

Universidad de Buenos Aires
Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Estudios de Posgrado

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO FINAL DE MAESTRÍA

Racionalidad limitada, volatilidad macroeconómica
y aprendizaje

Los casos de Argentina, Brasil y México para el período 1994-2015

AUTOR: NICOLÁS BLAMPIED

DIRECTOR: DANIEL AROMÍ

JULIO 2018

Resumen

Este trabajo busca caracterizar el proceso de formación de expectativas en el contexto de una economía monetaria simple. El análisis se concentra en las economías de Argentina, Brasil y México. Para ello, siguiendo a Bomfim y Diebold (1996) se propone un modelo monetario con un proceso de formación de expectativas flexible que comprende tanto las expectativas racionales como una regla práctica o regla nemotécnica adaptativa. Este modelo es estimado para las economías mencionadas. Vale notar que la inclusión de este tipo de reglas deriva en modelos en los que, por construcción, deja de operar el principio de neutralidad del dinero. En este trabajo, los resultados estimados para el modelo fueron mixtos para las tres economías analizadas. En efecto, para los casos de Argentina y Brasil no se rechaza la hipótesis de expectativas racionales, mientras que sí se rechaza para el caso mexicano. La distribución del parámetro de racionalidad limitada mostró diferencias significativas entre los tres casos. Estos resultados son compatibles con agentes que frente a un contexto complejo descartan reglas simples de aprendizaje y adoptan formas de aprendizaje cognitivamente más costosas, aunque esto no significa necesariamente que adopten expectativas racionales.

Contenido

Capítulo I: Introducción.....	6
1.1. Introducción	6
Capítulo II: hacia un modelo de racionalidad limitada.....	10
“El concepto de racionalidad limitada e identificación de un modelo para las economías de Argentina, Brasil y México”	10
2.1. Marco teórico general: evaluando la necesidad de complementar los modelos tradicionales de expectativas racionales.....	10
2.2. Marco teórico particular: Racionalidad limitada en teoría económica y en economía monetaria.....	12
2.3. Marco teórico particular: Un modelo básico con racionalidad limitada	16
2.4. Marco teórico particular: racionalidad limitada, rigideces nominales y no neutralidad del dinero.....	20
2.5. Marco teórico particular: adaptación de los individuos al contexto macroeconómico: ¿Cómo forman los agentes sus expectativas?.....	24
2.6. Una aproximación a la teoría de desatención racional de Sims y a la teoría de valuación inatenta de Woodford	25
Capítulo III: Racionalidad limitada: estimación de casos	30
“Metodología de la investigación, estimación y resultados econométricos”.....	30
3.1. Metodología de la investigación	30
3.1.2. Metodología de la investigación: <i>bootstrap</i> en bloques solapados.....	34
3.2. Datos utilizados.....	37
3.3. Resultados econométricos.....	38
3.3.1. Argentina	38
3.3.2. Argentina: Estimación con un índice de precios alternativo	40
3.3.3. Brasil.....	42
3.3.4. México	44
3.3.5 Resultados econométricos: Resumen.....	45
Capítulo IV: Explicación de los resultados estimados para las economías de Argentina, Brasil y México	50
4.1. Análisis de los ciclos económicos de Argentina, Brasil y México: consideraciones generales.....	50
4.2. Análisis de los ciclos económicos de Argentina, Brasil y México: evidencia empírica.....	51
4.3. Análisis de los ciclos económicos de Argentina, Brasil y México: evidencia empírica y filtro de Hodrick Prescott (1997)	54

4.4. Volatilidad macroeconómica, aprendizaje y expectativas	59
Capítulo V: Conclusiones	62
Referencias	65
Anexo 1	70
Resultados Test de Dickey Fuller Aumentado	70
1.1. Argentina	70
1.2. Brasil	71
1.3. México	71
Anexo 2	73
Salidas de las estimaciones	73
2.1 Argentina	73
2.2 Argentina IPC alternativo	74
2.3 Brasil	75
2.4 México	76
Anexo 3	77
Resultados del test de Durbin-Watson y el LM Test.....	77
3.1. Argentina.....	78
Modelo 2	78
3.2. Argentina (IPC alternativo).....	79
Modelo 2	79
3.3. Brasil	80
Modelo 2	80
3.4. México	81
Modelo 2	81
3.5. Argentina.....	82
Modelo 3	82
3.6. Argentina (IPC alternativo).....	83
Modelo 3	83
3.7. Brasil	84
Modelo 3	84
3.8. México	85
Modelo 3	85
Anexo 4	87
Código completo programado en Matlab	87

Capítulo I: Introducción

1.1. Introducción

La idea de racionalidad limitada (*bounded rationality*) es introducida en teoría económica a partir de los trabajos de Herbert Simon (1955; 1957), quien comienza a cuestionar los modelos de decisión característicos de la teoría económica tradicional y propone un enfoque alternativo para explicar la conducta de los seres humanos. En lo que respecta a teoría económica monetaria -la cual constituye el marco más particular de esta investigación- en las últimas décadas se han realizado múltiples investigaciones con el objetivo de determinar cuáles podrían ser los efectos de la introducción de racionalidad limitada en un modelo de expectativas racionales. Así, diferentes trabajos han intentado dar cuenta de las posibles respuestas de la economía ante cambios, anticipados o no, de la oferta monetaria en aquellos casos en que los agentes presentan *bounded rationality*.

En efecto, es posible encontrar trabajos como el de Akerlof y Yellen (1985b), en el que los autores concluyen que cambios anticipados de la oferta monetaria pueden tener efectos reales y no meramente nominales si existe algún tipo de limitante que afecta el proceso de toma de decisiones de los agentes. Estas afirmaciones, similares también a las de Jones y Stock (1987), se oponen a las conclusiones alcanzadas por los modelos clásicos de expectativas racionales del estilo de los de Sargent y Wallace (1975), Lucas (1972), entre otros, que postulaban la ineffectividad de este tipo de medidas de política económica. Asimismo, otros teóricos han afirmado que la existencia de racionalidad limitada resulta fundamental para asegurar la efectividad de la política monetaria y que la existencia de situaciones “casi racionales” produce equilibrios “casi clásicos” (Bomfim y Diebold, 1996). Adicionalmente, Bomfim y Diebold (1996), como así también Haltiwanger y Waldman (1989) llegan a la conclusión que, si a los fenómenos de racionalidad limitada se les adiciona la existencia de complementariedad estratégica en la economía, entonces los cambios anticipados de la oferta de dinero sin duda pueden afectar la determinación de variables reales. De hecho, en tal caso, incluso pequeños

niveles de racionalidad limitada pueden multiplicarse y ocasionar efectos permanentes sobre el producto.

Entonces, ¿son los modelos que incluyen racionalidad limitada relevantes para explicar el comportamiento de las variables macroeconómicas de las diferentes economías? En este trabajo, de manera similar a la seguida por la literatura sobre el tema, se debatirá acerca de los efectos de incluir una hipótesis de racionalidad limitada en un modelo clásico de expectativas racionales. Se interpretará esta hipótesis como la inclusión de una regla de pulgar que resulta en un modelo particular de expectativas adaptativas. Esto posibilita estudiar, a partir de un modelo simplificado, si los agentes económicos se comportan de la manera propuesta por el modelo, lo cual a su vez permitirá intuir la manera en que los agentes responden a los incentivos macroeconómicos de cada economía y si experimentan procesos de aprendizaje y adaptación perceptiva al contexto que enfrentan.

El objetivo principal de esta investigación será el de evaluar puntualmente el caso de las economías de Argentina, Brasil y México. Se realizará la medición del nivel de racionalidad limitada para dichos países siguiendo un modelo que se construye a partir de la modificación del modelo de Bomfim y Diebold (1996). Este modelo constituye un modelo simple de economía monetaria, similar al de Sargent y Wallace (1975), pero en el que la hipótesis de formación de expectativas de los agentes acerca de los precios futuros se modifica a los fines de incluir una regla de pulgar que da cuenta del nivel de racionalidad limitada de los agentes. De esta manera, se identifica el modelo para las economías analizadas, se realizan las estimaciones correspondientes y se validan las mismas estimando la distribución de los parámetros estimados siguiendo la metodología de *bootstrap* en bloques solapados para series de tiempo, metodología que permite calcular los intervalos de confianza para las estimaciones.

Asimismo, como parte del objetivo de este trabajo, además de realizar la estimación de los casos propuestos, se pretende presentar un marco teórico dentro del cual se encuadren los resultados obtenidos. En tal sentido, se evalúan las teorías de aprendizaje adaptativo en los términos de Evans y Honkapohja (2001), las ideas de desatención racional propuestas por Sims (2003; 2005) y las variantes que sobre éstas últimas propone Woodford (2012), presentando un modelo que relaciona la precisión de las percepciones de los agentes con las probabilidades estadísticas de ocurrencia de los diferentes estados de naturaleza posibles del entorno, suponiendo, a su vez, la existencia

un límite de procesamiento de información. Se recurre a su vez a Veldkamp (2012), quien resume los mecanismos a partir de los cuales los agentes se informan en los modelos de desatención racional.

A partir de la literatura presentada y la evidencia empírica, se intuye que los resultados de las estimaciones se relacionan con la volatilidad macroeconómica de cada economía y los incentivos que, en consecuencia, se les presentan a los agentes para informarse dados los condicionantes del entorno. Se sugerirá que, al hacer interactuar la teoría de desatención racional con las ideas de aprendizaje y el modelo de valuación inatenta de Woodford (2012), que da cuenta de la forma en que los individuos reubican sus niveles de atención en función de los estados de la naturaleza cuya ocurrencia juzgan más probable, entonces los agentes podrán asignar su atención en función de las probabilidades de ocurrencia que cada estado de naturaleza tiene en su entorno macroeconómico y reubicarán su atención de modo tal de procesar esos estados de manera más rápida, algo que en definitiva implicaría que logren interpretar el modelo probabilístico que siguen esos fenómenos e incorporarlos a sus expectativas. Este fenómeno resultará importante para explicar la evidencia empírica obtenida y podría significar obtener resultados similares a los que se derivan de las teorías de aprendizaje adaptativo como la de Evans y Honkapohja (2001).

No debe omitirse que existen limitaciones en la presente investigación, que se derivan de la simpleza del modelo monetario presentado. Desde luego, existen diversos factores que pueden dotar de significatividad a las estimaciones y que serán explicitados a lo largo del trabajo, a la vez que las conclusiones a las que aspira la estimación del modelo que se presenta (en términos de cumplimiento o no de la tesis de expectativas racionales) resultan, sin dudas, en extremo ambiciosas para el ejercicio empírico propuesto. Asimismo, tampoco se consideran los diferentes regímenes de política monetaria de cada uno de los países analizados. En consecuencia, debe considerarse al presente trabajo como una investigación empírica de carácter exploratorio, pudiendo interpretarse las estimaciones del parámetro de racionalidad limitada como tal sólo teniendo en cuenta las limitaciones propias del ejercicio propuesto.

Este documento se organiza en cinco capítulos, el primero de los cuales es la introducción actual. El Capítulo II comienza con una breve reseña acerca de la necesidad que se ha observado en teoría económica, en las últimas décadas, de complementar los modelos de expectativas racionales para incorporar nuevas formas de

análisis que den cuenta de los procesos de toma de decisión de los agentes económicos. Asimismo, se presenta la reseña bibliográfica acerca de la evolución del concepto de racionalidad limitada en teoría económica y, luego, más precisamente, de su utilización en tópicos de economía monetaria. A su vez, se presenta un modelo de expectativas racionales al que se le adiciona una hipótesis de racionalidad limitada en base a la formalización de Bomfim y Diebold (1996) y se debate teóricamente cómo afecta la presencia de racionalidad limitada las conclusiones a las que arriban los modelos tradicionales de expectativas racionales. Finalmente, se presentan las teorías de desatención racional y valuación inatenta.

En el Capítulo III, en tanto, se procede a estimar económicamente el modelo de Bomfim y Diebold (1996) utilizando los datos de Argentina, Brasil y México para el período 1994-2015 (el período difiere de acuerdo a la disponibilidad de datos para cada economía). La presencia de autocorrelación genera la necesidad de incluir variables adicionales al modelo, lo cual deriva en la estimación de un nuevo modelo monetario. Se estiman tres variantes del modelo monetario simple, reportándose los resultados más relevantes en el Capítulo III y el resto en los Anexos de este trabajo. Se reportan también los resultados obtenidos de la aplicación de la metodología de bootstrap en bloques solapados para series de tiempo y el intervalo de confianza del parámetro de racionalidad limitada.

En el Capítulo IV se analizan los resultados obtenidos en función de las teorías de aprendizaje adaptativo, desatención racional y las modificaciones que de esta última teoría realiza Woodford (2012). Adicionalmente, se relacionan los resultados con la teoría de ciclo económico y la evidencia empírica para las tres economías analizadas.

Finalmente, en el Capítulo V se presentan las principales conclusiones y se realizan algunos comentarios adicionales.

Capítulo II: hacia un modelo de racionalidad limitada

“El concepto de racionalidad limitada e identificación de un modelo para las economías de Argentina, Brasil y México”

2.1. Marco teórico general: evaluando la necesidad de complementar los modelos tradicionales de expectativas racionales

Los modelos de expectativas racionales tuvieron su primera aparición en macroeconomía con los modelos de Lucas (1972) y Sargent (1973), habiendo ya irrumpido en teoría microeconómica con el trabajo de Muth (1961). Al analizar las principales implicancias de un modelo de expectativas racionales, rápidamente la primera conclusión que se le presenta a cualquier investigador es la imposibilidad de generar efectos reales a partir de cambios anticipados de política monetaria (Sargent y Wallace, 1975). Asimismo, dentro del mismo marco teórico, trabajos posteriores concluyen que las políticas imprevistas, discrecionales, suelen tener efectos transitorios sobre las variables reales, a la vez que en plazos largos de tiempo derivan en un juego subóptimo para la autoridad monetaria y la sociedad en su conjunto (Kydland y Prescott, 1977; Barro y Gordon, 1983).

En esta línea de análisis, resultaría interesante discutir si el paradigma de expectativas racionales constituye efectivamente la metodología más eficiente para modelizar las expectativas de los agentes. En este sentido, poco tiempo después de su surgimiento, la hipótesis de expectativas racionales acaparó las primeras críticas. Los de Frydman (1982), Frydman y Phelps (1983), entre otros, fueron los primeros trabajos en señalar las limitaciones de expectativas racionales como modelo de predicción en el mundo real. Asimismo, por ejemplo, tal como reseña Conlisk (1996), existe evidencia experimental acerca de las expectativas de la variable inflación –y otras variables- que rechazan que las estimaciones de expectativas racionales sean eficientes e insesgadas. Algunas otras investigaciones que pueden mencionarse son las de Cragg y Malkiel (1982), Holden et al. (1985) en relación a la variable inflación y, por ejemplo, De Bondt

y Thaler (1985), en relación a la evolución del precio de las acciones, entre otros trabajos.

Evans y Honkapohja (2001), por su parte, en busca de exponer su teoría sobre *adaptive learning*, sostienen lo siguiente:

*“The rational expectations approach presupposes that economic agents have a great deal of knowledge about the economy. Even in our simple examples, in which expectations are constant, computing these constants requires the full knowledge of the structure of the model, the values of the parameters, and that the random shock is iid. In empirical work economists, who postulate rational expectations, do not themselves know the parameter values and must estimate them econometrically. It appears more natural to assume that agents in the economy face the same limitations on knowledge about the economy”.*¹

La evidencia y los argumentos presentados en estos trabajos permitirían suponer que la hipótesis de expectativas racionales podría -y debería- ser reemplazada/complementada con alguna otra hipótesis que logre dar cuenta de las limitaciones de conocimiento que presentan los agentes acerca de la economía. El supuesto de racionalidad limitada, ciertamente, podría llegar a constituirse en alguna de esas hipótesis que pretenden dilucidar la forma en que los agentes toman sus decisiones y actualizan sus expectativas. En las últimas tres décadas han surgido una serie de trabajos que han intentado incorporar supuestos de racionalidad limitada a los modelos de expectativas racionales. La inclusión de estos supuestos ha resultado suficiente para refutar las conclusiones de ineffectividad de la política monetaria. El concepto de racionalidad limitada, sus implicancias para los modelos de expectativas racionales, la propuesta de un modelo para realizar su medición y un marco teórico para explicar dicha estimación, constituyen el objetivo de este trabajo. Ahora, ¿De qué se habla cuando se habla de racionalidad limitada y cuál ha sido la evolución que el concepto ha seguido dentro de la teoría económica?

¹ Evans, G y Honkapohja S. (2001) p. 12.

2.2. Marco teórico particular: Racionalidad limitada en teoría económica y en economía monetaria

En los años 1950, los primeros trabajos que comenzaron a desarrollar este concepto fueron propuestos por Herbert Simon. En 1955, en “*A Behavioral Model of Rational Choice*” Simon cuestiona los modelos de decisión que propone la teoría económica tradicional, la cual suponía la existencia de un “hombre económico” que es, además de económico, “racional”. En palabras de Herbert Simon (1955):

*“This man is assumed to have knowledge of the relevant aspects of his environment which, if not absolutely complete, is at least impressively clear and voluminous. He is assumed also to have a well-organized and stable system of preferences, and a skill in computation that enables him to calculate, for the alternative courses of action that are available to him which of these will permit him to reach the highest attainable point on his preference scale”.*²

Parecidas a las palabras usadas años más tarde por Evans y Honkapojha (2001) para describir el paradigma de expectativas racionales, estas palabras dan cuenta de un sistema de decisión con el que Simon debate a lo largo de su trabajo y lo llevan a proponer un nuevo modelo de decisión en el cual incorpora una serie de modificaciones y simplificaciones que, supone, explican muchas conductas observadas en el ser humano que las personas realizan en busca de facilitar los cálculos que significan los procesos de toma de decisión. Dos años más tarde, en 1957, aparece por primera vez en uno de los trabajos de Herbert Simon el “Principio de Racionalidad limitada”³. Racionalidad limitada implicaba, en su primera aparición formal, que:

*“The capacity of the human mind for formulating and solving complex problems is very small compared with the size of the problems whose solution is required for objectively rational behavior in the real world — or even for a reasonable approximation to such objective rationality”.*⁴

² Simon, H. (1955).

³ *Bounded Rationality*.

⁴ Simon, H. (1957) p. 198.

Esta fue la primera aparición de un concepto que luego sería abordado recurrentemente por Simon y que más tarde muchas investigaciones económicas modelizarían con el objetivo de dar cuenta de diferentes fenómenos en teoría económica.

Una discusión acerca de las razones que llevan a incorporar racionalidad limitada en los modelos económicos se puede encontrar en Conlisk (1996). Efectivamente, en este trabajo se dan varias razones fundamentales para incorporar *bounded rationality* en teoría económica. Entre ellas, Conlisk afirma en primer lugar que la evidencia empírica así lo sugiere. Asimismo, por otro lado, también considera que los modelos con racionalidad limitada han obtenido buenos resultados en gran cantidad de trabajos. Finalmente, es consciente que las razones para utilizar modelos que asumen completa racionalidad son poco convincentes.

Marcet y Nicolini (2005) sostienen que modelos de aprendizaje en teoría macroeconómica se han extendido en la literatura en las últimas décadas pero, aun así, las aplicaciones prácticas han sido relativamente escasas. Algunas investigaciones relevantes son las de Evans y Honkapohja (1993), Bullard y Duffy (1997) y Sargent (1999), entre otras. Podría sostenerse que, a los fines de la presente investigación, el trabajo de Akerlof y Yellen (1985b), aunque sin mencionar las palabras “*Bounded Rationality*”, puede considerarse la primera referencia relevante de un modelo que busca dar cuenta de las desviaciones del equilibrio que pueden provocar pequeñas conductas no maximizadoras llevadas a cabo por los agentes económicos.

Akerlof y Yellen (1985b) presentan una serie de ejemplos que muestran que cuando una fracción considerable de la población se comporta de manera no maximizadora y comete errores cuya media es diferente de cero, entonces existen consecuencias relevantes sobre el equilibrio general de la economía. En efecto, a partir del teorema de la envolvente, el trabajo muestra que desviaciones de racionalidad que implican pérdidas de primer orden para aquellos individuos que no maximizan su beneficio o utilidad, en general producen pérdidas de segundo orden en la economía. Sin embargo, si una fracción importante de la población comete estos errores, entonces las consecuencias pueden darse a nivel de equilibrio general.

Las conclusiones de esta teoría comenzaron a ser criticadas casi de manera inmediata a partir de argumentos que sostenían que el teorema de la envolvente sólo se cumple en

situaciones estáticas y supone que todos los agentes parten de una situación óptima. Así, dado que en un modelo dinámico aquella parte de la población que actúa subóptimamente en ningún momento va a alcanzar el equilibrio, entonces las desviaciones que sufre por no optimizar pueden ser graves. Akerlof y Yellen (1991) discuten esta idea y salvan el modelo de esta crítica llegando a la conclusión que, incluso en un modelo dinámico y estocástico los costos son pequeños, pero de ser significativa la cantidad de individuos que siguen esas conductas, entonces las consecuencias se pueden evidenciar en el equilibrio general de la economía.

El concepto de racionalidad limitada se ha incorporado al estudio de los fenómenos monetarios y ha significado el cambio de las conclusiones alcanzadas por los modelos de expectativas racionales. Bomfim y Diebold (1996) presentan un modelo similar al de Sargent y Wallace (1975) al que le adicionan una hipótesis de formación de expectativas por la cual los agentes actualizan sus estimaciones acerca de los precios futuros utilizando una regla de pulgar. La resolución de este modelo arroja resultados que refutan la tesis de neutralidad del dinero y, de hecho, lo hacen para los casos de *shocks* monetarios sorprendidos como también para *shocks* anticipados. El trabajo de Bomfim y Diebold, a su vez, se focaliza en analizar los efectos que genera la introducción de complementariedad estratégica en un modelo con racionalidad limitada, y concluye que la existencia de complementariedad estratégica interactúa con el parámetro de racionalidad limitada generando efectos multiplicadores. Estas conclusiones son similares, por ejemplo, a las de Haltiwanger y Waldman (1989). En el marco teórico desarrollado por estos últimos autores, la existencia de agentes que se comportan en función de expectativas de tipo naive implica un impacto desproporcionado en el equilibrio del modelo que proponen, siempre que existan efectos sinérgicos. En caso que no existan estos efectos, entonces es la existencia de agentes sofisticados (que se guían por un modelo de expectativas racionales) la que genera un efecto desproporcionado sobre el equilibrio.

Marcet y Nicolini (2005), por su parte, se centran en el estudio de la relación de corto plazo entre inflación y cantidad de dinero en países de alta inflación, Argentina, México y Brasil entre ellos, y evalúan si un modelo de expectativas racionales puede explicar mejor la realidad que un modelo que incluye racionalidad limitada. En este trabajo, Marcet y Nicolini observan que los países de alta inflación muestran una alta correlación entre la inflación y el crecimiento de la cantidad de dinero, mientras que en

los países de baja inflación esta relación suele presentarse rezagada. Dado que el modelo de expectativas racionales sería más acorde para explicar el comportamiento de las variables en países de alta inflación mientras que el modelo con racionalidad limitada permitiría explicar mejor el comportamiento de los países más estables, y dado que los autores consideran improbable que sean los agentes de una economía de alta inflación los que forman sus expectativas de manera más precisa, eficiente y racional, se dedican entonces a probar ambos modelos con el objetivo de encontrar uno que pueda explicar el comportamiento de ambos tipos de economías, las de alta y las de baja inflación.

Aunque en un trabajo anterior, Marcet y Nicolini (2003) habían propuesto un modelo de “casi racionalidad” con aprendizaje en el que llegaban a resultados diferentes a los de un modelo de expectativas racionales para explicar hiperinflaciones generadas por emisión monetaria, en Marcet y Nicolini (2005) concluyen que para el análisis de la relación de corto plazo entre inflación y cantidad de dinero en países de alta inflación, ambos modelos logran buenos resultados. En particular, afirman que en economías de alta inflación no necesariamente se debe recurrir a modelos de expectativas racionales, algo que deja lugar a la utilización de modelos de racionalidad limitada o aprendizaje.

Se destaca que este último trabajo recurrió a información trimestral sobre inflación y crecimiento nominal del dinero y tomó como objeto de estudio las economías de Argentina, Bolivia, Brasil, México y Perú para el período 1975-1995 aproximadamente. El presente trabajo, en cambio, tomará como objeto de estudio el período 1994-2015 aproximadamente y propondrá un modelo con un proceso de formación de expectativas flexible para los países de Argentina, Brasil y México en un período que, a diferencia del período testado por Marcet y Nicolini (2005), no presenta hiperinflaciones, aunque sí cambio de regímenes macroeconómicos para todos los países. El modelo de referencia de este trabajo, el de Bomfim y Diebold (1996), tiene una relación cercana con el de Marcet y Nicolini. Los paralelismos entre ambos modelos se harán notar a lo largo del trabajo.

2.3. Marco teórico particular: Un modelo básico con racionalidad limitada

De acuerdo a la discusión anterior, a continuación se trabaja con un modelo en el que se contempla la posibilidad de que la toma de decisiones y la manera en que los agentes forman sus expectativas estén basadas en una regla práctica o regla nemotécnica adaptativa. Con el objetivo de formalizar esta regla de pulgar, Bomfim y Diebold (1996) presentan el siguiente modelo:

$$(1) y_t = \alpha * (P_t - P_t^e) + U_t$$

$$(2) m_t - P_t = y_t + V_t$$

$$(3) m_t = \beta * P_{t-1} + W_t$$

$$(4) P_t^e = (1 - S) * E(P_t / Q_{t-1}) + S * P_{t-1}$$

$$(5) \beta, S \text{ entre } 0 \text{ y } 1$$

En este modelo, y_t representa el producto real, P_t es la inflación real, m_t es el *stock* de dinero y P_t^e es la expectativa del nivel de precios P_t tomada en el período t-1. Asimismo, todos los errores ($U_t; V_t; W_t$) son shocks aleatorios con media cero, no están correlacionados y tienen varianzas σ_u^2 , σ_v^2 y σ_w^2 . Todas las variables, en la presente investigación se encuentran en tasas de variación, aunque también sería factible realizar la estimación con las variables en nivel.

Tal como puede observarse, el modelo incluye una ecuación de oferta del estilo de la de Lucas (1973) -la número (1)-, una ecuación de demanda real de dinero -la número (2)-, una regla de oferta de dinero -la número 3- y la ecuación (4), dentro de la cual se contempla la posibilidad de una forma racionalidad limitada. En efecto, al definir la forma funcional de P_t^e se supone que una parte de los agentes $(1 - S)$ actualiza sus expectativas comportándose de acuerdo a la tesis de expectativas racionales, mientras que la restante porción S presenta cierta miopía al momento de formar sus expectativas y, por lo tanto, toma el valor de los precios en el período t-1 como la expectativa para el período siguiente. Desde luego, el modelo no necesariamente implica que existen agentes racionales y agentes miopes, sino que esta regla de formación de expectativas puede convivir en la conducta de un mismo agente. La inclusión de racionalidad

limitada en este modelo se interpreta, así, como un alejamiento de la regla de formación de expectativas de los agentes de aquello que presuponen los modelos de expectativas racionales. De hecho, si en este modelo S fuera igual a 0, se estaría en presencia de un modelo de expectativas racionales.

De esta manera, la estimación de este modelo y específicamente del parámetro S , implica realizar un ejercicio similar al de Marcet y Nicolini (2005), determinando cuál es el modelo que mejor explica los datos de las economías analizadas. En efecto, de acuerdo a si el valor de S se encuentra cercano a la unidad o a cero, estaremos en condiciones de sostener que un modelo de racionalidad limitada o uno de expectativas racionales, respectivamente, explica mejor la manera en que los agentes forman sus expectativas.

Para resolver el modelo, simplemente se procede a utilizar las ecuaciones (1) y (4) para eliminar y_t y P_t^e y las ecuaciones (2) y (3) para eliminar la variable m_t . De ese modo obtienen la siguiente ecuación:

$$(6) \quad P_t = [(\beta + \alpha * S) / (1 + \alpha)] * P_{t-1} + [\alpha (1 - S) / 1 + \alpha] * E(P_t/Q_{t-1}) + (W_t - U_t - V_t) / (1 + \alpha)$$

Luego se toman expectativas en ambos miembros condicionados por Q_{t-1} y se obtiene:

$$(7) \quad E(P_t/Q_{t-1}) = [(\beta + \alpha * S) / (1 + \alpha * S)] * P_{t-1}$$

Los últimos pasos algebraicos consisten en sustituir la ecuación (7) en la (6) para obtener P_t de la siguiente manera:

$$(8) \quad P_t = (\beta + \alpha * S) / (1 + \alpha * S) * P_{t-1} + (W_t - U_t - V_t) / (1 + \alpha)$$

y luego (7) en la ecuación (4) para llegar a:

$$(9) \quad P_t^e = [(\beta - \beta * S + \alpha * S + S) / (1 + \alpha * S)] P_{t-1}$$

Así, finalmente reemplazando las ecuaciones de P_t y P_t^e en (1) se obtiene la solución para la curva de oferta agregada, de modo tal de llegar a:

$$(10) \quad y_t = [\alpha * S * (\beta - 1) / (1 + \alpha * S)] * P_{t-1} + (\alpha * W_t + U_t - \alpha * V_t) / (1 + \alpha)$$

Como puede notarse en la ecuación final del modelo, el parámetro β , incluido en un principio en la regla de oferta monetaria, ahora aparece luego de encontrar la solución del sistema en la ecuación de oferta agregada, lo que significa que un cambio anticipado en la oferta de dinero tiene efectos sobre el nivel de producto. Asimismo, no puede omitirse que, mientras el término que acompaña al rezago de los precios en la ecuación (8), que viene dado por $(\beta + \alpha * S) / (1 + \alpha * S)$, es positivo y tiene módulo inferior a la unidad, el término que acompaña al rezago de los precios en la ecuación (10), cuya expresión algebraica es $[\alpha * S * (\beta - 1) / (1 + \alpha * S)]$, es negativo y también tiene módulo inferior a la unidad. A su vez, se puede probar con algunos reemplazos numéricos que, al aumentar S, el primero de los términos crece, mientras que el segundo es mayor en módulo, esto es, se hace más negativo. De todas maneras, cabe destacar que este análisis sólo es válido para el caso del modelo con un solo rezago, puesto que en un modelo de mayor cantidad de rezagos, el primero de ellos adquiere el significado de multiplicador de corto plazo y ya no necesariamente tiene que cumplir con las restricciones de módulo y signo antedichos. Estas restricciones sólo seguirían siendo válidas para el multiplicador de largo plazo.

Por otro lado, se observa que la efectividad de la política monetaria depende del parámetro S, de modo tal que de existir “perfecta racionalidad” (esto es, si $S=0$) las conclusiones cambian radicalmente y, al igual que en Sargent y Wallace (1975)⁵, sólo cambios imprevistos de los agregados monetarios pueden generar efectos reales sobre el producto -ciertamente, en tal marco teórico de análisis, por plazos cortos de tiempo y con las consecuencias de largo plazo que trae consigo la discrecionalidad-. Los resultados en un caso de perfecta racionalidad serían, evidentemente, los siguientes:

$$(11) \quad P_t = \beta * P_{t-1} + (W_t - U_t - V_t) / (1 + \alpha)$$

$$(12) \quad y_t = (\alpha * W_t + U_t - \alpha * V_t) / (1 + \alpha)$$

Se observa que, en la ecuación (12) el producto sólo viene explicado por el componente del error aleatorio, mientras que en la ecuación (11), los precios sí se explican a partir del parámetro β , que es aquel que expresa los movimientos de la oferta monetaria.

5 El trabajo referencia fundamentalmente y de manera recurrente el *paper* de Sargent y Wallace (1975), pero conclusiones similares se encuentran en Lucas (1972) y en Barro (1978), entre otros.

Adicionalmente, para finalizar el análisis del modelo de Bomfim y Diebold, cabe destacar que, a este mismo modelo, Bomfim y Diebold adicionan un supuesto de complementariedad estratégica en la ecuación (1), específicamente proponiendo la siguiente formalización para dicha ecuación:

$$(13) \quad y_t = \alpha * (P_t - P_t^e) + \gamma * y_t + U_t$$

Así, suponiendo que γ representa el nivel de complementariedad estratégica en la economía, resuelven nuevamente este modelo y se dedican a estudiar la interacción entre el parámetro γ y el parámetro S. Estos autores concluyen que, de existir complementariedad estratégica en la economía, incluso pequeños niveles de racionalidad limitada son amplificadas, con efectos persistentes y multiplicadores en el producto. La presente investigación, cabe destacar, no incluye el análisis de los efectos de complementariedad estratégica en el modelo.

Debe mencionarse que existe una aplicación práctica de este modelo realizada por Choi et al. (2008), en la que realizan la estimación del mismo utilizando series trimestrales de producto e inflación de los veintinueve países de la OCDE para el período 1970-2005 aproximadamente (el período varía de acuerdo a la disponibilidad de datos para cada país). Al igual que el modelo estimado en el Capítulo III de este trabajo, la estimación se llevó adelante interpretando el modelo como un sistema de ecuaciones de determinación simultánea y estimando los valores de β y S.

Este trabajo concluye que el fenómeno de racionalidad limitada se encuentra presente, en mayor o menor medida, en todos los países. Esto significa que el parámetro S estimado para los países de la OCDE resultó significativo y se encontró entre 0 y 1. En general, en la mayoría de los países analizados en este trabajo, los cuales se encontrarían entre los que Marcet y Nicolini (2005) consideran de baja inflación o, más precisamente, entre aquellos que no han sufrido hiperinflaciones, el valor de S estimado osciló entre 0,19 y 0,87, con un promedio simple de 0,46. En consecuencia, en estos países podría suponerse que un modelo de racionalidad limitada, que supone que los agentes actualizan sus expectativas en base a una regla de pulgar, tiene un poder explicativo relevante, mientras que uno de expectativas racionales estaría omitiendo información relevante condensada en la regla de pulgar.

Estos resultados contradicen los resultados de Marcet y Nicolini (2005), aunque concuerdan en parte con sus observaciones iniciales, según las cuales los modelos de

aprendizaje tienden a mostrar menos capacidad de explicar la relación entre inflación y la cantidad de dinero en países de alta inflación que los modelos de expectativas racionales. En países de baja inflación, en cambio, el mayor poder explicativo lo tendrían los modelos de aprendizaje adaptativo. Sin embargo, dado que la evidencia sugiere que en procesos hiperinflacionarios o de alta inflación los agentes no necesariamente entienden mejor el comportamiento de la variable inflación, para los autores esto se presenta como un desafío a resolver a lo largo de la investigación que, tal como ya se ha mencionado previamente, concluye que ambos tipos de modelos, los de expectativas racionales y los de aprendizaje, pueden dar cuenta de los datos en países de alta y baja inflación. Así, no son necesariamente los modelos de expectativas racionales los que explican la relación entre inflación y emisión monetaria en países de alta inflación.

2.4. Marco teórico particular: racionalidad limitada, rigideces nominales y no neutralidad del dinero

Al introducir en un modelo de expectativas racionales una hipótesis de formación de expectativas miope, se arriba a la conclusión que los *shocks* de política monetaria tienen efectos reales sobre la economía, sin importar si son sorpresivos o no. Tal como sostienen Evans y Honkapohja (2001), expectativas racionales puede interpretarse como un concepto de equilibrio. El proceso estocástico seguido por la variable que un agente intenta predecir depende de las expectativas que forman el resto de los agentes para esa variable. En tal sentido, que un agente sea racional implica que toma la mejor decisión posible en relación a las decisiones de los otros agentes. Esto, sin dudas, significa estar ante la presencia de un equilibrio. Ahora, si expectativas racionales es un concepto de equilibrio y si las mediciones obtenidas para el parámetro S resultaran positivas... ¿Implican estos resultados que los agentes predicen las decisiones de los otros agentes de manera subóptima? ¿Acaso no toman las mejores decisiones que podrían tomar en su contexto de decisión?

La respuesta a este último interrogante, posiblemente, sea sí. En este trabajo se intenta dar cuenta de esta respuesta. Ahora, ¿qué podrán significar los valores de S ? ¿Cómo pueden explicarse? Las respuestas para estas preguntas resultan esenciales pues podrán brindar evidencia que ayude a orientar acerca de la validez de la hipótesis de racionalidad limitada como una posible categoría de análisis válida o no para las economías analizadas e intentar comprender el porqué de las diferentes estimaciones para cada economía.

Una explicación que podría dar cuenta del nivel de racionalidad limitada de una economía podría ser provista por Lucas (1973), quien afirma que la reacción de los precios y el producto ante *shocks* de la oferta monetaria se relaciona con el hecho que la pendiente de la curva de oferta agregada guarda estrecha conexión con la inestabilidad o las variaciones frecuentes de la demanda agregada. Así, en aquellas economías en las que los movimientos de la demanda agregada sean elevados, se observará una respuesta del *output* limitada y los precios ajustarán rápidamente.

Alternativamente, desde el Nuevo Keynesianismo, Ball et al. (1988) relacionan las respuestas del producto a cambios de la oferta monetaria con los niveles de inflación de cada economía. Estas ideas, en realidad, son derivaciones de las teorías de costos de menú de los nuevos keynesianos. Los modelos de costos de menú, como el de Mankiw (1985), proponen que la existencia de rigideces nominales en la economía da como resultado la no neutralidad del dinero. Precisamente, ¿En qué consisten este tipo de modelos?

En primer lugar, costos de menú es un concepto que da cuenta de todos aquellos costos que debe enfrentar un agente económico (las firmas) en caso que decida modificar el precio del bien que produce y/o vende. Uno de estos costos, por ejemplo, es aquel en que se incurre para cambiar las listas de precios y los menús de cualquier comercio. Otro, posiblemente más importante, es aquel costo que implica recalcular el precio óptimo del bien, algo que requiere tiempo y capacidad de procesamiento de información. Asimismo, la modificación permanente de los precios puede generar pérdida de clientes. Todos estos costos serían los que generan una rigidez nominal que lleva a que, un aumento de la oferta monetaria, no se traslade de manera proporcional a los precios.

Mankiw (1985) supone que ante cambios pequeños de la demanda agregada, una firma con poder de mercado que decide no cambiar los precios enfrenta un costo. Sin embargo, modificar los precios también genera un costo, tal como se acaba de mencionar. En la búsqueda de maximizar su beneficio, la firma sólo modificará el precio en caso que el costo de hacerlo sea inferior al de no hacerlo. Esta rigidez tiene como resultado que, en una economía con plena ocupación de sus factores, aunque un aumento de la oferta monetaria debiera trasladarse directamente a la demanda agregada y, al instante, a los precios, lo que sucede es que los agentes optan por realizar ajustes de cantidad sin incrementar los precios.

Posteriormente a Mankiw, un modelo usualmente referenciado es el de Parkin (1986), el cual constituye un modelo de equilibrio general en el que se introduce una hipótesis de expectativas racionales y se modeliza la existencia de costos de menú. Blanchard y Kiyotaki (1987), por su parte, presentan un modelo de competencia monopolística con costos de menú en el cual calculan el nivel que tienen que alcanzar los costos de menú para que un cambio de la cantidad de dinero pueda trasladarse a los precios.

En resumen, cuando se afirma que para Ball et al. (1988), como para la mayoría de los nuevos keynesianos, el nivel de ajuste de los precios ante *shocks* monetarios depende del nivel de inflación de cada economía, esto se debe en realidad a que, de acuerdo a estas teorías, en los países que mantienen altas tasas de inflación los costos de mantener los precios fijos son altos para los agentes económicos, por lo que éstos son más propensos a realizar ajustes periódicos. En cambio, en aquellos países en los cuales las tasas de inflación son bajas, y en general las expectativas de inflación son limitadas también, los agentes no se encuentran acostumbrados a incrementar continuamente los precios y, consecuentemente, es mucho más probable que los aumentos de oferta monetaria puedan traducirse en mayores niveles de producto sin alterar significativamente la tasas de inflación.

Cabe destacar que, pensando el modelo monetario con racionalidad limitada utilizado en este trabajo desde el enfoque de costos de menú, podría sugerirse que el mayor o menor valor del parámetro que mide la racionalidad limitada (S) viene explicado por el nivel de inflación que experimenta en términos generales una economía. Esto implicaría que una economía que presenta un historial de altos niveles de inflación experimentará menores costos de menú y será en general más flexible ante *shocks* monetarios, los cuales ocasionarán menores efectos reales. En conclusión, en el marco del modelo de

Bomfim y Diebold (1996), esto significa que un país cuyo ciclo económico está caracterizado por altos niveles de inflación debiera mostrar bajos niveles de racionalidad limitada, esto es, un bajo valor para el parámetro S . A estas ideas recurren, por ejemplo, Choi et al. (2008). Aquí, sin dudas, el análisis podría relacionarse con aquel de Marcet y Nicolini (2001), que apunta a determinar cuál es el modelo (expectativas racionales o aprendizaje) que mejor explica el comportamiento de las variables en economías de alta inflación y economías de baja inflación. La dificultad sería que, para estos autores, ambos modelos deberían ser aplicables tanto a economías de alta inflación como a economías de baja inflación.

Este tipo de análisis podría ser complementado teniendo en cuenta que, además del nivel de inflación, podría analizarse la evolución de la otra variable que se utiliza para realizar las estimaciones en el modelo monetario simple que se estima en este trabajo, esta es, el producto (tal como se observa en las ecuaciones (11) y (12)).

En esta línea, dadas las características de los ciclos económicos de las economías estudiadas, la primera apreciación que podría realizarse es que seguramente la manera en los agentes forman sus expectativas debe encontrar alguna relación causal con la volatilidad que históricamente ha caracterizado a las variables fundamentales macroeconómicas de estos países, desde luego con las características puntuales del ciclo de cada una de las economías. Las interacciones entre el nivel macroeconómico y las decisiones tomadas por los agentes a nivel microeconómico, sin dudas, se relaciona con los resultados obtenidos para S , pero evidentemente resulta necesario establecer una hipótesis acerca de cuál es la manera en que los agentes construyen sus expectativas acerca del movimiento de las variables fundamentales, teniendo en cuenta que éstas expectativas se encuentran influenciadas por el contexto macroeconómico, por los incentivos que éste último les provee para que se informen y también por la manera en que los agentes se adaptan a ese contexto y el modo en que procesan toda la información provista por el entorno.

2.5. Marco teórico particular: adaptación de los individuos al contexto macroeconómico: ¿Cómo forman los agentes sus expectativas?

En las últimas dos décadas han ido apareciendo diferentes visiones que, ante la acumulación de evidencia en contra de la teoría de expectativas racionales, han comenzado a desarrollar teorías que suponen que la posibilidad de aprendizaje adaptativo en los agentes deriva en una explicación asintótica para el paradigma de expectativas racionales (Evans y Honkapohja, 2001; Garrat y Hall, 1995). En efecto, la existencia de procesos de aprendizaje suele llevar a que la convergencia de la economía hacia el estado estacionario sea mucho más rápida. Retomando específicamente el enfoque de Evans y Honkapohja (2001), ya se ha mencionado que éstos afirmaban que la hipótesis de expectativas racionales suponía que los agentes gozaban de un excesivo manejo de información acerca del funcionamiento de la economía. Por ello, para los autores, la noción de aprendizaje adaptativo se refleja en un comportamiento de los agentes que, aunque no disponen de tal manejo informativo, actualizan constantemente sus expectativas a medida que nueva información comienza a estar disponible. De esta manera, en términos asintóticos, se podría considerar que la tesis de expectativas racionales mantiene su validez, lo mismo que las conclusiones alcanzadas por el modelo de Sargent y Wallace (1975), algo que para los fines de este trabajo permitiría suponer que el parámetro S , asintóticamente, debería tender a 0. Esto se debe a que, en el límite, no debería existir racionalidad limitada. Vale la pena destacar que, de esta manera, las ideas de aprendizaje no sólo encuentran una explicación asintótica para la hipótesis de expectativas racionales, sino que al mismo tiempo permiten incluir dentro de su esquema un interesante análisis acerca de la existencia de múltiples equilibrios.

A pesar de lo atractivas que resultan las teorías de aprendizaje adaptativo, evidentemente se presenta un inconveniente que parte de la construcción misma de la teoría. En particular, si se encuentra una solución asintótica a la tesis de expectativas racionales, ¿cómo saber cuánto tiempo tomará la convergencia? ¿Qué sucede cuando el análisis no es asintótico? ¿Qué sucedería si las variables macroeconómicas no son ergódicas? Evidentemente, no se puede tratar el tema de aprendizaje adaptativo sin llevar adelante un análisis exhaustivo que, como se podrá notar, no constituye el objetivo de este trabajo. Sin embargo, dentro de un marco de análisis acotado se

pretende presentar una teoría reciente que podría dar cuenta de la manera en que los agentes se adaptan al entorno en el que habitan y aprenden del mismo, un entorno que, para Argentina, Brasil y México, posiblemente será diferente para cada país. La manera en que los agentes se adapten a ese entorno puede, sin dudas, condicionar el proceso que lleven adelante para formar sus expectativas y explicar, al menos en parte, los resultados de las estimaciones obtenidas más adelante en este trabajo. Al mismo tiempo, se podrá debatir con los resultados de Marcet y Nicolini (2005), aportando una tesis propia acerca de si tanto los modelos de racionalidad limitada como los de expectativas racionales deberían gozar de una *performance* similar para explicar el comportamiento en economías con diferente comportamiento de sus variables fundamentales.

2.6. Una aproximación a la teoría de desatención racional de Sims y a la teoría de valuación inatenta de Woodford

Tal como resume Veldkamp (2012), existen dos tipos de modelos que han cobrado relevancia para explicar la manera en que los agentes económicos determinan los precios de una economía. Los modelos de desatención (*inattentiveness*), por un lado, son modelos que suponen que los agentes enfrentan costos para actualizar la información y, en consecuencia, los agentes deciden el momento en el cual realizar tal actualización. En el momento que deciden informarse actualizan toda la información acerca de los shocks pasados y el comportamiento de las variables relevantes hasta ese momento. Las teorías de costos de menú previamente expuestas podrían encuadrarse en este tipo de modelos. Por otro lado, los modelos de desatención racional (*rational inattention*) suelen usar otro mecanismo a partir del cual los agentes se informan. En efecto, en vez de decidir cuándo actualizar la información, los agentes reciben constantemente señales de su entorno y deciden cuánta atención prestar a esas señales. De esta manera, este tipo de modelos intentan resolver el nivel óptimo de atención que los agentes deberían dedicar a comprender las señales de su entorno.

La teoría de desatención racional se ha desarrollado en los últimos años en la búsqueda de dar cuenta de los inconvenientes que puede implicar la asignación de recursos cuando los individuos sufren alguna restricción de capacidad para procesar la información que reciben continuamente de su entorno de vida. Sims (1998, 2003 y

2005) focaliza el análisis en el problema de la asignación de la capacidad de procesamiento. Explica que los seres humanos no son capaces de prestar atención a toda la información que les presenta el entorno, sino que dado que la capacidad de procesar información es limitada, el sistema cognitivo debe economizar recursos, dándole prioridad a aquellos eventos de la naturaleza que *a priori* podrían ser relevantes para el individuo. En las propias palabras de Sims (2003), el modelo de *rational inattention* podría describirse brevemente de la siguiente manera:

*“The information is thought of as moving through a channel, in which one enters input data, and output data emerges, possibly error ridden. Suppose we enter input data that is a realization of a random variable X with pdf p , and the channel provides as output a random variable Z whose pdf, conditional on X is $q(z/x)$.”*⁶

La idea básica del modelo consiste en medir los flujos de información como una tasa de reducción de la incertidumbre – la cual Sims llama entropía-. Desde luego, esto se debe al hecho de suponer restricciones para procesar la información por parte de los individuos. De este modo, se postula la existencia de un determinado canal a través del cual se transmite la información con algún tipo de capacidad de transferencia. La variable aleatoria X , también se debe mencionar, se ve afectada por un determinado error – cuyas implicancias se explicarán a continuación-. Finalmente, Sims (2003) llega a la conclusión que realizando el *coding* indicado de la información, entonces no importa cuál sea la distribución de la variable *input* que se desee transmitir ya que se pueden utilizar los canales a su máxima capacidad. Sin embargo, que los canales puedan utilizarse a su máxima capacidad no quiere decir que no existan limitaciones.

En efecto, el hecho que cada individuo deba *trackear* una gran cantidad de variables macroeconómicas lleva a Sims a suponer que no parece poco razonable que se piense el proceso cognitivo y la toma de decisiones como afectada por limitaciones en los canales de transmisión. Las limitaciones que implica la capacidad máxima del canal a la reducción de la incertidumbre – a la entropía- puede dar cuenta del movimiento “suave” y “retrasado” que en general muestran la mayoría de las relaciones cruzadas entre variables macroeconómicas.

⁶Sims, C.A. (2003). P. 667.

Por otro lado, no debe omitirse que también resulta posible que los individuos utilicen codificaciones poco precisas, lo que genera respuestas erráticas de las variables a nivel agregado. Las ideas de Sims sugieren que el efecto de suavización sería relativamente superior a los saltos que podría originar el componente aleatorio del error⁷.

Una relación suave de estas características puede encontrarse también en Mankiw y Reis (2001), que desarrollan un modelo de *sticky-information* en el cual racionalizan la presencia de la inflación pasada en la ecuación de determinación de precios y proponen una lenta difusión de la información entre los agentes.

Otro modelo de desatención racional es el de Della Vigna (2007), quien desarrolla un modelo en el que descompone el valor de un determinado bien, U, en dos componentes, uno visible y otro que permanece en parte invisible, oculto y cuyo valor depende del nivel de atención que el individuo decide asignarle a la observación de este componente.

Analizando los modelos de desatención racional, resulta evidente que la manera en que los agentes construirán sus expectativas dependerán, en gran parte, de la manera en que codifiquen la información que reciben y, adicionalmente, en línea con la teoría de Woodford (2012) -que se presentará a continuación-, de la forma en que asignen su limitada atención.

Michael Woodford (2012) desarrolla un modelo que se muestra similar, en muchos aspectos, al modelo de Sims (2005 y 2003)⁸ o al de Della Vigna (2007)⁹, aunque decide realizar varias modificaciones basado en cierta evidencia empírica acerca del funcionamiento del sistema nervioso y, en particular, en base a experimentos realizados en el campo de la percepción visual. En efecto, aunque Woodford también considera que existe cierta capacidad de los individuos para captar su entorno y, a su vez, dicha capacidad también se encuentra limitada por la forma en que los individuos “procesan” sus percepciones (de manera similar a la que supone el modelo de Sims o el de Della Vigna) de todas maneras decide recurrir a experimentos que le permitan profundizar su idea de funcionamiento del sistema perceptivo del ser humano y llega a conclusiones

⁷ Precisamente, Sims (2003) sostiene lo siguiente: [...] “We might expect, because of the averaging across agents, that smoothing effects will be stronger relative to the size of idiosyncratic error components than a “representative agent” theory would suggest”. pp. 687.

⁸ El modelo de Sims (2003; 2005) no será expuesto en este trabajo por no resultar relevante para los fines que persigue la investigación.

⁹ Ídem nota al pie n° 13.

diferentes a las de los modelos típicos de desatención racional. Para ello, presenta un experimento realizado por Shaw y Shaw en 1977, con el cual pretende explicar el modo en que los individuos prestan atención al entorno de estímulos en que viven.

La investigación de Shaw y Shaw se centra en el análisis de la capacidad perceptiva visual de las personas. En particular, Shaw y Shaw realizan el siguiente experimento: los individuos deben observar una pantalla, en la cual saben que aparecerá una determinada letra (E, T o V) en diferentes lugares posibles, ocho lugares posibles, de hecho. Los individuos deben reportar con exactitud los lugares en que aparecen las letras, es decir, deben realizar la identificación de la letra y el lugar en donde aparece. Lo interesante del experimento es que la probabilidad de aparición de la letra en los diferentes lugares no es la misma, y los individuos conocen dichas probabilidades. El experimento demuestra que los lugares con menor probabilidad de aparición son aquellos en los que las personas cometen más errores para “percibir” con precisión. En cambio, los estados más probables son reportados con mayor exactitud. Por estos motivos, los autores concluyen que los individuos adaptan el modo en que concentran su atención con el objetivo de incrementar la eficiencia de sus acciones. Esto significa, como sostiene Woodford, que las personas tienen una habilidad para discriminar entre situaciones alternativas que no se presentan como una característica fija de sus órganos sensoriales, sino que se adaptan de acuerdo al contexto en el cual se debe realizar dicha discriminación¹⁰. Esto nos comienza a dar la pauta que, desde esta perspectiva, la atención que los agentes prestan a los diferentes aspectos del entorno, se determina endógenamente, nuevamente, un fenómeno no contemplado en la teoría de desatención racional.

Las conclusiones del modelo de Woodford (2012) sugieren que los individuos, al presentar determinados límites para el procesamiento de toda la información que el entorno les provee, entonces reubican su atención en función de seguir el movimiento de aquellos estados que tienen más probabilidad de ocurrencia. Este tipo de modelos de asignación óptima de la atención encuentran una relación directa, por ejemplo, con el modelo de Mäckowiak y Wiederholt (2009b), de acuerdo al cual cuanto más volátil es una variable mayor es el retorno de asignar mayor atención.

¹⁰ Precisamente, las palabras exactas de Woodford serían las siguientes: “*These results indicate that the nature of people's ability to discriminate between alternative situations is not a fixed characteristic of their sensory organs, but instead adapts according to the context in which the discrimination must be made*”. Woodford (2012), p. 12.

Teniendo en cuenta los modelos de desatención racional y más precisamente los de asignación de la atención como el de Woodford, ¿qué implicancias tienen estos hechos estilizados en relación a las conductas que podrían esperarse de los agentes económicos de las economías de Argentina, Brasil y México?

Posiblemente, ya se ha realizado esta apreciación previamente, los resultados se encuentren relacionados con las características del ciclo económico y el entorno macroeconómico que interactúa con las decisiones tomadas a nivel microeconómico por parte de los agentes. Se debe comprender que el análisis de los ciclos que se efectúa en el Capítulo IV recurre a una metodología descriptiva, en vez de econométrica y formal, a diferencia de la que se utilizó en las estimaciones del modelo monetario para Argentina, Brasil y México. El estudio de los ciclos económicos y de la variable inflación aporta información relevante para explicar los valores estimados de S pero no constituye el núcleo de la presente investigación.

Antes de realizar cualquier tipo de inferencia, se procede a la estimación del modelo monetario simple, para luego concentrarse en el análisis de los resultados y las series utilizadas para realizar las estimaciones de dicho modelo.

Capítulo III: Racionalidad limitada: estimación de casos

“Metodología de la investigación, estimación y resultados econométricos”

3.1. Metodología de la investigación

Para estimar el nivel de racionalidad limitada de las economías analizadas se recurre, en principio, al modelo básico expuesto en la sección anterior. El objetivo del capítulo es lograr una aplicación empírica del modelo de Bomfim y Diebold (1996) y, en caso que sea necesario (así lo será), plantear las modificaciones necesarias para identificar un modelo que pueda dar cuenta de los datos de Argentina, Brasil y México. Estos autores no llevan adelante una medición de su modelo para una economía en particular, sino que, con propósitos ilustrativos, evalúan el comportamiento de su modelo, específicamente de los parámetros S (racionalidad limitada) e y (complementariedad estratégica) y su interacción. Para ello toman valores ilustrativos de α , β y de todos los *shocks* aleatorios. En este trabajo, en cambio, se resolverá el modelo para obtener los valores de α y β , así como también las varianzas y la covarianza de los errores de manera similar al trabajo de Choi et al. (2008).

Volviendo al análisis del modelo, se recuerda que la resolución del mismo quedaba expresada en las ecuaciones (8) y (10), que constituían las soluciones para las variables Y y P . Tales ecuaciones se reescriben de modo tal de llegar a:

$$(1)' P_t = \emptyset * P_{t-1} + e_{pt}$$

$$(2)' y_t = \tau * P_{t-1} + e_{yt}$$

donde:

$$(A) \emptyset = (\beta + \alpha * S) / (1 + \alpha * S)$$

$$(B) \tau = \alpha * S * (\beta - 1) / (1 + \alpha * S)$$

$$e_{pt} = (E_t * U_t) / (1 + \alpha)$$

$$e_{yt} = (\alpha * E_t + U_t)/(1 + \alpha)$$

$$E_t = (W_t - V_t)$$

Asimismo, las varianzas de los errores vienen dadas por las siguientes ecuaciones:

$$(3)' \text{Var}(e_{pt}) = (1 + \alpha)^{-2} / (\sigma^2 u + \sigma_E^2)$$

$$(4)' \text{Var}(e_{yt}) = (1 + \alpha)^{-2} / (\sigma^2 u + \alpha * \sigma_E^2)$$

$$(5)' \text{Cov}(e_{pt}, e_{yt}) = (1 + \alpha)^{-2} / (\alpha * \sigma_E^2 - \sigma^2 u)$$

Sabiendo que $\text{Var}(E_t) = \sigma_E^2$

Metodológicamente, para estimar el valor de S de cada economía, se procede de la siguiente manera: en primer lugar, la estimación de las ecuaciones (1)' y (2)' se realiza recurriendo al método de mínimos cuadrados clásicos, estimando cada ecuación por separado. Esto se debe a que, a pesar que presumiblemente existe correlación entre los errores, ambas ecuaciones presentan los mismos regresores y, en tal caso, el modelo de mínimos cuadrados clásicos es equivalente al método de regresiones aparentemente no correlacionadas (SUR). Resulta ilustrador notar que, de realizar una estimación simultánea, siguiendo un método de vectores autorregresivos por ejemplo, se obtienen los mismos coeficientes que en el caso de la estimación de las ecuaciones por separado.

En lo que respecta a la cantidad de rezagos incluidos de la variable P, éstos dependen exclusivamente de aquellos incluidos en la regla monetaria. Bomfim y Diebold (1996) afirman que las conclusiones no se modifican al incluir mayor cantidad de rezagos de P ni otro tipo de *feedback*, por ejemplo, rezagos del producto, algo que sin dudas se presenta económicamente lógico. En breve se retomará este tema.

La estimación se realiza con series en tasas de variación. Asimismo, es necesario conocer la estacionariedad de las mismas, puesto que de no ser estacionarias, el método de estimación propuesto derivaría en estimaciones espurias. Para ello se realizan tests de raíz unitaria (ADF Test) para las series de cada país, cuyos resultados se exponen en la sección de resultados econométricos y en el Anexo 1 de este trabajo.

La estimación de las ecuaciones (1)' y (2)' permite obtener los valores de \emptyset y τ . Una vez realizada esta estimación, se debe observar que las estimaciones de \emptyset y τ sean

significativas y, en el caso del Modelo 1 expuesto más adelante en esta sección, que sólo incluye un rezago de la variable P, se debe observar que los valores obtenidos sean en módulo menores a la unidad. Para el caso de los Modelos 2 y 3 esta última restricción no es necesariamente válida, puesto que al incluir mayor número de rezagos la interpretación del primer rezago adquiere un significado diferente (es el multiplicador de corto plazo) mientras que la relación de largo plazo entre las variables viene dada por el multiplicador de largo plazo.

Por otro lado, con el objetivo de descartar la existencia de correlación serial se realizan los test de Durbin y Watson para el Modelo con 1 rezago y el LM Test para los modelos con más rezagos. La imposibilidad de descartar autocorrelación en la estimación del Modelo 1 implica la necesidad de agregar rezagos, identificar un nuevo modelo y realizar nuevamente las estimaciones.

Continuando con la estimación, una vez que se arriba a los valores de \emptyset y τ , se procede a resolver el sistema que conforman las ecuaciones (3)', (4)' y (5)'. Los valores de $Var(ept)$, $Var(eyt)$ y $Cov(ept, eyt)$ se obtienen luego de estimar las series de residuos de las estimaciones de (1)' y (2)'. De tal manera, contando con esos valores queda conformado un sistema de tres ecuaciones y tres incógnitas, α , σ_u^2 y σ_E^2 .

Luego de resolver el sistema de ecuaciones conformado por (3)', (4)' y (5)' y obtenido el valor de α , se procede a resolver otro sistema, compuesto en este caso por las siguientes ecuaciones presentadas previamente:

$$(A) \quad \emptyset = (\beta + \alpha * S) / (1 + \alpha * S)$$

$$(B) \quad \tau = \alpha * S * (\beta - 1) / (1 + \alpha * S)$$

Se nota rápidamente que las ecuaciones conforman un sistema de dos ecuaciones con dos incógnitas, S y β , siendo S la estimación que se plantea como el objetivo principal del capítulo. Es así, entonces, que reemplazando los valores de α , \emptyset y τ se resuelve el sistema y se arriba a los datos planteados como objetivo final de la estimación para cada caso. La solución explícita se obtiene despejando S y β y, dada la dificultad que presenta un sistema no lineal, programando las ecuaciones en el software Matlab¹¹.

¹¹Las ecuaciones programadas fueron las siguientes:
 $S = \frac{-(\alpha - \emptyset * \alpha + \tau * \alpha) + \sqrt{((\alpha - \emptyset * \alpha + \tau * \alpha)^2 - 4 * (\alpha^2 - \emptyset * \alpha^2) * \tau)}}{2 * (\alpha^2 - \emptyset * \alpha^2)}$
 $B = \emptyset + \emptyset * S * \alpha - S * \alpha$

Resulta vital destacar que la estimación mediante mínimos cuadrados de un modelo no lineal resulta en estimadores que cumplen con las mismas propiedades que los estimadores de máxima verosimilitud (MV). Un análisis detallado de análisis de regresiones no lineales puede encontrarse en Bates y Watt (1988).

Los valores de S y β se deberían encontrar entre 0 y 1 para contar con sentido económico. Valores negativos o mayores a 1 pueden indicar una subreacción o una sobrereacción. Dada la no linealidad de la estimación y ante la necesidad de determinar la variabilidad de los resultados, se recurre a la metodología de bootstrap en bloques solapados para series de tiempo, con el objetivo de obtener la distribución de probabilidad de los estimadores S y β y los intervalos de confianza luego de repetir el proceso de estimación, como mínimo, unas mil veces. Se reportan estos resultados.

Este proceso de estimación para llegar a S y β se lleva adelante, primeramente, con el modelo básico previamente expuesto (que llamaremos Modelo 1) y que se expone a continuación. Sin embargo, la imposibilidad de descartar la existencia de autocorrelación serial en la estimación de las ecuaciones (1)' y (2)' obliga a repensar la especificación del modelo. Se realizó la identificación de un modelo con variables adicionales (Modelo 2) cuyos resultados se consideran en su mayoría válidos. Sin embargo, aún en la estimación del Modelo 2 existen indicios de autocorrelación para la estimación de la ecuación (1)'' y (2)''. Se estima por consiguiente el Modelo 3 y reportan sus resultados en la sección de Resultados Econométricos de este capítulo. Los tres modelos estimados, entonces, son los siguientes:

Modelo 1

$$(1)' Pt = \emptyset * P_{t-1} + ept$$

$$(2)' yt = \tau * P_{t-1} + eyt$$

Modelo 2

$$(1)'' Pt = \emptyset * P_{t-1} + \rho * P_{t-4} + ept$$

$$(2)'' yt = \tau * P_{t-1} + \rho1 * P_{t-4} + eyt$$

El código complete programado se encuentra en el Anexo 4 de este trabajo.

Modelo 3

$$(1)''' Pt = \emptyset * P_{t-1} + \rho * P_{t-4} + \delta * P_{t-8} + ept$$

$$(2)''' yt = \tau * P_{t-1} + \rho1 * P_{t-4} + \delta1 * P_{t-8} + eyt$$

Se reportan los resultados del Modelo 3 en este capítulo debido a que es el único que no experimentó problemas de autocorrelación y, por tanto, son los únicos que gozan de validez econométrica. En tanto, en el Anexo 2 se presentan los resultados de los test de autocorrelación para todos los modelos. Tal como se ha mencionado previamente, la interpretación de las estimaciones para el Modelo 3 se modifican en relación a la interpretación de los resultados del Modelo 1. Efectivamente, al incluir mayor número de rezagos la interpretación del primer rezago adquiere el significado de multiplicador de corto plazo, mientras que la suma de los coeficientes estimados que acompañan a P_{t-1} , P_{t-4} y P_{t-8} constituyen la relación de largo plazo entre las variables explicativas y dependiente. Los multiplicadores de largo plazo se definen en este trabajo de la siguiente manera:

$$M1: \emptyset + \rho + \delta$$

$$M2: \tau + \rho1 + \delta1$$

3.1.2. Metodología de la investigación: *bootstrap* en bloques solapados

La metodología *bootstrap* consiste en un método de remuestreo propuesto primeramente por Efron (1979). Tal como explican Maddala y Kim (1998), sea y_1, y_2, \dots, y_n una determinada muestra obtenida al azar de una distribución caracterizada por un determinado parámetro, por ejemplo, S , la metodología de *bootstrap* consiste en generar muestras de tamaño m , generalmente efectuando reemplazos, obtenidas de esa muestra original y_1, y_2, \dots, y_n . Así se obtienen, una a una, muestras como por ejemplo $y_{1b}, y_{2b}, \dots, y_{mb}$, que constituyen muestras *bootstrap*. Realizando este proceso R veces, siendo R el número de repeticiones del *bootstrap* y estimando para cada muestra el parámetro S , es posible calcular la distribución del mismo, que pasa a conocerse como

la distribución bootstrap de S . Asimismo, de esta manera es posible calcular el intervalo de confianza para el parámetro y realizar inferencia estadística acerca de S . En el presente trabajo se aplica esta metodología bootstrap, que puede resumirse de la siguiente manera:

- Se estima el Modelo 3 presentado previamente y se arriba a las estimaciones puntuales de S y β .
- En base a la metodología bootstrap y partiendo de las series originales, se generan nuevas series, llamadas series bootstrap. Se estima nuevamente S y β utilizando las series bootstrap.
- Se repite el proceso R veces, obteniendo en consecuencia R estimaciones para S y β .
- Se construyen los intervalos de confianza y las distribuciones para las R estimaciones de S y β .

Esta idea básica de bootstrap no fue aplicada primeramente al estudio de series de tiempo, por cuanto su aplicación en el trabajo actual requiere extender el análisis del estado del arte acerca de la metodología en relación a su aplicación al análisis de series de tiempo. En este trabajo se utilizará la metodología de bootstrap en bloques de las observaciones, -en vez de remuestrear en base a observaciones individuales-, una metodología que se aplica específicamente cuando se trabaja con series de tiempo. La idea de realizar un bootstrap en bloques remuestreando directamente a partir de las observaciones de datos fue primeramente presentada por Carlstein (1986), quien propuso la utilización de bloques de observaciones no solapados. Más tarde, Künsch (1989) propuso la idea de utilizar bloques solapados y movibles, utilizados solamente con series de tiempo estacionarias.

Ambos métodos, solapados o no solapados, dividen la serie de datos original de n observaciones en bloques de longitud L . Luego seleccionan una cantidad determinada de bloques, b , remuestreando con reemplazo la serie. De esa manera se construye una nueva serie a partir de la ubicación al azar de los bloques en los que se divide la serie original, existiendo la posibilidad que algún bloque se repita y que alguno no aparezca por ejemplo. En el método no solapado de Carlstein existen b bloques, puesto que los bloques tienen una determinada longitud L , sin posibilidad que la misma observación se encuentre presente en más de un bloque. En efecto, en este método, $n=bL$. En tanto, en

el método de Künsch la cantidad de bloques es igual a $n-L+1$. Para comprender mejor la manera en que se generan los bloques en cada método, Maddala y Kim presentan un simple ejemplo. Suponiendo $n=6$, $L=3$ y que la serie de datos es $X_t = \{3, 6, 7, 2, 1, 5\}$, los bloques para el método no solapado serán $\{(3, 6, 7), (2, 1, 5)\}$, mientras que los bloques para el método solapado serán $\{(3, 6, 7), (6, 7, 2), (7, 2, 1), (2, 1, 5)\}$.

Algunos autores, como por ejemplo Lahiri (1999) y Andrews (2002), afirman que la *performance* de ambos tipos de modelos es similar. Maddala y Kim, por el contrario, afirman que utilizar bloques no solapados incrementa la probabilidad de perder bloques enteros de datos al realizar los remuestreos y, por este motivo, suele dar resultados erráticos. En este trabajo se utilizarán bloques solapados.

Además de decidir qué tipo de método de selección de bloques se utilizará, resta determinar cuál será es la longitud óptima de los mismos. De hecho, existe aún cierta discusión al respecto y existen diversos criterios para realizar la selección de los bloques. Cada uno de los métodos, tal como fueran desarrollados por Carlstein y Künsch, implican la selección de una determinada longitud de bloques. Carlstein afirma que al aumentar la longitud de los bloques, el sesgo de las estimaciones se reduce mientras que la varianza aumenta. En tal sentido, para un modelo AR(1), por ejemplo, propone calcular la longitud del bloque siguiendo la siguiente regla:

$$L = n^{1/3} * (2P/(1 - P^2))^2$$

En la que n es el tamaño de la muestra original y P el coeficiente que acompaña a la variable explicativa del modelo AR(1). En general, para cualquier tipo de modelos, la longitud de los bloques resultantes del método de bloques no solapados es mayor que el del método de bloques solapados. En efecto, Künsch sigue una regla más simple, según la cual la longitud óptima de los bloques es igual a $n^{1/3}$. Algunos trabajos más recientes, como el de Inoue y Shintani (2001) siguen una regla similar, que deriva en bloques más pequeños para muestras chicas. En efecto, de acuerdo a Inoue y Shintani, para muestras que se encuentran entre $n=64$ y $n=128$, el promedio de los bloques que se eligen varían entre $L=3$ y $L=6$.

En resumen, este trabajo aplicará una metodología de bootstrap en bloques solapados en los términos de Künsch (1989). Al presentar los resultados para Argentina, Brasil y México se explicará la longitud de bloques utilizados para cada país. Las estimacion

siguieron la regla de Inoue y Shintani (2001), eligiendo bloques que se encontraron entre $L=3$ y $L=6$, de acuerdo al país y a la performance experimentada por cada modelo. Las repeticiones del bootstrap vendrán dadas por $R=1000$.

Ahora, ¿es la metodología bootstrap la única a partir de la cual generar los intervalos de confianza de S y β ? Padilla y Divers (2016) consideran que a los fines de obtener la distribución y los intervalos de confianza de S y β , podría recurrirse también al método analítico delta. Las comparaciones entre ambos métodos (delta y bootstrap) son frecuentes en la literatura, concluyendo que la performance de la metodología bootstrap supera a aquella del método delta para muestras pequeñas ($n < 100$). El método delta, en efecto, deriva en resultados comparables a los de la metodología bootstrap, pero para muestras grandes e ítems no binarios.

3.2. Datos utilizados

Las series que se utilizaron fueron, para la variable P , las tasas de variación de precios minoristas. Para Brasil y México se utilizaron las series de precios de sus institutos oficiales de estadísticas para el período que comprenden los años 1995 y 2015, de acuerdo a la disponibilidad de series para cada país, y se convirtió las series mensuales en trimestrales a partir de la utilización del promedio simple de los tres meses que componen cada período en cuestión. Para el caso argentino, en principio, se utilizó la tasa de variación del IPC de Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, la cual se convirtió en una serie trimestral de la misma manera que para los otros países. La fuente de los datos fue primeramente el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). Luego, dado que el índice del IPC elaborado por el INDEC, a pesar de ser el índice oficial, carece de fiabilidad a partir del año 2007 aproximadamente, se ha decidido realizar las estimaciones utilizando también un índice IPC alternativo construido a partir de las series estadística de las provincias que han seguido publicando sus índices de precios.

En lo que respecta a la variable Y, se decidió utilizar la serie de variación trimestral del producto constante desestacionalizada, nuevamente recurriendo a los datos de los institutos oficiales de estadísticas de cada país, al igual que para el caso argentino.

3.3. Resultados econométricos

3.3.1. Argentina

En la presente sección se exponen los principales resultados econométricos obtenidos para el caso argentino. En primer lugar, tal como se ha explicado previamente en la subsección 2.1 de Metodología de la investigación, resulta necesario conocer la estabilidad de las series con las que se realizarán las estimaciones. Esto se debe a que no podrían obtenerse resultados confiables en caso que las series no fueran estacionarias.

El cuadro N° 1 resume los resultados del Test de Dickey-Fuller realizado sobre las series de Inflación y de PBI¹². Las series comprenden el período 1994-Q1/2013-Q2. Para el caso del PBI, se utilizó la serie de PBI a precios constantes desestacionalizada, a partir de la cual se calcularon las tasas de variación interanual. En el caso del IPC, en tanto, se utilizó la serie mensual y, a partir del cálculo del promedio simple, se obtuvo un índice trimestral.

El ADF Test para la series de PBI e inflación concluyó que las series son estacionarias, cómo mínimo con una confianza del 90%, tal como se resume en el Cuadro N°1. Ciertamente, se podría suponer que no deberían existir problemas de estacionariedad dado que se trabaja con tasas de variación.

¹² Los resultados de los Tests de Dickey-Fuller se reportan en el Anexo 1.

ADF Test (con intercepto y en nivel)	Inflación	PIB Contante (% de variación)
ADF Statistic	-5.13	-2.68
Probability	0%	8%
Stationarity (5%)	SI	NO
Stationarity (10%)	SI	SI
Hipótesis Nula: Presencia de raíz unitaria		

Cuadro 1

Procediendo con la estimación de las ecuaciones (1)''' y (2)''', se estimaron los multiplicadores de largo plazo M1 y M2, cuyas estimaciones aparecen en el Cuadro N° 2. Los resultados los tests de autocorrelación para el Modelo 1, 2 y 3 se presentan en el Anexo 2 de este trabajo.

La estimación del Modelo 3, como puede observarse, logró resultados destacables. En efecto, las variables incluidas resultaron significativas en la estimación de (1)''' y (2)''', eliminando los problemas de autocorrelación y presentando un R^2 para la estimación de (2)''' de 41%¹³.

Se observa que los valores estimados en el Modelo 3 para los multiplicadores de largo plazo presentaron signo positivo en ambos casos.

Modelo 3					
Estimador	Valor Estimado	R^2	Significatividad (5%)	Significatividad (10%)	Observaciones
M1	0.78	0.80	SI	SI	70
M2	0.65	0.41	SI	SI	70

Cuadro 2

Siguiendo adelante con la estimación, se procede a la resolución del modelo conformado por (3)', (4)' y (5)' el cual provee como resultado las estimaciones del parámetro α y de las varianzas σ_E^2 y σ^2u . Los resultados se muestran en el Cuadro N° 3.

	α	σ^2u	σ^2E
Estimador	2.72	0.03	0.02

Cuadro 3

¹³ Las salidas de Eviews para la regresión completa se encuentran en el Anexo 2.

La estimación final, aquella que se presenta como objetivo para cada país, es la que da cuenta del nivel de racionalidad limitada (S) y del parámetro de la regla monetaria (β). Además de la estimación puntual de estos resultados, se procedió a calcular los intervalos de confianza para S y β al 95%, utilizando la metodología de bootstrap en bloques solapados para series de tiempo siguiendo los desarrollos de la metodología sobre el tema que se expusieron previamente. Para los datos de Argentina, la metodología se aplicó reconstruyendo la serie con dieciocho bloques seleccionados al azar de una longitud $L=4$. De esta manera, dado que $n=70$, se logró solapar la serie. La estimación fue programada en Matlab y repetida mil veces a los fines de obtener el intervalo de confianza para S y β ¹⁴.

Para el caso argentino, la resolución del sistema formado por las ecuaciones (A) y (B) genera los siguientes resultados:

	Estimación puntual (β)	Estimación Puntual (S)	Intervalo 95% (β)	Intervalo 95% (S)
Argentina	1	0.44	0.69-1	0-1

Cuadro 4

El Cuadro N°4 revela que la estimación de S alcanzó un valor que, en un 95%, se encontró entre 0 y 1.

3.3.2. Argentina: Estimación con un índice de precios alternativo

Además de la estimación realizada utilizando el índice de precios provisto por el INDEC, se decidió realizar una estimación adicional en base a aquellos índices oficiales de las provincias que se siguieron publicando luego del año 2007. Esta estimación se presenta necesaria, puesto que a partir del año 2007 la falta credibilidad del índice de precios oficial obliga a cualquier investigador a proponer, mínimamente, una estimación alternativa para validar los resultados obtenidos con la serie oficial del IPC.

¹⁴ El código programado en Matlab se presenta en el Anexo 4.

Se ha procedido, en esta sección 3.3.2, a realizar la misma estimación que en la sección precedente, pero se ha recurrido a la construcción de un nuevo índice de precios. Se debe tener en cuenta que los únicos índices provinciales que se seguían publicando hasta el período 2013-Q4 eran los de las provincias de San Luis y Tierra del Fuego. En consecuencia, se realizó una ponderación simple de ambos índices a partir del último trimestre del año 2005 y se construyó un nuevo índice a partir del cual se calcularon las tasas de variación trimestrales interanuales. Así, se construyó un índice de inflación que hasta el cuarto trimestre del año 2005 coincidió con el IPC oficial publicado por el INDEC y, a partir del año 2006, se empalmó con el nuevo índice.

Nuevamente, entonces, se comenzó testeando la estacionariedad de las series. El período de análisis fue 1994-Q1/2013-Q4. Los resultados del ADF Test se observan en el Cuadro N° 5 y permiten confirmar que las series de datos son estacionarias, cuando menos al 90%.

ADF Test (con intercepto y en nivel)	Inflación	PIB Contante (% de variación)
ADF Statistic	-6.74	-2.68
Probability	0%	8%
Stationarity (5%)	SI	NO
Stationarity (10%)	SI	SI
Hipótesis Nula: Presencia de raíz unitaria		

Cuadro 5

Luego se realizó la estimación de las ecuaciones (1)''' y (2)''', y se estimaron los multiplicadores de largo plazo M1 y M2, cuyos resultados aparecen en el Cuadro N° 6. Se observa nuevamente que las estimaciones de M1 y M2 presentaron signo positivo.

Cabe destacar que las estimaciones del Modelo 1 y 2 se presentaron problemas de autocorrelación y un bajo R^2 para la estimación de la ecuación (2)'''. Una vez más, la estimación del Modelo 3 logró mejores resultados, eliminando los problemas de autocorrelación¹⁵ con un R^2 para (2)''' de 39%. Sin embargo, la estimación de (2)''' careció de significatividad.

¹⁵ Ver resultados del Estadístico de D-W y del LM Test en el Anexo 3.

Modelo 3					
Estimador	Valor Estimado	R^2	Significatividad (5%)	Significatividad (10%)	Observaciones
M1	0.92	0.86	SI	SI	72
M2	0.43	0.39	NO	NO	72

Cuadro 6

Continuando con la metodología de estimación, se pasó a estimar α , σ_E^2 y σ^2u . Los valores resultantes fueron los siguientes:

	α	σ^2u	σ^2E
Estimador	2.45	0.003	0.017

Cuadro 7

Finalmente, se resolvió el sistema conformado por (A) y (B) con el objetivo de llegar a S y β .

	Estimación puntual (β)	Estimación Puntual (S)	Intervalo 95% (β)	Intervalo 95% (S)
Argentina (IPC ALT)	0.98	0	0.84-1	0-1

Cuadro 8

La metodología de bootstrap aplicada, la cantidad de bloques y la longitud de los mismos fue exactamente la misma que para el caso de la estimación que utilizó los datos de inflación del INDEC. Se destaca, *a priori*, al observar estos resultados, que al utilizar un índice de precios alternativo el intervalo de confianza de S al 95% para el Modelo 3 se mantiene en un rango de {0-1}, razón por la cual puede concluirse que ha resultado imposible acotar las estimaciones de S a valores que excluyan el 0 y el 1. En tanto, el valor de β se incrementa ligeramente en esta estimación alternativa al rango de {0,90-1}.

3.3.3. Brasil

La misma estimación que se realizó con los datos de Argentina se llevó adelante para los datos de la economía brasileña. La metodología de estimación y las series utilizadas fueron exactamente iguales a aquellas del caso argentino. Las series de PBI constante trimestral (a partir de la cual se calculó la tasa de variación interanual) e inflación

abarcaron el período 1997-Q1/2014-Q4. Se utilizaron los datos publicados por el IBGE (Instituto Brasileiro de Geografía e Estatística) y el Banco Central do Brasil.

El ADF Test realizado sobre ambas series rechazó la hipótesis de existencia de una raíz unitaria, razón por la cual se asume que las series son estacionarias.

ADF Test (con intercepto y en nivel)	Inflación	PIB Contante (% de variación)
ADF Statistic	-4.24	-4.15
Probability	0%	0%
Stationarity (5%)	SI	SI
Stationarity (10%)	SI	SI
Hipótesis Nula: Presencia de raíz unitaria		

Cuadro 9

La estimación de M1 y M2 arrojó los siguientes resultados:

Modelo 3					
Estimador	Valor Estimado	R^2	Significatividad (5%)	Significatividad (10%)	Observaciones
M1	0.78	0.76	SI	SI	64
M2	-0.07	0.68	NO	SI	64

Cuadro 10

Se observa que los valores estimados para M1 y M2 resultaron positivo y negativo respectivamente.

El Modelo 1 presentó los mismos inconvenientes que para Argentina, destacándose la falta de significatividad del primer rezago de P al 95% en la ecuación (2)', el bajo R^2 de esa estimación y la existencia de autocorrelación para el modelo en su conjunto¹⁶. La estimación del Modelo 3 eliminó los problemas de autocorrelación¹⁷ y elevó el R^2 para la estimación de (2)''' al 68%.

Las estimaciones de α , σ_E^2 y $\sigma^2 u$ se resumen en el Cuadro N° 11.

¹⁶ Ver resultados del estadístico de Durbin y Watson en el Anexo 2.

¹⁷ Ver resultados del LM Test en el Anexo 2.

	α	σ^2u	σ^2E
Estimador	3.77	0.0009	0.0025

Cuadro 11

Se destaca que las varianzas de los errores resultaron relativamente similares a las del caso argentino.

Finalmente, los resultados de la economía brasileña muestran una estimación puntual menor a la del caso argentino (IPC INDEC) y un intervalo de confianza para el parámetro S similar. Asimismo, la estimación puntual para β resultó también menor aunque con un intervalo de confianza mayor. En este caso, cabe destacar que, para aplicar la metodología bootstrap, se reconstruyeron las series utilizando $b=17$, $L=4$ y $R=1000$.

	Estimación puntual (β)	Estimación Puntual (S)	Intervalo 95% (β)	Intervalo 95% (S)
Brasil	0.79	0.04	(0.27-1)	(0-1)

Cuadro 12

3.3.4. México

El trabajo continúa con la estimación del caso mexicano. Las series utilizadas fueron las de PBI constante trimestral (a partir de la cual se calculó la tasa de variación interanual) e inflación para el período 1994-Q1/2015-Q1. Los datos utilizados fueron obtenidos del INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía).

Al igual que en los casos anteriores, primeramente se descartó la posibilidad de que las series a utilizar no fueran estacionarias. Los resultados del ADF Test se resumen en el Cuadro N° 13.

ADF Test (con intercepto y en nivel)	Inflación	PIB Contante (% de variación)
ADF Statistic	-2.8	-4.33
Probability	6%	0%
Stationarity (5%)	NO	SI
Stationarity (10%)	SI	SI
Hipótesis Nula: Presencia de raíz unitaria		

Cuadro 13

Por su parte, para las estimaciones de M1 y M2 se obtuvieron resultados positivos en ambos casos. Asimismo, al igual que en los casos anteriores, la estimación del Modelo 1 y el Modelo 2 presentó un bajo R^2 para la estimación de la ecuación (2)' y la existencia de autocorrelación serial en la estimación de ambas ecuaciones del Modelo 1¹⁸. La estimación del Modelo 3, nuevamente, eliminó los problemas de autocorrelación a la vez que permitió incrementar la bondad de ajuste de la ecuación (2)''' al 41%.

Modelo 3					
Estimador	Valor Estimado	R^2	Significatividad (5%)	Significatividad (10%)	Observaciones
M1	0.88	0.96	NO	SI	77
M2	0.13	0.41	NO	SI	77

Cuadro 14

Las estimaciones de α , σ_E^2 y σ^2u se resumen en el Cuadro N° 15.

	α	σ^2u	σ^2E
Estimador	4.21	0.0008	0.0021

Cuadro 15

Finalizando con el caso mexicano, se exponen en el Cuadro N° 16 los resultados obtenidos para el intervalo de confianza al 95% de S y β . Se observa que S presenta un intervalo menor al estimado para Argentina y para Brasil a la vez que constituye el único caso en el que su extremo inferior no incluye el 0. La estimación puntual de S, en tanto, resultó menor a la argentina, pero mayor a la brasileña. El intervalo de β , por su

¹⁸ Ver resultados del Estadístico de D-W y del LM Test en el Anexo 2.

parte fue de {0,43-0,90}. Para aplicar la metodología bootstrap, se reconstruyeron las series utilizando $b=20$, $L=4$ y $R=1000$.

	Estimación puntual (β)	Estimación Puntual (S)	Intervalo 95% (β)	Intervalo 95% (S)
México	0.81	0.16	(0.43-0.90)	(0.02-1)

Cuadro 16

3.3.5 Resultados econométricos: Resumen

El Cuadro N° 17 resumen los datos obtenidos de las estimaciones previas.

Modelo 3	Estimación puntual (β)	Estimación Puntual (S)	Intervalo 90% (β)	Intervalo 90% (S)
Argentina (IPC INDEC)	1	0.44	(0.69-1)	(0 - 1)
Argentina (IPC alternativo)	0.98	0.00	(0.84-1)	(0 - 1)
Brasil	0.79	0.04	(0.27-1)	(0-1)
México	0.81	0.16	(0.43-0.90)	(0.02-1)

Cuadro 17

Se observa rápidamente cómo el intervalo para el parámetro S fue similar para la economía argentina y la brasileña, mientras que mostró una amplitud levemente menor para la economía mexicana. En todos los casos, los intervalos incluyeron la unidad. En los términos del modelo monetario simple presentado de Bomfim y Diebold (1996), el hecho que los intervalos incluyan el 0 implicaría la imposibilidad de refutar la tesis de expectativas racionales para Argentina y Brasil. Sin embargo, estas conclusiones parecieran ir demasiado lejos, más allá de las posibilidades de inferencia que otorga el modelo monetario simple presentado en este trabajo. En efecto, existen características particulares de muchas economías latinoamericanas (tales como los procesos de indexación de precios y salarios) que pueden dotar de significatividad a los rezagos de los precios sin que ello necesariamente implique el incumplimiento de expectativas racionales. En consecuencia, las conclusiones que se derivan de las estimaciones son sin dudas más limitadas que aquellas derivadas del análisis teórico del modelo Bomfim y Diebold.

En esta línea, la evidencia empírica nos permite realizar al menos dos afirmaciones: en primer lugar, las estimaciones puntuales sugieren que la inflación pasada juega un rol relevante en la formación de expectativas de los agentes en las tres economías

analizadas. En segundo lugar, el análisis de los intervalos sugiere que, al 95% de confianza, sólo en el caso mexicano se puede excluir al 0 del intervalo, por cuanto sólo en este caso podría afirmarse que la inflación pasada jamás tiene un rol irrelevante (en términos de Bomfim y Diebold se podría decir que este es el único caso en el que no puede refutarse la hipótesis de expectativas racionales).

Utilizando los resultados de las repeticiones realizadas con el método bootstrap se construyeron los histogramas del parámetro S. A continuación se observan los Gráficos 1, 2, 3 y 4, en los cuáles se presenta la distribución de probabilidad de S para las tres economías. Los histogramas aportan información adicional para comprender cómo se comporta el parámetro S en las tres economías analizadas. Se observa, por ejemplo, que para el caso de Argentina alrededor del 60% de las estimaciones resultaron en un valor de S menor a 0,10. Para el caso de Brasil, en cambio, apenas un 30% de las estimaciones se encontraron por debajo de 0,10, mientras que más del 15% fueron mayores a 0,90. Para el caso de México, en tanto, aproximadamente un 25% de las estimaciones resultaron en un valor de S menor a 0,10, mientras que aquellas que superaron el 0,90 fueron prácticamente nulas, similar al comportamiento experimentado en el caso argentino.

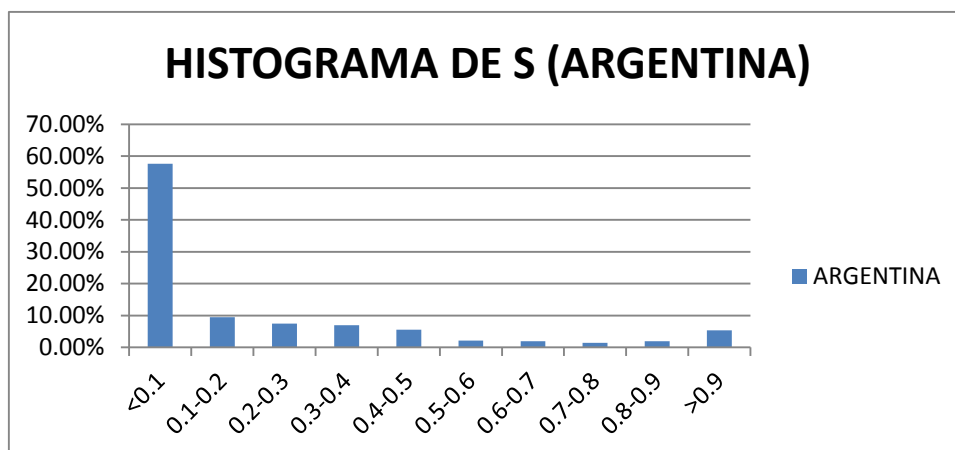


Gráfico 1

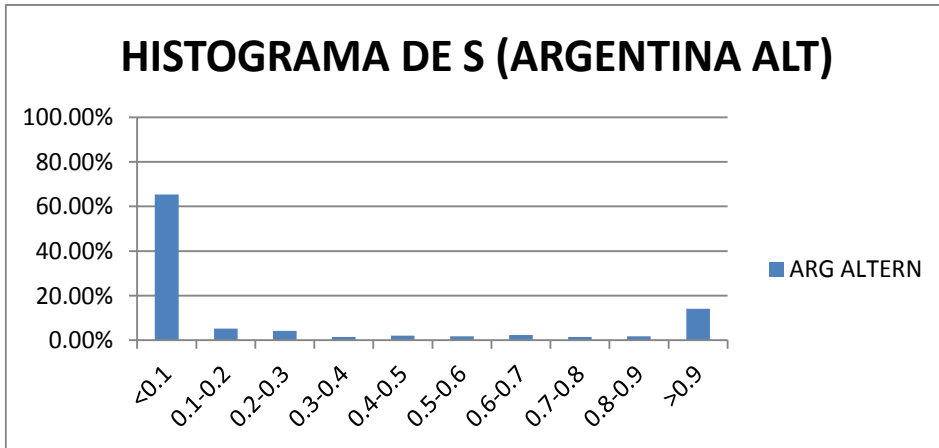


Gráfico 2

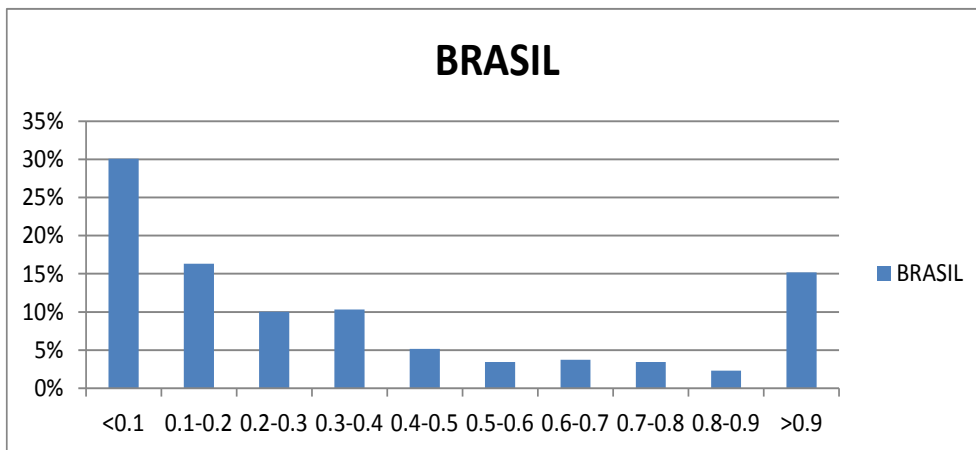


Gráfico 3

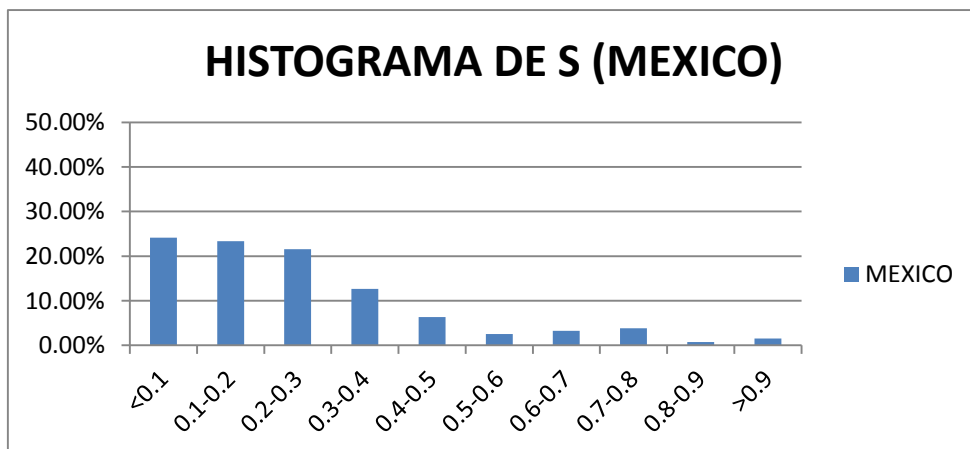


Gráfico 4

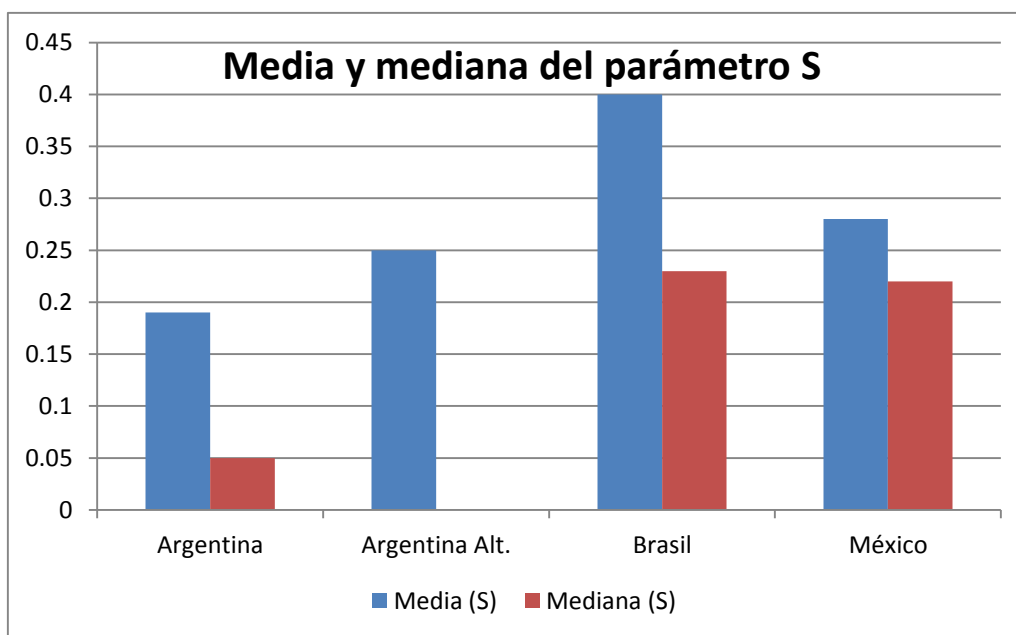


Gráfico 5

En resumen, los resultados de esta sección, *a priori*, podrían indicar que para Argentina, Brasil y México la manera en que los agentes construyen sus expectativas se encuentra influenciada por incentivos particulares que se relacionan con las características puntuales de cada economía. En principio, dados los límites de este trabajo, resulta complejo determinar cuáles son los factores que explican los diferentes valores de S , puesto que, en principio, esto podría deberse a las capacidades de adaptación que desarrollan los agentes a su entorno macroeconómico así como también a factores institucionales y a la tradición de indexación que tienen estas economías.

Se destaca, a su vez, que a pesar de presentar Argentina una estimación puntual de S mayor a la de Brasil y México, también presenta una media y una mediana inferior y una distribución en la cual la frecuencia de las estimaciones se encuentra más próxima a 0 que para los otros casos.

A partir de los datos obtenidos a lo largo de este Capítulo III, necesariamente se generan una serie de interrogantes que resultaría interesante responder a los fines de lograr una interpretación de los niveles de S estimados para cada uno de los países. Fundamentalmente, cualquier investigador podría preguntarse, ¿qué es lo que explica el valor de S para cada país? ¿Es posible comparar sus resultados en términos ordinales, cuando menos? ¿Acaso, en función de la información presentada, se puede suponer que

los agentes de algunos de los países presentan esquemas diferentes para informarse, asignar sus niveles de atención y aprender en función del contexto macroeconómico? En el capítulo IV se intenta dar respuesta a estos interrogantes.

Capítulo IV: Explicación de los resultados estimados para las economías de Argentina, Brasil y México

4.1. Análisis de los ciclos económicos de Argentina, Brasil y México: consideraciones generales

La primera pregunta a realizar antes de presentar la evidencia empírica es, ¿cuál es la manera adecuada de analizar los ciclos económicos? Actualmente existen al menos dos metodologías, cada una de ellas con características particulares que derivan en abordajes diferentes de los ciclos económicos. Los trabajos iniciales en lo que respecta a teorías modernas de análisis de ciclo podrían identificarse en la década de 1940, cuando Burns y Mitchell (1946) los definieron como:

“[...] A cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions, and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle.”¹⁹

En la teoría de Burns y Mitchell se destacan dos elementos principales: por un lado, tal como sostiene Diebold (1996b), consideran el co-movimiento entre diferentes variables económicas individuales. Asimismo, la identificación de los ciclos para estos autores proviene del análisis de series correspondientes a diferentes actividades económicas. Por otro lado, esta teoría divide los ciclos en diferentes etapas, diferenciando las expansiones y las recesiones.

Una definición posterior de ciclo económico, pero relacionada con la de Burns y Mitchell, fue propuesta por Lucas (1977), quien afirmaba que los ciclos económicos o “*Business Cycles*”, eran, técnicamente, las desviaciones del producto nacional bruto de cualquier economía de su media. Lucas (1977) supone que las desviaciones de la media se encuentran en los co-movimientos de las series de tiempo agregadas. A su vez, para este trabajo, los movimientos del producto de los diferentes sectores se mueven conjuntamente. De esta manera, el análisis de ciclo en los términos de Lucas (1977) y a diferencia de lo que se desprendía de Burns y Mitchell (1946), en vez de dedicarse al

¹⁹ Burns, A. F. y Mitchell, C. W (1946) p. 3.

análisis de las variaciones de las diferentes actividades económicas, podría realizarse a partir de las desviaciones de una medida agregada de la actividad económica, la cual podría ser sin dudas el PIB de cualquier economía.

Estas dos teorías dieron lugar a metodologías diferentes para el análisis de los ciclos. De la primera, por ejemplo, se desprende el método de análisis de puntos de giro de una economía, el cual actualmente se sirve del algoritmo de Bry y Boschan (1971) para la identificación de dichos puntos. Este algoritmo, se destaca, es el utilizado por el NBER (National Bureau of Economic Research) y permite identificar los puntos máximos y mínimos de cualquier serie, lo mismo que medir los períodos de contracción y crecimiento de cada una de ellas. El método consiste en tomar determinadas series consideradas relevantes para cada economía y aplicarles el algoritmo de Bry y Boschan a los fines de identificar sus puntos de giro. Luego, las series se comparan generalmente con aquella que marca una referencia de ciclo y finalmente se agregan en un índice.

El otro método posible consiste en tomar una serie de referencia del PIB, desestacionalizarla y luego aplicarle el filtro de Hodrick-Prescott (1997) con el objetivo de obtener su componente cíclico. Este método se aplica en la subsección 4.3 con fines ilustrativos para analizar los casos de Argentina, Brasil y México.

4.2. Análisis de los ciclos económicos de Argentina, Brasil y México: evidencia empírica

Esta investigación, desde su inicio, no tuvo por objetivo el estudio de los ciclos económicos ni discutir la metodología adecuada para analizarlos. Por tal motivo, este capítulo sólo tiene como fin caracterizar de manera rápida e ilustrativa el ciclo económico de Argentina, Brasil y México, fundamentalmente con el fin de compararlos entre sí y obtener evidencia empírica que pueda guiar la explicación de las estimaciones del capítulo III. Para proponer, tal como se propone en este trabajo, que los diferentes resultados de la estimación del modelo monetario de Bomfim y Diebold (1996) y de los modelos que de él se derivan se relacionan con el diferente entorno macroeconómico que afecta el modo en que los agentes se informan y construyen sus expectativas,

entonces se necesita proveer, aunque sea mínimamente, evidencia empírica que ilustre las características de los ciclos de cada economía.

Para ello, antes de aplicar la segunda de las metodologías presentadas en la sección previa (aquella que tomaba una serie de referencia y luego le aplicaba el filtro de Hodrick Prescott) primero se caracterizan de manera general los ciclos de Argentina, Brasil y México. Para ello se toman las series de PBI trimestral desestacionalizadas provistas por los institutos de estadísticas de cada país.

Sin aplicar ningún tipo de filtro sobre las series, el primer paso a realizar podría ser el de evaluar la trayectoria que ha seguido el PBI de cada economía. El objetivo es identificar las recesiones y los períodos de expansión de cada economía, lo mismo que la intensidad y duración de esos períodos. Los resultados se exponen a continuación en los cuadros 18, 19 y 20:

PIB REAL Argentina		Duración en trimestres				
Inicio	Fin	Expansión	Contracción	Duración	Expansión (%)	Retracción (%)
1994:Q1	1996:Q1	5	4	9	5,25%	-6,77%
1996:Q2	2002:Q4	10	17	27	7,17%	-4,55%
2003:Q1	2009:Q2	23	4	27	8,22%	-1,95%
2009:Q3	2014:Q1	19	0	19	4,90%	0,00%
Promedio		14,25	8,33	20,50	6,65%	-3,97%

Base: elaboración propia en base a datos del INDEC

Cuadro 18

PIB REAL Brasil		Duración en trimestres				
Inicio	Fin	Expansión	Contracción	Duración	Expansión (%)	Retracción (%)
1997:Q1	1999:Q3	9	2	11	5,10%	-3,53%
1999:Q4	2009:Q2	37	3	40	3,75%	-1,90%
2009:Q3	2014:Q1	18	1	19	4,09%	-0,30%
Promedio		21,33	2,00	23,33	3,56%	-1,16%

Base: elaboración propia en base a datos del Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística

Cuadro 19

PIB REAL México		Duración en trimestres				
Inicio	Fin	Expansión	Contracción	Duración	Expansión (%)	Retracción (%)
1994:Q1	1995:Q4	4	4	8	4,72%	-5,77%
1996:Q1	2002:Q1	21	4	25	4,89%	-3,60%
2002:Q2	2009:Q3	26	5	31	2,80%	-3,84%
2019:Q4	2014:Q1	18	0	18	3,46%	0,00%
Promedio		17,25	4,33	20,50	3,75%	-3,53%

Base: elaboración propia en base a datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía

Cuadro 20

Algunos hechos estilizados pueden obtenerse del análisis de la información provista. En primer lugar, se nota que, tanto la Argentina, como México y Brasil han experimentado tres períodos de contracción desde el año 1994 (Brasil desde 1997). Igualmente, se destaca que las retracciones experimentadas por Brasil fueron en promedio menores que las de México y, fundamentalmente, que las de Argentina. En efecto, el promedio de la tasa de contracción trimestral del producto en una recesión fue de 1,16% para el caso de Brasil, 3,53% para México y 3,97% para el caso de Argentina. Asimismo, la Argentina ha transitado por veinticinco trimestres en contracción en toda la serie analizada, mientras que Brasil ha estado en contracción en seis y México en trece. Por otro lado, el promedio de contracción más severo sufrido por México en un período de recesión representó una caída del 5,77% por trimestre, muy por debajo del 3,53% de Brasil. La Argentina, en cambio, llegó a transitar una contracción máxima promedio trimestral del 6,77%. Los períodos de crecimiento también han sido más intensos en el caso argentino, lo cual constituye evidencia empírica que la variabilidad del PIB ha sido mayor para la Argentina.

Otros datos relevantes se expresan en el hecho que Argentina ha experimentado 2,28 períodos de expansión por cada período de recesión, mientras que Brasil y México experimentaron, respectivamente, 10,60 y 5,30 períodos de expansión por cada uno de recesión. En tanto, la extensión de las recesiones ha sido mayor en Argentina, con una duración promedio de 8,33 períodos, contra los 2 períodos de Brasil y los 4,33 de México.

Por otro lado, evaluando las estadísticas descriptivas de las series de producto analizadas, se obtienen los siguientes resultados:

	Media	Desvío
Argentina	3,42%	6,03%
Brasil	3,16%	2,53%
México	2,60%	3,40%

Cuadro 21

Se observa una media de crecimiento del PIB mayor en Argentina, pero con una desviación *standard* que equivale a 1,76 veces su media, mientras que en Brasil y México las desviación representa 0,80 vez y 1,31 veces la media, respectivamente. Así, en comparación con Brasil, la desviación *standard* del PIB argentino es un 137% mayor, y en comparación con México, un 77% mayor.

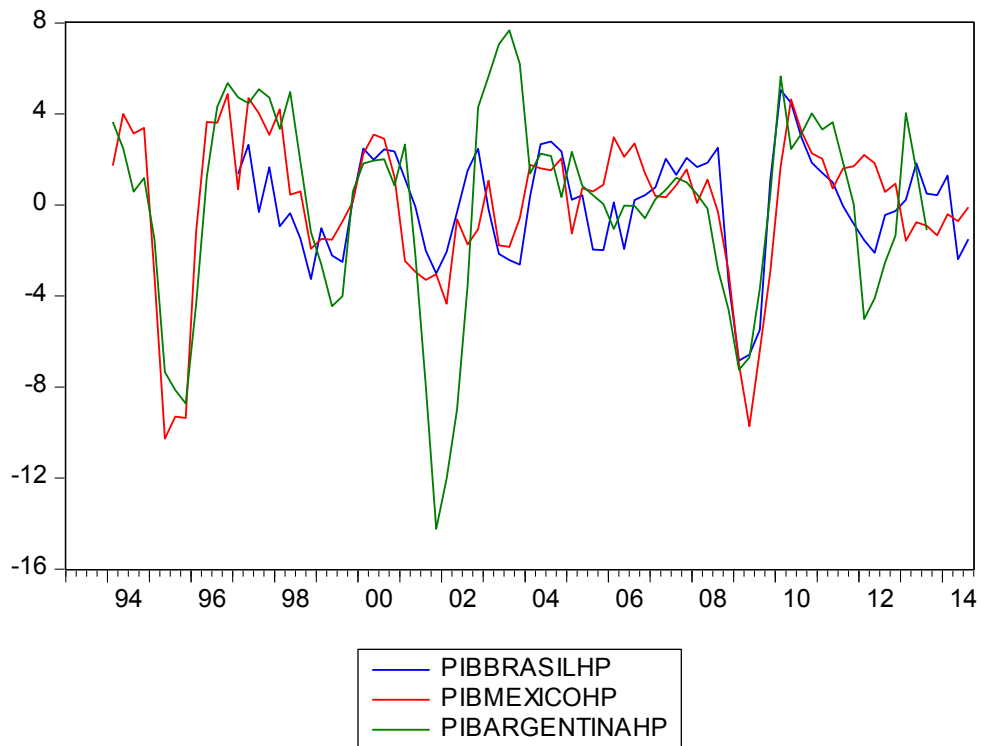
En resumen, un primer análisis descriptivo de las series trimestrales de PBI de Argentina, México y Brasil para el período 1994-2014 (los períodos exactos se expresan en los cuadros y dependen de la disponibilidad de las series para cada país), posibilita inferir que, en general, la Argentina ha presentado la mayor volatilidad de su producto para el período analizado, con períodos de expansión y recesión más profundos y contracciones más prolongadas. México, en tanto, ha mostrado un comportamiento intermedio, con una volatilidad mayor a la de la serie brasileña y menor a la de la serie de producto de Argentina. Asimismo, sus contracciones han sido más profundas y prolongadas que las de Brasil, pero menores a las de Argentina. Brasil ha experimentado menor volatilidad y recesiones más suaves.

4.3. Análisis de los ciclos económicos de Argentina, Brasil y México: evidencia empírica y filtro de Hodrick Prescott (1997)

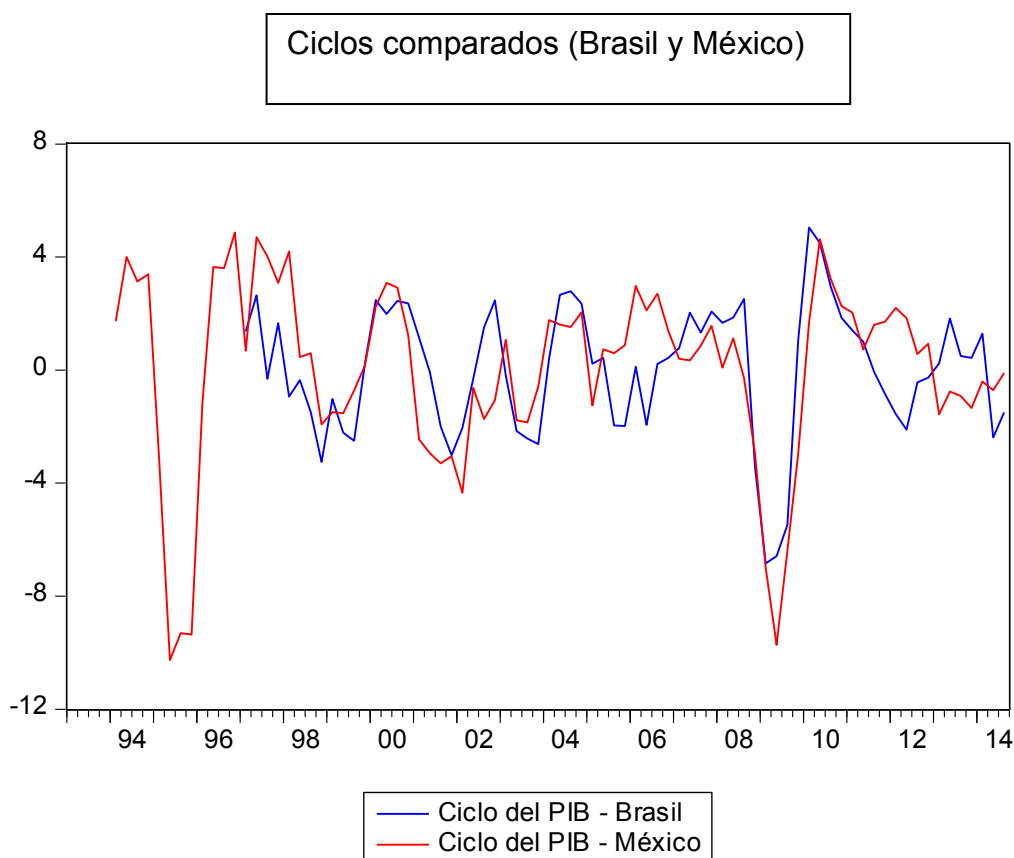
Luego de la primera aproximación que se ha realizado en la sección anterior, en esta se propone analizar los ciclos económicos de Argentina, Brasil y México a partir de la utilización de una serie de referencia a la que se le aplica el filtro de Hodrick-Prescott (1997) para obtener el componente de su ciclo. Siguiendo este criterio, se toman las series de variación trimestral del PIB desestacionalizadas. Luego, se procede a

aplicarles el filtro de Hodrick Prescott (1997) y a eliminar la tendencia de cada una de ellas.

Como una primera aproximación se han graficado las tres series, en las cuales se percibe de inmediato que las oscilaciones del ciclo argentino son más elevadas, con una escala de movimiento que ha llegado a valores mínimos de 15% y máximos de 8% aproximadamente. En cambio, la escala dentro de la cual se mueve el ciclo de México ha oscilado entre valores de 5% positivo y 10% negativo aproximadamente. Brasil, finalmente, ha tenido un comportamiento menos variable, acotado entre un máximo de 5% y un mínimo de alrededor de 7% negativo.



El gráfico precedente permite observar la mayor volatilidad del ciclo económico argentino, aunque no permite visualizar de manera precisa la diferencia entre los ciclos mexicano y brasileño. Esto se debe, en parte, a la mayor similitud entre ambos ciclos en relación al ciclo argentino. Sin embargo, conviene visualizar por separado los gráficos del ciclo brasileño y el ciclo mexicano, para poder evaluar mejor sus diferencias.



Omitiendo el período para el cual no se cuenta con datos de la economía brasileña, se observa un comportamiento similar, experimentándose las caídas más pronunciadas de las series para caso del PIB mexicano en los años 2001 y 2008.

Recurriendo a las estadísticas descriptivas de las tres series graficadas, resulta factible encontrar algunas diferencias a primera vista difíciles de captar entre el ciclo mexicano y brasileño. Los principales resultados de estadística descriptiva se resumen en el siguiente cuadro:

	Argentina	Brasil	México
Media	0,17	0,03	0,17
Mediana	0,660	0,23	0,69
Máximo	7,67	5,05	4,70
Mínimo	-14,24	-6,84	-9,72
Std. Dev.	4,30	2,35	2,68
Observaciones	67	67	67

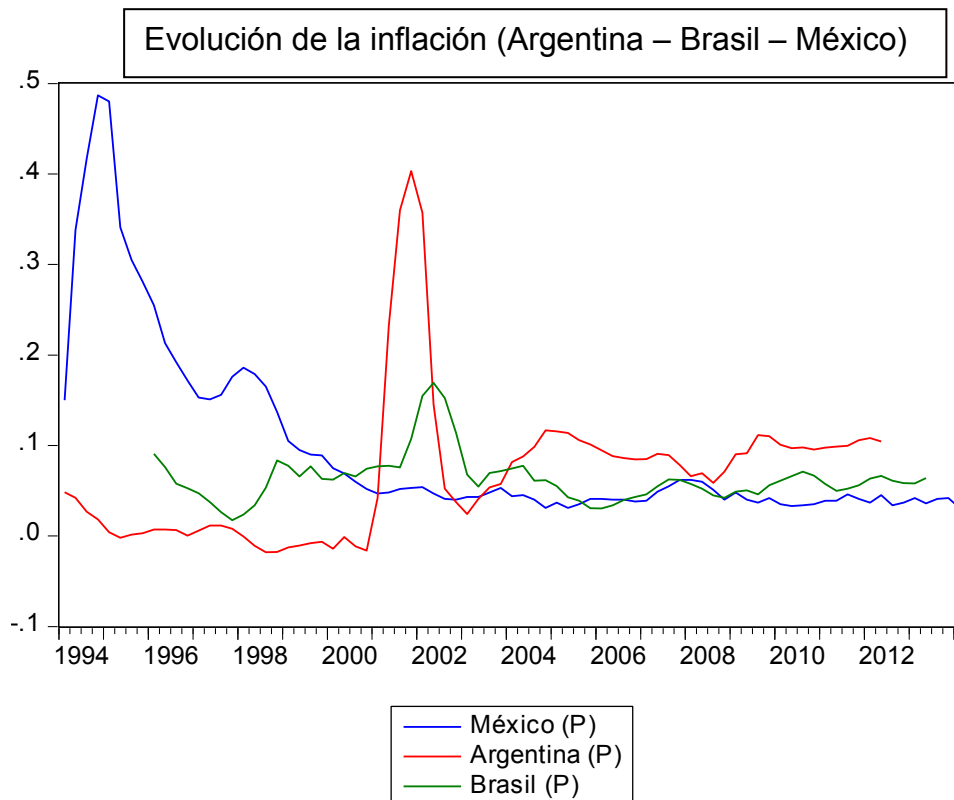
Base: elaboración propia en base a datos del INDEC, IBGE e INEGI

Cuadro 22

El análisis de las series sugiere que el ciclo mexicano ha sido más volátil en el período bajo análisis que el ciclo brasileño. Efectivamente, la serie del ciclo mexicano presentó una mayor desviación *standard*, un valor mínimo para la serie mayor y un máximo similar al de la economía brasileña.

Muchos trabajos de la literatura arriban a conclusiones similares para diversos períodos de análisis de las economías latinoamericanas y validan en general el análisis de esta sección. Puntualmente, la idea que Argentina presenta un mayor nivel de volatilidad que cualquier de las otras economías suele ser aceptado por la mayoría de la literatura. En el caso de México y Brasil, en cambio, para un análisis de largo plazo como el de Perry y Servén (2001), se observa que Brasil presentaría nivel superior de volatilidad, siempre manteniendo ambos países estimaciones cercanas. En tanto, Guzmán (2011), realizando un análisis para el período 1991-2009, alcanza conclusiones similares a las de esta sección, estimado una mayor volatilidad macroeconómica para el caso mexicano que para el brasileño.

Conclusiones similares se obtienen del análisis de la variable inflación para las tres economías. Una rápida inspección gráfica de las tres series de precios, tal como se muestran a continuación, permite comprender que la variable inflación ha sido más volátil en el caso argentino, seguida de México y Brasil.



La información condensada en el Cuadro N° 23 provee información relevante para cuantificar esta volatilidad. Efectivamente, la desviación standard de la variable para Argentina prácticamente triplica a aquella del caso brasileño y supera a la desviación standard de la inflación mexicana en aproximadamente un 66%. Asimismo, aunque con diferencias menores, también la media es mayor para el caso argentino, y los valores máximos más que duplican a los máximos del caso brasileño, nuevamente mostrándose aproximadamente un 66% superior a los máximos mexicanos. Los mínimos, en tanto, alcanzan números negativos, algo que nunca experimentan los casos brasileño y mexicano. Las series, por tanto, muestran la mayor volatilidad para la variable inflación para el caso de Argentina, la menor para el de Brasil y una situación intermedia para el de México.

	Argentina	Argentina (IPC*)	Brasil	México
Media	0,08	0,12	0,06	0,07
Mediana	0,08	0,080	0,06	0,05
Máximo	0,40	0,40	0,17	0,25
Mínimo	-0,02	-0,07	0,02	0,03
Std. Dev.	0,08	0,11	0,03	0,05
Observaciones	67	67	67	67

Base: elaboración propia en base a datos del INDEC, IBGE e INEGI

IPC*=IPC alternativo

Cuadro 23

4.4. Volatilidad macroeconómica, aprendizaje y expectativas

Las conclusiones del modelo de Woodford (2012), mencionadas previamente, sugerían que los individuos presentaban límites para el procesamiento de toda la información del entorno y que éstos, en consecuencia, reubican su atención de modo tal de seguir el movimiento de aquellos estados de naturaleza que tienen más probabilidad de ocurrencia. En efecto, la necesidad de optimizar el uso de su capacidad de procesamiento lleva a los agentes a asignar sus recursos cognitivos de modo tal de focalizar su atención en aquellos eventos del entorno que son más frecuentes.

El modelo de Woodford mantiene, evidentemente, una relación directa con las teorías de aprendizaje adaptativo, puesto que las implicancias del modelo marcan que, en un primer momento, al entrar en contacto con un determinado entorno macroeconómico, los agentes deberían cometer más errores y tomar decisiones a partir de una función de expectativas acerca del futuro que raramente implique, *ex post*, una decisión acertada que prediga el movimiento real de las variables macroeconómicas. De esta manera, sólo podrán optimizar el uso de su atención luego de varios períodos, una vez que logran establecer estadísticamente el comportamiento de las variables de su entorno y las características de su movimiento.

En tal sentido, ¿qué implicancias tienen estos hechos estilizados en relación a las conductas que podrían esperarse de los agentes económicos de las economías de Argentina, Brasil y México? Más precisamente, ¿qué efecto puede tener la volatilidad macroeconómica en las estimaciones del modelo presentadas en el Capítulo III?

En cierto sentido, al tratarse de un modelo de expectativas estimado a partir de las series del producto real y la inflación de cada economía, sin dudas que la volatilidad de dichas series debiera tener algún efecto sobre los resultados de las estimaciones. ¿Qué debería esperarse entonces?

En términos teóricos, se suele suponer que la volatilidad de las variables fundamentales de una economía provee a los agentes de un entorno de decisión en el cual aumentan las probabilidades de tomar decisiones que, *ex post*, implican una situación de desequilibrio (Fanelli y Frenkel, 1994).

Existen numerosos trabajos que dan cuenta de los efectos de la volatilidad macroeconómica en las decisiones que toman continuamente los agentes de cualquier economía. Algunos ejemplos en Argentina son, por ejemplo, Heymann (2006), Fanelli (2008), Kosacoff (1989) y Katz y Bernat (2010), entre otros. Dado que este trabajo no pretende centrarse en el estudio de las implicancias de la volatilidad macroeconómica en las decisiones de los agentes, al menos sí quiere dejar constancia que se toma como dado que, en la literatura sobre el tema, se supone que a mayor nivel de volatilidad de las variables fundamentales existe mayor probabilidad de cometer errores por parte de los agentes.

Estas conclusiones, sin dudas, tienen ciertas implicancias sobre lo que cualquier investigador debería esperar de las estimaciones del modelo monetario del Capítulo III. Por un lado, ante la presencia de un contexto más complejo para llevar adelante la toma de decisiones, se podría pensar que los agentes debieran equivocarse más, tomar decisiones en base a una hipótesis de formación de expectativas incapaz de predecir el futuro y, en consecuencia, debieran experimentar elevados niveles de racionalidad limitada, lo que significaría valores mayores para la estimación de S . Asimismo, también podría suponerse que, ante la presencia de entornos más complejos, los agentes podrían tener más incentivos para aprender, derivando en valores de S menores, tendiendo así a expectativas racionales, teniendo el marco teórico presentado en este trabajo y las limitaciones expuestas previamente.

Los resultados para las economías de Argentina, Brasil y México estarían proveyendo evidencia empírica consecuente con esta última hipótesis. En efecto, no hace falta más que recordar las estimaciones del Capítulo III, y recordar además que tanto el análisis realizado en este capítulo como en la mayoría del estado del arte sobre el tema, establece que para los períodos analizados y para series más extensas también, Argentina ha sido el país que mayor volatilidad macroeconómica ha experimentado, seguido de México y finalmente Brasil. Los resultados del Capítulo III concluían en que a pesar de presentar Argentina una estimación puntual de S mayor a la de Brasil y México, también presenta una media y una mediana inferior y una distribución de S en la cual la frecuencia de las estimaciones se encuentra más próxima a 0 que para los otros casos. México, en tanto, es el único que presenta un intervalo de confianza que al 95% excluye el 0, siendo, luego de Argentina, el caso que presenta una distribución de probabilidad más próxima al 0. En consecuencia, a evidencia de las estimaciones

sugiere que la mayor volatilidad podría encontrarse asociada a distribuciones de S más cercanas al 0.

En resumen, este capítulo propone que la interacción entre volatilidad macroeconómica, los conceptos de racionalidad limitada y de aprendizaje y una teoría de adaptación de la atención de los agentes al ambiente macroeconómico en el que viven permite suponer que las estimaciones del parámetro S para Argentina, México y Brasil no han sido erróneas y, por el contrario, el hecho que los agentes tengan la capacidad de adaptarse a un entorno complejo e incierto para la toma de decisiones termina dando como resultado un menor valor de S en aquellas economías más volátiles y la imposibilidad de rechazar la hipótesis del modelo de expectativas racionales. Estas conclusiones, se alejan en parte de los resultados de modelo monetario de Marcet y Nicolini (2005), que concluye que ambos modelos (racionalidad limitada y expectativas racionales) deberían mantener un poder explicativo similar.

Capítulo V: Conclusiones

Para finalizar esta investigación se realiza un somero recorrido por los temas tratados y las conclusiones alcanzadas. En primer lugar, en el Capítulo II se destaca que ante la existencia en los agentes económicos de algún grado de racionalidad limitada - entendida ésta como un comportamiento miope de los agentes al momento de actualizar las expectativas sobre los precios- las autoridades monetarias cuentan con la posibilidad de obtener efectos reales sobre el *output* a partir de cambios anticipados de la oferta monetaria.

El Capítulo II pretendió demostrar de manera teórica que la inclusión de una regla práctica o regla nemotécnica adaptativa en la hipótesis de formación de expectativas de un modelo monetario de expectativas racionales tiene como consecuencia que los cambios de la oferta monetaria generan efectos reales sobre el producto. Para tal fin, se presentó el modelo de Bomfim y Diebold (1996), el cual se construye sobre la base del modelo de expectativas racionales de Sargent y Wallace (1975) y se le adiciona una hipótesis de racionalidad limitada.

La necesidad de identificar un modelo que diera cuenta de los datos de Argentina, Brasil y México, llevó a la estimación de un modelo con rezagos adicionales. El Capítulo III se focalizó en medir el nivel del parámetro S , parámetro que bajo determinadas condiciones y con las limitaciones que presenta un modelo monetario simple como el estimado en este trabajo, puede interpretarse como una medida de racionalidad limitada. La estimación de S para Argentina, Brasil y México se lleva adelante para el período 1994-2015²⁰ para el modelo identificado.

Utilizando datos de los organismos oficiales de estadísticas de cada país sobre producto e inflación²¹, y también una serie alternativa de precios para el caso de Argentina, el capítulo se focalizó en la estimación del parámetro S . Los resultados estimados para el modelo fueron mixtos, no pudiendo rechazar la hipótesis de expectativas racionales para los casos de Argentina y Brasil, pero sí para el caso mexicano. A su vez, la distribución

²⁰ El período de análisis para cada país difiere en función de la disponibilidad de las series.

²¹ Las series utilizadas corresponde al INDEC para el caso argentino, al IBGE y el Banco Central Do Brasil para el caso de Brasil y al INEGI para el de México.

de probabilidad de S se encontró más próxima a 0 para la economía Argentina, seguida de México y luego Brasil.

En el Capítulo IV se intentó brindar alguna explicación para los diferentes niveles de *bounded rationality* que se observaron en cada economía. Para ello, primero se recurrió a la exposición de aquellas teorías que actualmente forman parte del estado del arte y ensayan explicaciones que intentan dar cuenta del fenómeno de racionalidad limitada. Así, primeramente se expusieron aquellas teorías desarrolladas en el marco de la escuela nekeynesiana. Para los nekeynesianos, una interpretación posible pareciera ser que los diferentes niveles de inflación de una economía, y sus efectos sobre los costos de menú de la misma, pueden ayudar a vislumbrar una posible explicación que da cuenta de las limitaciones que enfrentan los agentes al momento de tomar decisiones. En otras palabras, esto significa que en una economía altamente inflacionaria los agentes experimentan menores costos de menú, esto es, menor costo por cambiar los precios de los bienes que producen/comercializan y, por consiguiente, un cambio de la oferta monetaria en estos países suele tener más impacto en los precios que en países de baja inflación. En términos de la estimación del parámetro S, esto implicaría un valor más bajo del mismo.

En este trabajo, asimismo, se recurrió a un marco teórico complementario para explicar la evidencia empírica, puesto que se analizó la relación entre los niveles de S y la volatilidad macroeconómica experimentada por las economías estudiadas. En particular, se recurrió a la teoría de “valuación inatenta” de Woodford (2012). Esta teoría supone que los agentes toman sus decisiones a partir de las percepciones de los atributos que presentan las diferentes opciones factibles de ser elegidas. Al igual que en Sims (1998, 2003 y 2011), estas percepciones se ven afectadas por la existencia de límites en el procesamiento de información del sistema nervioso. La particularidad de la teoría de Woodford radica en que, recurriendo a evidencia sobre el funcionamiento del sistema nervioso, llega a la conclusión que los agentes reubican sus niveles de atención en función de las propiedades estadísticas de los fenómenos del ambiente que los rodea y se enfocan en el seguimiento de aquellos eventos que tienen mayor probabilidad de ocurrencia. De esta manera, optimizan la asignación de su limitada capacidad de atención y procesamiento de la información.

De esta manera, aunque resultara lógico pensar que en entornos macroeconómicos más volátiles los agentes suelen tomar decisiones que, *ex post*, los sitúan en dinámicas de

desequilibrio, esto es, cometen más errores, los resultados obtenidos en este trabajo validan una idea alternativa, que podría relacionarse con las conclusiones del modelo de Woodford. En efecto, la interacción entre lo que teóricamente plantea la teoría de valuación inatenta, la evidencia empírica estimada para la estimación de S y la evidencia sobre volatilidad macroeconómica para Argentina, Brasil y México (presentando un ciclo más volátil Argentina, seguida de México y finalmente Brasil) sugiere que los agentes terminan por adaptarse y aprender en función de las probabilidades estadísticas que presentan las variables fundamentales de su entorno y optimizando la asignación de su atención y su capacidad de procesamiento.

Así, cuando una economía se caracteriza por un ciclo volátil, a pesar de encontrarse en medio de un entorno más hostil para la toma de decisiones, los agentes reubican sus recursos cognitivos de modo tal de comprender ese entorno y, como consecuencia, a mayor nivel de volatilidad y probabilidad de ocurrencia de este estado de la naturaleza, entonces dedican una mayor cantidad de recursos a comprender ese estado de la naturaleza, lo que deriva, evidentemente, en menores niveles de S . Esto significa que, en economías volátiles, la respuesta de la economía ante cambios de la oferta monetaria se acerca más a la esperada por los modelos de expectativas racionales. Esto puede significar que recurren a mecanismos de aprendizaje y adaptación de sus expectativas que resultan en predicciones que se aproximan a los resultados de expectativas racionales, sin significar ello que necesariamente tal modelo sea el que explica los datos de las economías más volátiles. Desde luego, este trabajo se limitó al testeado de un modelo de economía monetaria simple que incluyó una hipótesis de racionalidad limitada. Su testeado permite sugerir las conclusiones presentadas en esta sección, aunque, sin dudas, la vastedad del tema le da a este trabajo un carácter puramente exploratorio y, lejos de ser definitivo, requerirá de futuras investigaciones que permitan sortear la limitada inferencia que permite un modelo monetario simple. Asimismo, profundizar la investigación implicaría incluir en el análisis la existencia de regímenes de política monetaria diferentes para cada una de las economías estudiadas.

Referencias

Andrews, D. W. K. (2002), "Higher-order improvements of a computationally attractive k-step bootstrap for extremum estimators. *Econometrica* 70, 119–162."

Acevedo, A., Bello, O. y Cantú, F. (2010), "Indicadores económicos adelantados para América Latina". División de Desarrollo Económico, Cepal, Santiago de Chile.

Akerlof, G. y Yellen, J. (1985), "A Near-Rational Model of the Business Cycle, With Wage and Price Inertia". *Quarterly Journal of Economics* 100, pp. 823 – 838.

Al-Eyd, Ali J. y Hall, G. S. (2006), "Financial Crisis, Effective Policy Rules and Bounded Rationality in a New Keynesian Framework". National Institute of Economic and Social Research, University of Leicester. NIESR Discussion Paper No. 272.

Barro, R. y Gordon, D. (1983), "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model".

Bates, D. M. y Watts, D. G. (1988), "Nonlinear Regression Analysis and Its Applications". John Wiley and Sons, New York.

Ball, L., Mankiw, G. y Romer, D. (1988), "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off". *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 1 – 82.

Bomfim, A. y Diebold, F. (1997), "Bounded Rationality and Strategic Complementarity in a Macroeconomic Model: Policy effects, Persistence and Multipliers". *Economic Journal* 107, pp. 1358 – 1374.

Blanchard, O. y Kiyotaki, N. "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand," *American Economic Review*, Vol. 77 4, No, September 1987, pp. 647-666.

Bry, G. y Boschan, C. (1971), "A cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs. Nueva York, National Bureau of Economic Research".

Burns, A. F. y Mitchell, W. C. (1946), "Measuring Business Cycles. Nueva York, National Bureau of Economic Research".

Carlstein, E. (1986), "The Use of Subseries Values for Estimating the Variance of a General Statistic from a Stationary Sequence". *Annals of Statistics*, 14, 1171-1179.

Choi, Y., Huh H. y Park. C. (2008), "Bounded Rationality, Monetary Policy and

- Economic Fluctuations”. Yonsei University, South Korea.
- Conlisk, J. (1996), “Why Bounded Rationality”. University of San Diego, California. *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIV, pp. 669-700.
- Cragg, J. G. y Malkiel, B. G. (1982), “Expectations and the structure of share prices”. Chicago: U. of Chicago Press.
- Della Vigna, S. (2007), “Psychology and Economics: Evidence from the Field”. National Bureau of Economic Research, working paper 13420.
- De Bondt, Werner F. M. y Thaler, R. H. (1985), “Does the Stock Market Overreact?” *J. Finance*, July of 1985, 40(3), pp. 793–805.
- Diebold, F.X. y Rudebusch, G. (1996b), "Measuring Business Cycles: A Modern Perspective", *Review of Economics and Statistics*, 78, pp. 67-77.
- Efron, B., (1979), “Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife”. *The Annals of Statistics*, 7, 1-26.
- Evans, G y Honkapohja S. (2001), “Learning and Expectations in Microeconomics”. Princeton University Press.
- Jones, S. y Stock, J. (1987), “Dem y Disturbances and Aggregate Fluctuations: The 17 Implications of Near Rationality”. *Economic Journal* 97, pp. 49 – 64.
- Fanelli, J. M. y Frenkel, R. (1994), “Estabilidad y estructura: interacciones en crecimiento económico”. CEDES.
- Friedman, M. (1968), “The Role of Monetary Policy”. *American Economic Review*, Vol. 58(1): pp. 1-17.
- Frydman, R. (1982), “Towards an Understanding of Market Processes: Individual Expectations, Learning, and Convergence to Rational Expectations Equilibrium”. *American Economic Review*, 1982, vol. 72, issue 4, 652-68
- Fryman, R. y Phelps, E., (1983), “Which Way Forward for Macroeconomics and Policy Analysis?”. Princeton University Press.
- Garrat, A., Hall, S. G., (1995), “Model Consistent Learning and Regime Switching in the London Business School Model”. *Economic Modelling*, 12, pp. 87 – 95.
- Guzmán, R. (2010), “Volatilidad macroeconómica y política fiscal de El Salvador”, Santiago de Chile.

- Haltiwanger, J. y Waldman, M. (1989), "Limited Rationality and Strategic Complements: The Implications for Macroeconomics". *Quarterly Journal of Economics* 104, pp. 463 – 483.
- Heymann, D. y A. Leijonhufvud (1995), *High Inflation*. Oxford: Oxford University Press.
- Heymann, D. (2006), "Buscando la tendencia: crisis macroeconómica y recuperación en la Argentina". *Estudios y perspectivas - Oficina de la CEPAL en Buenos Aires*.
- Hodrick, R. y Prescott, E. C. (1997), "Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit y Banking*, 29(1), pp. 1-16.
- Holden, K.; Peel, D. y Thompson, J. L. (1985), "Expectations: Theory and evidence". London: Macmillan.
- Inoue, A. y Shintani, M. (2001), "Bootstrapping GMM Estimators for Time Series". Working Paper.
- Kosacoff, Bernardo, "Desarrollo industrial e inestabilidad macroeconómica: la experiencia argentina reciente" (1989), pp. 9-34. En: Kosacoff, Bernardo; Azpiazu, Daniel, *La industria argentina: desarrollo y cambios estructurales*. Buenos Aires, Centro Editor de América Latina, 225, ISBN: 950-25-1333-9.
- Kosacoff, Bernardo y Ramos, Adrián (2005), "Comportamientos microeconómicos en entornos de alta incertidumbre: la industria argentina". *Boletín Informativo Techint* 318.
- Künsch, H. R. (1989), "The Jackknife and the Bootstrap for General Stationary Observations". *The Annals of Statistics*, 17, 1217-1241.
- Lahiri, S. N. (1999), "Theoretical Comparisons of Block Bootstrap Methods". *Iowa State University*. Vol. 27, N° 1, 386-404.
- Lucas, R. (1972), "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis". In *The Econometrics of Price Determination Conference*. Otto Eckstein, ed. (Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System).
- Lucas, R., (1972), "Expectations and the Neutrality of Money". *Journal of Economic Theory* 4, pp. 103 – 124.
- Lucas, R. (1976), "The Phillips Curve and Labor Markets". *Cornegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1. Amsterdam, North Holland, 1976.

- Lucas, R., (1977), "Understanding Business Cycles". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy.
- Maddala, G. S. y Kim, M. (1998), "Unit Roots, Cointegration, and Structural Change". Cambridge University Press.
- Mankiw, N. G. (1985), "Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly". Quarterly Journal of Economics (The MIT Press) 100 (2): pp. 529–537.
- Mankiw, N. y Reis, R. (2001), "Sticky Information vs Sticky Prices. A proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve". Working Paper 8290, NBER.
- Marcet, A. y Nicolini, J. P., (2005), "Money and prices in models of bounded rationality in high inflation economies," Working Paper Series 0469, European Central Bank.
- Marcet, A. y Nicolini, J. P. (2003), "Money and prices in models of bounded rationality," Working Paper 2003-15, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Muth, J. F. (1961), "Rational Expectations and the Theory of Price Movements," *Econometrica*, 29, pp. 315-335.
- Sargent, T. y Wallace, N. (1975), "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, y the Money Supply Rule".
- Kydland, F. y Prescott, E. (1977), "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans".
- Padilla, M. A., & Divers, J. (2016). "A comparison of composite reliability estimators: coefficient omega confidence intervals in the current literatura". *Educational and Psychological Measurement*, 76(3), 436–453.
- Parkin, M. (1986), "The Output Inflation Trade off when Prices are Costly to Change". *Journal of Political Economy*, 94, 1, pp. 200-224.
- Perry, G. y Servén, L. (2001), "La volatilidad macroeconómica en América Latina: Causas y soluciones", en *La nueva agenda de América Latina*.
- Phelps, E. (1970), "The New Microeconomics in Employment and Inflation Theory". In *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*. New York.

Phelps, E. S. (1983), "The Trouble with 'Rational Expectations' y the Problem of Inflation Stabilization," in Frydman, Roman y Edmund S. Phelps (eds.), *Individual Forecasting y Aggregate Outcomes: "Rational Expectations" Examined*, New York: Cambridge University Press.

Romer, D. (2006), "Macroeconomía Avanzada". Tercera Edición. Universidad de Berkeley.

Simon, H. A. (1955), "A Behavioral Model of Rational Choice". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 69, No. 1. pp. 99-118.

Simon, H. A. (1957), "Models of Man, Social and Rational: Mathematical Essays on Rational Human Behavior in a Social Setting". New York: John Wiley and Sons.

Sims, Christopher A., "Stickiness," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 49: 317-356 (1998).

Sims, C. (2003), "Implications of Rational Inattention", *Journal of Monetary Economics* (50), pp. 665-690:

<http://pages.stern.nyu.edu/~dbackus/Exotic/1Robustness/Sims%20inattention%20JME%2003>

Sims, C. (2005), "Rational Inattention: a Research Agenda", Mimeo:

Veldkamp, L. (2006), "Informational Inertia and Price-Setting" en "Information Choice in Macroeconomics and Finance".

Woodford, M. (2005), "Central-Bank Communication and Policy Effectiveness". Presented at the Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium "The Greenspan Era: Lessons for the Future". Jackson Hole, Wyoming.

Woodford, M. (2012), "Inattentive Valuation and Reference-Dependent Choice", Columbia University.

Anexo 1

Resultados Test de Dickey Fuller Aumentado

1.1. Argentina

Null Hypothesis: PARG has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.126296	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.519050	
5% level	-2.900137	
10% level	-2.587409	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PARGALT has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.735719	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.516676	
5% level	-2.899115	
10% level	-2.586866	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: YARG has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.676524	0.0828
Test critical values: 1% level	-3.517847	
5% level	-2.899619	
10% level	-2.587134	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

1.2. Brasil

Null Hypothesis: PBRA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.147253	0.0015
Test critical values: 1% level	-3.527045	
5% level	-2.903566	
10% level	-2.589227	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: YBRA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.237884	0.0012
Test critical values: 1% level	-3.527045	
5% level	-2.903566	
10% level	-2.589227	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

1.3. México

Null Hypothesis: PMEX has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.804157	0.0620
Test critical values: 1% level	-3.511262	
5% level	-2.896779	
10% level	-2.585626	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: YMEX has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
<u>Augmented Dickey-Fuller test statistic</u>	-4.335148	0.0008
Test critical values:		
1% level	-3.515536	
5% level	-2.898623	
10% level	-2.586605	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Anexo 2

Salidas de las estimaciones

2.1. Argentina

Dependent Variable: PARG				
Method: Least Squares				
Date: 02/06/18 Time: 21:04				
Sample (adjusted): 1996Q1 2013Q2				
Included observations: 70 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PARG(-1)	0.924067	0.059227	15.60212	0.0000
PARG(-4)	-0.201279	0.058461	-3.442962	0.0012
PARG(-8)	0.054753	0.027998	1.955604	0.0559
C	0.017473	0.007472	2.338464	0.0208
R-squared	0.804027	Mean dependent var		0.069498
Adjusted R-squared	0.797219	S.D. dependent var		0.091303
S.E. of regression	0.042413	Akaike info criterion		-3.592274
Sum squared resid	0.094321	Schwarz criterion		-3.475791
Log likelihood	133.7892	Hannan-Quinn criter.		-3.617319
F-statistic	88.27662	Durbin-Watson stat		1.794726
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: YARG				
Method: Least Squares				
Date: 02/06/18 Time: 21:24				
Sample (adjusted): 1996Q1 2013Q2				
Included observations: 70 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PARG(-1)	0.062393	0.033012	1.890009	0.0611
PARG(-4)	0.320337	0.083649	3.829537	0.0004
PARG(-8)	0.266794	0.069278	3.851064	0.0003
C	0.000517	0.017104	0.030229	0.9699
R-squared	0.412143	Mean dependent var		0.044719
Adjusted R-squared	0.382695	S.D. dependent var		0.066421
S.E. of regression	0.059621	Akaike info criterion		-2.899764
Sum squared resid	0.177718	Schwarz criterion		-2.854671
Log likelihood	107.8239	Hannan-Quinn criter.		-2.908873
F-statistic	10.94612	Durbin-Watson stat		1.642561
Prob(F-statistic)	0.000002			

2.2. Argentina IPC alternativo

Dependent Variable: PARGALT				
Method: Least Squares				
Date: 02/08/18 Time: 14:47				
Sample (adjusted): 1996Q1 2013Q4				
Included observations: 72 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PARGALT(-1)	0.974413	0.052722	18.48209	0.0000
PARGALT(-4)	-0.174020	0.051773	-3.361211	0.0014
PARGALT(-8)	0.117727	0.051009	2.307959	0.0217
C	0.012914	0.007988	1.616671	0.1101
R-squared	0.865144	Mean dependent var		0.117892
Adjusted R-squared	0.853014	S.D. dependent var		0.107424
S.E. of regression	0.043715	Akaike info criterion		-3.512863
Sum squared resid	0.121452	Schwarz criterion		-3.378429
Log likelihood	127.2254	Hannan-Quinn criter.		-3.425135
F-statistic	162.3721	Durbin-Watson stat		1.672173
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: YARG				
Method: Least Squares				
Date: 02/11/18 Time: 16:13				
Sample (adjusted): 1996Q1 2013Q2				
Included observations: 70 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PARGALT(-1)	0.003142	0.001985	1.582872	0.1149
PARGALT(-4)	0.171577	0.074431	2.305182	0.0221
PARGALT(-8)	0.149024	0.082286	1.811049	0.0743
C	0.013558	0.011001	1.232433	0.2169
R-squared	0.394215	Mean dependent var		0.042114
Adjusted R-squared	0.379572	S.D. dependent var		0.067136
S.E. of regression	0.055669	Akaike info criterion		-2.812269
Sum squared resid	0.235215	Schwarz criterion		-2.689903
Log likelihood	100.4028	Hannan-Quinn criter.		-2.771497
F-statistic	5.943275	Durbin-Watson stat		1.692975
Prob(F-statistic)	0.001102			

2.3 Brasil

Dependent Variable: PBRA				
Method: Least Squares				
Date: 02/11/18 Time: 18:02				
Sample (adjusted): 1999Q1 2014Q4				
Included observations: 64 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBRA(-1)	0.924027	0.062497	14.78514	0.0000
PBRA(-4)	-0.144907	0.063497	-2.282108	0.0234
PBRA(-8)	0.005742	0.002759	2.081189	0.0454
C	0.013512	0.004676	2.889650	0.0057
R-squared	0.761542	Mean dependent var		0.066010
Adjusted R-squared	0.752821	S.D. dependent var		0.027819
S.E. of regression	0.013557	Akaike info criterion		-5.806103
Sum squared resid	0.008994	Schwarz criterion		-5.702217
Log likelihood	190.6711	Hannan-Quinn criter.		-5.776751
F-statistic	73.16023	Durbin-Watson stat		1.738712
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: YBRA				
Method: Least Squares				
Date: 02/11/18 Time: 18:04				
Sample (adjusted): 1999Q1 2014Q4				
Included observations: 64 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBRA(-1)	-0.286164	0.129976	-2.201668	0.0288
PBRA(-4)	0.141187	0.082701	1.707198	0.0964
PBRA(-8)	0.078466	0.043210	1.815922	0.0713
C	0.046442	0.012333	3.765669	0.0006
R-squared	0.681215	Mean dependent var		0.034154
Adjusted R-squared	0.654117	S.D. dependent var		0.028151
S.E. of regression	0.025733	Akaike info criterion		-4.392167
Sum squared resid	0.041002	Schwarz criterion		-4.278808
Log likelihood	145.0431	Hannan-Quinn criter.		-4.331452
F-statistic	1.790624	Durbin-Watson stat		1.677124
Prob(F-statistic)	0.150601			

2.4 México

Dependent Variable: PMEX				
Method: Least Squares				
Date: 02/11/18 Time: 19:01				
Sample (adjusted): 1996Q1 2015Q1				
Included observations: 77 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PMEX(-1)	0.894413	0.028837	31.01616	0.0000
PMEX(-4)	-0.051734	0.029112	-1.777068	0.0804
PMEX(-8)	0.035617	0.017997	1.979052	0.0531
C	0.004948	0.002251	2.198134	0.0294
R-squared	0.968841	Mean dependent var		0.094672
Adjusted R-squared	0.961615	S.D. dependent var		0.082177
S.E. of regression	0.013776	Akaike info criterion		-5.473348
Sum squared resid	0.013892	Schwarz criterion		-5.412712
Log likelihood	222.1481	Hannan-Quinn criter.		-5.442009
F-statistic	901.1109	Durbin-Watson stat		2.155143
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: YMEX				
Method: Least Squares				
Date: 02/11/18 Time: 19:06				
Sample (adjusted): 1996Q1 2015Q1				
Included observations: 77 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PMEX(-1)	-0.068442	0.040117	-1.706060	0.0971
PMEX(-4)	0.159907	0.059921	2.668630	0.0087
PMEX(-8)	0.034512	0.020171	1.710971	0.0926
C	0.018302	0.004917	3.722189	0.0007
R-squared	0.421752	Mean dependent var		0.028202
Adjusted R-squared	0.418751	S.D. dependent var		0.028175
S.E. of regression	0.027837	Akaike info criterion		-4.421547
Sum squared resid	0.049101	Schwarz criterion		-4.288874
Log likelihood	175.0678	Hannan-Quinn criter.		-4.360092
F-statistic	7.401118	Durbin-Watson stat		1.710237
Prob(F-statistic)	0.000273			

Anexo 3

Resultados del test de Durbin-Watson y el LM Test

Modelo 1 Ecuación 1'	DW	Autocorrelación
Argentina	0.77	SI
Argentina Alt.	0.79	SI
Brasil	0.91	SI
México	0.83	SI

Modelo 1 Ecuación 2'	DW	Autocorrelación
Argentina	0.35	SI
Argentina Alt.	0.36	SI
Brasil	0.52	SI
México	0.44	SI

3.1. Argentina

Modelo 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	3.643521	Prob. F(4,66)		0.0096
Obs*R-squared	13.18498	Prob. Chi-Square(4)		0.0095
Test Equation: Dependent Variable: RESID Method: Least Squares Date: 02/19/18 Time: 13:10 Sample: 1995Q1 2013Q2 Included observations: 74 Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PARG(-1)	0.131544	0.714167	0.184192	0.8544
PARG(-4)	-0.030015	0.141694	-0.211833	0.8329
C	-0.013858	0.021358	-0.648850	0.5187
RESID(-1)	-0.001913	0.709563	-0.002696	0.9979
RESID(-2)	-0.394228	0.642255	-0.613818	0.5414
RESID(-3)	-0.187904	0.421845	-0.445434	0.6575
RESID(-4)	-0.650489	0.254954	-2.551395	0.0131

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	4.218175	Prob. F(4,66)		0.0055
Obs*R-squared	14.21132	Prob. Chi-Square(4)		0.0059
Test Equation: Dependent Variable: RESID Method: Least Squares Date: 02/19/18 Time: 13:12 Sample: 1995Q1 2013Q2 Included observations: 74 Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PARG(-1)	0.294476	0.146620	2.008427	0.0487
PARG(-4)	0.152934	0.082028	1.864411	0.0667
C	-0.004369	0.005971	-0.731762	0.4669
RESID(-1)	0.722646	0.152783	4.729870	0.0000
RESID(-2)	0.505565	0.289444	1.746677	0.0853
RESID(-3)	-0.646894	0.303780	-2.129478	0.0369
RESID(-4)	0.163748	0.190756	0.858419	0.3938

3.2. Argentina (IPC alternativo)

Modelo 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	3.973857	Prob. F(4,68)		0.0069
Obs*R-squared	14.39950	Prob. Chi-Square(4)		0.0051
Test Equation: Dependent Variable: RESID Method: Least Squares Date: 02/19/18 Time: 13:34 Sample: 1995Q1 2013Q4 Included observations: 76 Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PARG2(-1)	0.086273	0.332889	0.259163	0.7963
PARG2(-4)	-0.109306	0.111051	-0.984283	0.3285
C	-0.012518	0.010744	-1.165143	0.2480
RESID(-1)	-0.011471	0.366988	-0.031258	0.9752
RESID(-2)	-0.372772	0.329849	-1.130130	0.2624
RESID(-3)	-0.171891	0.302423	-0.568381	0.5716
RESID(-4)	-0.611798	0.212199	-2.883135	0.0053

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	34.48126	Prob. F(4,66)		0.0000
Obs*R-squared	50.05003	Prob. Chi-Square(4)		0.0000
Test Equation: Dependent Variable: RESID Method: Least Squares Date: 02/19/18 Time: 13:38 Sample: 1995Q1 2013Q2 Included observations: 74 Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PARG2(-1)	0.211933	0.123130	1.721218	0.0899
PARG2(-4)	0.104261	0.070017	1.489082	0.1412
C	-0.002344	0.006089	-0.384965	0.7015
RESID(-1)	0.722964	0.156626	4.615864	0.0000
RESID(-2)	0.498841	0.288018	1.731978	0.0879
RESID(-3)	-0.581265	0.297711	-1.952450	0.0551
RESID(-4)	0.087873	0.186739	0.470566	0.6395

3.3. Brasil

Modelo 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	3.838120	Prob. F(4,60)		0.0076
Obs*R-squared	13.85447	Prob. Chi-Square(4)		0.0078
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/18 Time: 13:44				
Sample: 1998Q1 2014Q4				
Included observations: 68				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBRA(-1)	-0.633594	1.282222	-0.494138	0.6230
PBRA(-4)	-0.152482	0.163088	-0.934969	0.3536
C	0.002467	0.030724	0.080312	0.9363
RESID(-1)	0.809910	1.268841	0.638307	0.5257
RESID(-2)	0.027251	1.007902	0.027038	0.9785
RESID(-3)	0.078447	0.591316	0.132666	0.8949
RESID(-4)	-0.582891	0.304165	-1.916363	0.0601

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	4.947895	Prob. F(4,60)		0.0036
Obs*R-squared	15.12854	Prob. Chi-Square(4)		0.0032
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/18 Time: 13:50				
Sample: 1998Q1 2014Q4				
Included observations: 68				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBRA(-1)	-0.191198	0.173664	-1.100967	0.2753
PBRA(-4)	-0.078885	0.102856	-0.766947	0.4461
C	0.001551	0.005865	0.264394	0.7924
RESID(-1)	0.940648	0.124828	7.535579	0.0000
RESID(-2)	-0.247371	0.173285	-1.427536	0.1586
RESID(-3)	0.052214	0.180161	0.289820	0.7730
RESID(-4)	-0.249119	0.133000	-1.873081	0.0659

3.4. México

Modelo 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	4.028110	Prob. F(4,73)		0.0062
Obs*R-squared	14.64563	Prob. Chi-Square(4)		0.0045
Test Equation: Dependent Variable: RESID Method: Least Squares Date: 02/19/18 Time: 13:54 Sample: 1995Q1 2015Q1 Included observations: 81 Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PMEX(-1)	-9.666370	4.987405	-1.938156	0.0565
PMEX(-4)	-1.134603	0.610831	-1.857475	0.0673
C	0.114136	0.060087	1.899536	0.0614
RESID(-1)	9.682871	4.965261	1.950123	0.0550
RESID(-2)	5.782456	3.007688	1.922558	0.0584
RESID(-3)	2.529147	1.244137	2.032852	0.0457
RESID(-4)	0.432340	0.455047	0.950100	0.3452

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	19.12394	Prob. F(4,73)		0.0000
Obs*R-squared	41.44704	Prob. Chi-Square(4)		0.0000
Test Equation: Dependent Variable: RESID Method: Least Squares Date: 02/19/18 Time: 13:57 Sample: 1995Q1 2015Q1 Included observations: 81 Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PMEX(-1)	0.281908	0.091467	3.082059	0.0029
PMEX(-4)	0.089561	0.052295	1.712614	0.0910
C	-0.001492	0.003256	-0.458206	0.6482
RESID(-1)	0.637559	0.112865	5.648883	0.0000
RESID(-2)	0.293205	0.122073	2.401884	0.0189
RESID(-3)	-0.225489	0.131457	-1.715315	0.0905
RESID(-4)	-0.214367	0.108118	-1.982702	0.0512

3.5. Argentina

Modelo 3

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.777688	Prob. F(8,55)	0.1014	
Obs*R-squared	14.38145	Prob. Chi-Square(8)	0.0723	
Test Equation: Dependent Variable: RESID Method: Least Squares Date: 02/19/18 Time: 14:17 Sample: 1996Q1 2013Q2 Included observations: 70 Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PARG(-1)	-2.313248	6.702534	-0.345130	0.7313
PARG(-4)	-1.637845	10.28942	-0.159178	0.8741
PARG(-8)	-0.085895	0.252931	-0.339599	0.7355
C	0.005256	0.072253	0.072751	0.9423
RESID(-1)	2.407431	6.719916	0.358253	0.7215
RESID(-2)	0.249313	5.171869	0.048206	0.9617
RESID(-3)	-1.127873	3.491502	-0.323034	0.7479
RESID(-4)	-0.017808	1.601879	-0.011117	0.9912
RESID(-5)	0.043169	1.298876	0.033236	0.9736
RESID(-6)	-0.434771	0.684500	-0.635166	0.5280
RESID(-7)	-0.319144	0.383708	-0.831735	0.4092
RESID(-8)	-0.344496	0.368965	-0.933682	0.3545

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.842633	Prob. F(8,57)	0.4694	
Obs*R-squared	7.402987	Prob. Chi-Square(8)	0.4938	
Test Equation: Dependent Variable: RESID Method: Least Squares Date: 02/19/18 Time: 14:33 Sample: 1996Q1 2013Q2 Included observations: 70 Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PARG(-1)	0.017806	0.071807	0.247974	0.8050
PARG(-4)	0.028334	0.103024	0.275025	0.7843
PARG(-8)	0.049352	0.080302	0.614588	0.5413
C	0.000604	0.008106	0.074463	0.9409
RESID(-1)	0.092667	0.255125	0.363223	0.7178
RESID(-2)	0.528326	0.270295	1.954629	0.0555
RESID(-3)	-0.188691	0.270762	-0.696888	0.4887
RESID(-4)	0.090361	0.247046	0.365766	0.7159
RESID(-5)	-0.111476	0.249540	-0.446724	0.6568

RESID(-6)	0.268186	0.248862	1.077650	0.2857
RESID(-7)	-0.062878	0.252175	-0.249342	0.8040
RESID(-8)	-0.227934	0.228182	-0.998917	0.3221

3.6. Argentina (IPC alternativo)

Modelo 3

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.807766	Prob. F(8,55)		0.0953
Obs*R-squared	14.78231	Prob. Chi-Square(8)		0.0635
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/18 Time: 14:38				
Sample: 1996Q1 2013Q3				
Included observations: 71				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PARG2(-1)	-0.685972	0.988508	-0.693947	0.4906
PARG2(-4)	1.784632	2.743457	0.650505	0.5181
PARG2(-8)	0.133709	0.103753	1.288726	0.2029
C	0.001326	0.009134	0.145191	0.8851
RESID(-1)	0.804595	1.008570	0.797758	0.4284
RESID(-2)	-0.544047	1.368761	-0.397474	0.6926
RESID(-3)	0.754672	1.046064	0.721439	0.4737
RESID(-4)	-0.392951	0.332201	-1.182872	0.2419
RESID(-5)	-0.161228	0.422716	-0.381409	0.7044
RESID(-6)	0.038227	0.246757	0.154917	0.8775
RESID(-7)	0.020462	0.188038	0.108820	0.9137
RESID(-8)	-0.276314	0.192462	-1.435686	0.1568

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.668155	Prob. F(8,54)		0.1277
Obs*R-squared	13.87131	Prob. Chi-Square(8)		0.0852
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/18 Time: 15:21				
Sample: 1996Q1 2013Q2				
Included observations: 70				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PARG2(-1)	0.123176	0.153169	0.804183	0.4248

PARG2(-4)	-0.094067	0.310873	-0.302590	0.7634
PARG2(-8)	0.052680	0.059620	0.883599	0.3808
C	0.001943	0.006788	0.286293	0.7757
RESID(-1)	0.249639	0.292312	0.854015	0.3969
RESID(-2)	0.826615	0.304831	2.711714	0.0090
RESID(-3)	-0.293959	0.301343	-0.975497	0.3337
RESID(-4)	0.206192	0.295023	0.698902	0.4876
RESID(-5)	0.026755	0.275433	0.097139	0.9230
RESID(-6)	0.292885	0.266554	1.098786	0.2767
RESID(-7)	0.099944	0.265591	0.376309	0.7082
RESID(-8)	-0.317978	0.252312	-1.260259	0.2130

3.7. Brasil

Modelo 3

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.493657	Prob. F(8,48)		0.1845
Obs*R-squared	12.75667	Prob. Chi-Square(8)		0.1205
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/18 Time: 15:27				
Sample: 1999Q1 2014Q4				
Included observations: 64				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBRA(-1)	-1.368332	1.858041	-0.736438	0.4650
PBRA(-4)	-1.717014	3.079958	-0.557480	0.5798
PBRA(-8)	-0.086239	0.124882	-0.690565	0.4932
C	0.012147	0.013008	0.933798	0.3551
RESID(-1)	1.565044	1.897413	0.824830	0.4135
RESID(-2)	0.317050	1.800294	0.176110	0.8609
RESID(-3)	-0.834430	1.190098	-0.701144	0.4866
RESID(-4)	0.338737	0.716669	0.472655	0.6386
RESID(-5)	0.543205	0.687891	0.789667	0.4336
RESID(-6)	-0.411847	0.421391	-0.977351	0.3333
RESID(-7)	0.140465	0.336374	0.417584	0.6781
RESID(-8)	-0.175039	0.323752	-0.540659	0.5912

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.031855	Prob. F(8,44)	0.6272	
Obs*R-squared	10.11025	Prob. Chi-Square(8)	0.2574	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/18 Time: 15:32				
Sample: 1999Q1 2014Q4				
Included observations: 64				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBRA(-1)	-0.097151	0.197366	-0.492236	0.6250
PBRA(-4)	0.458545	0.464096	0.988038	0.3285
PBRA(-8)	0.056021	0.088661	0.631852	0.5308
C	-0.010042	0.011519	-0.871727	0.3881
RESID(-1)	0.077953	0.524547	0.148611	0.8825
RESID(-2)	-0.698322	0.321193	-2.174151	0.0351
RESID(-3)	-0.395802	0.336435	-1.176458	0.2457
RESID(-4)	-0.254009	0.334510	-0.759347	0.4517
RESID(-5)	0.337475	0.307277	1.098275	0.2781
RESID(-6)	0.266505	0.269532	0.988770	0.3282
RESID(-7)	0.379952	0.239158	1.588707	0.1193
RESID(-8)	-0.081059	0.245487	-0.330198	0.7428

3.8. México

Modelo 3

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.956090	Prob. F(8,64)	0.5280	
Obs*R-squared	8.219988	Prob. Chi-Square(8)	0.4123	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/18 Time: 15:33				
Sample: 1996Q1 2015Q1				
Included observations: 77				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PMEX(-1)	0.022846	0.037158	0.614850	0.5408
PMEX(-4)	-0.014641	0.038387	-0.381411	0.7042
PMEX(-8)	0.005572	0.020071	0.277595	0.7822
C	-0.000426	0.002684	-0.158776	0.8743
RESID(-1)	-0.267079	0.131076	-2.037597	0.0457

RESID(-2)	-0.169731	0.136125	-1.246876	0.2170
RESID(-3)	-0.149154	0.134027	-1.112863	0.2699
RESID(-4)	-0.111344	0.130275	-0.854686	0.3959
RESID(-5)	-0.194287	0.130569	-1.488010	0.1417
RESID(-6)	-0.051542	0.130569	-0.394748	0.6943
RESID(-7)	0.076651	0.130030	0.589489	0.5576
RESID(-8)	0.054683	0.126939	0.430781	0.6681

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.751547	Prob. F(8,58)	0.1058	
Obs*R-squared	14.98289	Prob. Chi-Square(8)	0.0595	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/18 Time: 15:37				
Sample: 1996Q1 2015Q1				
Included observations: 77				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PMEX(-1)	-0.066111	0.107906	-0.612672	0.5425
PMEX(-4)	0.174237	0.229407	0.759509	0.4506
PMEX(-8)	-0.047815	0.087020	-0.549474	0.5848
C	0.001051	0.010527	0.099865	0.9208
RESID(-1)	0.461834	0.434915	1.061896	0.2927
RESID(-2)	0.349523	0.353964	0.987454	0.3275
RESID(-3)	0.111601	0.322892	0.345630	0.7309
RESID(-4)	0.137898	0.311708	0.442395	0.6598
RESID(-5)	-0.192069	0.301104	-0.637881	0.5261
RESID(-6)	-0.220945	0.243245	-0.908322	0.3675
RESID(-7)	-0.019831	0.217106	-0.091345	0.9275
RESID(-8)	-0.472553	0.204538	-2.310342	0.0244

Anexo 4

Código completo programado en Matlab

```
m=xlsread('Series ARGENTINA.xlsx', 'B10:O79')
```

#Variables

```
p=m(:,1);  
p1=m(:,2);  
p4=m(:,5);  
p8=m(:,6);  
y=m(:,7);
```

#Estimación

```
M=[y p ones(size(p)) p1 p4 p8];  
x=M(:,3:6)
```

```
[B1 ,B1INT,R1]= regress(p,x);  
[B2 ,B2INT,R2]= regress(y,x);
```

```
K1=var(R1)  
K2=var(R2)  
J=cov(R1,R2)  
K3=J(1,2)
```

#Estimación de las Varianzas y de alpha

```
Z=1+((K2-K1)/(K3+K1))  
W=(K3+K1)*(1+Z)  
V=K1*(1+Z)^2-W
```

```
A=(B1(2,:) + B1(3,:) + B2(3,:));  
B=(B2(2,:) + B2(3,:) + B2(3,:));
```

#Estimación de S y β

```
S=(-(Z-A*Z+B*Z) + sqrt((Z-A*Z+B^2)^2-4*(Z^2-A*Z^2)*B))/(2*(Z^2-A*Z^2));
```

```
S
```

```
 $\beta$ =A+A*S*Z-S*Z;
```

```
 $\beta$ 
```

#Bootstrapp

```
M=[M; M(1:8, :)];
reps=1000;
n=18;
l=4;

reset(RandStream.getGlobalStream);
rb=zeros(n,2);
bb=zeros(reps,8);
for j=1:reps
    aleatorio=ceil(length(p)*rand(n,1));
    Mb=[];
    for i=1:n
        Mb=[Mb;M(aleatorio(i):aleatorio(i)+3, :)];
    end

    pb=Mb(:,2);
    yb=Mb(:,1);
    xb=Mb(:,3:5);

    [b1aux,RINT1b,R1b]=regress(pb,xb);
    [b2aux,RINT2b,R2b]=regress(yb,xb);

    bb(j,3:5)=b1aux;
    bb(j,6:8)=b2aux;
    K1b=var(R1b)*74/72;
    K2b=var(R2b)*74/72;
    Jb=cov(R1b,R2b)*75/72;
    K3b=Jb(1,2);
    Zb=1+(K2b-K1b)/(K3b+K1b);
    Wb=(K3b+K1b)*(1+Zb);
    Vb=K1b*(1+Zb)^2-Wb;
    Ab=b1aux(2,:);
    Bb=b2aux(2,:);

    Sb=(-(Zb-Ab*Zb+Bb*Zb)+sqrt((Zb-Ab*Zb+Bb^2)^2-4*(Zb^2-
    Ab*Zb^2)*Bb))/(2*(Zb^2-Ab*Zb^2));

    beta=Ab+Ab*Sb*Zb-Sb*Zb;
    bb(j,1)=Sb;
    bb(j,2)=beta b;

end
bbnuevo=[];

for i=1:length(bb(:,1))
    if bb(i,1)==real(bb(i,1))
        bbnuevo=[bbnuevo; bb(i,:)];
    end
end
```



```
end
#Intervalos de confianza de S y  $\beta$ 

ic=zeros(2,2);
for i=1:2
ic(i,:)=quantile(bbnuevo(:,i), [0.025 0.975])
end
for i=3:5
icb1(i,:)=quantile(bbnuevo(:,i), [0.025 0.975])
end
for i=6:8
icb2(i,:)=quantile(bbnuevo(:,i), [0.025 0.975])
end
```