.
184. HOVLAND, C., JANIS, I. y KELLEY, H. (1953), *Communication and Persuasion: Psychological Studies of Opinion Change*. New Haven: Yale University Press.

185. HSIAO, C. (1986), *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
186. HUTCHISON, T. [1938] (1960), *The Significance and Basic Postulates of Economic Theory*. New York: A.M. Kelley.
187. IYIGUN, M. y OWEN, A. (2004) "Income Inequality, Financial Development and Macroeconomic Fluctuations". *Economic Journal*, Vol. 114, No. 495, pp. 352-376.
188. JAGANNATHAN, R. y WANG, Z. (1996), "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns", *Journal of Finance*, Vol. 51 No 1, pp. 3–53.
189. JAGANNATHAN, R., KUBOTA, K. y TAKEHARA, H. (1998), "Relationship between Labor- Income Risk and Average Return: Empirical Evidence from the Japanese Stock Market", *Journal of Business*, Vol. 71, No 3, pp. 319–47.
190. JAMES, W. (1974), *Pragmatism*. New York: Meridian.
191. JOHNSON, W. (1977), "Uncertainty and the distribution of earnings". En F. Juster (ed.), *The distribution of economic well-being*, Cambridge, Mass: Ballinger for National Bureau of Economic Research.
192. KAHN, R. (1935), "Some Notes on Ideal Output" *The Economic Journal*, Vol. 45, No. 177, pp. 1-35.
193. KAHNEMAN, D. (2002), "Maps of Bounded Rationality: A Perspective on Intuitive Judgment and Choice". *Prize Lecture*. Manuscrito. Princeton: Princeton University, Department of Psychology, pp. 449-489.
194. KAHNEMAN, D., SLOVIC, P., y TVERSKY, A. (1982), *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases*. New York: Cambridge University Press.
195. KAHNEMAN, D., y TVERSKY, A. (1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk", *Econometrica*, Vol. 47, No. 2, pp. 263-292.
196. KALECKI, M. [1938] (1971), *Ensayos Escogidos sobre Dinámica de la Economía Capitalista*. México: Fondo de Cultura Económica.
197. KALECKI, M. (1938a), "The determinants of distribution of the national income". *Econometrica*, Vol. 6, No. 2, pp. 97-112.
198. KALECKI, M. (1938b), "The lesson of the Blum experiment". *Economic Journal*, Vol. 48, No. 189, pp. 26-41.

199. KALECKI, M. (1945), "On the Gibrat Distribution", *Econometrica*, Vol. 13, No 2, pp.161-170.
200. KENNEDY, P. (1994), *A Guide to Econometrics*. Massachusetts: MIT Press.
201. KEYNES, J. M. [1936] (2001), *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*. México: Fondo de Cultura Económica.
202. KEYNES, J. N. [1891] (1955), *The Scope and Method of Political Economy* (4th edn.). New York: A. M. Kelley.
203. KING, A.G. (1974), "Occupational Choice, Risk Aversion, and Wealth". *Industrial and Labour Relations Review*, Vol. 27, No. 4, pp. 586-596.
204. KNIGHT, F. [1921] (2005), *Risk, Uncertainty, and Profit*. New York: Cosimo Eds.
205. KODDE, D. A. (1986), "Uncertainty and the Demand for Education". *The Review of Economic and Statistics*, Vol. 68, No. 3, pp. 460-467.
206. KOPCZUK, W. y SAEZ, E. (2004), "Top Wealth Shares in the United States, 1916–2000: Evidence from Estate Tax Returns". *National Tax Journal*, 2004, 57(2), pp. 445–87.
207. KUMAR, A. y FRANCISCO, M. (2005): "Enterprise Size, Financing Patterns, and Credit Constraints in Brazil Analysis of Data from the Investment Climate Assessment Survey". World Bank, Working Paper No. 49.
208. KUZNETS, S. (1955), "Economic growth and income inequality", *American Economic Review*, Vol. 45, No 1, pp.1-28.
209. LAFERRÈRE A. y WOLFF, C. (2006), "Microeconomic models of family transfers". En S. Kolm y J. Mercier-Ythier, (eds), *Handbook on the Economics of Giving, Reciprocity and Altruism*, North-Holland-Elsevier
210. LAURSEN, T. y MAHAJAN, S. (2004) "Volatility, Income Distribution, and Poverty". En J. Aizenman y B. Pinto (eds.), *Managing Economic Volatility and Crisis: A Practitioners Guide*, Cambridge.
211. LAWSON, T. (1992), "Realism, Closed system, and Friedman". En Warren J. S. y J. Biddle, *Research in the history of economic thought and methodology*, Greenwich Connecticut: JAI Press.
212. LAZEAR, E. y ROSEN, S. (1981), "Rank-Order Tournaments as Optimal labor Contracts", *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No 5, pp. 841-864.

213. LEAMER, E., MAUL, H., RODRIGUEZ, S. y SCHOTT, P. K., (1998), "Does Natural Resource Abundance Increase Latin American Income Inequality?". *Journal of Development Economics*, Vol. 59, No. 1, pp. 3-42.
214. LELAND, H. E. (1972), "Theory of the Firm Facing Uncertain Demand". *American Economic Review*, Vol. 62, No. 3, pp. 278-291.
215. LENIN, V. [1916] (1948), *Imperialism, the Highest Stage of Capitalism*. London: Lawrence and Wishart.
216. LENSINK, R., VAN STEEN, P. y STERKEN, E. (2000) "Is size important for the investment-uncertainty relationship? An empirical analysis for Dutch firms". Research Institute, Systems, Organizations and Management, No. 00E03. University of Groningen.
217. LEONTIEF, W. (1971), "Theoretical Assumptions and Nonobserved Facts". *American Economic Review*, Vol. 61, No. 1, pp. 1-7.
218. LERNER, A. (1934), "The concept of monopoly and the measurement of monopoly power". *Review of Economic Studies*, Vol. 1, No. 3, pp. 157-175.
219. LEVHARI, D. y WEISS, Y. (1974), "The Effect of Risk on the Investment in Human Capital". *The American Economic Review*, Vol. 64, No. 6, pp. 950-963.
220. LEVY, A. (2002), "A note on income inequality and macroeconomic volatility". *Australian Economic Papers*, Vol. 41, No. 1, pp. 232-238.
221. LEWIS, W. (1954): "Economic development with unlimited supplies of labour", *Manchester School* No. 22, pp. 139-191.
222. LINDENBOIM, J., GRAÑA, J. y KENNEDY, D. (2005), "Distribución funcional del ingreso en argentina. Ayer y hoy". Cuaderno de Trabajo No. 4, CEPED-UBA.
223. LONDOÑO, J. (2002), "Comercio, recursos y desigualdad en América Latina", *Revista de la CEPAL* 78, pp. 25-38.
224. LONDOÑO, J. L. y SZÉKELY, M. (1997), "Persistet Poverty and Excess Inequality: Latin America, 1970 – 1995", *OCE Working Paper* Nro. 357. Washington DC: Interamerican Development Bank (IDB).
225. LORA, E. y OLIVERA, M. (1998), "Las políticas macro y los problemas del empleo en América Latina". Documento presentado en el seminario El empleo en América Latina: cuál es el

- problema y como enfrentarlo ", Reunión Anual de la Asamblea de Gobernadores del BID, Cartagena.
226. LUCAS, R. y SARGENT, T. [1978] (1994), "After Keynesian Macroeconomics", En R. Miller Preston (ed.), *The Rational Expectations Revolution: Readings from the Front Line*. Cambridge: MIT Press.
 227. LUSTIG, N. (1995), "Introduction". En N. Lustig (ed.), *Coping with Austerity. Poverty and Inequality in Latin America*. Washington, D.C.: The Brookings Institution.
 228. LUXEMBOURG, R. [1913] (2003), *The Accumulation of Capital*. London: Routledge.
 229. MA, X. (2005), *Research on the Risk of Individual Investment in Education--Using the Urban Chinese in the 1990s as an Example*, Dissertation PhD, Peking University.
 230. MAGNANI, E. (2002), "Product market volatility and the adjustment of earnings to risk". *Industrial Relations*, Vol. 41, No.2, pp. 304-328.
 231. MÄKI, U. (1992), "Friedman and realism". En Warren J. S. y J. Biddle *Research in the history of economic thought and methodology*, Vol 10, Greenwich Connecticut.
 232. MÄKI, U. (2003), "The methodology of positive economics' (1953) does not give us the methodology of positive economics". *Journal of Economic Methodology*, Vol. 10, No. 4, pp. 495-505.
 233. MARKOWITZ, H. (1952), "Portfolio Selection", *Journal of Finance*, Vol. 7, No 1, pp. 77-99.
 234. MARSCHAK, J. (1938), "Money and the Theory of Assets". *Econometrica*, Vol. 6, No. 4, pp. 311-325.
 235. MARSCHAK, J. (1950), "Rational Behavior, Uncertain Prospects, and Measurable Utility". *Econometrica*, Vol. 18, No. 2, pp. 111-141
 236. MARSHALL, A. [1890] (1990), *Principles of economics: An introductory volume*. Philadelphia: Porcupine.
 237. MARX, K. [1867] (1994), *El capital*. Mexico: Siglo XXI Editores.
 238. MCGOLDRICK, K. y ROBST, J. (1996): "The Effect of Worker Mobility on Compensating wages for Earnings Risk". *Applied Economics*, Vol. 28, No. 2, pp. 221-32.
 239. MCGUIRE, W. (1969), "The nature of attitude change". En Lindzey, G., y Aronson, E. (eds.), *The Handbook of Social Psychology*, Addison-Wesley.

240. MILL, J. S. [1836] (1967), "On the definition of political economy and the method of investigation proper to it". En *Collected Works of John Stuart Mill*, vol. 4. Toronto: University of Toronto Press.
241. MILL, J. S. [1849] (1996), *Principios de economía política; con algunas de sus aplicaciones a la filosofía social*. São Paulo – SP: Nova Cultural Ltda.
242. MOORE, M.J. (1995), Unions, employment risks, and market provision of employment risk differentials, *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 10, No. 1, pp. 57-70.
243. MORGENSTERN, O. y VON NEUMANN, J. [1944](1980), *Theory of Games and Economic Behavior*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
244. MORLEY, S. (2000), *La distribución del Ingreso en América Latina y el Caribe*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) Naciones Unidas, Fondo de Cultura Económica, Chile
245. MORLEY, S. (2001), *The Income Distribution Problem in Latin America and the Caribbean*. Libros de la Cepal. Cepal, Santiago de Chile.
246. MORTENSEN, D. (1986), "Job search and labor market analysis", En Ashenfelter, O. y Layard, R. (eds), *Handbook of Labor Economics*, Volume 2, Cap. 15, Amsterdam: North-Holland.
247. MOTTA, M. (2004). *Competition Policy: Theory and Practice*. Cambridge: Cambridge University Press.
248. MUELLER, D. (1986). *Profits in the long run*. Cambridge University Press.
249. MUELLER, D. (1990): *The Dynamics of Company profits. An international Comparison*. Cambridge University Press.
250. MÜLLER-LAUTER, W. (1971), *Nietzsche. Seine Philosophie der Gegensätze und die Gegensätze seiner Philosophie*. Berlín/Nueva York: de Gruyter.
251. NAGEL, E. (1963), "Assumptions in economic theory". *American Economic Review*, Vol. 53, No. 2, pp. 211-19.
252. NEFFA, J., BATTISTINI, O., PANIGO, D. y PÉREZ, P. (1999), "Exclusión social en el Mercado de Trabajo. El caso de Argentina". Documento de Trabajo, No.109, Serie Exclusión Social-Mercosur, Organización Internacional del Trabajo - Fundación Ford, Santiago de Chile.
253. NIETZSCHE, F. [1873] (1998), *Sobre verdad y mentira en sentido extramoral*. Edit. Tecnos, Madrid.

254. NIETZSCHE, F. [1887] (1967), *La genealogía de la moral*. Ediciones del mediodía, Buenos Aires.
255. NIETZSCHE, F. [1889] (1998), *El ocaso de los ídolos*. Tusquets editores, Barcelona.
256. OCAMPO, J. A. y TAYLOR, L. (1998), "Trade liberalizations in development economies: Modest benefits but problems with productivity growth, macro prices and income distribution". *Economic Journal*, Vol. 108, No. 3, pp. 1523-1546.
257. OHLIN, B. (1933), *Interregional and international trade*. Harvard University Press: Cambridge Mass.
258. OPLER, T., PINKOWITZ, L., STULZ, R. y WILLIAMSON, R. (1999), "The determinants and implications of corporate cash holdings". *Journal of Financial Economics*, No. 52, No. 1, pp. 3-46.
259. OSTDIEK, B. (1998), "The world ex ante risk premium: an empirical investigation", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, No 6, pp. 967-99.
260. PALACIOS-HUERTA, I. (2003), "An empirical analysis of the risk properties of human capital returns". *American Economic Review*, Vol. 93, No.3, pp. 948-964.
261. PANIGO, D., NATICCHIONI, P. y CARUSSI-MACHADO, D. (2004), "Volatility, higher education and inequality in Latin America. Micro and macro evidence from Argentina and Brazil". En los anales del XXVI Encontro Brasileiro de Econometria, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa. <http://www.sbe.org.br/ebe26/015.pdf>.
262. PANIGO, D. y TORIJA-ZANE, E. (2004), "Une approche régulationniste des crises de l'économie argentine : 1930-2002". Couverture Orange Documents du Travail N° 0402, CEPREMAP-CNRS-ENS, Paris, Francia.
263. PANIGO, D., TOLEDO, F. y BONA, L. (2007), "Demanda agregada, grado de monopolio y distribución funcional del ingreso en Argentina". Documento presentado en las *Primeras Jornadas de Economía Crítica*, La Plata, Argentina.
264. PERRY, G. (2003), "Can Fiscal Rules Help Reduce Macroeconomic Volatility in the Latin America and Caribbean Region?," *Policy Research Working Paper* No 3-080. Latin America and the Caribbean Region Office of the Chief Economist. World Bank
265. PIKETTY, T. (1999) "Theories of persistent inequality and intergenerational mobility". En Atkinson, A. B. y Bourguignon, F.

- (eds.) *Handbook of Income Distribution*, North Holland, Vol. I, pp. 436-440.
266. PIKETTY, T. y SAEZ, E. (2003), "Income Inequality in the United States, 1913-1998". *Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118(1), pp. 1-39.
 267. PISSARIDES, C. (1974), "Risk, Job Search, and Income Distribution", *The Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 6, pp. 1255-1267.
 268. POPPER, K. [1959] (1965), *The Logic of Scientific Discovery*. New York: Harper Torchbooks.
 269. PORTER, R. (1983). "A study of cartel stability: The joint executive committee, 1980-1986". *The Bell Journal of Economics*, Vol. 14, No. 2, pp. 301-314.
 270. PRATT, (1964), "Risk Aversion in the Small and in the Large". *Econometrica*, Vol. 32, No. 1/2, pp. 122-136.
 271. PREAL, DIALOGO INTERAMERICANO/CINDE (1998), "El futuro está en juego". Informe de la Comisión Internacional sobre Educación, Equidad y Competitividad Económica. Santiago.
 272. PREBISCH, R. [1949] (1993), "El desarrollo económico de la América Latina y algunos de sus principales problemas". En Prebisch, R. (eds.), *Raúl Prebisch: obras; 1919-1949*. Buenos Aires: Fundación Raúl Prebisch.
 273. PREBISCH, R. (1980), "Crisis de las teorías económicas". Conferencia dictada por el Dr. Raúl Prebisch, Buenos Aires, Argentina.
 274. PSACHAROPOULOS, G. y PATRINOS, H. (2002), "Returns to Investment in Education: A Further Update. World Bank Working Paper No. 2881, World Bank.
 275. QUAGLIAELLO, M. (2006), "Macroeconomic Uncertainty and Banks' Lending Decisions: The Case of Italy". Department of Economics, University of York, Discussion Papers No. 2006/02.
 276. RAMEY, G. y RAMEY, V. (1995), "Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth". *American Economic Review*, Vol. 85, No. 5, pp. 1138-1151.
 277. REES, D. I. y MOCAN, N.H. (1997), "Labor Market Conditions and the High School Dropout Rate: Evidence from New York State". *Economics of Education Review*, Vol. 16, No. 2, pp. 103-109.
 278. REIMERS, F. (2000), *Unequal Schools, Unequal Chances. The Challenges to Equal Opportunity in the Americas*, Cambridge, Harvard University Press.

279. REIMERS, F. (2004), "The Politics of Learning: The Struggle for Educational Opportunity in Latin America". En Bulmer-Thomas, V., Coatsworth, J. y Cortes Conde, R., fourthcoming (eds.), *Cambridge History of Latin America*. Cambridge.
280. REYNAUD, B. (1997) *Les limites de la rationalité*. Tome 2. Les figures du collectif Paris, La Découverte.
281. RICARDO, D. [1817](2001), *On the Principles of Political Economy and Taxation*. Ontario: Batouche Books.
282. ROBBINS, L. (1935), *An Essay on the Nature and Significance of Economic Science*. London: MacMillan, 1935 (2nd. ed.).
283. ROBINSON, J. [1933] (1946), *La Economía de la Competencia Imperfecta*. Madrid: Aguilar.
284. RODRIK, D. (1997), *Has Globalization Gone Too Far?* Washington DC: Institute for International Economics.
285. ROMER, P. (1986), "Increasing Returns and Long-Run Growth". *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 5, pp. 1002-37.
286. ROMER, P. (1994): "The Origins of Endogenous Growth" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 8, No. 1, pp. 3-22.
287. ROSEN, S. (1986), "The Theory of Equalizing Difference" En Ashenfelter, O. y R. Layard (editors), *Handbook of Labor Economics*. Vol. 1, Cap. 7, pp. 641-92. Amsterdam: North Holland.
288. RUMBERGER, R. W. (1983), "The Influence of Family Background on Education, Earnings and Wealth". *Social Forces*, Vol. 61, No. 3, pp. 755-73.
289. SAHAY, R. y GOYAL, R. (2006), "Volatility and Growth in Latin America: An Episodic Approach". IMF Working Paper No. 06/287.
290. SALAMA, P. (1998), *Des formes nouvelles de la pauvreté en Amérique latine. Problèmes d'amérique latine?* Paris : La documentation française.
291. SALAMA P. (1999), *Riqueza y pobreza en America latina. La fragilidad de las nuevas políticas económicas*. México: Fondo de Cultura Económica.
292. SAMUELSON, P. (1937), "A note of measurement of Utility". *Review of Economic Studies*, Vol. 4, No. 2, pp. 155-161.
293. SAMUELSON, P. (1952), "Properties of regular means and of Bernoulli means", Manuscrito: MIT-RAND.
294. SAMUELSON, P. (1963), "Problems of methodology: discussion". *American Economic Review*, Vol. 52, No. 2, pp. 231-236.

295. SANDMO, A. (1971), "On the Theory of the Competitive Firm Under Price Uncertainty". *The American Economic Review*, Vol. 61, No. 1, pp. 65 – 73.
296. SARGENT, T. (1993), *Bounded Rationality in Macroeconomics*. The Arne Ryde Memorial Lectures. Oxford, UK: Charendon Press.
297. SARTRE, J. [1951](2000), *Le Diable et le bon Dieu*. Paris: Gallimard.
298. SCHEFFMAN, D. y P. SPILLER (1987). "Geographic market definition under the U.S. Department of Justice Merger guidelines". *The Journal of Law and Economics*, Vol. 30, No. 1, pp. 123-147.
299. SCHIEFFELBEIN, E. (1995), "Programa de acción para la reforma educativa en América Latina y el Caribe". UNESCO – Orealc. Trabajo presentado a la Conferencia Anual del Banco Mundial para el desarrollo en América Latina y el Caribe, Rio de Janeiro.
300. SCHOHL, F. (1990). "The persistence of profits in the long run - A critical extension of some recent findings". *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 8, No. 3, pp. 385-404.
301. SCHOPENHAUER, A. [1819] (1985), *El mundo como voluntad y representación*. Orbis, Barcelona. Vol. I.
302. SCHOPENHAUER, A. [1830-31] (2007), *Dialéctica erística o El arte de tener razón, expuesta en 38 estratagemas*. Madrid: Trotta.
303. SEN, A. y DUTT, A. (1995), "Wage bargaining, imperfect competition and the mark-up: Optimizing microfoundations". *Economics Letters*, Vol. 48, No. 1, pp. 15-20.
304. SENIOR, W. [1836] (1951), *Outline of the Science of Political Economy*. New York: Kelly
305. SIMON H. (1979), *Models of thought*. New Haven and London: Yale University Press.
306. SIMON H. (1997), *Models of Bounded Rationality*. Vol. 3, Massachusetts Institute of Technology Press.
307. SINGH, A. (2006), "The Policy Lessons from Latin America". IMF, Working Paper No. 06/166.
308. SMITH, A. [1776] (1994), *Investigaciones sobre la Naturaleza y las Causas de la Riqueza de las Naciones*. Madrid: Alianza Editorial.
309. SMITH, R. (1979), "Compensating Wage Differentials and Public Policy: A Review", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 32, No. 3, pp. 339-352.

310. SMITH R. (1990), "What is new in 'New structuralist' analysis of earnings", *American Sociological Review*, Vol. 55, pp. 825-841.
311. SOKOLOFF, K. L. y ROBINSON, J. (2004), "Historical Roots of Inequality in Latin America and the Caribbean". En de Ferranti, D y otros (eds) *Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?*, The World Bank: Washington.
312. SOLIMANO, A., y SOTO, R. (2003), '*Latin American Economic Growth in the Late 20th Century: Evidence and Interpretation*', ECLAC.
313. SOULELES, N. (2004), "Expectations, Heterogeneous Forecast Errors, and Consumption: Micro Evidence from the Michigan Consumer Sentiment Surveys", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, No. 1, pp. 39-72.
314. SPINOZA, B. [1677] (1995), *Traite de la Reforme de l'entendement*. Paris : Gallimard.
315. SRAFFA, P. (1925). "Sulle relazioni fra costo e quantità prodotta". *Annali di Economia*, Vol. 2, No. 1, pp. 277-328.
316. STEINDL, J. (1945), *Small and Big Business. Economic Problems of the Size of Firms*. Oxford: Blackwell.
317. STIGLITZ y WEISS (1981). "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information". *American Economic Review*, Vol. 7, No. 3, pp. 393-410.
318. SUNKEL, O. (1984), *Capitalismo transnacional y desintegración nacional en la América Latina*. Buenos Aires: Ediciones Nueva Visión.
319. SZÉKELY, M. (2003) "The 1990s In Latin America: Another Decade Of Persistent Inequality, But With Somewhat Lower Poverty". *Journal of Applied Economics*, Vol. 6, No. 2, pp. 317-339.
320. TALAVERA, O. TSAPIN, A. y ZHOLUD, O. (2006): "Macroeconomic Uncertainty and Bank Lending: The Case of Ukraine", International Center for Policy Studies, April.
321. TANZI, V. (1992), "Structural Factors and Tax Revenue in Developing Countries: A Decade of Evidence". En Goldin, I. and Winters, A. (eds.), *Open Economies: Structural Adjustment and Agriculture*. New York: Cambridge University.
322. TAYLOR, L. y VOS, R. (2001), "Liberalización de la Balanza de Pagos en América Latina. Efectos sobre el Crecimiento, la Distribución y la Pobreza". En Ganuza E., Paes de Barros R., Taylor L., Vos R. (eds.), *Liberalización, desigualdad y pobreza: América*

323. THOMAS, V., WANG, Y. y FAN, X. (2001), "Measuring Educational Inequality: Gini Coefficients of Education." Policy Research Working Report No. 2525, World Bank, Washington, DC.
324. THOMAS, V., WANG, Y. y FAN, X. (2003), "Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education for 140 countries, 1960-2000". World Bank, Working Papers No. 2525 and later published in *Journal of Education Planning and Administration*, Vol 17, No. 1, pp. 5-33.
325. TINTNER, G. (1942), "A Contribution to the Non-Static Theory of Choice". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 56, No. 2, pp. 274-306.
326. TOBIN, J. (1969), "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 1, No. 1, pp. 15-29.
327. WALSH, K. (2006) "Is the Ex Ante Risk Premium Always Positive? Further Evidence". *Australian Journal of Management*, Vol. 31, No. 1, pp. 93-113.
328. WALTON, M. (2004a), "Policies on Assets and Services". En de Ferranti, D. y otros (eds) *Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?*, The World Bank: Washington.
329. WALTON, M. (2004b), "Policies on Markets and Institutions". En de Ferranti, D. y otros (eds) *Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?* The World Bank: Washington.
330. WHITE, H. (1980), "A Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity". *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, pp. 817-838.
331. WITTGENSTEIN, L. [1822] (1999), *Tractatus logico-philosophicus*. Madrid: Alianza.
332. WOOD, A. (1997), "Openness and Wage Inequality in Developing Countries: The Latin America Challenge to East Asian Conventional Wisdom". *World Bank Economic Review*, Vol. 11, No. 1, pp. 33-57.
333. WORLD BANK, (1990). *World Development Report on Poverty*. Word Bank
334. ZULETA, H. (2006), "Poor People and Risky Business", *Documento de Trabajo No 7* Universidad del Rosario. En <http://www.urosario.edu.co/FASE1/economia/documentos/>.

Esta edición de 100 ejemplares se
terminó de imprimir en Estudiocentro,
Bolívar, Buenos Aires, Argentina,
en el mes de Junio de 2013.



En la presente obra se enfatiza la importancia de la volatilidad macroeconómica de desigualdad en Argentina y América Latina, más allá incluso de la relación que tradicionalmente se establece entre dichas variables a partir del marco teórico estándar asociado a la teoría de las "diferencias igualadoras". El principal aporte de la investigación se relaciona con los hallazgos teóricos y empíricos (para Argentina y distintos países de la región) asociados a la hipótesis de que "cuando los mercados son competitivos y existe una modalidad factorial significativa, la teoría de las diferencias igualadoras resultará la más apropiada para explicar la correlación positiva entre volatilidad y desigualdad. Sin embargo, en la mayor parte de los mercados (en los cuales predomina la competencia imperfecta), esta correlación no podrá explicarse sino desde un enfoque alternativo, en el cual la volatilidad macroeconómica genera barreras a la entrada y, por lo tanto, mayores (y más persistentes) rentas de monopolio, con su consecuente impacto sobre la distribución (personal o funcional, según el modelo específico) del ingreso.