

Ensayos Económicos

Ajuste estacional en tiempos de cambios económicos fuertes

Jens Mehrhoff

Modelos de Equilibrio General Dinámico y Estocástico (EGDE): una introducción

Guillermo Escudé

Efectos de la estructura productiva desequilibrada y de los esquemas cambiarios sobre el ciclo del empleo en la Argentina

Demian Panigo, Pablo Chena, Ana Gárriz

El uso de garantías en el sistema bancario argentino

Ricardo Bebczuk, Máximo Sangiácomo

59

Julio - Septiembre de 2010



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Ensayos Económicos | 59

Editor

Jorge Carrera

Comité Editorial

José María Fanelli

Ricardo Ffrench-Davis

Javier Finkman

Daniel Heymann

José Antonio Ocampo

Mario Tonveronachi

Secretario Ejecutivo

Federico Grillo



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Ensayos Económicos es una revista editada por la Subgerencia General de Investigaciones Económicas

ISSN 0325-3937

Banco Central de la República Argentina
Reconquista 266 / Edificio Central Piso 8
(C1003ABF) Ciudad Autónoma de Buenos Aires / Argentina
Tel.: (+5411) 4348-3582 / Fax: (+5411) 4348-3557
Email: investig@bcra.gov.ar / <http://www.bcra.gov.ar>

Fecha de publicación: diciembre 2010

Diseño editorial
Banco Central de la República Argentina
Gerencia de Relaciones con la Comunidad e Imagen Institucional
Área de Diseño e Imagen Institucional
Diagramación interior
Karin Bremer

Impreso en Imprenta Gráfica Cid
Ciudad de Buenos Aires, Argentina, diciembre 2010
Tirada de 2.500 ejemplares

Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no necesariamente se corresponden con las del BCRA.

Publicación de distribución gratuita. Prohibida su venta.

No se permite la reproducción parcial o total, el almacenamiento, el alquiler, la transmisión o la transformación de esta publicación, en cualquier forma o por cualquier medio, sea electrónico o mecánico, mediante fotocopias, digitalización u otros métodos, sin el permiso previo y escrito del editor. Su infracción está penada por las leyes 11.723 y 25.446.

Buenos Aires, 17 de diciembre de 2010

En este nuevo número de Ensayos Económicos presentamos cuatro trabajos. En el primero, Mehrhoff (Deutsche Bundesbank) analiza el efecto de las crisis en el ajuste estacional de series económicas, utilizando como ejemplo la serie de billetes y monedas de Argentina durante la crisis 2001-2002. El autor concluye que si se da un adecuado tratamiento a los datos, introduciendo valores atípicos o utilizando factores estacionales/efectos calendario proyectados, se puede mantener un bajo nivel de revisiones y los métodos de ajuste concurrente parcial y de ajuste controlado generan resultados similares.

Por su parte, Escudé (BCRA) presenta una introducción a los modelos de Equilibrio General Dinámico y Estocástico, los cuales se han convertido en una forma cada vez más utilizada por los hacedores de política para analizar los efectos de diferentes decisiones de política, o para realizar pronósticos. El trabajo brinda una primera aproximación a estos modelos, mostrando de manera sintética cómo se construyen, cómo se obtiene su solución y cómo pueden calibrarse o estimarse con métodos econométricos sus parámetros.

En el siguiente trabajo, Panigo, Chena y Gárriz (CEIL-PIETTE, UBA y UNLP) examinan los efectos de los esquemas cambiarios, los regímenes de demanda y la estructura productiva sobre la volatilidad cíclica del empleo en Argentina durante las últimas dos décadas. El principal aporte de la investigación se basa en el desarrollo teórico de una serie de modelos dinámicos que se nutren de distintas escuelas de pensamiento heterodoxas mediante la combinación de una estructura productiva desequilibrada con el acelerador de la inversión, el multiplicador keynesiano, las pujas distributivas, y los canales de ajuste de economía abierta (comercial y financiero).

Finalmente, Bebczuk y Sangiácomo (BCRA) estudian en detalle el uso de garantías en el sistema bancario, utilizando la Central de Deudores del Banco Central y concentrándose en los préstamos a las empresas con información contable a lo largo del período 2001-2005. Los resultados de las regresiones anuales apoyan la visión tradicional de que los bancos exigen más garantías a los deudores más riesgosos. En particular, encuentran que la probabilidad de usar garantías aumenta con la tangibilidad de los activos y con el número de relaciones crediticias, y se reduce con el tamaño del deudor y la proporción del crédito de corto plazo.

A modo de cierre, reiteramos nuestra invitación a todos aquellos interesados en enviar sus artículos académicos para ser publicados en nuestra revista y para contribuir a enriquecer la discusión sobre economía y política económica en nuestro país. Para ello los invitamos a consultar las pautas para la publicación de trabajos, que se encuentran al final de la publicación.

A handwritten signature in black ink, appearing to read 'Jorge Carrera', with a long horizontal stroke extending to the right.

Jorge Carrera
Subgerente General de
Investigaciones Económicas

Índice

- 7 Ajuste estacional en tiempos de cambios
económicos fuertes**
Jens Mehrhoff

- 25 Modelos de Equilibrio General Dinámico
y Estocástico (EGDE): una introducción**
Guillermo Escudé

- 81 Efectos de la estructura productiva desequilibrada
y de los esquemas cambiarios sobre el ciclo
del empleo en la Argentina**
Demian Panigo, Pablo Chena, Ana Gárriz

- 131 El uso de garantías en el sistema bancario argentino**
Ricardo Bebczuk, Máximo Sangiácomo

- 167 Pautas generales para la publicación de trabajos
técnicos**

Ajuste estacional en tiempos de cambios económicos fuertes

Jens Mehrhoff*

Deutsche Bundesbank

Resumen

El presente trabajo se refiere a las Pautas para el Ajuste Estacional del Sistema Estadístico Europeo (ESS, por sus siglas en inglés) y brinda un ejemplo de cómo utilizarlas en tiempos de crisis. Tomando como base el ejemplo de billetes y monedas de Argentina en la crisis 2001-2002, se comparan las revisiones derivadas de reajustar los datos cada vez que se publica una nueva cifra (ajuste concurrente parcial con y sin modelación de *outliers*) y de ajustar los datos con factores estacionales/calendario proyectados (ajuste proyectado). A diferencia de la reciente crisis económica y financiera internacional, este ejemplo incluye suficientes datos como para explorar una crisis desde una óptica *ex post*. Si se da un adecuado tratamiento a los cambios económicos fuertes, es decir, si se introducen valores atípicos o si se utilizan factores estacionales/efectos calendario proyectados, se puede mantener un bajo nivel de revisiones y ambos métodos darán resultados similares. Por el contrario, si no se especifican *outliers*, se supondrá erróneamente que los efectos de la crisis se repiten (de forma parcial) año tras año. Esto limitaría la calidad de las estimaciones de los factores estacionales y efectos de calendario, y es probable que derive en resultados equivocados utilizando el enfoque del ajuste

* Este trabajo representa las opiniones personales del autor y no necesariamente refleja la visión del Deutsche Bundesbank ni de su personal, ni las del BCRA o sus autoridades. El autor agradece a sus colegas del Banco Central de la República Argentina toda la información adicional y datos suministrados, y a Robert Kirchner, sus valiosos comentarios. Todo error es responsabilidad del autor. Los resultados y descripciones detallados de la metodología están disponibles mediante pedido al autor. La traducción de la versión original en inglés al español fue realizada por Investigaciones Económicas del BCRA. La dirección para correspondencia es: Jens Mehrhoff, Statistics Department and Research Centre, Deutsche Bundesbank, Wilhelm-Epstein-Strasse 14, 60431 Frankfurt am Main, Germany. Teléfono: +49 69 9566-3417; Fax: +49 69 9566-2941. Correo electrónico: jens.mehrhoff@bundesbank.de; Página Web: www.bundesbank.de.

concurrente parcial. Mientras las condiciones de estacionalidad sigan siendo válidas durante la crisis, se justifica un ajuste estacional para poder facilitar la revelación de “novedades” en los desarrollos económicos durante ese período.

Clasificación JEL: C13, C22, C82, E42.

Palabras clave: análisis de revisión, modelación de valores atípicos, Pautas para el Ajuste Estacional del ESS, crisis argentina, billetes y monedas, X-12-ARIMA, TRAMO/SEATS.

Seasonal Adjustment in Times of Strong Economic Changes

Jens Mehrhoff

Deutsche Bundesbank

Summary

The present paper refers to the ESS Guidelines on Seasonal Adjustment and gives an example of how to use them in times of crisis. Taking as a basis the example of Argentine currency in circulation, a comparison is made between revisions from readjusting data every time a new figure is released (partial concurrent adjustment –with and without outlier modeling) and adjusting data with forecast seasonal/calendar factors (controlled current adjustment). Unlike the recent financial and economic crisis, this example comprises sufficient data to explore the crisis from an ex post view. If strong economic changes are treated adequately, i.e. either by introducing outlier variables or using forecast seasonal/calendar factors, revisions can be kept low and both methods will give similar results. By contrast, if outliers are not specified, it will be wrongly assumed that the effects of the crisis (partially) recur year after year. This would limit the quality of the estimates of seasonal and calendar factors and result in probably misleading outcomes of the partial concurrent adjustment approach. As the conditions for seasonality remain valid during the crisis, seasonal adjustment is justified in order to facilitate the uncovering of “news” in economic developments during this period.

JEL: C13, C22, C82, E42.

Keywords: revision analysis, outlier modeling, ESS Guidelines, argentine crisis, currency in circulation, X-12-ARIMA, TRAMO/SEATS.

I. Principios generales del ajuste estacional

Los datos ajustados estacionalmente han demostrado ser útiles para el monitoreo de la situación económica, en especial, para obtener información sobre las “novedades” y los puntos de inflexión en una etapa temprana. Sin embargo, los movimientos económicos abruptos y drásticos, como la reciente crisis económica y financiera internacional, afectan el cálculo de los datos ajustados estacionalmente. El presente documento analizará la interacción entre los hechos y el diagnóstico utilizando datos de billetes y monedas de Argentina en la crisis 2001-2002. Se utilizarán las distintas políticas de revisión incluidas en las Pautas para el Ajuste Estacional del ESS (Eurostat, 2009) con los métodos X-12-ARIMA y TRAMO/SEATS.

Según estas pautas, el objetivo del ajuste estacional es filtrar las fluctuaciones estacionales habituales, es decir, los movimientos recurrentes de similar intensidad que se producen en el mismo período cada año (ítem 0). Esto implica que los movimientos inusuales que pueden comprenderse con rapidez en términos económicos seguirán siendo visibles. Por consiguiente, es necesario que estos movimientos inusuales sean tratados como valores atípicos (*outliers*) no atribuibles, en consecuencia, a los factores estacionales (ítem 1.4). Dado que una crisis no ocurre año tras año y considerando la persistencia de las condiciones responsables de la estacionalidad, se podrían utilizar valores atípicos o factores estacionales/efectos de calendario proyectados apropiados en estos períodos. Ambos enfoques garantizan que todos los efectos de una crisis sigan siendo visibles en los datos ajustados estacionalmente (ítem 3.2).

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La Sección II presenta los datos de Argentina. La Sección III explica el ajuste estacional en tiempos “normales”. La Sección IV aborda en profundidad las peculiaridades del ajuste estacional en tiempos de fuertes cambios económicos. Con respecto a los *outliers*, en ocasiones se afirma que un evento de crisis financiera y económica no es determinístico y, por lo tanto, y parafraseando al Hamlet de Shakespeare (Acto tres, Escena uno), “modelar o no modelar, ésa es la cuestión: ¿es recomendable en el ajuste estacional dejar que los parámetros del modelo tengan en cuenta las fluctuaciones extremas o es preferible introducir regresores que den cuenta de estos *outliers* a fin de que los mismos sean explícitamente modelados?”. En particular, se utiliza el ajuste concurrente parcial con y sin modelación de *outliers* y el ajuste proyectado. Qué tan bien funcionan estos métodos en la práctica se describe en la Sección V, donde se vuelven a evaluar todos los enfoques después

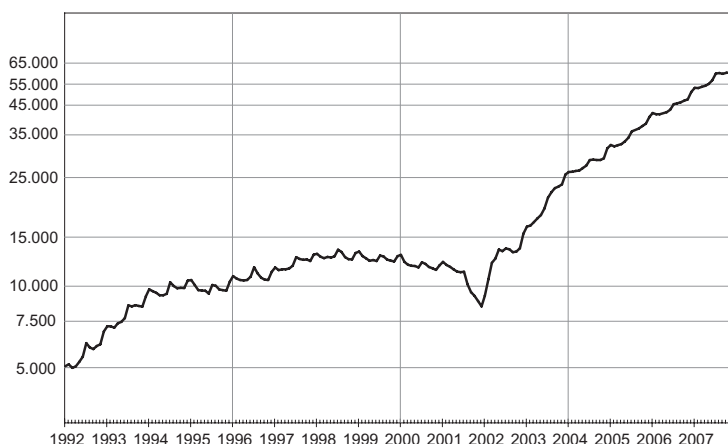
de la crisis. La última sección incluye las conclusiones y analiza si la crisis ha cambiado las cosas en el largo plazo.

II. El caso de billetes y monedas de Argentina

No ha pasado suficiente tiempo todavía como para que podamos evaluar los efectos finales de la crisis económica y financiera internacional de 2008/2009 en la estacionalidad y el ajuste estacional. Por este motivo, el ejemplo empírico elegido aquí es el del circulante de Argentina, que se vio afectado por la crisis del 2001-2002. El Gráfico 1 muestra la serie de datos mensuales no ajustados que se obtuvo utilizando el promedio de datos diarios para los billetes y monedas en circulación a su valor nominal para el período 1992-2007 (la serie incluye las cuasimonedas emitidas por los gobiernos provinciales para cubrir sus necesidades de financiamiento a partir de septiembre de 2001 y que se mantuvieron en circulación hasta marzo de 2004).

En la serie de tiempo podemos identificar tres regímenes distintos. El primero corresponde al tiempo anterior a la crisis argentina, en especial el período enero de 1992 a noviembre de 2001. El pico de la crisis va de diciembre de 2001 a mayo de 2002; esta opinión es respaldada por la identificación de valores atípicos de la modelación RegARIMA. Por último, es posible observar un nuevo desarrollo de la serie de tiempo entre junio de 2002 y diciembre de 2007.

Gráfico 1 / Serie de billetes y monedas de Argentina (millones de pesos, en escala logarítmica)



Fuente: BCRA.

III. Ajuste estacional antes de la crisis

Una inspección más detallada de los datos no ajustados revela un cierto patrón de estacionalidad en el circulante. Hay picos en diciembre/enero seguidos por valles hasta julio, momento en el cual el nivel de billetes y monedas alcanza otro pico, para luego caer hasta diciembre. Si analizamos las razones de este patrón, vemos que los pagos del medio aguinaldo de julio y diciembre/enero son la causa principal de la estacionalidad. Una buena parte de la estacionalidad en el valor del circulante puede atribuirse a estos pagos salariales adicionales (Burdisso *et al.*, 2010).

Como la serie de tiempo es una serie mensual de promedios de *stocks* diarios muestra efectos de días laborales. La principal actividad bancaria se produce de lunes a viernes. Entonces, los sábados y domingos repetirán los datos del viernes y, por lo tanto, serán tratados como un viernes. Por consiguiente, una semana calendario común consta de un lunes, un martes, un miércoles, un jueves y tres viernes. En el caso de una semana con lunes feriado, los datos del viernes también se repetirán el lunes, al que se considerará como un viernes adicional. De esta manera, el primer día laboral de la semana (martes) tendrá el mismo rol que habitualmente tiene el lunes. Por razones de parsimonia y para evitar la multicolinealidad, se construyen dos regresores para este calendario (Burdisso *et al.*, 2010). El regresor “lunes” representa el número de lunes menos el número de viernes. Los martes, miércoles y jueves se agrupan dentro del regresor “día de semana”, cuyo número se mide una vez más como el desvío respecto de la cantidad de viernes. Adicionalmente, se incluye un regresor especial “Navidad” que cuenta la cantidad de días hábiles dentro de los 15 días calendario previos a esa celebración.

La modelación RegARIMA se utiliza para el ajuste por efecto calendario y la extensión de la serie de tiempo más allá de su finalización (Findley *et al.*, 1998). Antes de la estimación, se transformaron los datos en logaritmos naturales. El componente de la regresión contiene los tres regresores de calendario antes mencionados. Además, el modelo base (a noviembre de 2001) consta de un término constante y un cambio de nivel para agosto de 2001. El modelo ARIMA se integra estacionalmente y no estacionalmente con un término AR estacional y no estacional y un término MA estacional, es decir, $\ln(1 \ 1 \ 0)(1 \ 1 \ 1)_{12}$. Según la práctica argentina, los filtros mensuales de suavización estacional en el *core* del ajuste estacional de X-12-ARIMA, de aquí en adelante X-12, se definen de 3x9 (Ladiray y Quenneville, 2001). En cambio, la descomposición con SEATS se basa exclusivamente en la extracción de la señal del modelo RegARIMA del procedimiento TRAMO (Gómez

y Maravall, 1996). La estimación se realiza con una versión experimental del programa híbrido X-13ARIMA-SEATS (US Census Bureau, 2009).

Las estimaciones de los regresores de calendario se encuentran en la Tabla 1. El impacto de los factores calendario en el ajuste estacional es limitado. Esto es esperable dado que la serie de tiempo es un promedio mensual de los *stocks* diarios.

Tabla 1 / Semielasticidades estimadas de los regresores de calendario

Variable	Estimación del parámetro ⁽¹⁾	Error estándar	Valor-t
Regresor "Lunes"	0,17	0,091	1,90
Regresor "Día de Semana"	-0,04	0,029	-1,52
Regresor "Navidad"	0,30	0,253	1,17

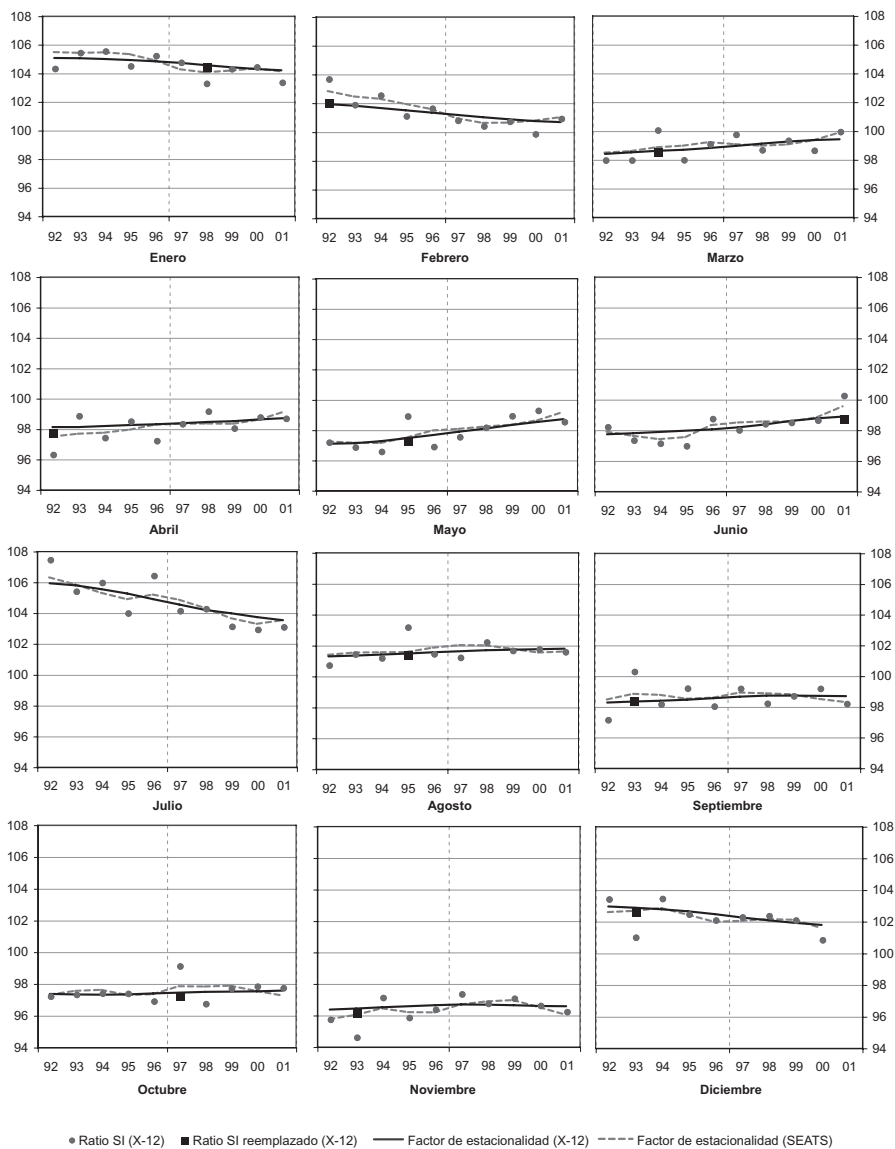
(1) Una estimación de x para el parámetro del regresor "Lunes" significa que un lunes adicional, comparado con el número de viernes, tiene en promedio un efecto mensual de $x\%$ en el circulante. Interpretaciones análogas resultan aplicables a los regresores "Día de Semana" y "Navidad".

El Gráfico 2 ilustra las estimaciones del factor estacional obtenidas con los dos métodos. Este factor es mucho más pronunciado que el efecto calendario. Ambos métodos reflejan, en general, el mismo grado de estacionalidad en todos los meses del año. Los resultados de ambos métodos muestran una tendencia hacia una menor magnitud de la estacionalidad de la serie de tiempo. Los factores de estacionalidad del método SEATS son ligeramente más volátiles que los del método X-12.

IV. Ajuste estacional durante la crisis

A fines de 2001 estalló una de las peores crisis políticas, económicas y sociales de la Argentina, que produjo una caída del PIB del 11% y una tasa de desempleo del orden del 25%. La pérdida de la confianza en el gobierno provocó una rápida fuga de dinero. Para evitar una corrida bancaria, el gobierno congeló *de facto* las cuentas bancarias. Este "corralito" se impuso en diciembre de 2001 y derivó en disturbios y manifestaciones en las calles, conocidos como "el Cacerolazo". A comienzos de 2002, el gobierno nacional declaró la cesación de pagos de su deuda y devaluó fuertemente el peso, adoptando un régimen de flotación administrada. Con anterioridad a esa fecha, Argentina tenía un régimen de tipo de cambio fijo conocido como "Plan de Convertibilidad". La salida de la Convertibilidad (paridad uno-a-uno entre el peso y el dólar de Estados Unidos) implicó una serie

Gráfico 2 / Ratios SI del X-12 y factores estacionales de X-12/SEATS, por mes



de medidas que afectaron a la industria bancaria, entre las que se destacaron la reprogramación de los depósitos a plazo fijo y la “pesificación” de depósitos y préstamos en dólares a distintos tipos de cambio. Además, al gobierno nacional le resultó muy difícil negociar con los gobiernos provinciales una estrategia para

sacar de circulación las cuasimonedas emitidas por dichas jurisdicciones. En consecuencia, un gran número de cuasimonedas siguieron circulando hasta mucho tiempo después de la crisis (hasta marzo de 2004). El impacto de estos eventos en la serie de billetes y monedas puede verse en el Gráfico 1.

¿Cómo debería enfrentarse una situación como ésta en el contexto del ajuste estacional? Las Pautas del ESS sugieren dos alternativas viables para ajustar estacionalmente los nuevos datos (Sección I). Una consiste en utilizar el ajuste concurrente parcial en el que los efectos extraordinarios de la crisis se explican mediante la introducción de *outliers*. La otra consiste en utilizar los factores estacionales y calendario proyectados en combinación con controles internos, es decir, un ajuste proyectado.

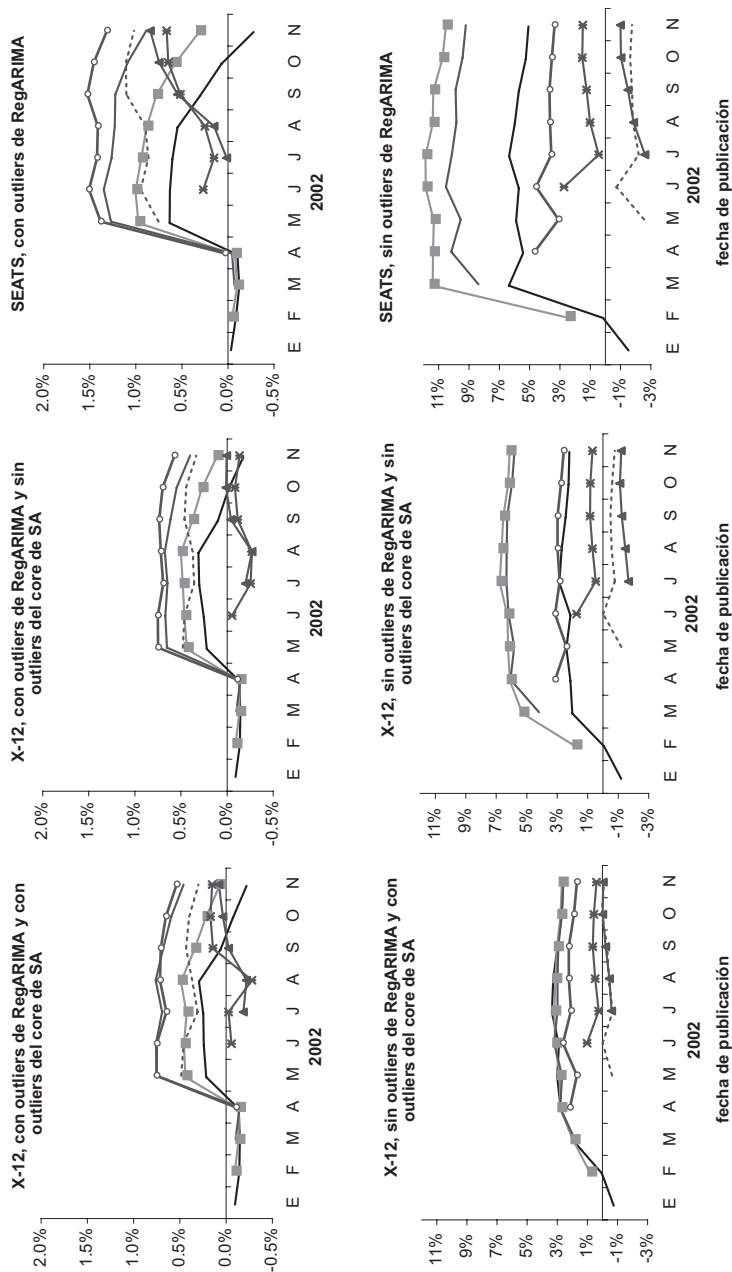
A continuación se analizan las revisiones de los ajustes concurrentes parciales con y sin *outliers* en la modelación RegARIMA y, sólo en el caso de X-12, en el *core* del ajuste estacional (SA, por sus siglas en inglés). El modelo se identifica sobre la base de los datos a noviembre de 2001. Siempre que se introduzcan valores atípicos de RegARIMA al modelo, se utilizarán los siguientes componentes identificados tanto en tiempo real como *ex post* (con valores *t* de aceptación de cuatro en términos absolutos, como mínimo): un cambio de nivel en diciembre de 2001, un *outlier* aditivo en enero de 2002, un *outlier* aditivo junto con un cambio de nivel en febrero de 2002 y un cambio de nivel en mayo de 2002. Aunque vuelven a estimarse los parámetros del modelo, su especificación se mantiene constante hasta la primera publicación de los datos de octubre de 2002, inclusive. Con los primeros datos publicados de noviembre de 2002, se revisa el modelo (Sección V). Las revisiones se calculan con la estimación concurrente como base, es decir, $\text{revisión} = \text{estimación posterior/primer estimación} - 1$, y revelan cómo cambia un determinado ajuste cuando se agregan más datos. Los datos antiguos no ajustados permanecen sin cambio, es decir, las revisiones no se calculan en tiempo real sino como en el procedimiento *History* automático derivado de X-12-ARIMA. Cuando se utiliza el ajuste proyectado, las revisiones necesariamente son cero dentro de un período de 11 meses. Por lo tanto, en este caso se comparan las estimaciones ajustadas estacionalmente que se basan en factores estacionales/calendario proyectados con las estimaciones del ajuste concurrente parcial de la Sección V.

El Gráfico 3 describe las revisiones del ajuste concurrente parcial con X-12 y SEATS, con y sin la modelación de *outliers*. Los gráficos tienen la fecha de

publicación de los datos en el eje X y las líneas representan las fechas de los datos desde noviembre de 2001 (último valor no influenciado por la crisis de Argentina) hasta mayo de 2002 (último valor influenciado por la crisis). Por ejemplo, consideremos la fecha correspondiente al dato de diciembre de 2001 (comienzo de la crisis). Digamos, a los fines de la exposición, que la primera estimación se publica en enero de 2002. Luego, aparece una nueva estimación en febrero de 2002, junto con la primera estimación de enero de 2002. La revisión del valor de diciembre de 2001 entre enero de 2002 (primera estimación) y febrero de 2002 y fechas posteriores (estimación posterior) está dibujada en el gráfico. Los paneles superiores muestran revisiones en las que se consideran los *outliers* de RegARIMA, mientras que los paneles inferiores ignoran la evidencia de esta clase de valores atípicos. En los paneles de la izquierda, las revisiones de X-12 incluyen la detección de valores extremos en el *core* del ajuste estacional, mientras que los paneles del medio ilustran las revisiones de X-12 sin *outliers* del *core* del ajuste estacional, y los paneles de la derecha muestran las revisiones de SEATS. Observemos el cambio de escala del eje Y en los paneles inferiores en comparación con los paneles superiores.

Cuando los valores atípicos se especifican de manera correcta en la modelación RegARIMA, las revisiones derivadas de los métodos X-12 y SEATS son similares, aunque el método X-12 genera revisiones menores que SEATS. A la inversa, si se ignoran los *outliers* de RegARIMA, entonces las revisiones aumentan enormemente. La necesidad de modelar los *outliers* es más evidente cuando consideramos el método SEATS sin los valores atípicos de RegARIMA: el modelo estimado es de escasa utilidad, si es que la tiene, y por lo tanto, SEATS no permite estimar el factor estacional de manera confiable. En algunos casos, SEATS no puede descomponer el modelo aceptablemente y debe reemplazarlo por un modelo que pueda descomponerse. En lo que respecta a las revisiones, la modelación de *outliers* de RegARIMA es más importante que la detección de valores extremos en el *core* del ajuste estacional de X-12. No obstante, el uso de los valores atípicos del *core* de ajuste estacional disminuye las revisiones, en especial si no se consideran los *outliers* de RegARIMA. Por último, hay sólida evidencia que indica que la estacionalidad está presente incluso en épocas de crisis. Dado que la legislación que rige el pago del medio aguinaldo no se modificó durante todo el período analizado, no se observaron cambios significativos en el patrón de estacionalidad de la serie (Sección III).

Gráfico 3 / Evolución de las revisiones de las primeras estimaciones ajustadas estacionalmente (en %)



Dato de: — Noviembre 2001 — Diciembre 2001 — Enero 2002 — Febrero 2002 — Marzo 2002 — Abril 2002 — Mayo 2002

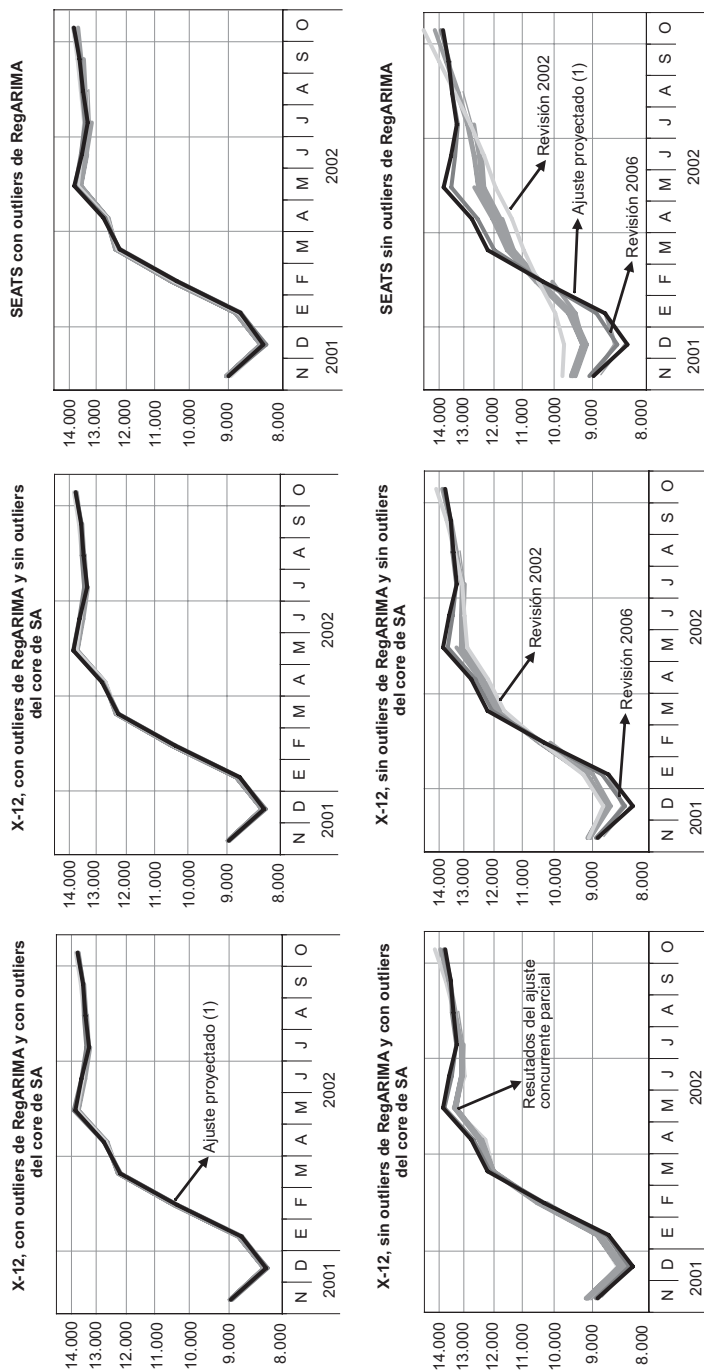
V. Ajuste estacional durante la crisis, análisis posteriores

A partir de mediados de 2002, los primeros signos de recuperación de la economía argentina comenzaron a ser visibles. El tipo de cambio se estabilizó, dando respaldo a un panorama positivo. El Banco Central de la República Argentina adoptó una política de acumulación de reservas y de saneamiento del sistema financiero. El peso devaluado permitió que las exportaciones argentinas fueran más competitivas en el exterior.

En este contexto, se revisó el modelo RegArima después de 12 meses con la primera publicación de datos de noviembre de 2002 y nuevamente a los cuatro años con la primera publicación de datos de noviembre de 2006. Aunque no se identificaron *outliers* adicionales después de la crisis, el modelo se modificó en 2002, pasando de $\ln(1 \ 1 \ 0)(1 \ 1 \ 1)_{12}$ a $\ln(0 \ 1 \ 2)(0 \ 1 \ 1)_{12}$, es decir, los términos AR no estacionales y estacionales, que implican una estructura $MA(\infty)$, se reemplazaron por dos términos MA no estacionales. En 2006, se revisó el modelo una vez más y pasó a ser $\ln(1 \ 1 \ 1)(1 \ 1 \ 1)_{12}$, una combinación de términos AR y MA estacionales y no estacionales, pero ahora sin una constante. La especificación X-12/SEATS no sufrió cambios. Sin embargo, si se omiten los valores atípicos desde el comienzo, los modelos pasan a ser $\ln(0 \ 1 \ 2)(0 \ 1 \ 0)_{12}$ y $\ln(1 \ 1 \ 0)(0 \ 1 \ 1)_{12}$, respectivamente, ambos sin la constante.

En el Gráfico 4 se comparan los resultados de los datos ajustados estacionalmente derivados del ajuste concurrente parcial con la estimación del ajuste proyectado utilizando factores estacionales/calendario proyectados sobre la base de los datos no ajustados hasta noviembre de 2001 inclusive. Los paneles están dispuestos de la misma manera que en el Gráfico 3. Mientras que los resultados de los datos del ajuste concurrente parcial que utilizan la modelación de *outliers* de RegARIMA son más parecidos a las cifras del ajuste proyectado, los datos estimados sin los *outliers* de RegARIMA podrían transmitir un mensaje equivocado durante la crisis y poco tiempo después de ella. Los resultados difieren de manera considerable entre sí y con respecto al pronóstico. Esto genera las fuertes revisiones antes mencionadas. Lo que es aún más problemático es que en varios casos cambia la dirección de la revisión. Sin embargo, una consecuencia notable es que, a largo plazo, los resultados de ambos ajustes son similares independientemente de que se modelen o no los valores atípicos. A pesar de esto, el ajuste estacional sin modelación de *outliers* produce en el corto plazo resultados muy distintos a los del largo plazo.

Gráfico 4 / Comparación entre el ajuste concurrente parcial y el ajuste proyectado (millones de pesos, en escala logarítmica)

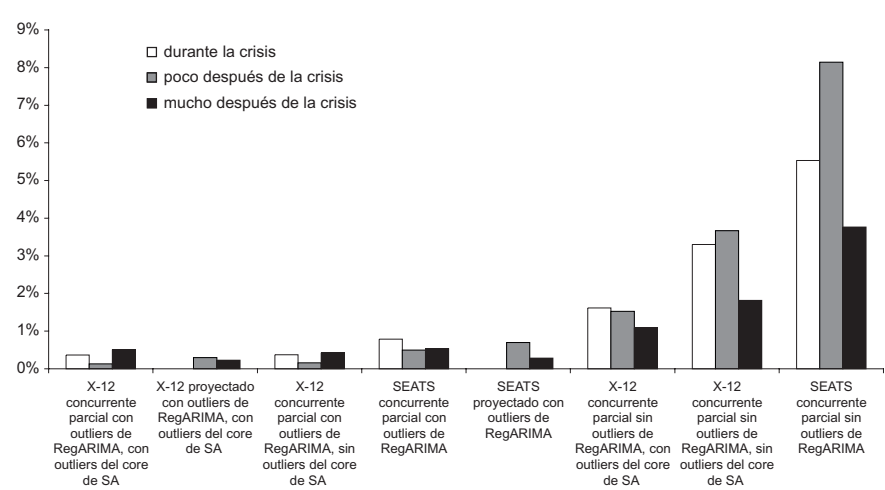


(1) Basado en los factores estacionales/calendario proyectados con los datos de noviembre de 2001.

Hay al menos dos explicaciones posibles de por qué los resultados de corto plazo sin la modelación de *outliers* son muy diferentes de los resultados finales, mientras que los resultados con modelación de valores atípicos son bastante similares, incluso en el corto plazo. En primer lugar, las estimaciones y pronósticos de RegARIMA están sesgados respecto de la estacionalidad de la serie si no se modelan los *outliers* en el corto plazo. Esto tiene un mayor impacto en el método SEATS que en X-12 porque la descomposición de SEATS se basa sólo en la modelación RegARIMA. En segundo lugar, en el corto plazo, los efectos de la crisis se asignan en parte a los factores estacionales más que a la tendencia-ciclo o al componente irregular, es decir, no siguen siendo plenamente visibles en los datos ajustados estacionalmente. Esta percepción errónea disminuye sólo en el largo plazo cuando se dispone de suficientes datos “normales” anteriores y posteriores a la crisis.

El diagrama de barras del Gráfico 5 compara las revisiones absolutas promedio de todos los ajustes estacionales analizados para el período de la crisis (diciembre de 2001 a mayo de 2002), durante, poco después y mucho después de la crisis. “Durante la crisis” representa las revisiones descritas en el Gráfico 3 sin las correspondientes al dato de noviembre de 2001. “Poco después” y “mucho después de la crisis” se refieren a las revisiones del modelo realizadas en 2002 y 2006, respectivamente. Lo llamativo es que las revisiones del ajuste concurrente parcial con los valores atípicos de RegARIMA y del ajuste proyectado, tanto para

Gráfico 5 / Revisiones absolutas promedio de los datos ajustados estacionalmente de diciembre de 2001 a mayo de 2002



X-12 como para SEATS siguen siendo bajas poco después y mucho después de la crisis. En cambio, las revisiones de X-12 y SEATS sin los *outliers* de RegARIMA aumentan poco después de la crisis desde un nivel ya elevado y, aunque disminuyen, siguen siendo altas mucho después de la crisis. Este efecto sólo puede atenuarse si al menos se utiliza la identificación de *outliers* del *core* del ajuste estacional de X-12.

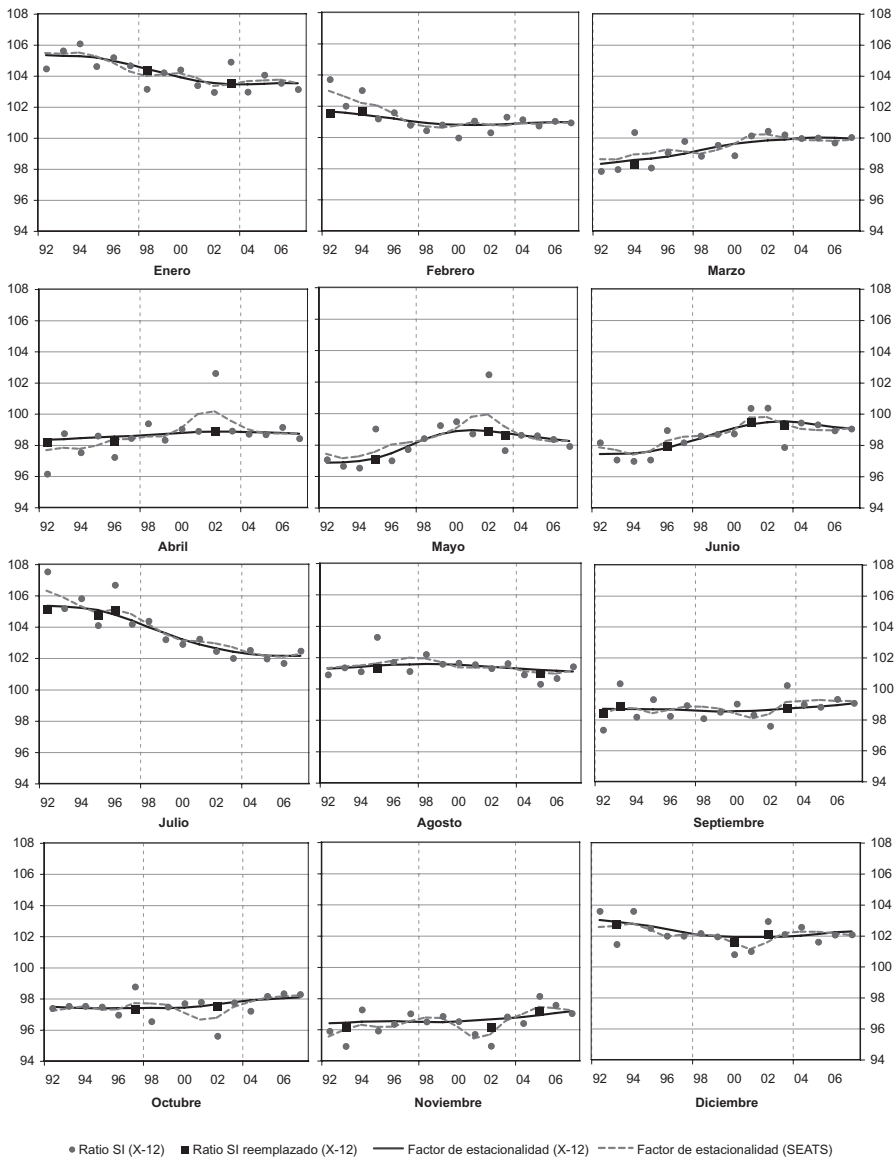
Finalmente, examinaremos si la estacionalidad experimentó cambios después de la crisis o si, por el contrario, el patrón estacional es similar al observado antes de la crisis, lo que significa que debería realizarse un ajuste estacional para todo el período. Podemos observar en el Gráfico 6 que la estacionalidad se extiende más allá de la crisis y que los picos y valles antes mencionados siguen siendo visibles después de la crisis a pesar del fuerte crecimiento de la serie.

VI. Implicancias para el ajuste estacional

Los resultados revelan que, en tanto existan razones para la continuidad de la estacionalidad, el ajuste estacional tiene sentido. Además, es importante identificar los *outliers* porque, de lo contrario, la estimación de los factores estacionales se distorsiona y deriva en grandes revisiones. Vale la pena enfatizar que la modelación de *outliers* al final de la serie de tiempo es un tema crucial. Los resultados señalan estimaciones muy diferentes en el corto plazo entre el ajuste estacional con y sin valores atípicos. No obstante, a medida que transcurre el tiempo, estas diferencias desaparecen y los resultados pasan a ser más similares en el largo plazo. En definitiva, los resultados preliminares obtenidos con la modelación de *outliers* durante la crisis son similares a los resultados finales, independientemente de que se identifiquen o no los *outliers* en el largo plazo. Entonces, una vez más, el ajuste estacional en el corto plazo sin tratamiento de valores atípicos difiere mucho de los resultados finales. Este hecho justifica la modelación de *outliers* desde el comienzo mismo de la crisis.

Las revisiones derivadas de ambas técnicas de ajuste son virtualmente las mismas si se tienen en cuenta los *outliers*. El ajuste proyectado se comporta tan bien como el ajuste concurrente parcial. Esto justifica la clasificación de ambos métodos como las mejores alternativas en las Pautas del ESS. De hecho, el ajuste estacional revela información importante para el análisis del ciclo económico de corto plazo porque indica las “novedades” en las series de tiempo, incluso en épocas de fuertes cambios económicos.

Gráfico 6 / Ratios SI de X-12 y factores estacionales de X-12/SEATS por mes



Referencias

Burdisso, T., Blanco, E. y Sardi, M. (2010), “El ajuste estacional y los efectos del calendario doméstico en un agregado monetario para Argentina”, *Ensayos Económicos* N° 57-58, BCRA, enero-junio, pp. 145-186.

Eurostat (2009), *ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*, Luxemburgo: Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas. http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-RA-09-006/EN/KS-RA-09-006-EN.PDF.

Findley, D., Monsell, B., Bell, W., Otto, M. y Chen, B.-C. (1998), “New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Adjustment Program”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 127-152.

Gómez, V. y Maravall, A. (1996), “Programs TRAMO and SEATS: Instructions for the User”, Banco de España, Versión Beta: noviembre de 1997.

Ladiray, D. y Quenneville, B. (2001), *Seasonal Adjustment with the X-11 Method, Lecture Notes in Statistics*, 158, Nueva York, NY: Springer.

US Census Bureau (2009), *X-13ARIMA-SEATS Reference Manual*, Versión 0.1 (Beta).

Modelos de Equilibrio General Dinámico y Estocástico (EGDE): una introducción

Guillermo Escudé*

Banco Central de la República Argentina

Resumen

Los modelos de Equilibrio General Dinámico y Estocástico (EGDE) se han convertido en una forma cada vez más utilizada de estudiar complejos fenómenos dinámicos y estocásticos en diversos campos de la economía. Son utilizados cada vez más por tomadores de decisiones que quieren analizar los efectos de diferentes decisiones de política, o que quieren contar con proyecciones hechas con métodos rigurosos. Con este trabajo se brinda una primera aproximación a este campo fascinante de la modelación matemática del quehacer humano, dando no solo una síntesis de cómo se construyen los modelos EGDE sino también mostrando cómo se puede obtener su solución y calibrar o estimar con métodos econométricos a sus parámetros utilizando software construido con tal propósito.

Clasificación JEL: C32, C63.

Palabras clave: modelos EGDE, estimación bayesiana.

* Una primera versión de este trabajo fue escrito como contribución al libro "Progresos en Economía Computacional", editado por Omar O. Chisari, Asociación Argentina de Economía Política y presentado en la Academia Nacional de Ciencias Económicas el 29 de agosto de 2008 y en la Reunión Anual de la A.A.E.P. el 19 de noviembre del mismo año. La presente versión contiene algunas correcciones y extensiones. Agradezco a Omar O. Chisari por su estímulo para escribir este trabajo y a Nicolás Grosman por sus comentarios sobre la primera versión, algunos de los cuales tuve en cuenta al redactar esta nueva versión. Las opiniones vertidas en este trabajo no se corresponden necesariamente con las de del BCRA o sus autoridades. Email: gescude@bcra.gov.ar.

Dynamic Stochastic General Equilibrium Models (DSGE): an Introduction

Guillermo Escudé

Central Bank of Argentina

Summary

Dynamic and Stochastic General Equilibrium (DSGE) models have become a frequent choice of modeling methodology for complex dynamic and stochastic phenomena in different branches of economics. They are increasingly used by decision-makers to analyze various policy decisions or to generate rigorous forecasts. This paper seeks to provide a first approximation to this fascinating field within the mathematical modeling of human endeavor. It synthesizes how DSGE models are constructed and also illustrates how they are solved and how their parameters are calibrated or econometrically estimated, using software especially designed for such a purpose.

JEL: C32, C63.

Key words: DSGE models, bayesian estimation.

I. Introducción

Los modelos de Equilibrio General Dinámico y Estocástico (EGDE) se han convertido en forma creciente en los últimos años en un vehículo para sistematizar, analizar y proyectar complejos procesos económicos susceptibles de ser analizados con métodos cuantitativos modernos, incluyendo el análisis de las políticas macroeconómicas. Parten de la tradición del equilibrio general comenzada con el trabajo pionero de León Walras: “Elementos de economía política pura, o teoría de la riqueza social” (de 1874) y modernizada con métodos matemáticos y conceptos económicos desarrollados muy posteriormente. En particular, se suele especificar el comportamiento de agentes económicos: familias, empresas, gobierno, etc., así como los mercados en que interactúan, precisando la estructura de cada mercado. En la literatura macroeconómica, lo más común es que coexistan mercados con competencia perfecta (con o sin libre entrada) con mercados con competencia monopolística. Este último concepto, generado por Edward Chamberlin en su revolucionaria “Teoría de la Competencia Monopolística” (de 1933), pudo ser tratado en forma matemática más precisa a partir del trabajo de Dixit y Stiglitz (1977).¹ En los modelos macroeconómicos microfundados el comportamiento de (al menos) los agentes privados es modelado en base a objetivos (utilidad, beneficios) y restricciones (presupuestarias y/u otras) explícitos. Y el funcionamiento de la economía está dado por condiciones de equilibrio de mercado que tienen la función de enlazar dichos comportamientos entre sí. Durante muchas décadas la teoría del equilibrio general fue esencialmente estática. Si bien muchos trabajos incluían mercados intertemporales, como la “Teoría del Valor”, de Gerard Debreu (de 1959), el tiempo aparecía colapsado en un instante en el que todas las transacciones se definían para todos los tiempos y puntos geográficos. La introducción explícita del tiempo y de la incertidumbre, así como de los métodos matemáticos dinámicos y estocásticos de las ciencias naturales (ecuaciones diferenciales y en diferencias, determinísticas y estocásticas), se fue realizando paulatinamente en el cuerpo principal de la teoría económica a través de un prolongado período.

En el caso de modelos macroeconómicos dinámicos en los que las autoridades ejercen una política económica sistemática (monetaria, cambiaria, fiscal, etc.), ésta puede representarse a través de una *regla de política simple*, la cual puede o no tener retroalimentación (*feedback*). Por ejemplo, en el caso de una “regla de Taylor”

¹ Véase también Blanchard y Kiyotaki (1987), la colección de modelos de competencia monopolística en Bénassy (2002), y el modelo canónico de la Macroeconomía Nuevo Keynesiana en Galí (2008).

para la política de tasa de interés de un Banco Central, éste determina la tasa de interés como función de otras variables endógenas, como la inflación o el PIB. Tales variables retroalimentan a la determinación de la tasa de interés. En cambio, si se representa una política de tipo de cambio fijo, el Banco Central mantiene el tipo de cambio nominal constante, existiendo una regla de política (sumamente sencilla) sin retroalimentación. En lugar de una regla de política simple, el fijador de políticas puede tener una *regla de política óptima*. En este caso se explicita una función objetivo que representa las preferencias del fijador de políticas y se obtiene una regla de retroalimentación que surge de optimizar el valor esperado de la función objetivo bajo las restricciones que impone el resto de la economía. Un modelo macroeconómico puede tener más de una regla de política (simple u óptima). Diversos trabajos han tratado reglas fiscales junto con reglas de tasa de interés. Varios trabajos del autor de este trabajo (a través del modelo EGDE ARGEM y algunas variantes más sencillas) han considerado reglas de retroalimentación simultáneas, tanto simples como óptimas, para la tasa de interés y la tasa de depreciación nominal de la moneda, ambas manejadas por el banco central en un marco consistente.

Una aplicación particularmente importante de los modelos EGDE a la macroeconomía es el desarrollo de los modelos Nuevo Keynesianos. Éstos partieron de los modelos de "Ciclo Económico Real" (Real Business Cycle o RBC) y agregaron la "pegajosidad" de precios (*price stickiness*) para obtener resultados dinámicos más realistas.² La forma más usual de modelar la "pegajosidad" es la que surge de Calvo (1983) y consiste en asignar a los infinitos productores monopolísticos una probabilidad α de no poder modificar el precio en cualquier período dado. Esto genera una dicotomía entre los productores que eligen el precio que maximiza su beneficio esperado y los productores que deben contentarse con mantener el precio del período anterior. Y da lugar a la Ecuación de Phillips Nuevo Keynesiana, una ecuación en diferencias que típicamente da la dinámica de una tasa de inflación en base a la de sus determinantes (parciales, en la medida en que se trate de una ecuación dentro de un sistema de ecuaciones). En el caso de la inflación de precios de bienes producidos, tal determinante suele ser el costo marginal, o si la función de producción agregada es suficientemente sencilla, la brecha del producto. Desarrollos posteriores han permitido que dicha ecuación se ajuste mejor a los datos mediante una ampliación

² Si bien el término "pegajosidad" no ha sido muy utilizado en las traducciones al castellano, es la traducción correcta de la palabra en inglés "stickiness", a veces traducida como "rigidez". Ésta última tiene un correlato exacto en inglés ("rigidity") y tiene un significado algo diferente. Por ello, me parece correcto dar a cada palabra su traducción más exacta.

del esquema para permitir que los productores que no pueden optimizar en el presente puedan al menos indexar sus precios a la inflación pasada, existiendo diversas variantes concretas. Por supuesto, un modelo macroeconómico puede tener varias ecuaciones de Phillips, en la medida que tenga varios índices de precios que reflejen fijación de precios en un contexto de competencia monopolística. Por ejemplo, los modelos ARGEM y ARGEMmy del autor de este trabajo tienen 4 y 3 ecuaciones de Phillips, respectivamente, para las dinámicas de las inflaciones de precios domésticos, salarios, bienes importados y (en el caso de ARGEM) bienes manufacturados exportados.

Por limitaciones de espacio, en este trabajo nos limitaremos a sintetizar los principales conceptos que subyacen a los modelos EGDE en general, incluyendo su calibración y estimación, y a desarrollar e implementar en Dynare/MATLAB un modelo EGDE muy sencillo, de economía cerrada, sin gobierno y sin “pegajosidad” de precios. Por consiguiente, no tendremos lugar para reglas de política ni para la ecuación de Phillips. Dichas ampliaciones, y muchas otras, pueden verse en Walsh (2003), en Woodford (2003) y en Galí (2008). El plan del resto del trabajo es el siguiente. En la sección II hacemos una descripción general de los modelos EGDE y en la sección III le damos una cierta estructura matemática al modelo, su aproximación lineal o log-lineal, y su solución. En la sección IV detallamos un modelo macroeconómico sencillo, donde hay competencia monopolística en la producción de bienes, y encontramos su estado estacionario no estocástico (EENE). En la sección V se muestra cómo utilizar el programa Dynare desde MATLAB para resolver el modelo de la sección anterior y realizar simulaciones estocásticas. En la sección VI se presentan conceptos básicos de la estimación Bayesiana de un modelo EGDE. En la sección VII se muestra cómo utilizar Dynare/MATLAB para estimar los parámetros del modelo de la sección IV. La sección VIII concluye el trabajo.

II. Formulación de los modelos EGDE

En la modelación del comportamiento humano, las expectativas con respecto al futuro constituyen una importante complicación en comparación con la forma de modelar los procesos dinámicos en las ciencias naturales. En las últimas décadas, la llamada “revolución de las Expectativas Racionales” ha permitido una primera forma rigurosa de modelar las expectativas.³ Se trata de un método utilizado en

³ El trabajo pionero fue de John F. Muth “Rational Expectations and the Theory of Price Movements”, de 1966. Véase Blanchard y Fisher Lectures (1989) para múltiples aplicaciones.

forma muy generalizada por los economistas para modelar el comportamiento humano. Se usa muy ampliamente, no porque sea particularmente realista sino porque es la manera más sencilla de modelar el comportamiento de manera tal que no se dé la situación también poco realista de que los individuos se equivoquen todo el tiempo de manera sistemática. Más recientemente se ha desarrollado una ampliación del modelo de expectativas racionales mediante la teoría del aprendizaje (*learning*). En los modelos con aprendizaje los agentes sí se equivocan pero van aprendiendo sobre la marcha cómo ajustar sus expectativas de manera que las expectativas racionales sólo se obtienen como límite de ese proceso.⁴

Los equilibrios dinámicos en modelos económicos determinísticos (o sea, sin incertidumbre) que tienen variables definidas como expectativas de acontecimientos futuros constituyen senderos de ensilladura (*saddlepaths*) que tienden hacia un estado estacionario que constituye un punto de ensilladura (*saddlepoint*). Mientras el valor de las variables predeterminadas (también llamadas variables “de estado”) está ligado a su valor pasado, el valor de las no-predeterminadas está determinado por el salto necesario para ubicarse en un sendero no explosivo (ver Begg, 1982). Por eso también son llamadas variables “de salto”. El supuesto de expectativas racionales en los modelos dinámicos pero determinísticos es denominado *previsión perfecta*. Esto se debe a que la trayectoria futura de las variables sujetas a expectativas coincide exactamente con el valor esperado (bajo certidumbre). Tanto en el caso particular de previsión perfecta como en el más general de expectativas racionales, se supone que los agentes conocen el modelo de la economía y forman previsiones correctas con respecto al futuro. En caso de modelos con incertidumbre, o sea, estocásticos, es el valor esperado (en el sentido probabilístico) por los agentes para las variables futuras el que debe coincidir con los valores que se derivan de la solución del modelo. Pues se supone que los agentes conocen las distribuciones de probabilidades supuestas para las variables estocásticas que afectan al modelo pero no las realizaciones particulares de esas variables.

Para formular modelos EGDE se comienza modelando los procesos decisorios de los agentes económicos (privados y/o públicos) mediante problemas de optimización estocástica. Esto da lugar a condiciones de primer orden (como la ecuación de Euler del proceso de decisión de una familia). También se obtienen

⁴ Para este tópico el libro crucial es Evans y Honkapohja (2001).

otras ecuaciones tales como condiciones de equilibrio de mercados, identidades entre variables (como la definición de la tasa de inflación en términos de los niveles de precio en los periodos t y $t - 1$), reglas de política, etc. Algunas de las ecuaciones típicamente contienen funciones auxiliares, como primas de riesgo, costos de transacción, costos de ajuste, etc., que ayudan a hacer la dinámica del modelo más ajustada a la dinámica observada de las variables involucradas.

Algunas de las ecuaciones del modelo estarán influenciadas por perturbaciones estocásticas (para que el modelo sea de EGDE y no simplemente EGD). Es usual que al menos algunas de las ecuaciones contengan variables exógenas dotadas de una dinámica representada por procesos estocásticos autorregresivos (típicamente $AR(1)$). Tales ecuaciones pueden simplemente adicionarse a las ecuaciones que surgen de la teoría y entonces las variables correspondientes pueden ser tratadas como las demás variables endógenas.

El modelo dinámico normalmente contiene diversos parámetros: algunos provenientes de la teoría económica (como el factor de descuento intertemporal o diversas elasticidades), algunos contenidos en funciones auxiliares que pueden ser más *ad hoc*, y otros provenientes de los procesos estocásticos exógenos (como los coeficientes de persistencia o las varianzas -y quizás covarianzas- de las variables estocásticas i.i.d. que afectan a tales ecuaciones). Una parte importante del proceso de construcción y solución de modelos EGDE que estamos describiendo consiste en darles valores numéricos a los parámetros. Ello puede hacerse mediante calibración o mediante estimación econométrica. En realidad, típicamente se calibra por lo menos un subconjunto de los parámetros. Y cada vez más se estima económicamente a otro subconjunto. La necesidad de calibrar en forma directa a algunos de los parámetros responde a los problemas de identificación que usualmente presentan los modelos EGDE, los que dificultan la estimación econométrica de los mismos. Para la calibración, pueden utilizarse los grandes ratios del estado estacionario de la economía particular que se desea modelar (Consumo/PIB, etc.), o bien valores de parámetros provenientes de estudios anteriores parecidos, o provenientes de estudios microeconómicos relevantes. En el caso de estimación econométrica pueden utilizarse métodos clásicos ("frecuentistas") o métodos Bayesianos. Es cada vez más frecuente el uso de métodos Bayesianos para obtener los valores estimados de algunos de los parámetros de los modelos EGDE. Los métodos Bayesianos permiten complementar la información contenida en los datos (series de tiempo) con información experta del investigador a través de la elección atinada de distribuciones *a priori* para los parámetros a estimar.

Cuando hay variables nominales o crecimiento económico, muchas de las variables no serán estacionarias (en el sentido de las series de tiempo). Por ello, para obtener una solución del modelo es usual previamente transformar a muchas de las variables para que sean estacionarias. En particular, se suele expresar a las variables en términos reales, dividiéndolas por un índice de precios representativo de la evolución de las variables nominales. Y cuando hay crecimiento se debe transformar a las variables que crecen (en forma ya sea determinística ya sea estocástica) para convertirlas en estacionarias (eliminando la tendencia). Es posible que haya más de una tendencia estocástica, en cuyo caso el proceso de transformación puede ser más complicado.

Los modelos dinámicos cuyas variables son estacionarias suelen tener un “estado estacionario no estocástico” (EENE)⁵ que describe la situación (estática) hacia la cual tiende la economía (representada mediante la transformación de todas las variables de manera tal que sean estacionarias) en el largo plazo cuando las variables estocásticas adoptan sus valores medios. En la metodología usual aplicada a los modelos EGDE es necesario obtener el (o los⁶) EENE del modelo para obtener su solución. Para ello, se procede a eliminar los rezagos o adelantos de las variables y darles los valores medios (esperados) a las variables estocásticas. Se obtiene así un modelo estático que típicamente tendrá al menos algunas ecuaciones no lineales. Este modelo impone restricciones conjuntamente sobre los parámetros del modelo y los valores de EENE de las variables del modelo. Cuando el modelo es medianamente grande, puede ser muy dificultoso resolver ese modelo estático (que representa el remoto futuro), dados los valores para todos los parámetros del mismo. En ese caso el proceso de construcción del EENE asociado a un conjunto de valores numéricos de los parámetros tiene aspectos casi artesanales y constituye una etapa muy importante del proceso de solución. En la próxima sección veremos cómo puede obtenerse el EENE de un modelo concreto aunque muy sencillo.

⁵ Lamentablemente, en el español se utiliza la misma palabra “estacionario” para la estacionaridad en el sentido de series de tiempo y para el “estado estacionario” (en inglés *steady state*), que es un concepto totalmente diferente (de no variación en el tiempo) referido al punto al cual tienden las trayectorias de equilibrio en el horizonte infinito.

⁶ Más adelante veremos que el tamaño (el módulo) de las raíces de la ecuación característica (o, en forma equivalente, de los eigenvalores generalizados) del modelo es crucial para la unicidad y estabilidad de sus soluciones. Cuando el modelo presenta una “raíz unitaria” (un eigenvalor de valor unitario), existen infinitos EENE y debe seleccionarse uno de ellos si se quiere obtener una solución del modelo. Alternativamente, puede eliminarse la raíz unitaria modificando el modelo.

Usualmente no es posible obtener una solución analítica para el modelo dinámico no lineal y debe recurrirse a una aproximación lineal de las ecuaciones no lineales del modelo.⁷ Lo más frecuente es trabajar con una aproximación log-lineal, o sea, lineal en los logaritmos de las variables del modelo. A continuación ilustramos este proceso mediante dos ejemplos muy sencillos. En primer lugar, supongamos que una de las ecuaciones del modelo es:

$$x_t = ay_t^b, \quad (1)$$

donde a y b son parámetros y x_t e y_t son variables endógenas. En el EENE se tiene $x = ay^b$. Luego, dividiendo término a término la ecuación (1) por su expresión de EENE se tiene:

$$\frac{x_t}{x} = \left(\frac{y_t}{y} \right)^b. \quad (2)$$

Definimos el desvío logarítmico de una variable x_t con respecto a su EENE como:

$$\hat{x}_t \equiv \log\left(\frac{x_t}{x}\right).$$

Entonces tomando logaritmos de (2) se tiene la expresión log-lineal de (1):

$$\hat{x}_t = b\hat{y}_t.$$

Cabe señalar que en este caso no se trata de una aproximación sino de una transformación exacta. Para ver el caso de una aproximación tomemos un segundo ejemplo de ecuación no-lineal:

$$x_t = ay_t^b + z_t^c, \quad (3)$$

donde hemos agregado un parámetro c y una variable z_t . En este caso al dividir por la ecuación del EENE se tiene:

$$\begin{aligned} \frac{x_t}{x} &= \frac{ay_t^b + z_t^c}{ay^b + z^c} = \frac{ay^b}{ay^b + z^c} \left(\frac{y_t}{y} \right)^b + \frac{z^c}{ay^b + z^c} \left(\frac{z_t}{z} \right)^c \\ &= A \left(\frac{y_t}{y} \right)^b + (1-A) \left(\frac{z_t}{z} \right)^c, \end{aligned} \quad (4)$$

⁷ A veces también se utiliza una aproximación de segundo orden (o cuadrática).

donde para abreviar notación en la última igualdad se ha definido:

$$A \equiv \frac{ay^b}{ay^b + z^c}.$$

Al tomar logaritmos de ambos lados de (4) se tiene:

$$\begin{aligned}\hat{x}_t &\equiv \log \left(A \left(\frac{y_t}{y} \right)^b + (1-A) \left(\frac{z_t}{z} \right)^c \right) \\ &= \log \left(A e^{\log\left(\frac{y_t}{y}\right)^b} + (1-A) e^{\log\left(\frac{z_t}{z}\right)^c} \right) \\ &= \log \left(A e^{b\hat{y}_t} + (1-A) e^{c\hat{z}_t} \right) \equiv f(\hat{y}_t, \hat{z}_t).\end{aligned}$$

En este caso obtenemos una función no-lineal $f(\hat{y}_t, \hat{z}_t)$ que debe ser aproximada en forma log-lineal. El Teorema de Taylor dice que una aproximación lineal (o sea, descartando todos los términos de la serie de Taylor de orden mayor que uno) en torno al punto (0,0) (o sea, donde las variables x y y están en sus valores de EENE) es:

$$f(\hat{y}_t, \hat{z}_t) = f(0,0) + f_1(0,0)\hat{y}_t + f_2(0,0)\hat{z}_t,$$

donde f_i denota la derivada parcial de f con respecto a la variable i -ésima. A partir de la definición de $f(\hat{y}_t, \hat{z}_t)$ (y usando la regla de la cadena y teniendo en cuenta que la derivada de $\log(x)$ con respecto a x es $1/x$ y la derivada de e^{bx} con respecto a x es be^{bx}) se comprueba fácilmente que:

$$f(0,0) = \log(Ae^{b0} + (1-A)e^{c0}) = \log(1) = 0,$$

$$f_1(\hat{y}_t, \hat{z}_t) = \frac{1}{Ae^{b\hat{y}_t} + (1-A)e^{c\hat{z}_t}} A b e^{b\hat{y}_t},$$

$$f_1(0,0) = Ab,$$

$$f_2(\hat{y}_t, \hat{z}_t) = \frac{1}{Ae^{b\hat{y}_t} + (1-A)e^{c\hat{z}_t}} (1-A) c e^{c\hat{z}_t},$$

$$f_2(0,0) = (1-A)c.$$

Por consiguiente, la aproximación log-lineal de $f(\hat{y}_t, \hat{z}_t)$ es:

$$f(\widehat{y}_t, \widehat{z}_t) = A b \widehat{y}_t + (1 - A) c \widehat{z}_t.$$

y por lo tanto la aproximación log-lineal de (3) es:

$$\widehat{x}_t = A b \widehat{y}_t + (1 - A) c \widehat{z}_t.$$

Cuando hay muchas ecuaciones y algunas de ellas son muy complicadas, puede ser muy ardua la tarea de obtener las aproximaciones log-lineales de las ecuaciones del modelo a mano. En ese caso conviene aprender a utilizar las herramientas (como el *Symbolic Math Toolbox* de MATLAB) que tienen programas como MATLAB o SCILAB para hacer esa aproximación. O bien puede utilizarse un programa como Dynare que lo hace automáticamente utilizando esas mismas herramientas de MATLAB o SCILAB. Una vez que se tiene una representación del modelo log-lineal definido en torno a un EENE se pasa a la etapa de obtener una solución.

III. Conceptos formales sobre los modelos EGDE y su solución

Existen diversos métodos, todos interrelacionados, para obtener la solución de la aproximación log-lineal de un modelo EGDE. Para la mayoría de los métodos de solución es importante distinguir entre las variables endógenas que son pre-determinadas (también llamadas variables de estado) y las no-predeterminadas (también llamadas variables de salto). Las variables predeterminadas tienen condiciones iniciales. El trabajo pionero es el de Blanchard y Kahn (1980). También está el método de coeficientes indeterminados de McCallum (1983), el de la descomposición QZ de Klein (2000), el de Sims (2000), el de King y Watson (1998), y el de Uhlig (1990). En Uhlig (1990) y en Campbell (1992) se explica como log-linealizar ecuaciones con algo más de profundidad de lo que se vio arriba. Los capítulos 4 a 8 del curso de Soderling (2003) son muy didácticos para resolver modelos monetarios EGDE tanto con reglas simples de política como con reglas óptimas. Actualmente existen abundantes programas de MATLAB gratuitamente accesibles por Internet para resolver este tipo de modelos. Entre ellos están Dynare del CEPREMAP de París y AIM de la Reserva Federal.

Un modelo EGDE puede sintetizarse mediante un sistema de ecuaciones (normalmente no lineales), dinámicas y estocásticas, junto con la caracterización de

las variables estocásticas que las afectan. Por ejemplo, las siguientes expresiones muestran en forma estilizada 1) las ecuaciones del modelo expresadas en forma vectorial, donde f es un vector de funciones, cada una de las cuales depende de (al menos un subconjunto de) las variables y parámetros indicados, W_t es el vector de variables endógenas, ε_t es el vector de variables estocásticas, y θ es el vector de parámetros, 2) la media del vector de variables estocásticas ε_t (en este caso las medias son nulas), 3) la matriz de varianzas y covarianzas Σ de las variables estocásticas (que se supone constante en el tiempo):

$$\begin{aligned} E_t f(W_{t+1}, W_t, W_{t-1}, \theta, \varepsilon_{t+1}) &= 0 \\ E_t(\varepsilon_{t+1}) &= 0 \\ E_t(\varepsilon_{t+1} \varepsilon_{t+1}') &= \Sigma, \end{aligned}$$

Las ecuaciones pueden contener variables con más de un rezago y más de un adelanto. Pero en general pueden introducirse nuevas variables para eliminar rezagos y adelantos⁸ hasta obtener este formato (si se va a utilizar el método de Uhlig, por ejemplo), o bien en un formato aún más sencillo que elimina las variables rezagadas (si se va a utilizar el método de Klein o el de Sims, por ejemplo). En estos últimos casos, pueden definirse los vectores $W_{1,t} = W_{t-1}$ y $X_t = (W_t, W_{1,t})$ y escribir el sistema de ecuaciones del modelo como:

$$E_t f(X_{t+1}, X_t, \theta, \varepsilon_{t+1}) = 0.$$

Como ya dijimos, dado que típicamente contienen ecuaciones no lineales, los modelos EGDE no son en general resolubles en forma analítica. Por consiguiente, es usual recurrir a la aproximación lineal (de primer orden en una expansión de Taylor) o cuadrática (de segundo orden) de las ecuaciones que no son lineales. Tomemos el caso de la aproximación lineal puesta en el formato adecuado para usar el método de Klein. Se tiene entonces el sistema en el formato:

$$A(\theta)E_t X_{t+1} = B(\theta)X_t + C(\theta)\varepsilon_{t+1}, \quad (5)$$

donde hemos enfatizado que al menos algunos de los coeficientes de las matrices A , B y C dependen de algunos de los elementos del vector de parámetros θ .

⁸ Véanse los detalles en Binder y Pesaran (1999).

A menudo se tiene un modelo cuya aproximación de primer orden tiene:

1. procesos autoregresivos de primer orden (AR(1)):

$$Z_t = MZ_{t-1} + C_0 \varepsilon_t,$$

donde M es una matriz cuadrada estable (con todos sus eigenvalores menores que uno),

2. ecuaciones sin términos expectacionales del tipo $E_t x_{t+1}$ (para alguna variable endógena x_t), algunas de las cuales pueden contener términos que reflejan *shocks* estocásticos, y algunas de las cuales pueden ser puramente estáticas,

3. ecuaciones que incluyen términos expectacionales. En tal caso la estructura de las matrices A , B y C sería la siguiente:

$$\begin{bmatrix} I & 0 & 0 \\ A_{10}(\theta) & A_{11}(\theta) & 0 \\ A_{20}(\theta) & A_{21}(\theta) & A_{22}(\theta) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t+1} \\ Y_{1,t+1} \\ E_t Y_{2,t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{00}(\theta) & 0 & 0 \\ B_{10}(\theta) & B_{11}(\theta) & B_{12}(\theta) \\ B_{20}(\theta) & B_{21}(\theta) & B_{22}(\theta) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_t \\ Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C_0(\theta) \\ C_1(\theta) \\ 0 \end{bmatrix} \varepsilon_{t+1}.$$

A los efectos de la solución del modelo pueden colapsarse las dos primeras filas de ecuaciones definiendo los vectores $X_{1,t} = (Z_t, Y_{1,t})$, $X_{2,t} = Y_{2,t}$, donde la segunda igualdad sólo denota un cambio de notación. Usando una notación evidente para las submatrices de las matrices de la ecuación precedente, queda entonces:

$$\begin{bmatrix} A_{11}^0(\theta) & 0 \\ A_{21}^0(\theta) & A_{22}(\theta) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t+1} \\ E_t X_{2,t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{11}^0(\theta) & B_{12}^0(\theta) \\ B_{21}^0(\theta) & B_{22}(\theta) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C(\theta) \\ 0 \end{bmatrix} \varepsilon_{t+1}.$$

Se tiene entonces el vector de variables endógenas X_t dividido en el subvector de variables predeterminadas $X_{1,t}$ (o variables de estado) y el subvector de variables no predeterminadas $X_{2,t}$ (o de salto). El primer bloque de ecuaciones (que corres-

ponde a las variables predeterminadas) muestra el conjunto de ecuaciones que no incluyen términos expectacionales, algunas o todas de las cuales pueden estar afectadas por *shocks* i.i.d. ε_{t+1}^j . Y en el segundo bloque de ecuaciones (que corresponde a variables no predeterminadas) todas las ecuaciones contienen algún término expectacional y ninguna está afectada por *shocks* i.i.d. Se tiene así una mayor especificación de la estructura del modelo que la que se tiene en (5).

Definamos la *innovación* (o *error de pronóstico a un paso adelante*) en t de una variable x como $x_{t+1} - E_t x_{t+1}$. Obsérvese que si tomamos el valor esperado en t de la primera fila de ecuaciones y restamos la ecuación resultante de la primera fila de ecuaciones obtenemos (suponiendo que A_{11}^0 es inversible):

$$X_{1,t+1} - E_t X_{1,t+1} = A_{11}^0 (\theta)^{-1} C(\theta) \varepsilon_{t+1}.$$

O sea, el vector de innovaciones de las variables predeterminadas es exógeno, pues el vector de *shocks* ε_{t+1} es exógeno. Como dice Klein (2000), las variables predeterminadas pueden definirse como aquellas variables que tienen un valor inicial exógeno y cuyas innovaciones son exógenas. No sucede lo mismo con las variables incluidas en $X_{2,t}$.

Dejemos de lado por el momento la parte estocástica de la ecuación (5) y concentrémonos en el par (o “lápiz”) de matrices (A, B) , ambos de $n \times n$. El problema del “eigenvalor generalizado” es una generalización del problema del eigenvalor para el caso de una sola matriz. En el problema de eigenvalor se trata de encontrar escalares λ_j y vectores x_j tales que $Ax_j = \lambda_j x_j$, o sea, tales que $(A - \lambda_j I)x_j = 0$. Los eigenvalores son las raíces (en general complejas) de la ecuación característica: $\det(A - \lambda I) = 0$. En el caso generalizado se trata de encontrar escalares λ_j y vectores x_j tales que:

$$Ax_j = \lambda_j Bx_j.$$

A los escalares λ_j se los denomina “eigenvalores generalizados” y a los vectores x_j “eigenvectores generalizados”. Obsérvese que si B es no singular, λ_j y x_j son los eigenvalores y eigenvectores de la matriz $B^{-1}A$. Pero si $\det(B) = 0$ puede tenerse uno o más eigenvalores infinitos $\lambda_j = \infty$, con lo que se quiere representar que $Bx_j = 0$. Cuando existe un λ tal que:

$$\det(A - \lambda B) \neq 0$$

se dice que el par de matrices (A,B) es *regular*. En caso contrario, se dice que es singular. Sólo los pares regulares nos interesan aquí.⁹

Cualquiera que sea el método de solución que se utilice, para que exista una solución y ésta sea única, deben satisfacerse las llamadas *condiciones de Blanchard-Khan*:

1. El número ng de eigenvalores generalizados fuera del disco unitario (o sea, tales que $|\lambda_j| > 1$, sean finitos o infinitos, reales o complejos) debe ser igual al número ns de variables de salto, o sea, de variables que en alguna ecuación figuran en su valor esperado (en t) para $t + 1$.

Si $ng > ns$, el modelo es explosivo: no existe solución convergente.

Si $ng < ns$, el modelo es indeterminado: existen infinitas soluciones convergentes.

2. Como el método de solución consiste en expresar a las variables de salto de la solución como función lineal de las variables de estado de la solución, también debe cumplirse una condición de inversibilidad de una cierta submatriz cuadrada. Ésta es la llamada “condición de rango” (Véase Klein, 2000; y Soderlind, 2003).

Si la solución existe y es única puede expresarse como una ecuación de transición¹⁰ para las variables predeterminadas:

$$X_{1,t} = D(\theta)X_{1,t-1} + E(\theta)\varepsilon_t$$

y una ecuación que liga a las variables no-predeterminadas con las predeterminadas contemporáneas:

$$X_{2,t} = F(\theta)X_{1,t}.$$

Se ha enfatizado que las matrices que dan la solución también dependen de los parámetros del modelo (así como las matrices A , B y C). Insertando la primera en la segunda, también puede expresarse la solución como:

⁹ Si el par (A,B) es regular y B es singular se sabe que el par tiene p eigenvalores generalizados finitos y $n - p$ eigenvalores generalizados infinitos, donde p es el grado del polinomio característico $\det(A - \lambda B)$.

¹⁰ También se dice “ecuación de política”, pero no necesariamente en el sentido de política gubernamental, sino en el más general de política de los agentes económicos, sean públicos o privados.

$$\begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} D(\theta) & 0 \\ F(\theta)D(\theta) & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} E(\theta) \\ F(\theta)E(\theta) \end{bmatrix} \varepsilon_t$$

o sea, con notación obvia para las matrices:

$$X_t = M(\theta)X_{t-1} + N(\theta)\varepsilon_t. \quad (6)$$

(Ver Binder y Pesaran (1999) y Soderling (2003) para más detalles).

Una vez que se ha resuelto el modelo satisfactoriamente, es útil analizar sus propiedades determinísticas mediante el análisis impulso-respuesta. Con este método se obtienen las respuestas dinámicas de las variables endógenas del modelo ante perturbaciones de una sola vez de los *shocks* i.i.d. La observación de estos gráficos usualmente constituye una forma de resumir el funcionamiento dinámico de la parte determinística del modelo. Son útiles para analizar los mecanismos de transmisión de la política, para lo cual se incorporan *shocks* a las reglas de política. También sirven para ayudar en la calibración de parámetros y para detectar errores o deficiencias del modelo.

IV. Ejemplo sencillo de un modelo EGDE

En esta sección se desarrolla con bastante detalle un modelo sencillo que es representativo de la tradición del Ciclo Económico Real (*Real Business Cycle* - RBC) y que es debido a Jesús Fernández-Villaverde.¹¹

Supongamos que la familia representativa tiene la siguiente función de utilidad intertemporal:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\log c_t + \psi \left(\log(1-l_t) \right) \right], \quad (7)$$

donde c es el consumo, l es el trabajo, β es el factor de descuento intertemporal, y ψ es un parámetro que da la magnitud de la utilidad que proporciona el ocio (tiempo sin ejercer trabajo remunerativo) en relación con la del consumo. La familia está sujeta a sus restricciones presupuestarias (una para cada t):

¹¹ Puede encontrarse este ejemplo y otros en su sitio de Internet (<http://www.econ.upenn.edu/~jesusfv/>).

$$c_t + k_{t+1} = w_t l_t + r_t k_t + (1 - \delta)k_t, \quad (8)$$

donde w_t es el salario y k_t es el *stock* de capital.

Se observa que la familia ahorra acumulando un stock de capital que se deprecia a la tasa δ , y que obtiene ingresos laborales y un rendimiento r_t sobre su stock de capital.

Usando (8) para eliminar c_t de (7), la función a maximizar es:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\log(w_t l_t + r_t k_t + (1 - \delta)k_t - k_{t+1}) + \psi(\log(1 - l_t)) \right].$$

Las condiciones de primer orden dan:

$$\frac{1}{c_t} = \beta E_t \left(\frac{1}{c_{t+1}} (1 + r_{t+1} - \delta) \right)$$

$$\psi \frac{c_t}{1 - l_t} = w_t$$

para $t = 0, 1, \dots$. A la primera de estas ecuaciones, que es dinámica, se suele llamar “ecuación de Euler”.

Suponemos ahora que hay unas empresas perfectamente competitivas que producen (o empaquetan) los bienes finales tomando como insumos los bienes producidos por empresas monopolísticamente competitivas. Estas últimas son infinitas y están indexadas en el intervalo $[0, 1]$. Cada una produce una variedad diferente, si bien las variedades son algo sustituibles entre sí en el consumo. La empresa representativa de las que producen los bienes finales tiene una función de producción de tipo CES (elasticidad de sustitución constante):

$$y_t = \left(\int_0^1 (y_{it})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (9)$$

donde $\varepsilon > 1$ es la elasticidad de sustitución para cualquier par de variedades. El problema que enfrenta la empresa que produce el bien final es determinar la cantidad que comprará de cada variedad (en calidad de insumos) de manera tal

que se maximice su beneficio, tomando como dado el precio de cada variedad (que es fijado por cada monopolista, como veremos más abajo):

$$\max_{y_{it}} \left\{ p_t y_t - \int_0^1 p_{it} y_{it} di \right\} = \max_{y_{it}} \left\{ p_t \left(\int_0^1 (y_{it})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} - \int_0^1 p_{it} y_{it} di \right\}.$$

La derivada con respecto a y_{it} del último término entre llaves es:

$$\begin{aligned} & p_t \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \left(\int_0^1 (y_{it})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}-1} \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} (y_{it})^{-\frac{1}{\varepsilon}} - p_{it} \\ &= p_t \frac{y_t}{(y_t)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}} (y_{it})^{-\frac{1}{\varepsilon}} = p_t \left(\frac{y_{it}}{y_t} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} - p_{it}. \end{aligned}$$

Por lo tanto, al igualarla a cero se tiene la condición de primer orden:

$$p_{it} = p_t \left(\frac{y_{it}}{y_t} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}, \quad (10)$$

o bien:

$$y_{it} = y_t \left(\frac{p_{it}}{p_t} \right)^{-\varepsilon}. \quad (11)$$

Introduciendo (11) en (9), luego de elevar ambos lados a $\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}$ se obtiene:

$$(y_t)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} = \int_0^1 \left[y_t \left(\frac{p_{it}}{p_t} \right)^{-\varepsilon} \right]^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di = (y_t)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} (p_t)^{\varepsilon-1} \int_0^1 (p_{it})^{1-\varepsilon} di.$$

Simplificando, se tiene el índice de precios (dual de (9)):

$$p_t = \left(\int_0^1 (p_{it})^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}. \quad (12)$$

Además, introduciendo (11) en la parte del costo del beneficio del productor del bien final:

$$\int_0^1 p_{it} y_{it} di = \int_0^1 p_{it} y_t \left(\frac{p_{it}}{p_t} \right)^{-\varepsilon} di = y_t (p_t)^{\varepsilon} \int_0^1 (p_{it})^{1-\varepsilon} di = y_t (p_t)^{\varepsilon} (p_t)^{1-\varepsilon} = y_t p_t,$$

donde la penúltima igualdad utiliza (12). Por consiguiente, el beneficio del productor final es nulo y el producto de los índices de precios y de cantidades da la suma (integral) de los valores de todas las variedades producidas. Además, (10) constituyen las funciones de demanda que enfrenta cada uno de los productores monopolísticos de las diferentes variedades.

Pasamos ahora al problema de los productores (monopolísticos) de bienes. Se supone que cada productor i dispone de la misma función de producción de rendimientos constantes a escala:

$$y_{it} = k_{it}^{\alpha} \left(e^{z_t} l_{it} \right)^{1-\alpha} \quad (13)$$

donde la productividad z_t sigue un proceso estocástico:

$$z_t = \rho z_{t-1} + e_t, \quad 0 < \rho < 1.$$

Aquí e_t es un *shock* estocástico distribuido a lo largo del tiempo en forma independiente e idéntica (i.i.d.). Más precisamente, suponemos que para todo t , $e_t \sim \mathbf{N}(0, \sigma_z)$. Para maximizar beneficios, el monopolista debe minimizar costos para un nivel de producto dado, o sea:

$$\min_{w_t, r_t} (w_t l_{it} + r_t k_{it}) \text{ sujeto a } k_{it}^{\alpha} \left(e^{z_t} l_{it} \right)^{1-\alpha} = y_{it}.$$

El Lagrangiano es:

$$w_t l_{it} + r_t k_{it} - mc_t \left[k_{it}^{\alpha} \left(e^{z_t} l_{it} \right)^{1-\alpha} - y_{it} \right],$$

donde hemos llamado mc_t al multiplicador de Lagrange, puesto que mide el aumento en el costo ante un aumento marginal en la producción y_{it} (que en la minimización es constante). Las condiciones de primer orden de este problema son:

$$w_t = (1-\alpha) \frac{y_{it}}{l_{it}} mc_t$$

$$r_t = \alpha \frac{y_{it}}{k_{it}} mc_t.$$

Dividiendo término a término para eliminar el costo marginal se tiene:

$$\frac{k_{it}}{l_{it}} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w_t}{r_t}.$$

En particular, esto significa que todos los monopolistas eligen el mismo ratio entre los dos factores de producción, por lo cual ese ratio debe ser el de los factores agregados:

$$\frac{k_{it}}{l_{it}} = \frac{k_t}{l_t}. \quad (14)$$

Además, de las dos condiciones de primer orden se comprueba que el costo marginal es igual al costo medio:

$$mc_t = \frac{w_t l_{it} + r_t k_{it}}{y_{it}},$$

lo que debe ser obvio pues hay rendimientos constantes a escala.

Volviendo a la función de producción (13), se deduce directamente que:

$$\begin{aligned} \frac{y_{it}}{l_{it}} &= \left(\frac{k_{it}}{l_{it}} \right)^\alpha \left(e^{z_t} \right)^{1-\alpha} \\ \frac{y_{it}}{k_{it}} &= \left(\frac{l_{it}}{k_{it}} e^{z_t} \right)^{1-\alpha}. \end{aligned}$$

Como ya vimos que los ratios entre factores son iguales para todos los monopolistas, también lo son las productividades medias del trabajo y del capital. Por consiguiente, las condiciones de primer orden pueden también escribirse en forma independiente del i particular:

$$\begin{aligned} w_t &= (1-\alpha) \frac{y_t}{l_t} mc_t \\ r_t &= \alpha \frac{y_t}{k_t} mc_t. \end{aligned}$$

Más aún, la función de producción puede directamente escribirse en términos agregados:¹²

¹² Cuando el modelo incorpora "pegajosidad" de precios, como en el modelo básico Nuevo Keynesiano, la dispersión de precios hace que la función de producción agregada contenga un factor adicional, que refleja la dispersión de precios. Véase Woodford (2003) y Yun (2005).

$$y_t = k_t^\alpha \left(e^{z_t} l_t \right)^{1-\alpha}$$

Ahora que ya tenemos las demandas de factores que minimizan el costo podemos pasar a la fijación de precios de cada monopolista. Para ello podemos plantear el beneficio como:

$$p_{it} y_{it} - p_t (w_t l_{it} + r_t k_{it}) = p_{it} y_{it} - p_t mc_t y_{it} = (p_{it} - p_t mc_t) y_{it}.$$

El monopolista maximiza su beneficio sujeto a la función de demanda proveniente del productor de bienes finales (9) suponiendo que no tiene influencia alguna en el índice agregado de precios, o sea:

$$\max (p_{it} - p_t mc_t) y_{it} \text{ sujeto a } y_{it} = y_t \left(\frac{p_{it}}{p_t} \right)^{-\varepsilon}.$$

O bien, maximiza:

$$(p_{it} - p_t mc_t) y_t \left(\frac{p_{it}}{p_t} \right)^{-\varepsilon} = y_t (p_t)^\varepsilon \left[(p_{it})^{1-\varepsilon} - p_t mc_t (p_{it})^{-\varepsilon} \right].$$

Con un poco de álgebra, puede ponerse la condición de primer orden como:

$$p_{it} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} p_t mc_t,$$

o sea, el precio es un *markup* sobre el costo marginal nominal.¹³ Cuanto mayor es la elasticidad de sustitución ε entre las variedades menor es ese *markup*. Además, también el precio es el mismo para todos los monopolistas. Por consiguiente, el precio de cada monopolista es igual al del agregado: $p_{it} = p_t$, y el costo marginal es simplemente la inversa del *markup*:¹⁴

$$mc_t = \frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon}.$$

¹³ La existencia de “pegajosidad” de precios complica bastante la fijación del precio y da lugar a la “ecuación de Phillips Nuevo Keynesiana”. Ver Walsh (2003), capítulo 5 y Woodford (2003), capítulo 3.

¹⁴ En la ecuación de Phillips Nuevo Keynesiana, esto tendría validez sólo en el EENE pero no en la trayectoria que conduce a él.

Luego, también podemos escribir las condiciones de primer orden del problema de minimización de costos de la siguiente manera:

$$w_t = \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) (1 - \alpha) \frac{y_t}{l_t}$$

$$r_t = \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \alpha \frac{y_t}{k_t}.$$

Por último, definimos la inversión bruta:

$$i_t = k_{t+1} - (1 - \delta)k_t,$$

y expresamos la condición de equilibrio en el mercado de bienes:

$$y_t = c_t + i_t.$$

Podemos ahora juntar las siguientes 8 ecuaciones que conforman un modelo macroeconómico EGDE que en principio determina la evolución de las variables $c_t, i_t, y_t, r_t, w_t, l_t, k_t$ y z_t en un entorno del EENE, dados valores de los parámetros $\beta, \psi, \alpha, \delta, \varepsilon, \rho, \sigma$.

$$\frac{1}{c_t} = \beta E_t \left(\frac{1}{c_{t+1}} (1 + r_{t+1} - \delta) \right)$$

$$w_t = \psi \frac{c_t}{1 - l_t}$$

$$y_t = k_t^\alpha \left(e^{z_t} l_t \right)^{1-\alpha}$$

$$l_t = \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) (1 - \alpha) y_t / w_t$$

$$k_t = \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \alpha y_t / r_t$$

$$y_t = c_t + i_t$$

$$i_t = k_{t+1} - (1 - \delta)k_t$$

$$z_t = \rho z_{t-1} + e_t, \quad 0 < \rho < 1, \quad e_t \sim \mathbf{N}(0, \sigma).$$

Para resolver el modelo, primero debemos obtener el EENE que corresponde a un conjunto de valores de los parámetros. Para ello, se puede suponer que las

variables endógenas están en sus valores de EENE. Denotemos dichos valores mediante las respectivas variables sin subíndice de tiempo. Para que una variable endógena x_t esté en estado estacionario, en todo t debe ser:

$$E_t x_{t+1} = x_t = x_{t-1} = x.$$

Además, la variables estocástica debe estar en su valor medio (o esperado), por lo cual la última ecuación queda así:

$$(1-\rho)z = E(e) = 0,$$

lo que implica $z = 0$. Entonces, el resto del sistema de ecuaciones del EENE se reduce a:

$$\begin{aligned} 1 &= \beta(1+r-\delta) \\ w &= \psi \frac{c}{1-l} \\ y &= k^\alpha l^{1-\alpha} \\ wl &= \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right)(1-\alpha)y \\ rk &= \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right)\alpha y \\ y &= c + i \\ i &= \delta k \end{aligned}$$

La primera de estas ecuaciones determina r :

$$r = \frac{1}{\beta} - (1-\delta).$$

Para las demás variables endógenas, mediante simple sustitución se llega a las siguientes dos ecuaciones:

$$\begin{aligned} \left(1 - \delta \left(\frac{k}{l}\right)^{1-\alpha}\right) \frac{l}{1-l} &= \frac{\left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right)(1-\alpha)}{\psi} \\ \left(\frac{k}{l}\right)^{1-\alpha} &= \frac{\left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right)\alpha}{r} \end{aligned}$$

a partir de las cuales se deduce primero:

$$l = \frac{1}{1 + \left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} - \delta \frac{\alpha}{r} \right) \frac{\psi}{1 - \alpha}}$$

y luego, secuencialmente:

$$k = \left(\frac{\left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \alpha}{r} \right)^{\frac{1}{1 - \alpha}} l$$

$$i = \delta k$$

$$y = k^{\alpha} l^{1 - \alpha}$$

$$c = y - i$$

$$w = \psi \frac{c}{1 - l}.$$

Por consiguiente, dados valores “sensatos” de los parámetros podemos obtener el correspondiente EENE en forma secuencial. Obsérvese que los valores de los parámetros deben garantizar que estas variables sean positivas, o sea, deben cumplirse ciertas restricciones de signo. En muchos casos, además, puede haber múltiples EENE para un mismo conjunto de valores de los parámetros y habrá que elegir uno de ellos (suponiendo que estén separados, o sea, que exista un pequeño entorno de cada uno de ellos que no contiene a ningún otro).

V. Uso de Dynare y MATLAB para resolver el modelo y realizar simulaciones estocásticas

Dynare es un conjunto de programas desarrollado en CEPREMAP, París, que se monta sobre MATLAB¹⁵ y permite hacer muchas cosas, en particular, resolver modelos EGDE y estimar parámetros de modelos EGDE. En esta sección se ilustra el uso de Dynare/MATLAB para resolver el modelo EGDE desarrollado en la sección precedente y para usar la solución para realizar simulaciones estocásticas. Para ello es necesario escribir un archivo con extensión “.mod” (desde MATLAB, por ejemplo). Supongamos que el archivo se llama “RBC_FV.mod”. A los efectos de poner aclaraciones dentro del código, es útil saber que todo texto que siga al

¹⁵ Hay versiones de Dynare para SCILAB, para OCTAVE, y para otros programas de base. Sin embargo, tienden a actualizarse más lentamente que las versiones para MATLAB.

símbolo “/” en el mismo renglón es ignorado por Dynare en el archivo “.mod” (a diferencia de MATLAB, que ignora lo que sigue al símbolo “%” en los archivos “.m”). Además, todo texto que figure entre los símbolos “/*” y “*/” es ignorado por DYNARE aunque esté en renglones diferentes.

El código debe contener la siguiente estructura (de bloques):

- el preámbulo: lista los nombres de las variables y parámetros,
- el modelo: lista las ecuaciones que integran el modelo,
- los *shocks*: define las perturbaciones estocásticas que afectan al modelo,
- cálculos: instruye a Dynare para que realice determinados cálculos.

Los bloques están conformados por instrucciones específicas, algunas de las cuales deben necesariamente estar en el código (mientras que otras pueden no estar, pues eso depende de lo que uno quiera que Dynare haga). El siguiente es el código del archivo “RBC_FV.mod” que implementa el modelo que vimos (abajo explicamos qué significa cada cosa):

```
close all;
```

```
// 1. Nombres de las variables (endógenas y exógenas)
```

```
var y c k l w r z;
```

```
varexo e;
```

```
// 2. Nombres de los parámetros y especificación de sus valores
```

```
parameters beta psi delta alpha rho sigma epsilon;
```

```
alpha = 0.33;
```

```
beta = 0.99;
```

```
delta = 0.023;
```

```
psi = 1.75;
```

```
rho = 0.95;
```

```
sigma = (0.007/(1-alpha));
```

```
epsilon = 10;
```

```
// 3. Ecuaciones del modelo
```

```
model;
```

```

(1/c) = beta*(1/c(+1))*(1+r(+1)-delta);
psi*c/(1-l) = w;
y = (k(-1)^alpha)*(exp(z)*l)^(1-alpha);
w = y*((epsilon-1)/epsilon)*(1-alpha)/l;
r = y*((epsilon-1)/epsilon)*alpha/k;
c+i = y;
i = k-(1-delta)*k(-1);
z = rho*z(-1)+e;
end;

```

// 4. Valores del EENE

```

/*
initval;
y=0.7;
c=0.50;
k=8.00;
i=0.18;
l=0.30;
w=1.77;
r=0.03;
z=0.00;
end;
*/

```

// 5. Nombres de los shocks estocásticos y especificación de sus varianzas shocks;

```

var e = sigma^2;
end;

```

// 6. Pedido de cálculos

```

check;
steady;
stoch_simul(periods=1000,order=1,irf=60);
rplot y c;

```

El comando “close all;” pide que se cierren los gráfico abiertos. No es necesario pero a menudo es conveniente cuando el modelo tiene muchas variables y uno lo corre varias veces.

Un punto muy importante sobre el bloque que comienza con “model;” es que difiere con respecto al modelo teórico que vimos arriba en lo que concierne a la variable k . La convención de Dynare es que toda variable del período t (y que, por consiguiente, no lleva ninguna especificación temporal) debe ser decidida en ese período. En el modelo teórico, k_t es decidida en $t-1$ (o sea, en t se decide k_{t+1}). Por ello, siempre que aparece esa variable en el código del modelo, aparece rezagada un período con respecto a la especificación del modelo teórico. Si uno escribiera el modelo exactamente como vimos en la sección teórica, Dynare no podría resolverlo pues no se cumplirían las condiciones de Blanchard-Khan. Si uno lo intenta, Dynare produce el siguiente mensaje de error:

Blanchard Kahn conditions are not satisfied: indeterminacy

El mensaje especifica que hay más variables adelantadas (o que “miran hacia delante”) que eigenvalores fuera del disco unitario. Esto se debe a que Dynare automáticamente cuenta cuántas variables están seguidas de $(+n)$ (donde n es un número natural) y encuentra que hay tres tales variables: c , r , y k . Pero al calcular los eigenvalores generalizados encuentra que sólo hay dos fuera del disco unitario. Esto significa que hay infinitos senderos que conducen al EENE, o sea, indeterminación. En cambio, al rezagar k en el código, Dynare sólo contará dos variables seguidas de $(+1)$, o sea, se cumplirán las condiciones de Blanchard-Kahn.

Los valores del EENE dados mediante el bloque que comienza con “initval;” pueden ser aproximados. Siempre que sean lo suficientemente precisos, Dynare utiliza métodos numéricos para obtener el EENE exacto. Además, puede omitirse el bloque si se tiene un archivo “.m” aparte que calcula el EENE, pues en ese caso, aunque estuviera el bloque, Dynare lo ignoraría. Obsérvese que hemos anulado ese bloque pues usamos un archivo de MATLAB “RBC_FV_steadystate.m” que instruye a MATLAB cómo calcular el EENE. Abajo mostramos el código de ese archivo.

El comando “check;” pide que se calculen los eigenvalores generalizados y se informe si se cumplen las condiciones de Blanchard y Kahn. El comando “steady;” pide que se calcule e informe el EENE. El comando “stoch_simul(periods=1000, order=1, irf=60);” pide que se realice una simulación estocástica para 1000 períodos (luego de obtener una aproximación de primer orden y resolver el modelo con el método de Klein, que es el *default*) y que se muestre el gráfico de las funciones

de impulso-respuesta de todas las variables para 60 períodos. Hay muchas otras opciones para este comando que pueden verse en Grifoli (2007). Si no se desea que se grafiquen las funciones de impulso-respuesta para todas las variables (lo cual es frecuente si el modelo es grande), se listan las variables a graficar. Por ejemplo, si el comando es “stoch_simul(periods=1000, order=1, irf=60) y c;” sólo se graficarán las funciones de impulso-respuesta correspondientes a y y c . El comando “rplot y c;” pide que se grafiquen las series simuladas y , c , para los 1000 períodos.

Dynare automáticamente busca si en la carpeta en que está el archivo “.mod” existe un archivo “.m” de tipo función con el mismo nombre pero con “_steadystate” agregado al final. Si existe, ignora el bloque “initval;-end;” del archivo “.mod”. Si no existe, utiliza el valor aproximado de ese bloque para calcular el valor exacto.

El contenido del archivo función “RBC_FV_steadystate.m” podría ser el siguiente:

```
function [ys,check]=RBC_FV_steadystate(junk,ys)
alpha = 0.33;
beta = 0.99;
delta = 0.023;
psi = 1.75;
rho = 0.95;
sigma = (0.007/(1-alpha));
epsilon = 10;
z = 0;
r=1/beta+delta-1;
l=1/(1+((epsilon/(epsilon-1))-(delta*alpha/r))*(psi/(1-alpha)));
k=((1-1/epsilon)*alpha/r)^(1/(1-alpha))*l;
i=delta*k;
y=k^alpha*l^(1-alpha);
c=y-i;
w=psi*c/(1-l);
check=0;
ys=[
y
c
k
i
```

```
l
w
r
z
];
```

Es necesario especificar los mismos valores para los parámetros dados en el archivo “.mod”. Obsérvese que hemos volcado en el archivo exactamente los mismos pasos que encontramos arriba para calcular en forma secuencial el EENE del modelo. El vector “ys” será utilizado por Dynare para realizar la aproximación lineal de las ecuaciones del modelo en un pequeño entorno del EENE computado.

Para ejecutar el archivo “.mod” se escribe en la línea de comando de MATLAB:

Dynare RBC_FV

Para que MATLAB procese este comando es necesario que el directorio vigente (*Current Directory*) sea aquel en el que se encuentra el archivo “RBC_FV”. Si no fuera así, es muy fácil utilizar la ventanita *Current Directory* para modificarlo. Además, el directorio en el que están los archivos de Dynare deben estar en el Sendero (*Path*) de MATLAB. Si no fuera así, es necesario utilizar el comando de MATLAB *Set Path* para incluir ese directorio en el Sendero. Suponiendo que todo está bien, luego de unos 3 segundos, aparece en la pantalla:

1. Un informe sobre los eigenvalores del modelo:

EIGENVALUES:

Modulus	Real	Imaginary
0.95	0.95	0
0.9521	0.9521	0
1.074	1.074	0
2.24E+15	-2.24E+15	0

There are 2 eigenvalue(s) larger than 1 in modulus
for 2 forward-looking variable(s)

The rank condition is verified.

2. El EENE computado:

STEADY-STATE RESULTS:

y	0.892084
c	0.707986
k	8.00426
i	0.184098
l	0.302733
w	1.7769
r	0.033101
z	0

3. El número y tipo de variables del modelo:

MODEL SUMMARY

Number of variables:	8
Number of stochastic shocks:	1
Number of state variables:	2
Number of jumpers:	2
Number of static variables:	4

Obsérvese que el modelo contiene las 8 variables endógenas c_t , i_t , y_t , r_t , w_t , l_t , k_t y z_t , así como un *shock* estocástico e_t . Además, dos de las variables aparecen rezagadas: k_t y z_t (las variables de estado), y dos de las variables aparecen adelantadas: c_t y r_t (las variables de salto). Por último, hay 4 variables (i_t , y_t , w_t , l_t) que no aparecen ni rezagadas ni adelantadas (las variables estáticas).

4. La matriz de covarianza de los *shocks* exógenos:

MATRIX OF COVARIANCE OF EXOGENOUS SHOCKS

Variables	e
e	0.000109

5. La solución numérica del modelo:

POLICY AND TRANSITION FUNCTIONS

	y	i	l	w	k	z	c	r
Constant	0.892084	0.184098	0.302733	1.776903	8.004256	0	0.707986	0.033101
k(-1)	0.019712	-0.024926	-0.008644	0.090002	0.952074	0	0.044638	-0.003206
z(-1)	0.834868	0.625969	0.135264	0.868999	0.625969	0.95	0.208899	0.028389
e	0.878809	0.658915	0.142383	0.914736	0.658915	1	0.219894	0.029884

Cada variable está expresada como función lineal de las variables de estado y los *shocks* estocásticos. Esto es lo mismo que (6), excepto que aquí aparece la transpuesta de $[M(\theta)'N(\theta)]$, donde $M(\theta)'$ es $M(\theta)$ sin las columnas de ceros (que corresponden a X_2), y se reordenan las variables para que las estáticas aparezcan en primer lugar.

6. Los 4 primeros momentos de las variables simuladas:

MOMENTS OF SIMULATED VARIABLES

VARIABLE	MEAN	STD. DEV.	VARIANCE	SKEWNESS	KURTOSIS
y	0.896929	0.02996	0.000898	0.176342	-0.460896
c	0.711097	0.016527	0.000273	-0.030178	-0.638589
k	8.05272	0.259642	0.067414	-0.067516	-0.667294
i	0.185831	0.016676	0.000278	0.343519	-0.350055
l	0.302951	0.0034	0.000012	0.334313	-0.36738
w	1.785268	0.045879	0.002105	0.034035	-0.581609
r	0.03308	0.000759	0.000001	0.131732	-0.458343
z	0.00444	0.030183	0.000911	0.24479	-0.40871

7. Las correlaciones entre las variables simuladas:

CORRELATION OF SIMULATED VARIABLES

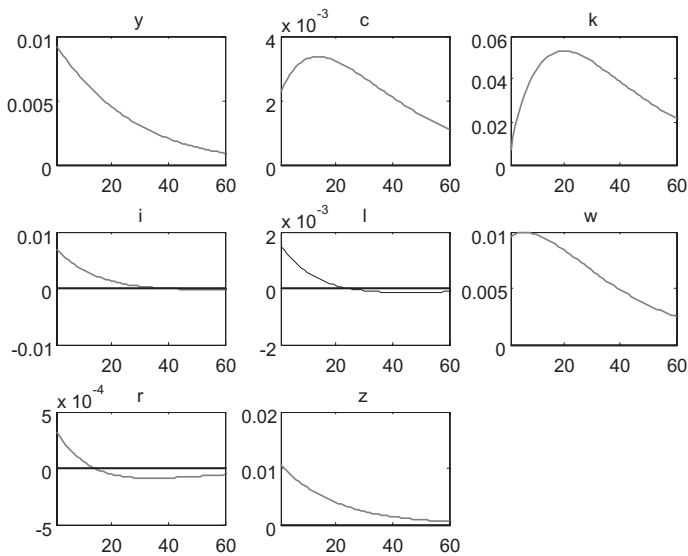
VARIABLE	y	c	k	i	l	w	r	z
y	1	0.9014	0.7594	0.9032	0.7786	0.962	0.3904	0.991
c	0.9014	1	0.9662	0.6284	0.4302	0.9854	-0.0467	0.8353
k	0.7594	0.9662	1	0.4068	0.1831	0.9082	-0.3025	0.6654
i	0.9032	0.6284	0.4068	1	0.9726	0.7518	0.7477	0.9526
l	0.7786	0.4302	0.1831	0.9726	1	0.5778	0.8817	0.8557
w	0.962	0.9854	0.9082	0.7518	0.5778	1	0.1243	0.9168
r	0.3904	-0.0467	-0.3025	0.7477	0.8817	0.1243	1	0.5102
z	0.991	0.8353	0.6654	0.9526	0.8557	0.9168	0.5102	1

8. Las primeras 5 autocorrelaciones de las variables simuladas:

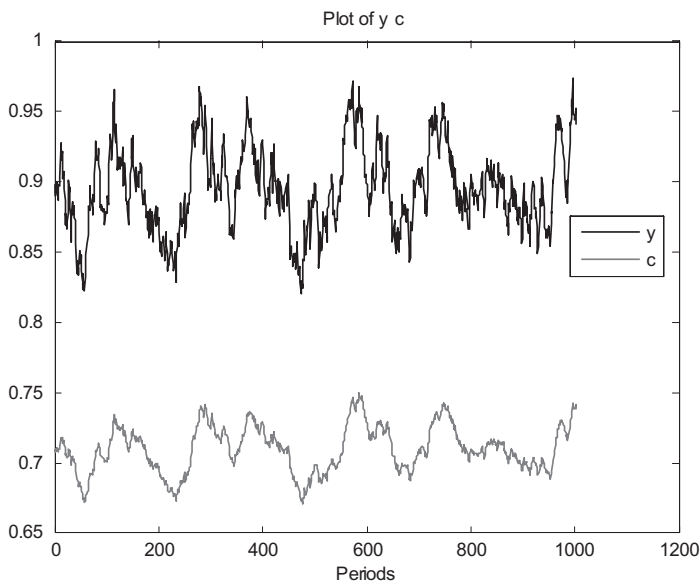
AUTOCORRELATION OF SIMULATED VARIABLES

VARIABLE	1	2	3	4	5
y	0.9547	0.907	0.8623	0.8185	0.778
c	0.9927	0.9785	0.9628	0.9451	0.9263
k	1.0009	0.9944	0.9852	0.9735	0.9596
i	0.9132	0.8299	0.7539	0.6821	0.6186
l	0.9008	0.807	0.7219	0.642	0.5717
w	0.9808	0.956	0.9311	0.9051	0.8795
r	0.9093	0.8241	0.746	0.6727	0.6078
z	0.941	0.8814	0.8262	0.7731	0.7249

9. Los gráficos de las funciones de impulso-respuesta:



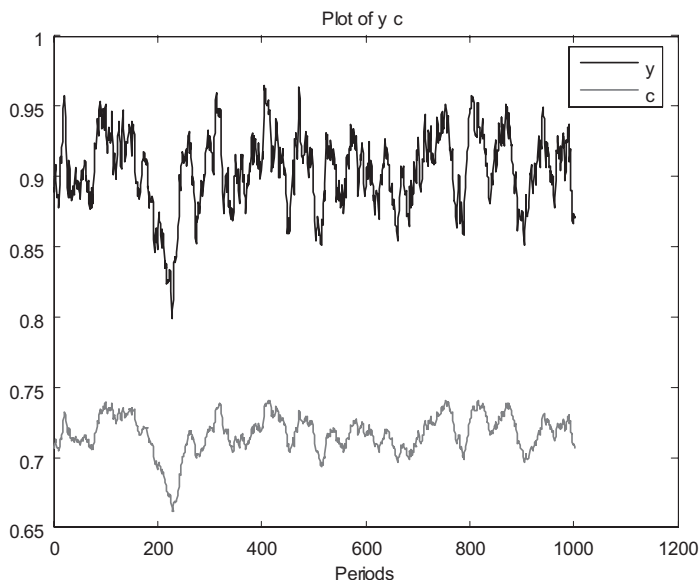
10. Los gráficos de las variables simuladas que se pidió:



11. El tiempo que llevó hacer los cálculos:

Total computing time : 0h00m03s

Obviamente, si se vuelve a correr el archivo todo será igual excepto lo que tiene que ver con la simulación estocástica. Por ejemplo, el gráfico de las variables simuladas en una segunda corrida es:



Cuando se desee obtener la misma simulación estocástica con varias corridas diferentes, puede agregarse la opción “`simul_seed=n`” al comando “`stoch_simul`”, donde `n` es un número entero que determina la “semilla” para el generador de números aleatorios (o más bien pseudo-aleatorios).

A veces uno desea ver las funciones de impulso-respuesta con porcentajes (o tanto por uno) en el eje de ordenadas. Pues cuando el modelo es grande las variables pueden tener valores de estado estacionario muy diversas que uno no siempre recuerda. En cambio, siempre es claro lo que significa un impacto relativo: por ejemplo, un aumento de un desvío estándar en el *shock* aumenta a la variable `y` en 0,03 (o sea, el 3%). Para ello, es necesario hacer algunas modificaciones al código. Las variables que figuran en el archivo “.mod” deben estar definidas en logaritmos. Para ello puede, por ejemplo, en el preámbulo llamarse a la variable

del producto ly (en lugar de y) y reemplazar en el bloque del modelo la variable y por la expresión $\exp(ly)$. Se hace lo mismo para todas las variables endógenas. En el archivo “.m” que calcula el EENE se mantiene todo igual excepto que al final debe agregarse ecuaciones que definan los logaritmos de las variables. Por ejemplo, para cada variable se agrega una ecuación del siguiente tipo:

$$ly = \log(y);$$

y al final se define el vector de *outputs* ys , mediante las variables endógenas ly , etc. Puede o no seguirse el mismo procedimiento para las variables sujetas a procesos autoregresivos, como z . Para hacerlo en nuestro ejemplo, sin embargo, habría que escribir la ecuación del proceso autorregresivo en forma no lineal:

$$\exp(lz) = \exp(lz(-1))^{\rho} \exp(e);$$

y en las ecuaciones de la función de producción reemplazar z por lz . Además, en el archivo “.m” para el cómputo del EENE, habría que especificar $z=1$ (en lugar de $z=0$). Con esos cambios, las funciones de impulso-respuesta resultantes tienen el mismo aspecto, excepto que ahora también z está en logaritmo, o sea, se trata de un cambio en tanto por uno de la variable sometida al *shock* y se ve las respuestas también en tanto por uno (como antes de hacer los cambio correspondientes a z).

VI. Conceptos básicos de la estimación Bayesiana de un modelo EGDE

El enfoque Bayesiano de la econometría tiene un buen fundamento en la teoría de la decisión (ver Bauwens *et al.*, 1999), aun cuando la mayoría de los econométristas se ocupan más de hacer “informes científicos” (*scientific reporting*) que de tomar decisiones. Un grupo creciente de econométristas, sin embargo, se orienta hacia el apoyo de decisiones de política económica (en bancos centrales, ministerios, etc.). El enfoque Bayesiano tiene mucho que aportar a las decisiones bajo incertidumbre. A diferencia de la econometría clásica (o “frecuentista”), los Bayesianos consideran que es lícito y deseable que el investigador tome en cuenta la información (a menudo subjetiva) que pueda tener sobre los parámetros a estimar antes de tomar en cuenta a los datos. Hay cierta diferencia en la interpretación misma de las probabilidades entre las dos escuelas. Mientras que los “clásicos” fundamentan la probabilidad en la frecuencia de los acontecimientos

(de allí el mote de “frecuentistas”) los Bayesianos consideran que representa fundamentalmente la incertidumbre (expresada a menudo como la disposición a realizar apuestas sobre resultados inciertos), que es en gran medida subjetiva. De allí que mientras los “clásicos” tratan a los parámetros θ como constantes fijas pero desconocidas, los Bayesianos los toman como variables aleatorias y les asignan una densidad probabilística *a priori*.

La estimación Bayesiana puede verse como un puente entre la calibración y la estimación por Máxima Verosimilitud (MV). Se reemplaza la calibración (de al menos un subconjunto) de los parámetros por la especificación de una densidad *a priori* de los parámetros a estimar:

$$p(\theta/M)$$

donde M denota un modelo particular y θ los parámetros de ese modelo. La densidad *a priori* puede ser muy poco informativa o informativa en diversos grados según los desvíos estándares supuestos. Por ejemplo, si se usa una densidad uniforme sólo se está dando información sobre los valores mínimo y máximo del parámetro, por lo cual sería una densidad poco informativa si se trata de un intervalo relativamente amplio. En cambio, las densidades normal, gama, beta, etc., suelen ser más informativas. Desde aquí damos por sentado que se trata de un modelo en particular y eliminamos la M de la densidad *a priori* y de las restantes densidades.

La distribución conjunta de los datos Y_T y de los parámetros θ , $\Pi(Y_T, \theta)$ puede factorizarse de dos maneras diferentes:

$$\Pi(Y_T, \theta) = p(Y_T / \theta) p(\theta),$$

$$\Pi(Y_T, \theta) = p(Y_T) P(\theta / Y_T),$$

donde Y_T contiene las observaciones hasta el período T . En la primera factorización $p(Y_T / \theta)$ es la densidad de muestreo, o sea, la densidad de los datos condicional en el valor de los parámetros, y en la segunda, $P(Y_T)$ es la densidad predictiva (o marginal) de muestreo. Dividiendo la segunda factorización por la primera (término a término) surge la versión de densidad del Teorema de Bayes:

$$P(\theta / Y_T) = \frac{p(Y_T / \theta) p(\theta)}{p(Y_T)}, \quad (15)$$

el cual juega un papel central en el enfoque Bayesiano. Puede interpretarse como una fórmula que muestra cómo a partir de los datos (provenientes de un experimento de muestreo particular) se ve modificada la densidad *a priori* $p(\theta)$ y convertida en la densidad *a posteriori* $P(\theta/Y_T)$.

La función de verosimilitud surge directamente de la densidad de muestreo:

$$\lambda(\theta; Y_T) = p(Y_T / \theta),$$

donde λ es considerada como función de θ . En el caso de modelos dinámicos la densidad de muestreo es recursiva:

$$p(Y_T / \theta) = p(y_0 / \theta) \prod_{t=1}^T p(y_t / Y_{t-1}, \theta).$$

Además, la densidad predictiva (o marginal) de muestreo (que figura en el denominador de (15)) es sólo una constante, pues proviene de integrar la densidad de muestreo sobre todos los valores posibles de θ . Luego, la densidad *a posteriori* es proporcional al producto de la función de verosimilitud y la densidad *a priori*:

$$P(\theta / Y_T) \propto \lambda(\theta; Y_T) p(\theta).$$

A ese producto se lo denomina “densidad *a posteriori* no normalizada” $K(\theta / Y_T)$. Puede verse a la estimación Bayesiana como una extensión de la estimación de MV. Pues consiste en obtener los parámetros que maximizan la densidad *a posteriori* no normalizada (o, lo que es lo mismo, el logaritmo de la densidad *a posteriori* no normalizada):

$$\max_{\theta} \ln K(\theta / Y_T) = \ln \lambda(\theta / Y_T) + \ln p(\theta). \quad (16)$$

La estimación por MV puede verse entonces como el caso particular (o límite) de la estimación Bayesiana en que la densidad *a priori* es nada informativa (y por consiguiente es como si desapareciera el segundo término del lado derecho de (16)).

Se observa que la solución del modelo EGDE (6) tiene la forma de un vector autorregresivo (VAR). Sin embargo, a diferencia de los VAR no restringidos que se ve en gran parte de la literatura (e.g. Hamilton, 1994), estos VAR están (muy)

restringidos. Se observa, en particular, una abundancia de ceros, una parte de los cuales se observan directamente en la estructura de la matriz:

$$M(\theta) \equiv \begin{bmatrix} D(\theta) & 0 \\ F(\theta)D(\theta) & 0 \end{bmatrix},$$

reflejando que las únicas variables que aparecen rezagadas en (6) son las variables predeterminadas (en un VAR no restringido, aparecerían los valores rezagados de todas las variables en cada ecuación). Tales restricciones implican que para estimar los VAR que surgen de la solución del modelo EGDE sean necesarias técnicas distintas que las usuales. Las llamadas “restricciones inter-ecuaciones” (*“cross-equation restrictions”*) surgen del supuesto de expectativas racionales, ya que parámetros que sólo aparecen asociados a variables esperadas en el futuro desaparecen a los efectos de la estimación. Por otro lado, diferentes variables pueden estar afectadas por los mismos parámetros y *shocks* estocásticos, haciendo que diferentes series de datos contengan información relevante para más de una variable y planteando difíciles problemas de identificación.

En general, los métodos de estimación pueden clasificarse según la cantidad de información que utilicen. Los métodos de “información plena” (*full information*) tratan de explotar el conjunto de restricciones inter-ecuaciones que el modelo EGDE genera. Tales son la estimación de Máxima Verosimilitud (MV- *Maximum Likelihood*) y los métodos de estimación Bayesianos. Los métodos de “información limitada” (*limited information*) usan menos información, o sea, explotan sólo algunas de las restricciones que plantea el modelo. Si bien son menos eficientes, tienen la ventaja de que evitan contaminar la estimación con errores de especificación en partes del modelo que pueden no ser de interés central. El Método Generalizado de Momentos (GMM), por ejemplo, es un método de información limitada. En este trabajo, solamente vemos métodos de información plena (y estos sólo muy someramente).

Dos problemas típicos que debe afrontar el que desee estimar un modelo EGDE son: 1) el potencial error de especificación del modelo, 2) la falta de identificación o bien la débil identificación (ver An y Schorfheide, 2007). Debido a que a menudo los modelos EGDE presentan menos *shocks* aleatorios que variables (potencialmente) observables, o sea, variables para las que se podría utilizar alguna serie de datos en la estimación, la estimación por MV está afectada por el hecho de que en tales casos la matriz de covarianzas del modelo EGDE será singular.

Se trata de un problema de error de especificación, pues puede argumentarse que en un modelo suficientemente “realista” habrían más *shocks* que (o al menos tantos *shocks* como) variables. En la literatura se conoce esta cuestión como el *problema de la singularidad estocástica*. Se han propuesto muchas maneras de solucionar este problema, entre las cuales están las obvias de agregar *shocks* adicionales, ya sea estructurales (en las ecuaciones del modelo), ya sea errores de medición de las variables observables (las que se han de contrastar con los datos). Otro enfoque es el de encontrar procedimientos que permitan estimar a pesar de la singularidad. Por supuesto, hay muchas otras fuentes posibles de errores de especificación.

Los problemas de identificación surgen debido a que no se tienen suficientes observaciones informativas o bien porque existen diferentes valores de los parámetros que dan lugar a la misma distribución de probabilidades de las variables a estimar.

Es usual en la macroeconomía que no todas las variables del modelo sean observables. Puede haber variables no observables, o latentes, que no tienen una contrapartida directa en los datos a utilizar.¹⁶ Para estimar parámetros con métodos de información plena, puede ampliarse la solución (6) obtenida de un modelo (lineal o aproximado linealmente) para incluir un segundo bloque de ecuaciones que contiene: 1) la relación entre las variables del modelo X_t y las variables observables Y_t (que tenemos como series de tiempo), 2) posibles errores de medición η_t de estas variables:

$$\begin{aligned} X_t &= M(\theta)X_{t-1} + N(\theta)\varepsilon_t \\ Y_t &= QX_t + \eta_t. \end{aligned} \tag{17}$$

Se suele llamar a este par de ecuaciones la *representación de espacio de estados* del sistema (o modelo) lineal, donde la primera ecuación es la *ecuación de estados* y la segunda es la *ecuación de observaciones*. Además, se hace el supuesto de que ε_t y η_t tienen distribuciones normales¹⁷ y especificamos los valores esperados y las matrices de covarianzas de los *shocks* del modelo ε_t y de los errores de medición η_t :

¹⁶ A diferencia de los problemas que surgen por el supuesto de expectativas racionales, las variables latentes son muy comunes en los sistemas usados en la ingeniería y en las ciencias exactas.

¹⁷ Si los *shocks* y errores no fueran normales, no podría utilizarse el filtro de Kalman y habría que recurrir, por ejemplo, al “filtro de partículas” (“*particle filter*”).

$$\begin{aligned} E_t(\varepsilon_t) &= 0, & E_t(\varepsilon_t \varepsilon_t') &= \Sigma_\varepsilon \\ E_t(\eta_t) &= 0, & E_t(\eta_t \eta_t') &= \Sigma_\eta. \end{aligned}$$

Esto coloca la solución del modelo EGDE en un formato conveniente pues permite aplicar el filtro de Kalman para la estimación recursiva de la función de verosimilitud $\lambda(\theta; Y_T)$. En Hamilton (1994) se muestra que el filtro de Kalman permite calcular el pronóstico lineal de cuadrados mínimos de las variables de estado condicional en las observaciones pasadas:

$$\hat{X}_{t+1|t} \equiv \hat{E}(X_{t+1} | \mathbf{Y}_t)$$

donde $\mathbf{Y}_t = (X_t, X_{t-1}, \dots, X_1)$ es el vector de observaciones pasadas, y $\hat{E}(X_{t+1} | \mathbf{Y}_t)$ es la proyección lineal de X_{t+1} sobre \mathbf{Y}_t . Cada pronóstico tiene una matriz asociada de error cuadrático medio (ECM):

$$P_{t|t-1} \equiv E \left[(X_{t+1} - \hat{X}_{t+1|t})(X_{t+1} - \hat{X}_{t+1|t})' \right].$$

La función de verosimilitud está dada por:¹⁸

$$\begin{aligned} \lambda_{\hat{Y}_t | \mathbf{Y}_{t-1}}(Y_t | \mathbf{Y}_{t-1}) &= (2\pi)^{-n/2} |Q' P_{t|t-1} Q + \Sigma_\eta|^{-1/2} \\ &\exp \left[-\frac{1}{2} (Y_t - Q' \hat{X}_{t|t-1})' [Q' P_{t|t-1} Q + \Sigma_\eta]^{-1} (Y_t - Q' \hat{X}_{t|t-1}) \right] \end{aligned}$$

Es típico que la función de verosimilitud presente secciones planas, o con muy poca curvatura, haciendo que no pueda encontrarse un estimador de MV mediante procedimientos numéricos. Si bien la estimación Bayesiana utiliza a la función de verosimilitud, aún una densidad *a priori* poco informativa puede introducir suficiente curvatura en la densidad *a posteriori* no normalizada $K(\theta/Y_T)$ para permitir la maximización numérica y el uso de técnicas de simulación de Monte Carlo con Cadenas de Markov (MCMC) para obtener una aproximación de la densidad *a posteriori*.

¹⁸ El capítulo sobre el filtro de Kalman en Hamilton (1994) es muy informativo. La estimación de modelos EGDE por MV está muy clara en Ruge-Murcia (2005). Para los métodos Bayesianos, ver An y Schorfheide (2007) y Griffoli (2007).

Los métodos numéricos se han ido convirtiendo en herramientas indispensables en la econometría, tanto clásica como Bayesiana. En la econometría clásica, se los usa principalmente para maximizar una función objetivo (como la de verosimilitud). En el enfoque Bayesiano se desea computar la densidad *a posteriori* no normalizada (DAPNN), que puede describirse mediante sus diversos momentos. Como normalmente no tiene forma analítica, el problema típico es el de evaluar numéricamente integrales que corresponden a los momentos de la DAPNN. Por ser métodos numéricos, se trata de una aproximación. El valor esperado de una función $g(\theta)$ bajo una densidad $p(\theta)$ es:

$$E[g(\theta)] = \int g(\theta)p(\theta)d\theta.$$

Si $g(\theta) = \theta$ (o sea, $g()$ es la función identidad), se tiene la media de la distribución *a posteriori* (DAP). Si en cambio $g(\theta) = [\theta - E(\theta)][\theta - E(\theta)]'$, se tiene la matriz de covarianzas de la DAP, etc. La mayoría de las reglas de aproximación de la integral utilizan un promedio finito ponderado:

$$\int g(\theta)p(\theta)d\theta \approx \sum_{j=1}^n w_j g(\theta_j) p(\theta_j).$$

En los métodos MCMC, se utilizan procedimientos aleatorios para elegir los valores θ_j (y a veces las ponderaciones w_j). Los métodos MCMC son algoritmos para muestrear distribuciones de probabilidad mediante la construcción de una cadena de Markov que tiene una cierta distribución deseada como distribución de equilibrio. Se utiliza el estado de la cadena luego de un elevado número de pasos como muestra de la distribución deseada. La calidad de la muestra mejora a medida que aumenta el número de pasos. El punto delicado es determinar cuantos pasos se necesitan para que exista convergencia a la distribución estacionaria dentro de un margen aceptable de error. Existen diferentes métodos MCMC, entre ellos los de Metropolis-Hastings (MH).¹⁹ En lugar de utilizar ponderaciones, como arriba, MH utiliza un mecanismo de rechazo para decidir si una extracción aleatoria pertenece o no a la DAP.

¹⁹ Nicholas Metropolis, fue el primero (por orden alfabético) de cuatro autores de un artículo de 1953 que propuso estos algoritmo en la física matemática (o estadística). W. Keith Hastings hizo en 1970 una extensión.

VII. Uso de Dynare para estimar el modelo

Primero se intenta obtener la solución del modelo EGDE partiendo de un vector de parámetros θ . Si ese valor implica que no se cumplen las condiciones de Blanchard-Kahn, se le da un valor de cero a la DAPN. Si se cumplen, se utiliza el filtro de Kalman para evaluar la función de verosimilitud asociada a (17). Dynare computa el modo de la DAPNN maximizando (16) con respecto a θ utilizando métodos numéricos. Luego computa la DAPNN de los parámetros. Para ello utiliza una variante de MH llamada “Metropolis Caminata Aleatoria” (*Random Walk Metropolis - RWM*). Los pasos son los siguientes (ver Griffoli, 2007):

1. Elige un θ_0 de partida, típicamente el modo computado,
2. Extrae una propuesta θ^* a partir de una distribución “saltarina” (*jumping*):

$$J(\theta^* | \theta^{t-1}) = \mathbf{N}(\theta^{t-1}, c\Sigma_m),$$

donde Σ_m es la inversa del Hessiano computado en el modo de la DAP, y c es un factor de escala,

3. Computa el ratio de aceptación:

$$r = \frac{P(\theta^* / Y_T)}{P(\theta^{t-1} / Y_T)} = \frac{K(\theta^* / Y_T)}{K(\theta^{t-1} / Y_T)},$$

4. Acepta o rechaza la propuesta θ^* según la siguiente regla:

$$\theta^t = \begin{cases} \theta^* & \text{con probabilidad } \min(r, 1) \\ \theta^{t-1} & \text{con probabilidad } 1 - \min(r, 1). \end{cases}$$

5. Se repiten los pasos 2-4 muchas veces.

La razón por la cual se sigue esta complicada secuencia es que se trata de visitar todo el dominio de la DAP. A veces es mejor dar unos pasos hacia abajo con la esperanza de obtener luego grandes pasos hacia arriba (en lugar de haber preferido siempre privilegiar pequeños pasos hacia arriba). El factor de escala juega un papel importante en esto. Si c es demasiado pequeño, la tasa de aceptación será demasiado alta y es más probable que la búsqueda se estanque cerca de un máximo local. Pero

si es demasiado grande, la tasa de aceptación será demasiado baja y puede ser que se busque demasiado en las colas de la distribución de probabilidades.

Por último, la densidad predictiva (o marginal) de muestreo $p(Y_T)$ permite comparar modelos diferentes. Existen dos maneras diferentes de computarla (en forma aproximada). En la “aproximación de Laplace”, se supone que la forma funcional de la DAPNN es Gaussiana. Esta es la manera más sencilla, ya que no requiere pasar por el algoritmo RWM. La otra forma de computar la densidad marginal de muestreo es la “estimación de promedio armónico”, que usa la información proveniente de RWM. Dynare calcula ambas, como vemos abajo.

En lo que resta de esta sección se ilustra cómo puede emplearse Dynare para que utilice datos artificiales (o sintéticos) generados por una simulación estocástica del modelo (como se vio arriba) para estimar, mediante MV así como los métodos Bayesianos vistos en la sección anterior, los parámetros del modelo. Por supuesto, lo más usual sería estimar los parámetros a partir de series de tiempo de datos observados. Pero como no tenemos tales datos para una economía concreta y este modelo concreto, recurrimos a fabricarlos. Para ello agregamos a continuación del comando “`stoch_simu(.)`,” el comando “`datatomfile('simuldataRBC',[]);`”. Este le pide a Dynare que se guarden los datos simulados en un archivo “.m” (por ello “tomfile”, o sea, “*to m-file*”) nuevo denominado “simuldataRBC”.

Para la estimación puede usarse el mismo archivo que detallamos arriba o bien uno nuevo similar al anterior pero: 1) sin especificar los valores de los parámetros que se van a estimar (en este caso todos), 2) especificando las variables observables mediante el comando “`varobs y;`” (ya que en este caso se supone que sólo la serie artificial para la variable “y” se usa en la estimación), 3) agregando un bloque adicional que estipula, a) en el caso de la estimación por MV, un valor inicial para la estimación recursiva de la función de verosimilitud mediante el filtro de Kalman (y, si se desea, límites mínimo y máximo para cada parámetro a estimar), b) en el caso de la estimación Bayesiana, las densidades *a priori* de los parámetros a estimar, así como sus medias y desvíos estándar.

En el caso de MV, puede agregarse el siguiente bloque para especificar los valores iniciales para comenzar el algoritmo de Kalman:

```
estimated_params;  
alpha,          0.33;
```

```

beta,      0.98;
delta,     0.023;
psi,       1.72;
rho,       0.93;
epsilon,   10.5;
stderr e,  0.012;
end;

```

así como los comandos:

```

varobs y,
estimation(datafile=simuldataRBC);

```

Se especifica que “y” es la variable observable y se da el nombre del archivo que contiene los datos a utilizar. Las demás variables se toman como latentes (y son estimadas en base al filtro de Kalman). Como se supone que la variable misma es observable, en este caso no es necesario agregar una ecuación que la vincule con las variables de estado, o sea, una ecuación de observación. Por ejemplo, si la serie de datos contuviera los factores de crecimiento de “y” habría que agregar al bloque “model;-end;” del archivo “.mod” la ecuación de observación “gy=y/y(-1)”, declarando previamente la nueva variable endógena “gy” en el preámbulo y “gy=1” en el bloque “initval;-end;” (o bien en el archivo “RBC_FV_steadystate”).

Se obtiene el siguiente resultado:

RESULTS FROM MAXIMUM LIKELIHOOD
parameters

	Estimate	s.d.	t-stat
alpha	0.3918	0.0157	24.9421
beta	1.0299	0.0023	442.6259
delta	0.1199	0.0019	63.8126
psi	1.7194	0.0192	89.7515
rho	0.9308	0.0362	25.7374
epsilon	10.5002	0.107	98.1394
standard deviation of shocks			
	Estimate	s.d.	t-stat
e	0.0134	0.0018	7.5992
Total computing time : 0h01m00s			

Como se ve, la estimación de β resulta mayor que uno, lo cual no tiene sentido económico. Podemos poner límites a ese parámetro cambiando el renglón correspondiente de “estimated_params;-end” por “beta, 0.98, 0.9, 0.999;”. En este caso, el resultado es:

RESULTS FROM MAXIMUM LIKELIHOOD			
parameters			
	Estimate	s.d.	t-stat
alpha	0.3956	0.0994	3.9797
beta	0.999	0.0082	122.1242
delta	0.0758	0.0336	2.2582
psi	1.7154	0.1593	10.7704
rho	0.9342	0.0111	84.2912
epsilon	10.5002	20.0331	0.5241
standard deviation of shocks			
	Estimate	s.d.	t-stat
e	0.013	0.0027	4.8678
Total computing time : 0h00m31s			

Si bien ahora la estimación de β está dentro del rango indicado, se observa que está justo en el límite superior, lo cual señala problemas. La estimación Bayesiana permitirá mejorar la estimación mediante el uso de densidades *a priori*.

En el caso Bayesiano, agregamos el siguiente bloque para especificar las densidades *a priori*, así como las medias y los errores estándar de cada parámetro:

```
estimated_params;
alpha,      beta_pdf,      0.35,    0.02;
beta,       beta_pdf,      0.99,    0.002;
delta,      beta_pdf,      0.025,   0.003;
psi,        gamma_pdf,     1.75,   0.02;
rho,        beta_pdf,      0.95,   0.05;
epsilon,    gamma_pdf,     10,     0.003;
stderr e,   inv_gamma_pdf,  0.01,   inf;
end;
```

En nuestro caso se estipularon densidades beta para cuatro de los parámetros, gamma para ψ y ε , y gamma invertida (tipo1) para el error estándar de e . En el caso de α , β , δ , y ρ , se trata de parámetros que según la teoría deberían estar entre 0 y 1. Por ello se utiliza la distribución beta, que tiene soporte en ese rango.

Además, obsérvese que se le dio un error estándar muy bajo a la densidad *a priori* para β , justamente para evitar que se alejara mucho del valor medio asignado: 0,99. La idea es que, al utilizar métodos Bayesianos, el investigador utiliza información adicional a la que está en los datos. Esa información incluye su confianza en el modelo y la teoría en que se basa: en este caso esa teoría indica que β debe estar entre 0 y 1. En el caso de los parámetros ψ , que mide la utilidad del ocio en relación con la del consumo, y ε , que mide la elasticidad de sustitución entre variedades de bienes, se podría tener cualquier valor positivo. Por ello en ambos casos se utilizó como densidad *a priori* la densidad gamma, que tiene su soporte en $(0, \infty)$. Por último, en el caso del error estándar de e , que también puede tener cualquier valor positivo, se utilizó como *a priori* la densidad gamma-inversa. Esta tiene soporte también en $(0, \infty)$, pero tiene la particularidad de que tiende a alejarse del cero, razón por la cual a veces se la utiliza para evitar que el error estándar dé excesivamente pequeño. En el caso de algunas densidades *a priori* (como la beta generalizada, la gamma generalizada, y la uniforme) debe agregarse un tercer y un cuarto parámetro.

Los comandos a utilizar son los siguientes:

```
varobs y;
estimation(datafile=simuldataRBC,nobs=200,first_obs=500,mh_replic=2000,
mh_nblocks=2,mh_drop=0.45,mh_jscale=0.8,mode_check,forecast=12);
```

Se pide a Dynare que:

1. Utilice el archivo de datos simulados "simuldataRBC".
2. Utilice 200 observaciones (de las 2100 generadas).
3. Que comience por la número 500.
4. Que calcule el modo de la densidad posterior utilizando el algoritmo de Metropolis-Hastings (MH) para construir la densidad *a posteriori*, con 2000 replicaciones.
5. Que lo haga con dos cadenas paralelas de MH.
6. Que deseche el primer 45% de las extracciones de MH y sólo use las restantes.

7. Que utilice una escala de 0,8 para la distribución “saltarina” (*jumping*) en el algoritmo de MH. Esta escala determina qué porcentaje de las extracciones se aceptan (se suele considerar adecuada una tasa de aceptación entre el 20% y el 40%).

8. Que produzca gráficos para cada uno de los parámetros estimados con la distribución posterior calculada puesta de cabeza en un entorno del modo calculado. Se trata de un diagnóstico para detectar errores: por ejemplo, que el modo no esté en el valle de la densidad posterior.

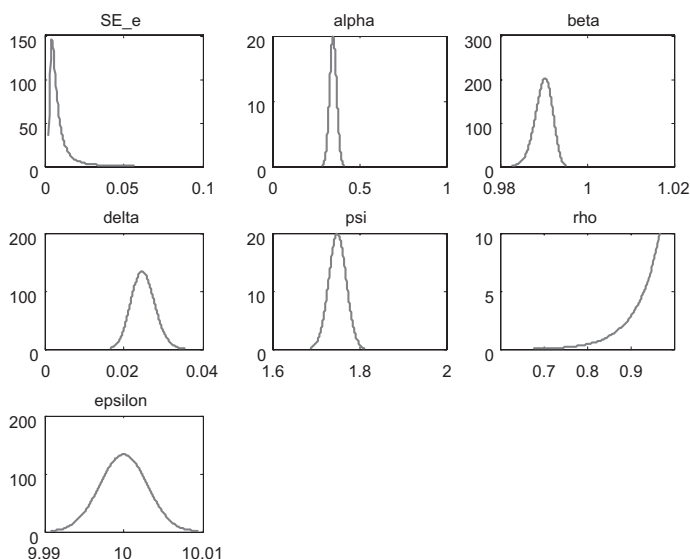
9. Que produzca gráficos de la distribución posterior de un pronóstico para 12 períodos posteriores al fin de la muestra usada en la estimación.

Debe haber al menos tantos *shocks* como variables observables para evitar el problema de la singularidad estocástica. En este caso, como hay sólo un *shock* no puede haber más de una variable observable.

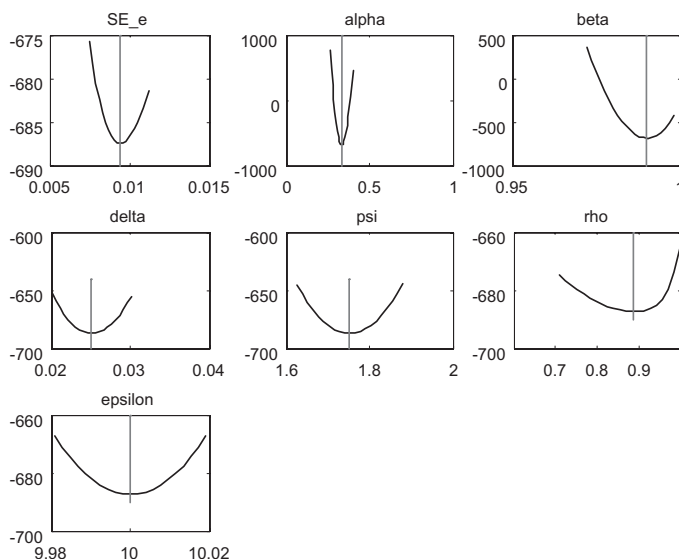
Dynare produce, entre otros, los siguientes resultados:

Gráficos

1. Las densidades *a priori*

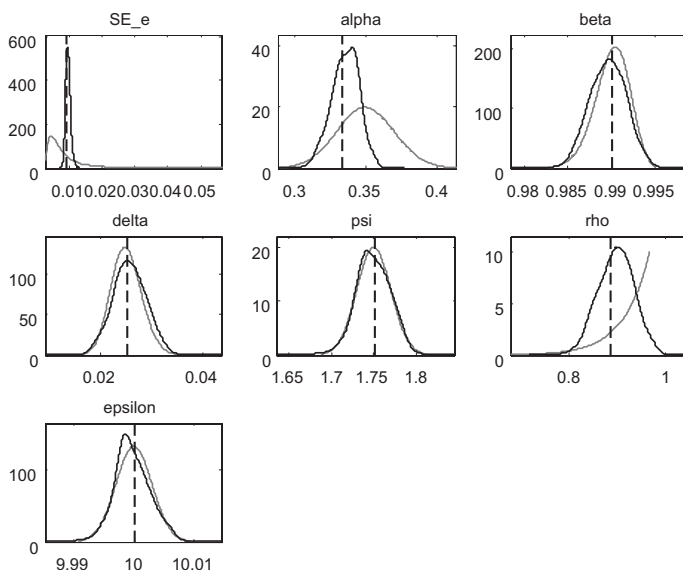


2. Los gráficos del modo y la densidad a posteriori invertida



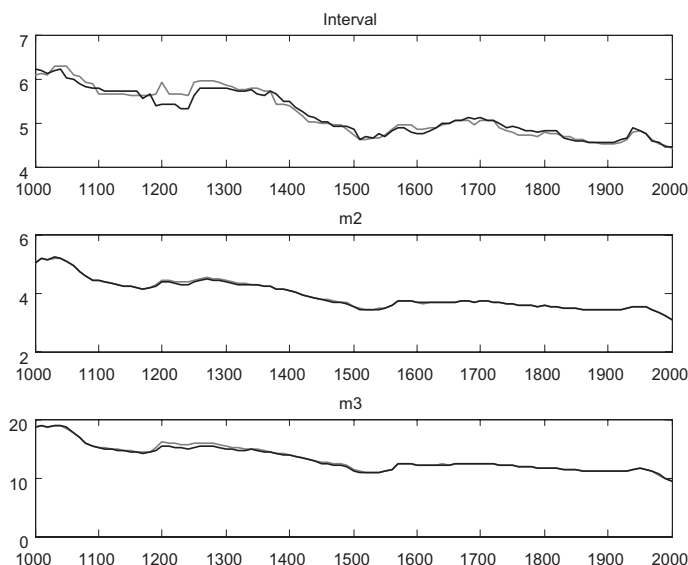
Se ve que para todos los parámetros el pico de la densidad construida a partir de métodos de simulación coincide con el modo obtenido por optimización, como debe ser. A veces esto no es así, señalando problemas. Se observa que en este caso la estimación de β está dentro del rango aceptable desde un punto de vista económico. También puede pedirse esta opción para la estimación por MV. No lo hicimos para ahorrar espacio.

3. Una comparación de las densidades posteriores y *a priori*



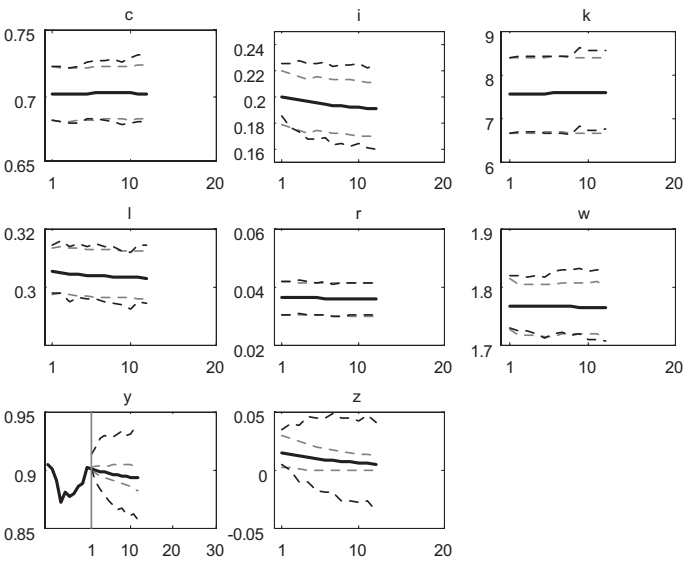
La línea vertical segmentada representa el modo de la densidad posterior calculado numéricamente. No es bueno que la distribución posterior sea demasiado diferente de la densidad *a priori*, pero tampoco que sea demasiado parecida. En el primer caso, puede ser conveniente cambiar la densidad *a priori* o su media o varianza. En el segundo caso, los datos no están aportando a la estimación: se impone la densidad *a priori*. Lo ideal es que los datos hagan su aporte. Por supuesto, esto depende de muchas cosas. Con pocos datos, es probable que aporten poco. Se observa que para varios de los parámetros (particularmente ψ), los “datos” no han aportado información adicional a la dada mediante la densidad *a priori*, a pesar de que, como generamos datos artificiales, pudimos utilizar una serie larga. En cambio, para α y el error estándar de e el modo de la densidad posterior está alejado del modo de la densidad *a priori* y la varianza es menor (es más alta y estrecha la densidad). En estos casos, los “datos” han hecho su aporte, corrigiendo a la densidad *a priori*. Otra consideración es que es deseable que la densidad posterior se parezca a una normal. Pues lo que hace MH es construir una aproximación Gaussiana en torno al modo del posterior. Densidades posteriores bimodales señalan problemas.

4. Un diagnóstico multivariado de convergencia de las cadenas paralelas



El eje horizontal representa las diferentes iteraciones de MH solicitadas. Las líneas oscuras (claras) representan medidas de los vectores de parámetros dentro de (entre) las cadenas solicitadas. Hay tres medidas: “interval” representa un intervalo de confianza del 80% en torno a la media, “m2” mide la varianza y “m3” el tercer momento. Además del diagnóstico multivariado que mostramos, Dynare produce un gráfico de este tipo para cada parámetro (diagnósticos univariados) que omitimos para no ocupar demasiado espacio. Las líneas clara y oscura convergen, como es ideal. Sin embargo, también sería deseable que estuvieran más planas, al menos en la parte final, para estar seguros de que hay convergencia en el tiempo. Cabe observar que típicamente se pide un número mucho mayor de replicaciones, lo que si bien demanda mucho más tiempo de cómputo hace más probable que se llegue a la convergencia deseada.

5. Pronósticos de las variables



Se observan dos bandas de confianza. La primera describe la incertidumbre debida a los parámetros y la segunda incluye, además, la incertidumbre relacionada con los *shocks* futuros. Se observa que el pronóstico para *y* parte desde el fin de la muestra. Para las variables no observables, Dynare muestrea a partir de la distribución posterior de los parámetros.

Cuadros

Dynare produce también cuadros que resumen los principales resultados numéricos. El primero contiene los resultados de la optimización numérica:

RESULTS FROM POSTERIOR MAXIMIZATION						
parameters						
	prior mean	mode	s.d	t-stat	prior	pstdev
alpha	0.35	0.3333	0.0093	35.8586	beta	0.02
beta	0.99	0.9899	0.0027	370.2191	beta	0.002
delta	0.025	0.0251	0.0031	8.2057	beta	0.003
psi	1.75	1.7509	0.02	87.5862	gamma	0.02
rho	0.95	0.8861	0.035	25.297	beta	0.05
epsilon	10	10	0.0016	6395.2438	gamma	0.003
standard deviation of shocks						
	prior mean	mode	s.d.	t-stat	prior	pstdev
e	0.01	0.0093	0.0006	16.2292	inv	Inf

Log data density [Laplace approximation] is 653.728950.

La primera y última columnas muestran la media y el desvío estándar de las densidades *a priori*. La segunda y tercera columnas dan el modo y el desvío estándar calculadas por medio de métodos de optimización numérica. El estadístico t del modo se basa en el supuesto (probablemente erróneo en el caso de estimación Bayesiana) de que la distribución es normal. Se observa abajo la aproximación de Laplace del logaritmo de la densidad predictiva (o marginal) de muestreo.

El segundo cuadro incluye los resultados de la simulación MCMC:

ESTIMATION RESULTS

Log data density is 654.324042.

parameters	prior mean	post. mean	conf.	interval	prior	pstdev
alpha	0.35	0.3355	0.3206	0.3493	beta	0.02
beta	0.99	0.9896	0.9866	0.9927	beta	0.002
delta	0.025	0.0256	0.021	0.0302	beta	0.003
psi	1.75	1.7481	1.7167	1.777	gamm	0.02
rho	0.95	0.8991	0.8399	0.9628	beta	0.05
epsilon	10	10	9.9957	10.005	gamm	0.003
standard deviation of shocks						
	prior mean	post.	mean conf.	interval	prior	pstdev
e	0.01	0.0097	0.0085	0.0108	invg	Inf

En este cuadro se muestra los resultados de la simulación MH (así como la repetición de información sobre las densidades *a priori*). En la segunda columna se ve la media de la densidad posterior y en las siguientes dos columnas un intervalo de confianza. Se observa arriba de todo la estimación de promedio armónico del logaritmo de la densidad predictiva (o marginal) de muestreo.

Además de lo visto hay muchas opciones adicionales. Dynare produce en forma automática una gran cantidad de archivos con los resultados de las corridas, incluyendo los gráficos en formato pdf.

VIII. Conclusión

Los modelos EGDE se han convertido en una forma cada vez más utilizada de estudiar complejos fenómenos dinámicos y estocásticos en diversos campos de la economía. Son utilizados cada vez más por tomadores de decisiones que quieren analizar los efectos de diferentes decisiones de política, o que quieren

contar con proyecciones hechas con métodos rigurosos. Con este trabajo hemos querido brindar una primera aproximación para quienes quieran acercarse a este campo fascinante de la modelación matemática del quehacer humano, dando no solo una síntesis de cómo se construyen los modelos EGDE sino también mostrando cómo se pueden resolver y calibrar o estimar sus parámetros utilizando *software* construido con tal propósito.

Referencias

An, Sungbae, y Frank Schorfheide (2007), “Bayesian analysis of DGE models”, *Econometric Review*, 26 (2-4), pp. 113-172.

Bauwens, Luc, Michel Lubrano, y Jean-Francois Richard (1999), *Bayesian inference in dynamic econometric models*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.

Begg, David (1982), *The Rational Expectations Revolution in Macro-Economics: Theories and Evidence*, Johns Hopkins Univ Press, septiembre.

Beltran, Daniel O., y David Draper (2008), “Estimating the parameters of a Small Open Economy DSGE Model: Identifiability and Inferential Validity”, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, N° 955, noviembre.

Bénassy, Jean-Pascal (2002), *The Macroeconomics of Imperfect Competition and Nonclearing Markets: A Dynamic General Equilibrium Approach*, MIT Press.

Binder, Michael, y M. Hashem Pesaran (1999), *Multivariate rational expectations models and macroeconomic modeling: A review and some new results*, Handbook of Applied Econometrics. Volume I: Macroeconomics.

Blanchard, Oliver Jean y Stanley Fisher (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press.

Blanchard, Oliver Jean y Charles M. Kahn (1980), “The solution of linear difference models under rational expectations”, *Econometrica*, Vol. 48, N° 5, julio.

Blanchard, Olivier Jean y Kiyotaki, Nobuhiro (1987), “Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand”. *American Economic Review*, septiembre, 77(4), pp. 647-66.

Calvo, Guillermo (1983), “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, 12, N° 3 (septiembre), pp. 983-998.

Campbell, John Y. (1992), "Inspecting the mechanism: an analytical approach to the stochastic growth model", NBER, Working Paper N° 4188, octubre.

Del Negro, Marco, y Frank Schorfheide (2006), "How good is what you've got? DSGE-VAR as a toolkit for evaluating DSGE models", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Atlanta, segundo trimestre.

Dixit, Avinash K. y Stiglitz, Joseph E. (1977), "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, junio, 67(3), pp. 297-308.

Evans, George W. y Seppo Honkapohja (2001), *Learning and Expectations in Macroeconomics*, Princeton University Press.

Galí, Jordi (2008), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press.

Griffoli, Tommaso Manzini (2007), "Dynare v4 - User Guide", marzo (puede bajarse del sitio de internet de Dynare).

Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

Juillard, M. (1996), "Dynare: a program for the resolution and simulation of dynamic models with forward variables through the use of a relaxation algorithm", CEPRE-MAP working papers 9602, CEPREMAP.

Juselius, Katarina, y Massimo Franchi (2007), "Taking a DSGE model to the data meaningfully", The Open Access, *Open Assessment E-Journal*, N° 2007-4, junio.

Kim, K. y A. R. Pagan (1999), *The econometric analysis of calibrated macroeconomic models*, Handbook of Applied Econometrics. Volume I: Macroeconomics.

King, Robert G. y Mark W. Watson (1998), "The solution of singular linear difference systems under rational expectations", *International Economic Review*, Vol. 39, N° 4, noviembre.

Klein, Paul (2000), "Using the generalized Schur form to solve a multivariate linear rational expectations model", *Journal of Economic Dynamics & Control*, 24, pp. 1405-1423.

McCallum, B. T. (1983), “On non-uniqueness in rational expectations models: An attempt at perspective”, *Journal of Monetary Economics*, 11, pp. 139-168.

McCallum, B. T. (1998), “Solutions to linear rational expectations models: A compact exposition”, NBER, abril.

Ruge-Murcia, Francisco J. (2007), “Methods to Estimate Dynamic Stochastic General Equilibrium Models”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(8), agosto, pp. 2599-2636. Una versión preliminar puede encontrarse en el sitio: <http://www.cireq.umontreal.ca/publications/17-2003-cah.pdf>.

Sims, Christopher (2000), “Solving linear rational expectations models”, enero, sitio de internet de Chris Sims.

Soderling, Paul (2003), “Lecture Notes for Monetary Policy”, PhD course at UNISG, octubre, sitio de internet de Paul Soderling.

Uhlig, Harald (1995), “A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily”, Tilburg University, Center for Economic Research, Discussion Paper 97, sitio de internet de Harald Uhlig.

Walsh, Carl (2003), *Monetary Theory and Policy*, segunda edición, The MIT Press.

Woodford, Michael (2003), *Interest and Prices*, Princeton University Press.

Yun, Tack (2005), “Optimal Monetary Policy with Relative Price Distortions”, *American Economic Review*, marzo.

Efectos de la estructura productiva desequilibrada y de los esquemas cambiarios sobre el ciclo del empleo en la Argentina*

Demian Panigo

CEIL-PIETTE, UBA y UNLP

Pablo Chena

CEIL-PIETTE y UNLP

Ana Gárriz

UNLP

Resumen

El objetivo central del presente artículo consiste en examinar los efectos de los esquemas cambiarios, los regímenes de demanda y la estructura productiva sobre la volatilidad cíclica del empleo en Argentina durante las últimas dos décadas. El principal aporte de la investigación radica en el desarrollo teórico de una serie de modelos dinámicos que se nutren de distintas escuelas de pensamiento heterodoxas (según la definición de Foley y Taylor, 2004), para dar cuenta de las características cíclicas del empleo que resultan de combinar la estructura productiva desequilibrada con el acelerador de la inversión, el multiplicador keynesiano, las pujas distributivas, y los canales de ajuste de economía abierta (comercial y financiero).

Códigos JEL: C3, C62, E32 y F41.

Palabras Clave: estructura productiva desequilibrada, esquemas cambiarios, regímenes de demanda, ciclo, empleo, Argentina, modelos dinámicos.

* Como es habitual, las opiniones aquí vertidas no representan necesariamente a la de las instituciones de pertenencia, ni las del BCRA o sus autoridades. Los errores y omisiones son de exclusiva responsabilidad de los autores. Se agradece los comentarios y aportes de los tres referis anónimos de la revista. Información de contacto: dpanigo@ceil-piette.gov.ar, pablochena@yahoo.com.ar y anagarriz@yahoo.com.ar.

Effects of Productive Heterogeneity and Different Exchange Rate Schemes on the Employment Cycle in Argentina

Demian Panigo

CEIL-PIETTE, UBA, UNLP

Pablo Chena

CEIL-PIETTE, UNLP

Ana Gárriz

UNLP

Summary

The aim of this paper is to examine the effect of different exchange rate schemes, alternative demand regimes and variable degrees of productive heterogeneity on employment volatility in Argentina over the last two decades. The main contribution lies in the theoretical development of a series of dynamic simultaneous equation models owing to different heterodox schools of thought (following the definition given by Foley and Taylor, 2004), to show the cyclical characteristics of employment that result from combining an unbalanced economic structure with the investment accelerator, the Keynesian multiplier, the class struggle and the open economy adjustment channels (financial and commercial).

Our key research results emphasize that: 1) Convertibility plan increased employment volatility because of destabilizing financial channel effects overreacting the stabilizing commercial channel impact, and; 2) Post-Convertibility decreasing employment volatility could be explained by two alternative hypothesis: a.- the combination of a manage float exchange rate scheme (in parallel with capital flow controls) with a wage led demand regime (where both commercial and financial channels stabilize cyclical fluctuations), or; b.- the same monetary/exchange rate scheme in conjunction with a profit led demand regime, but only when financial channel stabilizing forces overweight the commercial channel destabilizing impact.

Formal results suggest that the higher the productive heterogeneity, the lower the probability of the latter hypothesis to be theoretically sound.

JEL: C3, C62, E32 y F41.

Keywords: unbalanced economic structure, exchange rate schemes, alternative demand regimes, employment cycle, Argentina, dynamic models.

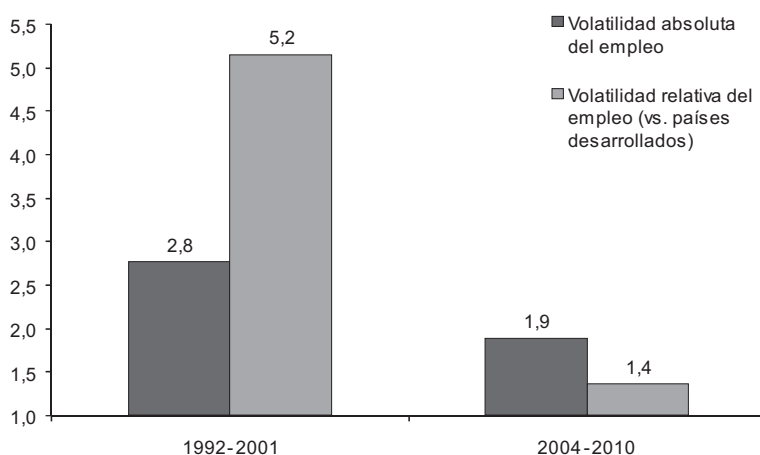
I. Introducción

Desde fines de los '70 hasta mediados de 2002 el empleo en Argentina presentaba, como principal hecho estilizado, una notable volatilidad cíclica que sólo podía compararse a la reportada por algunos países en vías de desarrollo exportadores de petróleo (ver Panigo, 2008). Desde el año 2003 en adelante, en concordancia con un nuevo modelo de desarrollo, la amplitud de las oscilaciones cíclicas del empleo presenta una marcada disminución, tanto en términos absolutos como relativos (Gráfico 1).

En forma concomitante con esta transformación de la dinámica laboral, la transición desde la Convertibilidad a la post-Convertibilidad implicó no sólo el abandono de la fijación cambiaria y de la política monetaria preexistente, sino también una disminución de la heterogeneidad productiva y un cambio sustancial en la correlación entre el producto y la participación de los asalariados en el mismo (Gráfico 2).

En este sentido, el objetivo central del presente artículo consiste en examinar las potenciales relaciones existentes entre los hechos estilizados previamente

Gráfico 1 / Evolución de la volatilidad absoluta y relativa del empleo en Argentina

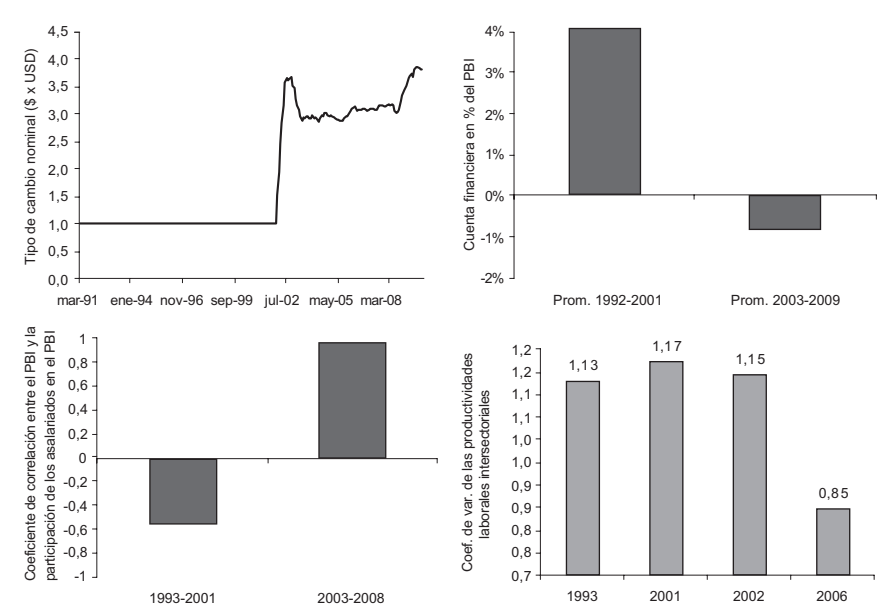


Fuente: elaboración propia en base a datos del INDEC y de la Universidad de Groningen. Nota: la volatilidad absoluta es el desvío estándar de la tasa de crecimiento del empleo. La volatilidad relativa es el ratio entre la volatilidad absoluta para Argentina y la volatilidad absoluta promedio de los países desarrollados. Se excluyeron de la muestra los años de crisis y rebote (2002-2003).

mencionados, a los efectos de explicar de qué manera los esquemas cambiarios¹ y los regímenes de demanda alternativos (*profit-led versus wage-led*, ver Badhuri y Marglin, 1990), afectaron a la volatilidad y a la estabilidad del ciclo del empleo en la Argentina, tomando en cuenta los desequilibrios existentes en su estructura productiva (Diamand, 1972).

Para alcanzar este objetivo, el trabajo se estructura de la siguiente manera. Luego de la introducción se presenta el marco teórico del estudio, en el cual se describen los aportes bibliográficos existentes acerca de la relación entre distribución del ingreso, estructura productiva y dinámica del ciclo del empleo en economías cerradas y abiertas. En las secciones III y IV se desarrolla una

Gráfico 2 / Esquemas cambiarios, movilidad de capitales, regímenes de demanda y heterogeneidad estructural. Convertibilidad vs. Post-Convertibilidad



Fuente: elaboración propia en basa a datos del INDEC, del BCRA, de Chena (2010) y de la Secretaría de Política Económica del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de la Nación.

¹ En términos simplificado se plantean dos esquemas cambiarios-monetarios: 1. tipo de cambio flexible con restricción a la movilidad de capitales; 2. tipo de cambio fijo con libre movilidad de capitales (Dornbusch, 1980; y Uribe, 2003).

serie de modelos matemáticos que intentan explicar la dinámica del ciclo del empleo en Argentina. Para ello se comienza con un esquema simple de ecuaciones simultáneas para el caso de una economía cerrada, que luego se complementa con modificaciones graduales que dan cuenta de 2 configuraciones cambiarias y monetarias alternativas para economías abiertas, representativas, en forma muy simplificada y esquemática, de la experiencia argentina reciente: 1) tipo de cambio flexible (administrado para equilibrar la cuenta corriente) y restricción a la movilidad de capitales; y 2) tipo de cambio fijo y perfecta movilidad de capitales.² En ambos casos, el análisis se concentra en describir el impacto de las 4 combinaciones posibles de regímenes de demanda y esquemas cambiarios-monetarios alternativos sobre la volatilidad y estabilidad dinámica del ciclo del empleo. Posteriormente, en la sección V se evalúa el efecto de la Estructura Productiva Desequilibrada sobre la magnitud de las fluctuaciones cíclicas y la probabilidad de oscilaciones convergentes del empleo en los distintos escenarios que emergen de la sección IV. El trabajo finaliza con las reflexiones finales, en donde se utilizan los resultados obtenidos para interpretar las relaciones de causalidad que existen entre los hechos estilizados que se describen en la presente introducción.

II. Marco teórico

II.1. Los modelos tradicionales de ciclo económico

Los primeros modelos heterodoxos sobre ciclo económico plantearon dos mecanismos para la generación de las fluctuaciones endógenas. Por un lado, los esquemas de origen Kaleckiano-Keynesiano explicitaron la dinámica del mismo a través de oscilaciones en la demanda, asociadas a los efectos del multiplicador keynesiano y del principio acelerador de la inversión (o impacto de la aceleración de la actividad económica sobre la inversión del período siguiente, Samuelson 1939; Kalecki, 1943; Hicks 1950; Kaldor 1940 y Passinetti 1960).

² La exposición se ordena en función de la complejidad creciente de la elaboración formal y no de acuerdo al orden cronológico de los diferentes esquemas de política económica. Los esquemas formales aquí delineados son sólo aproximaciones teóricas de los distintos modelos de desarrollo prevaletentes en Argentina a lo largo de las últimas dos décadas, pudiendo por ello no reflejar completamente algunas de las características particulares de los mismos.

Por otro lado, en un trabajo clásico sobre el ciclo económico, Goodwin (1967) cambia el eje de discusión y focaliza su análisis en las fluctuaciones económicas que son producto de la dinámica del mercado de trabajo, para lo cual utiliza un modelo con características dinámicas de “presa-predador” entre beneficios y salarios, a través de la hipótesis marxista de que los salarios reales varían en función inversa al tamaño del ejército de reserva: en la expansión (recesión) comprimen (incrementan) los beneficios que se reinvierten automáticamente. Entre los intentos recientes por combinar ambos mecanismos se destacan los modelos de Sherman (1979), Skott (1989a, 1989b), Pugno (1998), entre otros.

En cuanto a los objetivos implícitos en el análisis y la forma de modelación, Pasinetti (1960) agrupa a los modelos de ciclos en dos generaciones. La primera incluye a aquellos que se elaboraron para determinar los valores de los parámetros que hacían que el efecto combinado multiplicador-acelerador genere un rango de fluctuaciones estables, luego de un *shock* aleatorio, a través de modelos lineales (Kalecki, 1935 y Frisch, 1933).

“La elección de los parámetros se basaba en una proposición de sentido común: que un sistema no puede permanentemente apartarse de su posición de equilibrio” (Pasinetti, 1960: 226).

El segundo grupo está compuesto por modelos no lineales que se diseñaron para obtener fluctuaciones regulares sin necesidad de apelar a los valores restringidos que proponían los sistemas lineales³ (Kaldor, 1940; Marrama, 1946; Goodwin, 1951; Goodwin, 1990; Gabisch y Lorenz, 1989; Szydlowsky 2002).

Sin embargo, la complejidad formal de este tipo de modelos no lineales suele impedir la obtención de formas reducidas que permitan obtener resultados simbólicos con cierto grado de generalidad. Por este motivo, en los desarrollos formales ulteriores del presente capítulo (secciones III, IV y V) utilizaremos aproximaciones lineales dinámicas de las relaciones estructurales que deseamos examinar.

³ El modelo de Hicks (1950) aparece como un híbrido entre los dos porque, a través de una formalización lineal explosiva pero con límites incorporados de manera externa, buscó llegar a un análisis de fluctuaciones regulares similar al de los modelos de segunda generación.

II.2. La estructura productiva en el ciclo económico

Desde el comienzo de las investigaciones estructuralistas sobre el ciclo económico en Argentina, la volatilidad del mismo se adjudica fundamentalmente a una estructura productiva caracterizada por dos sectores que presentan un significativo diferencial de productividades (Villanueva, 1964; Braun y Joy, 1968; Ferrer, 1969; Díaz Alejandro, 1963; Canitrot, 1975): a) uno primario agroexportador, que genera divisas pero no empleo y enfrenta una demanda externa infinitamente elástica con producción fija y baja elasticidad precio de la demanda doméstica; y b) otro industrial, que produce para el mercado interno con oferta totalmente elástica en el rango relevante,⁴ que combina trabajo e insumos importados en proporciones fijas y genera la mayor parte del empleo.⁵

“La existencia o no de un mercado alternativo es la diferencia básica que separa a ambos sectores. Una clasificación más funcional al modelo en uso debe hacerse teniendo ese único hecho en cuenta. De ese modo, muchas actividades agropecuarias de producción no exportable serían clasificadas como “industriales” y viceversa para los productos industriales de exportación” (Canitrot, 1975: 341).

Diamand (1973) utiliza una hipótesis menos determinante respecto de la imposibilidad de exportar del sector industrial, aunque sin desconocer la falta de competitividad del mismo respecto de las economías desarrolladas. El autor caracterizó como Estructura Productiva Desequilibrada (EPD) Argentina, al hecho de que conviven en el país dos sectores de productividades relativas diferentes (agro e industria), en donde la ventaja comparativa entre ambos no declina suave e imperceptiblemente desde el primero al segundo, sino que existe un escalón discreto y sustancial entre las ventajas comparativas de ambos (Schydrowsky, 1993).

Un supuesto clave para la dinámica del ciclo es que el valor de las exportaciones agrícolas es insuficiente para cubrir las importaciones de los insumos necesarios cuando la economía opera en pleno empleo (Braun y Joy, 1968).⁶

⁴ Se supone que los empresarios buscan mantener el valor unitario de sus beneficios, por lo tanto, ante cambios en la demanda modifican la producción y ante movimientos en los costos modifican proporcionalmente sus precios (Canitrot, 1975).

⁵ Díaz Alejandro (1963) propone un modelo similar con un bien transable agregado y otro no transable para mostrar los efectos contractivos de las devaluaciones.

⁶ Se asume que la relación salario monetario y tipo de cambio no varía significativamente cuando el nivel de actividad corresponde al pleno empleo.

En este escenario, si el ingreso se acerca al de ocupación plena genera una crisis de balanza de pagos que da lugar a una devaluación. Esta última puede mejorar la balanza comercial, al incrementar las exportaciones por encima de las importaciones o, alternativamente, al disminuir las exportaciones en menor cuantía que las importaciones. En el caso de Argentina, como la elasticidad precio de la oferta de exportaciones agrarias es muy baja y, como consecuencias de la estructura económica, aún luego de la devaluación la mayoría de los bienes industriales no son competitivos a nivel internacional, el ajuste se produce por la segunda de las opciones.

Por otra parte, la devaluación implementada para equilibrar las cuentas externas incrementa el precio de los bienes transables, mucho de los cuales participan en la canasta básica de consumo y tienen una baja elasticidad precio de la demanda. Por este motivo, cuando disminuyen los salarios reales baja proporcionalmente más la demanda de productos no esenciales pero de elevada elasticidad producto del empleo (manufactura de origen industrial). A este efecto redistributivo de la devaluación, señalado por Díaz Alejandro (1963), se agrega la contracción de los saldos monetarios reales por el incremento de precios, lo cual aumenta la tasa de interés y contrae aún más el ingreso (Sidrauski, 1968; Porto, 1975). En resumen, como señalan Braun y Joy (1968), en los modelos de ciclos estructuralistas, la devaluación equilibra la balanza de pagos por el efecto contractivo que genera sobre la actividad económica y el nivel de empleo, y no por los canales tradicionales de los precios relativos.⁷

Sobre los determinantes de la recuperación del empleo luego de la devaluación existe menos consenso entre los autores mencionados. En Braun y Joy (1968) y Porto (1975) la recuperación se puede deber a diversas políticas fiscales y monetarias expansivas, o al ingreso de inversión extranjera directa (acompañado por incrementos salariales).⁸ Por el contrario, para otros investigadores del ciclo argentino como Canitrot (1975), el principal elemento de la recuperación es el ulterior incremento del salario real producto de la puja distributiva que se desata como consecuencia de la devaluación.

En cualquier fase del ciclo de una EPD, si el tipo de cambio real prevaleciente se ubica en un nivel que genera una rentabilidad normal para el sector primario,

⁷ Aportes más recientes sobre la relación existente entre la estructura productiva argentina y la dinámica cambiaria puede encontrarse en Keifman (2005), Nicolini Llosa (2007a, b) y Serino (2010).

⁸ Porto (1975) supone en su modelo que los salarios reales son endógenos.

el sector industrial soportará pérdidas, pues sus costos unitarios se tornarán excesivamente elevados. Alternativamente, si el tipo de cambio real garantiza una rentabilidad normal al sector industrial, el agro recibe superbeneficios. Esta renta extraordinaria es el producto de una redistribución del ingreso desde los sectores trabajadores, que ahora reciben un salario real menor al vigente si sólo existiera el sector agrario (Diamand, 1973).⁹ En este esquema, los ciclos de *stop and go* reflejarían la lucha de los diferentes sectores productivos por fijar un tipo de cambio real de corto plazo acorde a sus intereses particulares.

De lo expuesto hasta el momento se aprecia la ausencia de un marco teórico comprehensivo para el análisis del ciclo económico, que combine los aportes poskeynesianos-marxistas en materia de los efectos acelerador y multiplicador y las características de los regímenes de demanda (ver sección II.1), con las contribuciones estructuralistas en relación a la heterogeneidad productiva a nivel sectorial (sección II.2). Es por ello que el objetivo principal del presente documento radica en contribuir al análisis formal del ciclo del empleo en economías subdesarrolladas, con una serie de modelos que conjugan los distintos efectos mencionados en regímenes cambiarios y monetarios alternativos.

III. Un modelo de ciclo económico y distribución del ingreso en economía cerrada

En esta sección se desarrolla un esquema sencillo para el ciclo del empleo en una economía cerrada que luego incorporará diversos aspectos de economía abierta y heterogeneidad productiva. El modelo inicial incorpora los efectos multiplicador-acelerador de la teoría poskeynesiana (Kaldor, 1940), la hipótesis marxista sobre la puja distributiva (Goodwin, 1967) y las configuraciones paramétricas de demanda de tipo *profit-led* y *wage-led* (Badhuri y Marglin, 1990),¹⁰ para evaluar sus impactos combinados sobre la volatilidad y estabilidad del ciclo del empleo a partir del siguiente sistema de ecuaciones simultáneas.

⁹ Si bien a corto plazo, cualquiera de las dos situaciones es sostenible, históricamente la situación de TCR depreciado tendió a generar pujas distributivas e inflación, mientras que la apreciación cambiaria generó un fuerte desempleo industrial (Diamand, 1973).

¹⁰ De aquí en adelante, utilizaremos la noción habitual de regímenes de demanda alternativos propuesta por Badhuri y Marglin (1990), en la cual dicho régimen será *wage-led* si la demanda agregada aumenta al incrementarse los salarios reales y viceversa.

La ecuación 1 representa la igualdad en el período (t) de los componentes de la demanda agregada (inversión y consumo, representados por C_t e I_t respectivamente), con la producción o ingreso total (Q_t) en una economía cerrada y sin gobierno.

$$Q_t = C_t + I_t \quad (1)$$

En este esquema, el consumo agregado en el período t (C_t) depende de un componente autónomo ($b1$), del ingreso total (Q_t) (con una propensión marginal a consumir $0 < b2 < 1$) y de la distribución funcional del mismo, explicitada en una relación negativa entre el consumo y los beneficios por persona ocupada (B_t). Este efecto final retoma el supuesto tradicional de que la propensión marginal a consumir de los asalariados es mayor que la de los capitalistas (Pasinetti 1962, Kalecki 1971).

$$C_t = b1 + b2.Q_t - b3.B_t \quad (2)$$

La función de inversión (I_t) posee una parte autónoma ($v1$) y el resto depende de la tasa de rentabilidad esperada por los empresarios. Por simplicidad la ecuación 3 supone que las expectativas de beneficios futuros se forman en función de la tasa actual de rentabilidad (formación de expectativas estáticas¹¹) y que en el corto plazo el valor de los bienes de capital se mantiene relativamente constante. Con estas simplificaciones el cambio en los beneficios esperados, que motiva las nuevas inversiones, depende del margen de beneficios por unidad de producto (aproximado por B_t , margen por trabajador) y de la variación en la cantidad de unidades vendidas $Q_{t-1} - Q_{t-2}$. Este último efecto da lugar al principio de aceleración (Samuelson, 1939; Kalecki, 1943; Hicks, 1950) que, como veremos, incide sobre la inversión a través de un coeficiente ($v3$) cuya magnitud resultará crítica para comprender la dinámica cíclica del empleo, su estabilidad y volatilidad.

$$I_t = v1 + v2.B_t + v3.(Q_{t-1} - Q_{t-2}) \quad (3)$$

Para el comportamiento del salario real W_t , la ecuación 4 propone una relación clásica en la terminología regulacionista (Boyer, 1988), compuesta por una parte

¹¹ Por simplicidad se ha utilizado el supuesto de expectativas estáticas. Para desarrollos posteriores, creemos recomendable la formalización de una ecuación de expectativas de rentabilidad adicional, que incorpore distintos esquemas analíticos alternativos (racionalidad limitada, expectativas adaptativas, etc.) a los efectos de mejorar la robustez del modelo.

exógena ($h1$) y otra que depende del nivel de actividad económica. La intuición detrás de este comportamiento es que los trabajadores (a través de sus sindicatos) incrementan el poder relativo de negociación salarial a medida que aumenta la demanda de trabajo producto de la actividad económica.

$$W_t = h1 + h2.Q_t \quad (4)$$

Por último, dos identidades contables explicitan que los beneficios por persona ocupada son iguales a la productividad media aparente del trabajo menos el salario real (ecuación 5) y que el nivel de empleo surge del cociente entre la producción total y la mencionada productividad (ecuación 6). El modelo supone por simplicidad que la productividad laboral se mantiene constante.

$$B_t = PROD - W_t \quad (5)$$

$$N_t = \frac{Q_t}{PROD} \quad (6)$$

Al resolver este sistema de ecuaciones simultáneas, la forma reducida de la ecuación de empleo se encuentra representada por la siguiente ecuación en diferencias de segundo orden:

$$N_t = \frac{v3.N_{t-1}}{(1-b2)+h2(v2-b3)} - \frac{v3.N_{t-2}}{(1-b2)+h2(v2-b3)} - \frac{b3-v2}{(1-b2)+h2(v2-b3)} - \frac{h1(v2-b3)-b1-v1}{(1-b2)+h2(v2-b3)PROD} \quad (7)$$

O lo que es lo mismo:

$$N_t = -a1N_{t-1} - a2.N_{t-2} + CED \quad (8)$$

donde:

$$a1 = -\frac{v3}{(1-b2)+h2(v2-b3)} \quad (9)$$

$$a2 = \frac{v3}{(1-b2)+h2(v2-b3)} \quad (10)$$

y

$$CED = \frac{v2 - b3}{(1 - b2) + h2(v2 - b3)} + \frac{h1(b3 - v2)}{(1 - b2) + h2(v2 - b3)PROD} + \frac{b1 + v1}{(1 - b2) + h2(v2 - b3)PROD} \quad (11)$$

Asumiendo un denominador positivo (lo que también asegura un multiplicador positivo con sentido económico), la ecuación 11 nos indica que cuanto mayor sean el consumo y la inversión autónomos ($b1 + v1$) mayor será el nivel de empleo de largo plazo. Luego, si el régimen de demanda es *profit-led* ($v2 > b3$), la ecuación 11 también nos indica que, cuanto menor sea el crecimiento autónomo de los salarios ($h1$), mayor será el nivel de empleo de largo plazo, y viceversa para el caso de un régimen de demanda de tipo *wage-led*. Finalmente, resulta intuitivo que, cuanto mayor sea la productividad (por ejemplo, cuando la productividad tiende a infinito), mayor será el nivel de empleo de largo plazo cuanto más *profit-led* sea el régimen de demanda (especialmente con $h1$ pequeño, ya que el segundo y el tercer término de la ecuación 11 tienden a 0), pero se reducirá progresivamente si el régimen de demanda es de tipo *wage-led*.

Una vez obtenida la forma reducida del empleo, el siguiente paso consiste en la descripción de las condiciones paramétricas que definen su evolución dinámica (oscilación convergente, oscilación divergente, disminución monótona o crecimiento sistemático).

III.1. Condiciones de estabilidad y patrones de oscilación

Tanto la estabilidad como el patrón dinámico de cualquier serie, cuya ley de movimiento esté determinada por una ecuación en diferencia de segundo orden, pueden evaluarse a partir del análisis del signo del discriminante de la solución homogénea y las características de sus componentes (ver Gandolfo, 1980).

En el presente modelo, si el discriminante de la solución homogénea de (7) es negativo,¹² para que el empleo converja progresivamente a un valor de mediano/largo plazo dado por (11), se requiere que:

¹² Ver Anexo 1.

$$a_2 < 1 \quad (12)$$

Por el contrario, si el discriminante es positivo, el empleo tendrá una dinámica convergente si la condición determinada por la ecuación (12) se combina con las descriptas en (13) y (14):

$$1 + a_1 + a_2 > 0 \quad (13)$$

$$1 - a_1 + a_2 > 0 \quad (14)$$

Dado que en este modelo $a_1 = -a_2$, (13) se cumple siempre y (14) puede reescribirse como:

$$1 + 2.a_2 > 0 \quad (15)$$

Combinando (12) y (15) se verifica que, para el caso de discriminante positivo, la convergencia del empleo requiere simplemente que:

$$-0,5 < a_2 < 1 \quad (16)$$

Independientemente de las condiciones necesarias para obtener trayectorias convergentes o divergentes, para que la dinámica del empleo descrita por este modelo pueda reproducir las tradicionales fluctuaciones cíclicas observadas en las economías capitalistas (en lugar de comportamientos monótonos crecientes o decrecientes de escasa relevancia económica), se debe cumplir alguna de las siguientes condiciones:

1. Que el discriminante de la solución homogénea sea negativo (es decir, que $0 < a_2 < 4$): en este caso, por teoremas de Pitágoras y de Moivre, sabemos que la ecuación que gobierna la dinámica del sistema incorpora números complejos que pueden reexpresarse en formas trigonométricas simples (transformando coordenadas cartesianas en valores polares) que dan lugar a fluctuaciones regulares (y convergentes, si $a_2 < 1$).
2. Alternativamente, para el caso de discriminantes positivos, que las raíces de la solución homogénea sean reales y de signos opuestos: al aplicar el teorema de Descartes sobre el signo de las raíces para ecuaciones en diferencias (ver

Gandolfo, 1980) se desprende que la condición necesaria y suficiente para que ello se cumpla en este modelo es que $a_2 < 0$.¹³

La Tabla 1 resume los diferentes rangos de valores de a_2 que llevan a movimientos convergentes o divergentes y que a su vez pueden ser oscilantes o monótonos.

Para interpretar económicamente las condiciones de oscilación y estabilidad de la Tabla 1, resulta necesario reconceptualizar el significado de a_2 en términos de sus principales componentes derivados de las ecuaciones estructurales.

De las ecuaciones (10) y (12), se desprende que las mencionadas condiciones de oscilación y estabilidad dependen crucialmente de 3 factores:

- a) El mecanismo de aceleración de la inversión (v_3);
- b) El efecto multiplicador keynesiano ($1/(1-b_2)$);
- c) La puja distributiva y su impacto sobre el consumo y la inversión ($h_2(v_2-b_3)$) que, en conjunto con el factor b), determina el multiplicador extendido del modelo:

$$M = \frac{1}{(1-b_2)+h_2(v_2-b_3)} \cdot^{14}$$

El Gráfico 3 representa las combinaciones de los efectos acelerador y puja distributiva que definen regiones de oscilación y estabilidad para el empleo, en función de valores fijos para el multiplicador keynesiano estándar $(1-b_2)$.

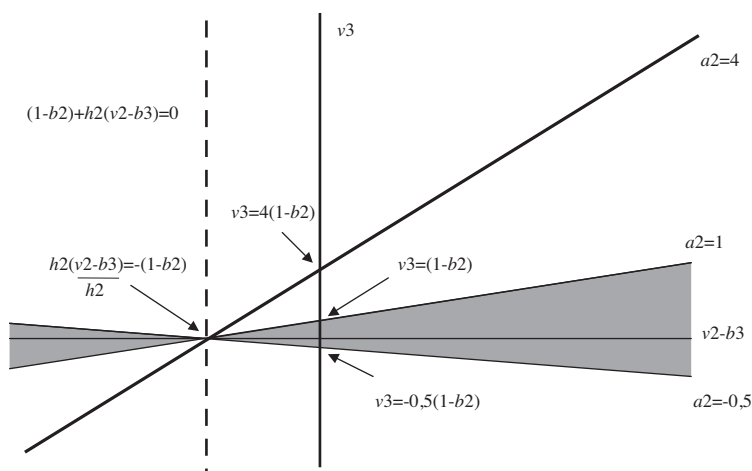
Tabla 1 / Análisis de estabilidad y patrones de fluctuación en base a los coeficientes autorregresivos de la ecuación en diferencia de segundo orden

	Oscilante	Monótono
Convergente	$-0,5 < a_2 < 1$	N/C
Divergente	$a_2 < -0,5$ o $1 < a_2 < 4$	$a_2 > 4$

¹³ Porque si el discriminante es positivo y $a_2 > 0$ (combinación que se verifica cuando $a_2 > 4$), ambas raíces serán positivas, dando lugar a un movimiento monótonamente explosivo (expansivo o recesivo, dependiendo de las condiciones iniciales).

¹⁴ En comparación con el multiplicador keynesiano estándar, se puede pensar a M como un supermultiplicador en economías *wage-led* y submultiplicador en contextos de tipo *profit-led*.

Gráfico 3 / Representación gráfica de las condiciones de oscilación y estabilidad del modelo



Nota: La zona sombreada representa la región con todas las combinaciones posibles de los factores a) (acelerador de la inversión) y c) (impacto de la puja distributiva sobre el consumo y la inversión) que generan oscilaciones estables para un nivel dado del factor b) (multiplicador keynesiano tradicional).

La recta $(1-b2) + h2(v2-b3) = 0$, paralela al eje de las ordenadas, determina el signo del multiplicador extendido del modelo (M). A la izquierda de ésta, el mismo será negativo y carece de sentido económico. A la derecha de esta recta, pueden distinguirse 8 áreas complementarias:

1. A la izquierda del eje de las ordenadas y por encima de $a2 = 4$: economía *wage-led* monótonamente inestable.
2. A la izquierda del eje de las ordenadas, por debajo de $a2 = 4$ y por encima de $a2 = 1$: economía *wage-led* oscilante e inestable.
3. A la izquierda del eje de las ordenadas, por debajo de $a2 = 1$ y por encima de $a2 = -0,5$: economía *wage-led* con oscilaciones convergentes.
4. A la izquierda del eje de las ordenadas y por debajo de $a2 = -0,5$: economía *wage-led* con oscilaciones divergentes.
5. A la derecha del eje de las ordenadas y por encima de $a2 = 4$: economía *profit-led* monótonamente inestable.

6. A la derecha del eje de las ordenadas, por debajo de $a_2 = 4$ y por encima de $a_2 = 1$: economía *profit-led* oscilante e inestable.

7. A la derecha del eje de las ordenadas, por debajo de $a_2 = 1$ y por encima de $a_2 = -0,5$: economía *profit-led* con oscilaciones convergentes.

8. A la derecha del eje de las ordenadas y por debajo de $a_2 = -0,5$: economía *profit-led* con oscilaciones divergentes.

Debe remarcarse que las regiones que implican un valor de $v_3 < 0$ carecen de sentido teórico¹⁵ porque representan un mecanismo inverso al de aceleración de la inversión. De esta manera, el rango paramétrico relevante para el análisis será el cuadrante superior derecho, delimitado por la recta $(1-b_2) + h_2(v_2-b_3) = 0$, y el eje de las abscisas. En esta región, los comportamientos convergentes son necesariamente oscilatorios (el área sombreada se encuentra por debajo de la curva $a_2 = 4$, la cual distingue oscilación de crecimiento o decrecimiento monótono) y las economías de tipo *wage-led* tienen menor probabilidad de oscilaciones estables.¹⁶

En términos económicos, cuanto mayor sea el efecto multiplicador o acelerador, menor será la probabilidad de obtener combinaciones paramétricas que produzcan oscilaciones convergentes (Pasinetti, 1960). No obstante esto, y a diferencia de los modelos tradicionales de ciclos de origen keynesiano (Harrod, 1936; Samuelson, 1939; Kaldor, 1940; Kalecki, 1971; Hicks, 1950), en este caso las condiciones de oscilación y estabilidad también se encuentran determinadas por el impacto de la puja distributiva sobre el consumo y la inversión (Skott, 1989).¹⁷ Si la actividad económica está empujada por los beneficios ($v_2 > b_3$), cuanto más intensa sea la puja distributiva (mayor sea h_2) mayor será la probabilidad de obtener oscilaciones convergentes. En este tipo de modelos, el multiplicador keynesiano estándar se transforma en un submultiplicador, en donde el tradicional efecto expansivo de la propensión marginal a consumir se amortigua por el efecto desacelerador del canal distributivo. Por el contrario, el multiplicador keynesiano se transforma en un supermultiplicador cuando la economía es *wage-led* y el canal distributivo, en lugar de amortiguar las oscilaciones, las amplifica.

¹⁵ Aunque dichos valores puedan observarse en la evidencia empírica.

¹⁶ Esto surge de comparar el tamaño de las áreas sombreadas a la izquierda y a la derecha del eje de las ordenadas (v_3).

¹⁷ Este efecto se incluye en el multiplicador extendido del modelo.

III.2. Volatilidad y duración del ciclo económico en economías cerradas

En las configuraciones paramétricas que determinan un discriminante negativo para la solución homogénea de la ecuación en diferencia de segundo orden (en la cual se concentra la mayor probabilidad de dinámica oscilatoria), es posible desarrollar un análisis pormenorizado de la volatilidad cíclica del empleo (*Vol*),¹⁸ definida en estos casos como:¹⁹

$$Vol = Ar^t \quad (17)$$

donde:

$$A = \sqrt{(N_{t=0} - Sp)^2 + \left[\frac{N_{t=1} - Sp - (N_{t=0} - Sp) \cdot (\sqrt{a2}/2)}{\text{sen}(\sqrt{a2}/2)} \right]^2} \quad (18)$$

$$r = \sqrt{a2} \quad (19)$$

y

$$S_p = \frac{CED}{1 + a1 + a2} \quad (20)$$

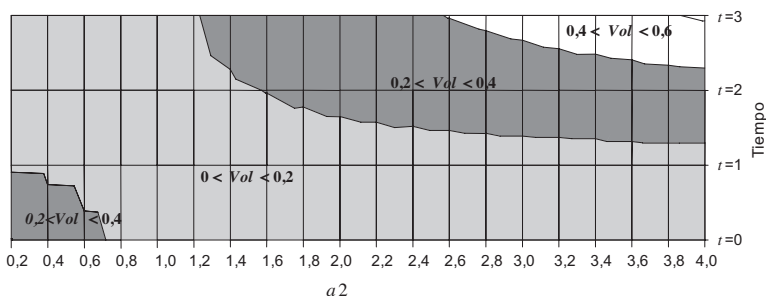
De esta forma se obtiene una expresión del tipo $Vol = Ar^t = g(a2)$, en donde la relación subyacente es de carácter no lineal. Mientras que la amplitud inicial del ciclo económico está dominada por A (que depende en general negativamente de $a2$, al menos para el rango relevante de análisis de oscilación $-0,5 < a2 < 4$); para el resto de los períodos la relación entre Vol y $a2$ será positiva al estar dominada por el término r^t (ver el ejemplo representado en el Gráfico 4).

Por otra parte, resulta importante señalar que en la representación trigonométrica de la solución homogénea de la ecuación en diferencias de segundo orden de N_t , la expresión formal de la volatilidad cíclica (Ar^t , ver Anexo 1), es igual a la envolvente superior del valor absoluto de la distancia entre el nivel de empleo en cada momento del tiempo (N_t) y la solución particular del mismo (Sp) (ver Gráfico 5).

¹⁸ Un análisis similar para el período cíclico del empleo se desarrolla en el Anexo 2.

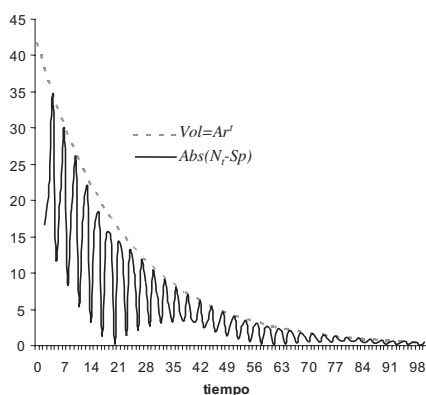
¹⁹ Para mayor detalle ver Anexo 1 (caso discriminante negativo).

Gráfico 4 / Impacto no lineal de a_2 sobre la volatilidad del ciclo del empleo

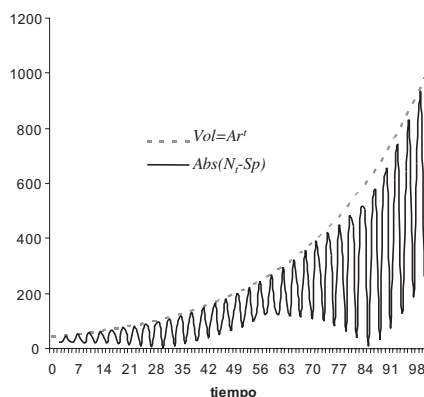


Nota: Para obtener los valores específicos de la volatilidad se asumieron las siguientes condiciones iniciales: $N_{t=0} = 8,1$ y $N_{t=1} = 8,05$; y la siguiente solución particular: $Sp = 8$.

Gráfico 5 / Evolución de la volatilidad del ciclo en entornos convergentes y divergentes



Caso 1: $-0.5 < a_2 < 1$: "Oscilaciones convergentes"



Caso 2: $1 < a_2 < 4$: "Oscilaciones divergentes"

Finalmente, si se deja de lado el momento inicial, en donde la amplitud del ciclo depende básicamente de la distancia existente entre las condiciones iniciales y la solución particular para el nivel de empleo, en el resto de los casos ($0 < t < \infty$) los factores macroeconómicos que incrementan la volatilidad del ciclo son los mismos que reducen la probabilidad de oscilaciones convergentes. En otras palabras, cuanto mayor sean los efectos keynesianos acelerador y multiplicador, mayor será la volatilidad del ciclo y menor será la probabilidad de oscilaciones convergentes (Pasinetti, 1983). Este resultado general puede ser compensado por una mayor puja distributiva si la economía examinada es de tipo *profit-led*. En el caso contrario, para reducir la volatilidad se requiere de una puja distributiva débil, materializada en un coeficiente h_2 lo suficientemente bajo.

IV. El ciclo económico en economías abiertas con regímenes cambiarios y monetarios alternativos

El siguiente paso consiste en incorporar al modelo los efectos propios de una economía abierta al comercio exterior con diferentes regímenes cambiarios y reglas de política monetaria. El objetivo es siempre el mismo, evaluar para cada esquema, la forma en que estos nuevos canales modifican los resultados anteriores en términos de volatilidad y estabilidad del ciclo económico.

Para cumplir con nuestra propuesta teórica se divide a la sección en dos configuraciones de política económica diferentes, que pretenden representar de forma esquemática la experiencia argentina durante los últimos años. En la subsección IV.1 se propone un modelo de economía abierta con tipo de cambio flexible (administrado para equilibrar la cuenta corriente) y restricciones a la movilidad de capitales externos (más cercano al esquema cambiario post-Convertibilidad). Mientras que en la subsección IV.2 se desarrolla un esquema de tipo de cambio fijo y libre movilidad de capitales, similar al vigente en la Convertibilidad.²⁰

IV.1. Dinámica cíclica del empleo en un modelo con tipo de cambio flexible, restricción a la movilidad de capitales y política monetaria autónoma.

Al avanzar desde un estudio de economía cerrada y sin dinero a otro de economía abierta y monetaria, emergen dos nuevos efectos que modifican la dinámica del producto y del empleo. El primero es de carácter real y está relacionado al comportamiento del comercio internacional, el segundo es de origen monetario y se vincula a los flujos internacionales de capitales y a la política monetaria.

Para actuar sobre el primer efecto, en esta sección se propone una regla cambiaria que consiste en ajustar el tipo de cambio nominal con el objetivo de obtener un tipo de cambio real que equilibre la balanza comercial. Respecto del segundo, se formula una política monetaria autónoma del sistema financiero internacional y de carácter contracíclica.

En términos matemáticos, el sistema de ecuaciones simultáneas incorpora una ecuación de exportaciones netas (XN_t) que dependen de un componente exógeno

²⁰ El orden de la exposición obedece al orden creciente de complejidad analítica de cada uno de los modelos.

($k0$); del tipo de cambio real (TCR_t)²¹ (efecto precios relativos), y de la absorción doméstica representada por Q_t (Alexander, 1952, 1959). Los niveles de sensibilidad de la balanza comercial respecto de estas variables se encuentran representados por $k1$ y $k2$ respectivamente (Harrod, 1933, 1973).

$$XN_t = X_t - M_t = k0 + k1.TCR_t - k2.Q_t = 0 \quad (21)$$

De la ecuación 21 se puede derivar el TCR que equilibra la balanza comercial.²² En este caso, la forma funcional posee un componente exógeno, representado por $k0/k1$, y otro que se relaciona de manera positiva con el ingreso doméstico a través de los coeficientes $k2/k1$.

$$TCR_t = -\frac{k0}{k1} + \frac{k2}{k1}Q_t \quad (22)$$

El nivel de TCR_t en este esquema se modifica por cambios en el valor nominal de la moneda doméstica que se trasladan de manera imperfecta a los precios internos (*pass through* imperfecto), este último impacto modifica el nivel de salarios reales en el período t . La relación inversa entre TCR_t y W_t , que se suma a los efectos de economía cerrada, cuenta con numerosos antecedentes en los estudios estructuralistas sobre los efectos redistributivos de las devaluaciones (Braun y Joy, 1968; Diaz Alejandro, 1963; Canitrot, 1975; Diamand, 1973; Krugman y Taylor, 1978).

$$W_t = h1 + h2.Q_t - h4.TCR_t \quad (23)$$

En términos financieros, el esquema propuesto se basa en una configuración institucional que posee una restricción a la movilidad internacional de capitales y una regla de política monetaria contracíclica,²³ representada en este caso por una tasa de interés (i_t), que varía en la misma dirección que el producto doméstico.

$$i_t = x0 + x2.Q_t \quad (24)$$

²¹ Definido como (Tipo de cambio nominal * Precios internacionales)/(Precios internos).

²² Esta linearización de la verdadera dinámica no lineal del tipo de cambio en economías con estructuras productivas desequilibradas, tiene la limitación de no poder capturar relaciones más complejas entre tipo de cambio real y exportaciones netas, propia de períodos asociados al entorno de las crisis cambiarias.

²³ Lo cual no necesariamente refleja la política monetaria de la post-Convertibilidad pero si da cuenta de la mayor autonomía de la política monetaria bajo el presente esquema cambiario.

Con el ingreso explícito del dinero en el sistema, la función de acumulación de capital productivo presentada en el modelo de economía cerrada (ecuación 3), se modifica para incorporar el costo de oportunidad de los fondos entre sus determinantes. Esta relación inversa entre tasa de interés e inversión tiene un consenso amplio en la teoría económica a partir de Keynes (1936) y Hicks (1937).

$$I_t = v1 + v2.B_t + v3.(Q_{t-1} - Q_{t-2}) - v4.i_t \quad (25)$$

El modelo se completa con la ecuación 1', que describe los componentes de la demanda agregada en economía abierta con comercio exterior equilibrado, y con las ecuaciones para el consumo agregado, los beneficios por trabajador y el nivel de empleo que provienen del modelo de economía cerrada:

$$Q_t = C_t + I_t + X_t - M_t = C_t + I_t \quad (1')$$

La forma reducida de la ecuación dinámica del empleo en este modelo es la siguiente:

$$N_t = -a1_{TCRflex} \cdot N_{t-1} - a2_{TCRflex} \cdot N_{t-2} + CED_{TCRflex} \quad (26)$$

Donde:

$$a2_{TCRflex} = \frac{v3}{\left[(1-b2) + h2.(v2-b3) \right] + \left[v4.x2 + (b3-v2)h4.\frac{k2}{k1} \right]} = -a1_{TCRflex} \quad (27)$$

$$CED_{TCRflex} = - \frac{\left[(b3-v2).(\overline{PROD} - h1) - b1 + v4.x0 - v1 \right] k1 + h4.k0.(v2-b3)}{\left\{ \left[(1-b2) + h2.(v2-b3) \right] + \left[v4.x2 + (b3-v2)h4.\frac{k2}{k1} \right] \right\} \cdot \overline{PROD}} \quad (28)$$

Si bien las condiciones generales de oscilación y estabilidad son las mismas de economía cerrada (ver Tabla 1), las condiciones específicas, en términos de los parámetros estructurales del modelo, incorporan algunas modificaciones que se analizan en la siguiente sección.

IV.1.a. Condiciones de estabilidad y patrones de oscilación

Al igual que en el caso de economía cerrada, cuanto mayores sean los efectos acelerador y multiplicador, menor será la probabilidad de obtener oscilaciones convergentes. Sin embargo, el nuevo modelo incorpora dos canales adicionales para el análisis de estabilidad:

1. Un canal monetario/financiero de carácter estabilizante (dada la regla monetaria asumida para la tasa de interés).
2. Un canal comercial que puede resultar estabilizante o no, dependiendo de su impacto sobre el multiplicador extendido del modelo:

$$M^* = \frac{1}{\left[(1-b_2) + h_2 \cdot (v_2 - b_3) \right] + \left[v_4 \cdot x_2 + (b_3 - v_2) h_4 \cdot \frac{k_2}{k_1} \right]} \quad (29)$$

2.1. Si la economía es *profit-led*, este canal será desestabilizante requiriéndose, para lograr oscilaciones convergentes, que el efecto del producto sobre los salarios a través del tipo de cambio $(h_4 \cdot \frac{k_2}{k_1})$ sea lo más pequeño posible.

2.2. Por el contrario, si la economía es *wage-led* el canal comercial se volverá tanto más estabilizante cuanto mayor sea $h_4 \cdot \frac{k_2}{k_1}$.

En otras palabras, a los factores examinados en el caso de economía cerrada se le agrega ahora un efecto monetario/financiero estabilizante y otro comercial. Este último incrementa las probabilidades de oscilaciones convergentes en proporción directa a la importancia de los salarios en el crecimiento de la demanda agregada ($b_3 > v_2$).

Las ganancias y pérdidas de regiones paramétricas de estabilidad, cuando el efecto neto del producto sobre el salario real es positivo ($h_2 > h_4 \cdot k_2/k_1$), se representan en el Gráfico 6 de la siguiente manera.

El panel (a) explicita que si se abre la economía de la manera en que se describe en la presente sección, surge un efecto estabilizante en regímenes de tipo *wage-led* y de carácter indeterminado en economías *profit-led* (desestabilizante si el efecto comercial es mayor que el efecto financiero).

Sin embargo, cuando el efecto neto del producto sobre el salario real es negativo ($h_2 < h_4.k_2/k_1$) las condiciones paramétricas de estabilidad se modifican sustancialmente, como se puede apreciar en el Gráfico 6 (panel b).

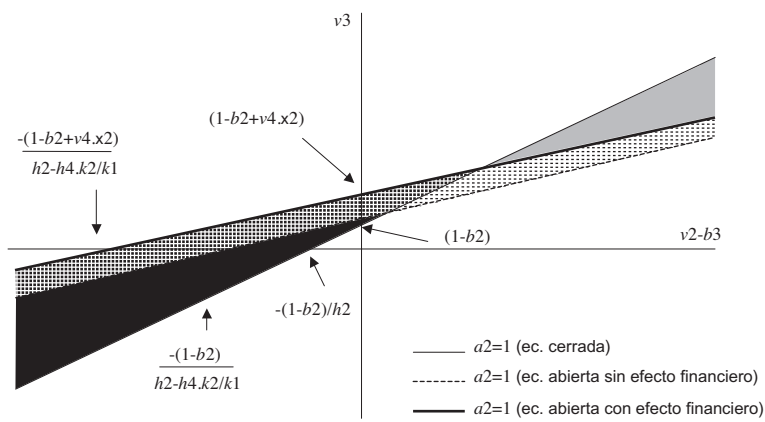
En resumen, si el efecto neto del producto sobre el salario real es positivo ($h_2 > h_4.k_2/k_1$), la apertura de la economía, con un régimen de tipo de cambio flexible y restricción a la movilidad de capitales, incrementa la región de estabilidad de los esquemas de crecimiento impulsados por los salarios en desmedro de los regímenes *profit-led*. No obstante esto, los modelos en los cuales la demanda se encuentra impulsada por los beneficios mantendrán una mayor probabilidad relativa de oscilaciones convergentes.²⁴

Sin embargo, si los efectos indirectos del producto sobre los salarios (a través del canal cambiario) predominan por sobre el impacto directo “de economía cerrada” ($h_2 < h_4.k_2/k_1$), las pendientes de las restricciones de estabilidad de economía abierta cambian de signo. Esto determina que la probabilidad de oscilaciones convergentes se incremente a medida que aumenta la sensibilidad relativa del consumo a los salarios respecto de la inversión (es decir, cuanto mayor sea $b_3 - v_2$).

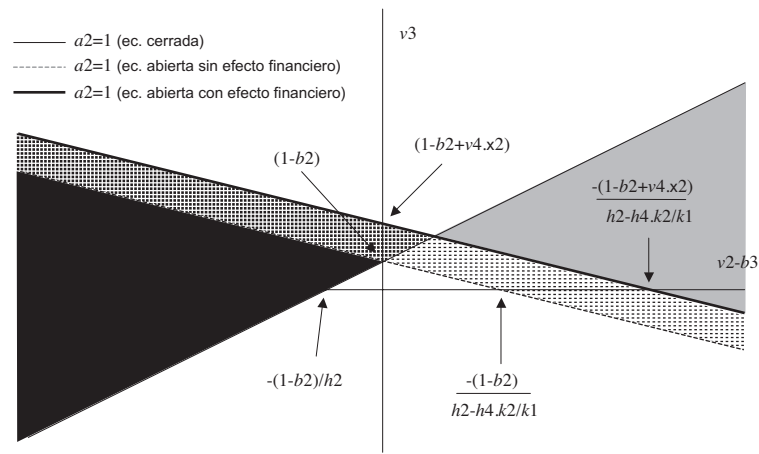
Si el efecto neto del producto sobre los salarios reales sigue siendo positivo (al igual que en economía cerrada), la dinámica del ciclo económico puede describirse de la siguiente manera. En el caso de una economía impulsada por los salarios ($b_3 > v_2$), un aumento del producto entre $t-2$ y $t-1$ incrementa la inversión y el producto en t . Esto aumenta los salarios reales y disminuye los beneficios lo que, finalmente, se traduce en una mayor demanda agregada que genera una nueva ronda de variaciones. Por el contrario, en una economía *profit-led*, el incremento de salarios resultante del aumento en el nivel de producción en t hace caer los beneficios (y con ellos la inversión) en una mayor proporción de lo que crece el consumo, dando lugar a una reversión en la dinámica de la demanda agregada. De lo anterior se desprende que este último tipo de economías genera endógenamente mayores fuerzas de amortiguación de las oscilaciones cíclicas (mayor probabilidad de oscilaciones convergentes). Si bien en ambos regímenes de demanda la estabilidad dinámica requiere que los efectos acelerador y multiplicador

²⁴ Disminuye la pendiente de la restricción de estabilidad pero continúa siendo positiva, determinando que el área de combinaciones paramétricas que da lugar a oscilaciones estables aún continúe creciendo a medida que la economía se vuelve más *profit-led*.

Gráfico 6 / Ganancias y pérdidas de estabilidad al pasar de economía cerrada a economía abierta con tipo de cambio flexible y restricción a la movilidad de capitales



(a) $h_2 > h_4.k_2/k_1$



(b) $h_2 < h_4.k_2/k_1$

- Ganancia de estabilidad por canal comercial
- + Pérdida de estabilidad por canal comercial
- + Ganancia de estabilidad por canal financiero
- + Ganancia total de estabilidad
- Pérdida total de estabilidad

keynesiano tradicional sean acotados, este requisito es más limitante para el caso de los regímenes *wage-led* (aunque menos restrictivos que en el caso de economía cerrada).

Sin embargo, cuando el efecto neto del producto sobre los salarios reales se vuelve negativo (por el predominio del “canal cambiario” por sobre el impacto de economía cerrada), los resultados se revierten completamente. Si la economía es impulsada por los salarios, un aumento del producto entre $t-2$ y $t-1$ incrementa la inversión y el producto en t . En este caso disminuyen los salarios reales, aumentan los beneficios y se reduce la demanda agregada (revirtiendo así la dinámica cíclica obtenida para el caso de $h_2 > h_4.k_2/k_1$). Cuando la demanda se encuentra impulsada por los beneficios, esta nueva configuración paramétrica da lugar a una configuración cíclica en la cual el incremento inicial de la producción, al reducir los salarios e incrementar los beneficios, genera una nueva ronda de aumentos en el nivel de producto. Finalmente, el régimen *profit-led* es el que presenta mayor probabilidad de oscilaciones divergentes, volviéndose tanto más inestables cuanto mayor sea el efecto indirecto del producto sobre los salarios reales a través del *canal cambiario*.

IV.1.b. Los efectos sobre la volatilidad del ciclo económico

El pasaje de economía cerrada a economía abierta con tipo de cambio flexible y restricciones a la movilidad financiera, genera nuevos efectos sobre la volatilidad del ciclo del empleo a través de dos canales propios de economía abierta: el financiero y el comercial.

Canal financiero: independientemente del régimen de demanda subyacente al modelo, el canal financiero incorporado en esta subsección reduce la volatilidad del ciclo del empleo (ecuación 30). No obstante esto, su efecto estabilizante será mayor en economías *wage-led* cuanto mayor sea el impacto neto positivo del producto sobre los salarios reales ($h_2 > h_4.k_2/k_1$). En caso contrario, si ($h_2 < h_4.k_2/k_1$) el efecto amortiguador de este canal favorecerá principalmente a las economías impulsadas por los beneficios (Gráfico 7).²⁵

$$\frac{\partial r}{\partial x_2} = -\frac{1}{2} \frac{\sqrt{v_3.v_4}}{\left[(1-b_2)+v_4.x_2+(v_2-b_3).(h_2-h_4.k_2/k_1)\right]^{1.5}} < 0 \quad (30)$$

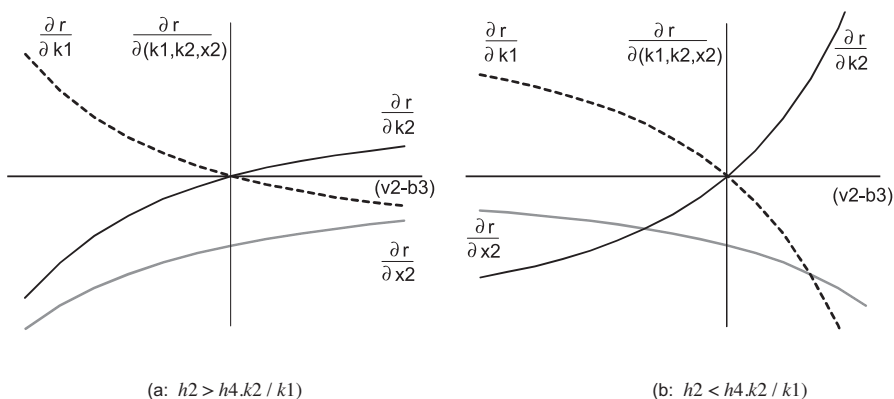
²⁵ Para un mayor detalle acerca de la definición de r , ver Anexo 1.

Canal comercial: cuando el impacto del producto en la cuenta corriente (efecto ingreso = k_2) es elevado, las oscilaciones cíclicas tenderán a ser más acotadas en esquemas *wage-led* que en los regímenes de tipo *profit-led*. Por el contrario, a medida que crece el efecto precio del canal comercial (representado por k_1),²⁶ la amplitud del ciclo del empleo será elevada en los modelos *wage-led* y acotada en las economías impulsadas por los beneficios (ver ecuaciones 31 y 32). Si el efecto indirecto del producto sobre los salarios, a través del canal comercial, supera al efecto directo de economía cerrada ($h_2 < h_4.k_2/k_1$, panel b del Gráfico 7), entonces el impacto amortiguador de k_2 sobre las oscilaciones del ciclo económico en los regímenes de tipo *wage-led* será más intenso. De manera análoga, aunque contrapuesta, cuando $h_2 > h_4.k_2/k_1$ (panel a del Gráfico 7), lo que se intensifica será el efecto amortiguador de k_1 en las economías impulsadas por los beneficios.

$$\frac{\partial r}{\partial k_2} = -\frac{1}{2k_1} \frac{\sqrt{v_3}h_4.(b_3-v_2)}{[(1-b_2)+v_4.x_2+(v_2-b_3).(h_2-h_4.k_2/k_1)]^{1.5}} \begin{cases} >0 \text{ si } v_2 > b_3 \\ <0 \text{ si } b_3 > v_2 \end{cases} \quad (31)$$

$$\frac{\partial r}{\partial k_1} = \frac{1}{2k_1^2} \frac{\sqrt{v_3}h_4.k_2.(b_3-v_2)}{[(1-b_2)+v_4.x_2+(v_2-b_3).(h_2-h_4.k_2/k_1)]^{1.5}} \begin{cases} <0 \text{ si } v_2 > b_3 \\ >0 \text{ si } b_3 > v_2 \end{cases} \quad (32)$$

Gráfico 7 / Efectos de la apertura comercial sobre la volatilidad del ciclo económico en un esquema de tipo de cambio flexible y restricciones a la movilidad de capitales



²⁶ k_1 es el impacto del tipo de cambio real sobre las exportaciones netas.

Puesto en otros términos, el efecto estabilizante de la apertura comercial en las economías *wage-led* será tanto más intenso cuanto mayor sea la variación del TCR necesaria para equilibrar la cuenta corriente ante un aumento inicial del producto (mayor sea k_2 y menor sea k_1). Esta variación del tipo de cambio generará una reducción en el salario real (proporcional a h_4) que tenderá a compensar el incremento en el mismo generado por el efecto tradicional de economía cerrada mediado por h_2 (es decir: mayor producto, mayor empleo, mayor salario real). Sin el canal comercial, la dinámica salarial generará una mayor amplitud de las oscilaciones cíclicas y una mayor probabilidad de movimientos monótonos inestables.

En el caso de las economías *profit-led* el razonamiento es exactamente opuesto. Cuanto mayor sea la tasa de depreciación necesaria del TCR para equilibrar la cuenta corriente, mayor será el incremento de los beneficios ante un aumento cualquiera del producto. Esto provocará un aumento de la volatilidad a través de sus efectos positivos sobre la demanda agregada (por $v_2 > b_3$).

Como conclusiones de los distintos casos examinados puede postularse que cuando el canal comercial es lo suficientemente significativo como para determinar márgenes de beneficios por trabajador procíclicos, los regímenes de tipo *wage-led*, que en economías cerradas eran más volátiles e inestables, presentan oscilaciones más acotadas y una mayor probabilidad de ciclos convergentes que los regímenes de tipo *profit-led*.

IV.2. Forma dinámica cíclica con tipo de cambio fijo y libre movilidad de capitales

En este apartado se evalúan las ganancias y pérdidas de estabilidad y de volatilidad del empleo que se producen cuando el tipo de cambio nominal se supone fijo y se eliminan las restricciones a la movilidad de capitales. Dicho esquema, inspirado en la convertibilidad, se representa a través de tres tipologías de ecuaciones estructurales.

En el primer grupo se encuentran las variables cuyo comportamiento, en este modelo, no depende directamente del grado de apertura comercial de la economía, como son el consumo, la inversión y las identidades contables de beneficios por persona ocupada y de empleo. En este caso las formas funcionales son las mismas que en economía cerrada.

El segundo grupo de ecuaciones son aquellas de economía abierta que no dependen de la forma de apertura elegida (según régimen cambiario y monetario/financiero). Esta característica se observa en el comportamiento de las exportaciones netas y en la identidad contable del producto.

El tercer grupo está compuesto por variables que dependen del modelo de apertura propuesto. Dentro del mismo se encuentran: el tipo de cambio real, los salarios reales y la tasa de interés real.

El tipo de cambio real, que en este caso tiene implícito un comportamiento inverso al de una ecuación de precios internos con un margen sobre los costos variables procíclico. Con esta conducta empresarial, cuando la economía crece los precios internos aumentan, el tipo de cambio real se aprecia (ecuación 33), y el salario real disminuye (ecuación 34) (ver Kaldor 1956, 1959; y Bhaduri, 2008).

$$TCR_t = g1 - g2.Q_t \quad (33)$$

En relación al comportamiento de los salarios, $h3$ representa el grado de indexación de los salarios al nivel de precios (Boyer, 1993). En concordancia con la ecuación anterior se supone que $h3$ es positivo y que, por lo tanto, los aumentos de precios generan redistribuciones del ingreso a favor del capital.

$$W_t = h1 + h2.Q_t + h3.TCR_t \quad (34)$$

Por último, en un escenario de libre arbitraje internacional de capitales, se supone que la tasa de interés real doméstica supera a la internacional en un valor que depende del riesgo de *default* (aproximado aquí por el cambio en el nivel de producto) junto a las expectativas de devaluación (vinculadas con el saldo de la balanza comercial). Ambos efectos, representados por $x1.Q_t - x3.XN_t$, aproximan linealmente los cambios en el ratio Deuda Externa/PBI.

$$i_t = x0 - x1.Q_t - x3.XN_t \quad (35)$$

La forma reducida de la ecuación de empleo en este modelo es la siguiente:

$$N_t = -a1_{TCNfijo}.N_{t-1} - a2_{TCNfijo}.N_{t-2} + CED_{TCNfijo} \quad (36)$$

Donde:

$$a2_{TCNfijo} = \frac{v3}{[(1-b2)+h2.(v2-b3)] + \left\{ [v4.(x3.k2-x1+x3.k1.g2)] + [k2+(b3-v2).h3.g2+g2.k1] \right\}} = -a1_{TCNfijo} \quad (37)$$

$$CED_{TCNfijo} = - \frac{[(-1-v4.x3.k1+(v2-b3).h3).g1+(\overline{PROD}-h1).(b3-v2)+v4.x0-v1-b1]}{[(1-b2)+h2.(v2-b3)] + \left\{ [v4.(x3.k2-x1+x3.k1.g2)] + [k2+(b3-v2).h3.g2+g2.k1] \right\}. \overline{PROD}} \quad (38)$$

IV.2.a. Condiciones de estabilidad y patrones de oscilación

En esta nueva especificación del modelo, las condiciones de oscilación y estabilidad seguirán dependiendo de la combinación de los efectos “acelerador y multiplicador”, aunque, en este caso, con una versión extendida del multiplicador de economía abierta que incorpora las siguientes características:

1. Un efecto tradicional de economía cerrada, determinado por la magnitud del término $[(1-b2)+h2.(v2-b3)]$ (propensión marginal a ahorrar y puja distributiva).
2. Un efecto financiero calculado bajo el supuesto de libre movilidad de capitales $[v4.(x3.k2-x1+x3.k1.g2)]$.
3. Un mecanismo de amplificación/amortiguación de carácter comercial dado por el término $[k2+(b3-v2).h3.g2+g2.k1]$.

El primer mecanismo, que representa los efectos del multiplicador keynesiano y la puja distributiva, tendrá las características desestabilizantes oportunamente mencionadas (tanto más intensas cuanto mayor sea el mecanismo acelerador $v3$).

El nuevo canal financiero, monótonamente estabilizante en el caso anterior, aquí presenta un efecto indefinido sobre la estabilidad del ciclo económico, que depende de la importancia relativa de los efectos directos e indirectos del producto sobre la tasa de interés. A diferencia del caso anterior, existe la posibilidad de un canal financiero desestabilizante cuando predomina el efecto directo ($x1 > x3.k2 + x3.k1.g2$: mayor producción, menor ratio cuenta corriente-PBI, mayor solvencia financiera, menor riesgo país, menor tasa de interés, mayor inversión, mayor producción). Por el contrario, cuando prevalecen los efectos indirectos, el canal financiero será estabilizante ($x1 < x3.k2 + x3.k1.g2$: mayor producción, más importaciones y apreciación cambiaria real, ambos efectos deterioran la cuenta

corriente incrementan la fragilidad financiera y con ella aumentan la tasa de interés, disminuyendo la inversión y revirtiendo la dinámica del ciclo productivo).²⁷

De manera similar, el nuevo canal comercial incluye no solamente el impacto del producto sobre la demanda agregada, a través de sus efectos sobre el tipo de cambio y los salarios reales (único efecto en el caso anterior de economía abierta con tipo de cambio flexible y restricción a la movilidad de capitales), sino también la incidencia del PBI sobre la cuenta corriente, tanto a través del efecto ingreso como también del ajuste del tipo de cambio real. Con estas modificaciones, el canal comercial tenderá a ser más estabilizante que con tipo de cambio flexible y restricción a la movilidad de capitales, independientemente del carácter *wage-led* o *profit-led* de la demanda agregada.²⁸

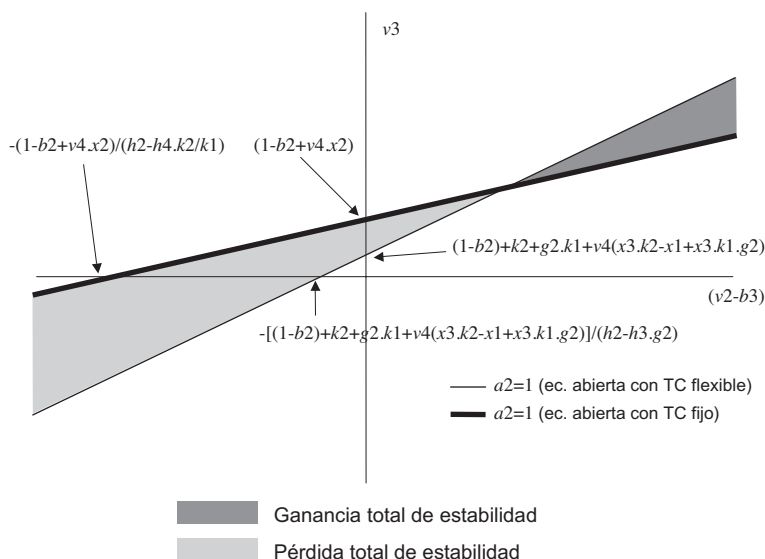
Lo anterior es especialmente relevante en aquellas economías en las cuales existe capacidad ociosa y restricción de divisas. Bajo tales circunstancias, $g2.h3$ (que identifica al impacto del producto sobre los salarios reales a través de la inflación de demanda en el modelo de tipo de cambio fijo) tenderá a ser pequeño en relación al ratio $k2/k1.h3$ (impacto del producto sobre los salarios reales a través de la inflación cambiaria en el modelo de tipo de cambio flexible). De esta manera, con tipo de cambio fijo la importancia del régimen de demanda (*wage-led/profit-led*) en el impacto del canal comercial sobre las condiciones de estabilidad del ciclo del empleo será más acotada que con tipo de cambio flexible.

Para analizar las condiciones de estabilidad del nuevo modelo se optó por compararlo con el régimen de tipo de cambio flexible con restricciones a la movilidad de capitales del caso anterior. En la representación sencilla del Gráfico 8 se asume el caso más probable de que: 1) el impacto directo –y positivo– del producto sobre los salarios reales es mayor que su efecto negativo indirecto ($h2 > h3.g2$); 2) el canal financiero es desestabilizante cuando existe tipo de cambio fijo y libre movilidad de capitales ($x1 > x3.k2 + x3.k1.g2$); y 3) la inflación cambiaria, en el caso de tipo de cambio flexible, es mayor que la inflación de demanda con tipo de cambio fijo ($h4.k2/k1 > h3.g2$).

²⁷ Nótese que, en este como en otros casos examinados a lo largo del artículo, las condiciones necesarias para obtener oscilaciones cíclicas convergentes (mayor estabilidad) no necesariamente implican un resultado deseable en materia de crecimiento de largo plazo.

²⁸ Propiedad crítica para el análisis del impacto del canal comercial sobre las condiciones de estabilidad en el caso anterior.

Gráfico 8 / Ganancias y pérdidas de estabilidad al pasar de tipo de cambio flexible y restricción a la movilidad de capitales a tipo de cambio fijo y libre movilidad de capitales, en el caso de $h_2 > h_3.g_2$, $x_1 > x_3.h_2 + x_3.k_1.g_2$ y $h_4.k_2/k_1 > h_3.g_2$



En conclusión, bajo supuestos plausibles de configuraciones paramétricas para economías subdesarrolladas con capacidad ociosa y restricción de divisas (Gráfico 8), el pasaje desde un esquema de tipo de cambio flexible y restricción a la movilidad de capitales hacia un régimen de tipo de cambio fijo con movilidad perfecta de capitales, reduce significativamente la probabilidad de oscilaciones cíclicas convergentes en modelos de tipo *wage-led*, pero lo incrementa en el caso de configuraciones de demanda impulsadas por los beneficios.

IV.2.b. Los efectos sobre la volatilidad del ciclo del empleo de pasar de un esquema de tipo de cambio flexible y restricciones a la movilidad de capitales a otro de tipo de cambio fijo y libre movilidad de capitales

La nueva configuración de las ecuaciones estructurales, que determinan el caso de una economía abierta con tipo de cambio fijo y libre movilidad de capitales, modifica sensiblemente el impacto de cada uno de los parámetros relevantes sobre la volatilidad del ciclo económico en relación al caso anterior.

Respecto al **canal financiero**, la libre movilidad de capitales asociada al nuevo esquema de tipo de cambio fijo aumenta la volatilidad del ciclo económico, siempre que la tasa de interés se comporte de manera contracíclica. En otras palabras, la volatilidad aumenta toda vez que el efecto directo del producto sobre la tasa de interés (en este caso negativo) sea superior a su efecto indirecto positivo a través de las exportaciones netas (ver ecuaciones 39 y 40).

$$\frac{\partial r}{\partial x1} = \frac{1}{2} \frac{\sqrt{v3} \cdot v4}{\left\{ \left[(1-b2) + h2 \cdot (v2-b3) \right] + \left\{ \left[v4 \cdot (x3 \cdot k2 - x1 + x3 \cdot k1 \cdot g2) \right] + \left[k2 + (b3-v2) \cdot h3 \cdot g2 + g2 \cdot k1 \right] \right\} \right\}^{1.5}} > 0 \quad (39)$$

$$\frac{\partial r}{\partial x3} = -\frac{1}{2} \frac{\sqrt{v3} \cdot v4 \cdot (k2 + k1 \cdot g2)}{\left\{ \left[(1-b2) + h2 \cdot (v2-b3) \right] + \left\{ \left[v4 \cdot (x3 \cdot k2 - x1 + x3 \cdot k1 \cdot g2) \right] + \left[k2 + (b3-v2) \cdot h3 \cdot g2 + g2 \cdot k1 \right] \right\} \right\}^{1.5}} < 0 \quad (40)$$

En lo que concierne al **canal comercial**, mientras que el mismo podría incrementar la volatilidad en el esquema anterior de tipo de cambio flexible y restricción a la movilidad de capitales,²⁹ bajo esta nueva configuración el incremento de cualquiera de estos dos parámetros disminuirá la volatilidad del ciclo económico, independientemente del régimen de demanda subyacente. Ello es así debido a que, al asumir la existencia de un tipo de cambio nominal fijo, el resultado de la cuenta corriente no tiene efectos directos sobre los salarios reales. En consecuencia, los efectos del canal comercial sobre la volatilidad macroeconómica son independientes del régimen de demanda, que sólo puede mediar en la relación si existe alguna variación del salario real y/o de los beneficios (ver ecuaciones 41 y 42).

$$\frac{\partial r}{\partial k1} = -\frac{1}{2} \frac{\sqrt{v3} \cdot g2 \cdot (v4 \cdot x3 + 1)}{\left\{ \left[(1-b2) + h2 \cdot (v2-b3) \right] + \left\{ \left[v4 \cdot (x3 \cdot k2 - x1 + x3 \cdot k1 \cdot g2) \right] + \left[k2 + (b3-v2) \cdot h3 \cdot g2 + g2 \cdot k1 \right] \right\} \right\}^{1.5}} < 0 \quad (41)$$

$$\frac{\partial r}{\partial k2} = -\frac{1}{2} \frac{\sqrt{v3} \cdot (v4 \cdot x3 + 1)}{\left\{ \left[(1-b2) + h2 \cdot (v2-b3) \right] + \left\{ \left[v4 \cdot (x3 \cdot k2 - x1 + x3 \cdot k1 \cdot g2) \right] + \left[k2 + (b3-v2) \cdot h3 \cdot g2 + g2 \cdot k1 \right] \right\} \right\}^{1.5}} < 0 \quad (42)$$

En forma complementaria al análisis previo, el pasaje hacia un esquema de tipo de cambio fijo con libre movilidad de capitales introduce una modificación

²⁹ A través de una mayor sensibilidad de las exportaciones netas al producto ($k2$), si el régimen de demanda era *profit-led*, y también a través de una mayor sensibilidad de las exportaciones netas al TCR ($k1$), si dicho régimen era *wage-led*.

sensible en la dinámica del TCR al incorporar, como nuevo determinante de la volatilidad macroeconómica, a la sensibilidad del margen de beneficios a la demanda agregada (g_2).

$$\frac{\partial r}{\partial g_2} = -\frac{1}{2} \frac{\sqrt{v_3} [x_3 k_1 v_4 + k_1 + (b_3 - v_2) h_3]}{\left\{ [(1-b_2) + h_2 (v_2 - b_3)] + \left\{ [v_4 (x_3 k_2 - x_1 + x_3 k_1 g_2)] + [k_2 + (b_3 - v_2) h_3 g_2 + g_2 k_1] \right\}^{1.5} \right\}^{1.5}} \begin{cases} > 0 & \text{si } A < 0 \\ < 0 & \text{si } A > 0 \end{cases} \tag{43}$$

donde: $A = x_3 k_1 v_4 + k_1 + (b_3 - v_2) h_3$

A medida que aumenta g_2 se incrementa la probabilidad de obtener un margen procíclico, el cual disminuirá la volatilidad cuando el régimen de demanda sea *wage-led*, pero la aumentará en el caso contrario (siempre y cuando el régimen de demanda sea lo suficientemente *profit-led* como para que $\frac{x_3 k_1 v_4 + k_1}{h_3} < (v_2 - b_3)$). El impacto de g_2 sobre la volatilidad es no lineal y creciente con la intensidad del impulso neto de los beneficios unitarios sobre la demanda agregada ($v_2 - b_3$). Este efecto será creciente a tasas crecientes cuando el *markup* sea procíclico, a tasas constantes cuando sea acíclico y a tasas decrecientes en los casos de *markup* contracíclico.

A modo de resumen, la Tabla 2 presenta los resultados obtenidos en relación a los determinantes de la volatilidad del ciclo económico en cada uno de los esquemas de política económica analizados y para regímenes de demanda alternativos. La comparación se realiza con respecto a las conclusiones obtenidas para el caso de economía cerrada.

Tabla 2/ Efectos sobre la volatilidad macroeconómica de los distintos canales de transmisión cíclica en economías abiertas, bajo esquemas cambiarios y regímenes de demanda alternativos

Régimen de demanda	Esquema cambiario	
	Tipo de cambio flexible	Tipo de cambio fijo
	Canal Comercial	
Impulsado por los salarios reales	Disminuye	Disminuye
Impulsado por los beneficios	Aumenta	
	Canal Financiero	
Ambos	Disminuye	Indefinido (disminuye si el efecto directo del producto sobre la tasa es menor que el indirecto a través de las exportaciones netas)

V. Estructura productiva desequilibrada y ciclo económico bajo esquemas cambiarios y monetarios alternativos

El objetivo en esta sección es tomar la EPD e incorporarla en los modelos de las secciones previas para analizar sus efectos sobre la volatilidad macroeconómica en regímenes de demanda *wage-led* y *profit-led*, con esquemas cambiarios y monetarios alternativos. Esto permitirá observar los comportamientos en cada caso y explicitar muchos de los supuestos implícitos en los modelos tradicionales aplicados al ciclo económico argentino.

En términos formales, asociaremos el perfil de una EPD a la existencia de un valor de ω estrictamente positivo, el cual generará los siguientes efectos (vía ecuaciones 44 y 45):³⁰

1. un valor de $k1$ menor que para el caso de las estructuras productivas homogéneas (EPH). Este efecto representa la poca sensibilidad del perfil de inserción internacional a los cambios en los precios relativos como consecuencia de: a) la baja elasticidad precio de la demanda interna de alimentos; b) la inelasticidad de la oferta de productos agrarios en el corto plazo; c) la baja elasticidad precio de las importaciones de insumos importados y maquinarias; y d) la falta de competitividad de muchas ramas del sector industrial doméstico incluso luego de una devaluación;
2. un valor de $k2$ mayor que el de las EPH. Efecto que refleja que la inserción internacional, exportadora de productos agropecuarios e importadora de insumos industriales, eleva la sensibilidad de la demanda de importaciones netas a los cambios en la actividad económica. Esto se debe a que, ante variaciones en el ingreso per cápita, la oferta de alimentos se modifica relativamente poco mientras que la demanda de bienes e insumos industriales aumenta sensiblemente (Prebisch, 1949).³¹ En estas circunstancias, las exportaciones netas caen (aumentan) cuando el producto crece (disminuye) por el doble juego de la disminución de los saldos exportables y el incremento de las importaciones.³²

³⁰ Por simplicidad, en la formalización del nivel de heterogeneidad productiva y sus efectos sobre la dinámica del ciclo económico no se tomaron en cuenta la posible endogeneidad del mismo, tanto respecto del esquema cambiario-monetario seleccionado, como del régimen de demanda prevaleciente.

³¹ Por el contrario, en una EPH se espera que la elasticidad ingreso de las importaciones sea más acotada debido a la autoprovisión de ciertos insumos industriales y maquinaria en los períodos de crecimiento económico.

³² Esta caracterización debe verse como una simplificación de los principales efectos asociados. Sin embargo, ello no inhibe la posibilidad de que, bajo determinadas circunstancias, aún con exportaciones netas contracíclicas, las exportaciones puedan correlacionarse positivamente con el producto.

$$k1 = k1^{EPH} - j1.\omega \quad (44)$$

$$k2 = k2^{EPH} + j2.\omega \quad (45)$$

Al incorporar estas fórmulas a las expresiones formales de las secciones IV.1 y IV.2 obtenemos los sistemas de ecuaciones simultáneas que representan el comportamiento cíclico del empleo en Argentina bajo los esquemas cambiarios alternativo. El principal aporte de esta sección consiste en incorporar a los modelos desarrollados previamente la existencia de la EPD que históricamente ha caracterizado el perfil productivo de nuestro país (Diamand, 1973; Baun y Joy, 1968; etc.). En base a estos nuevos sistemas de ecuaciones simultáneas, se desarrolla a continuación una evaluación de los efectos de la EPD sobre la volatilidad y la estabilidad del ciclo económico.

V.1. Volatilidad cíclica y estabilidad macroeconómica en EPD

Los desequilibrios estructurales reducen la sensibilidad de las exportaciones netas a los precios relativos e incrementan la respuesta de las mismas a las variaciones en el producto. Estos dos efectos constituyen los dos canales a través de los cuales una mayor EPD puede incrementar o reducir la magnitud de las oscilaciones cíclicas.

El primer canal, que refleja la mayor elasticidad ingreso de las exportaciones netas en las EPD (efecto ingreso de la EPD), puede ser amortiguador o amplificador del ciclo económico dependiendo del régimen de demanda y el esquema cambiario subyacente. Con tipo de cambio fijo, siempre será estabilizante, en tanto que con tipo de cambio flexible tendrá este mismo efecto sólo si se combina con un régimen de demanda de tipo *wage-led* (será desestabilizante para economías tiradas por los beneficios).

El segundo canal, que da cuenta de la menor sensibilidad de las exportaciones netas a las variaciones en el tipo de cambio real (efecto precio de la EPD), será siempre desestabilizante en economías con tipo de cambio fijo. Con tipo de cambio flexible también puede ser desestabilizante, pero sólo si el régimen de demanda subyacente es de tipo *profit-led*.

De esta forma, bajo un esquema de tipo de cambio flexible, ambos canales operan de la misma manera: a mayor desequilibrio de la estructura productiva, mayor

volatilidad macroeconómica si el régimen de demanda es *wage-led* y menor magnitud de las oscilaciones cíclicas en el otro caso. Por el contrario, con tipo de cambio fijo estos canales tienen efectos contrapuestos entre sí e independientes del régimen de demanda, generando un resultado final de carácter indeterminado.

A continuación, examinamos en detalle el impacto de la EPD sobre la volatilidad cíclica y la estabilidad macroeconómica bajo estos dos esquemas cambiarios alternativos.

V.1.a. EPD, volatilidad cíclica y estabilidad macroeconómica bajo un esquema de tipo de cambio flexible y restricción a la movilidad de capitales

En modelos de tipo de cambio flexible con restricción a la movilidad de capitales, el impacto de la EPD sobre la volatilidad cíclica y la probabilidad de estabilidad macroeconómica viene dado por las siguientes expresiones:

$$\frac{\partial r^{TCflex}}{\partial \omega} = -\frac{h4.(b3-v2)\sqrt{v3}}{2.k1^2} \left\{ \frac{k1.j2+j1.k2}{\left[(1-b2)+v4.x2+(v2-b3)\left(h2-\frac{h4.k2}{k1} \right) \right]^{1.5}} \right\} \begin{cases} >0 \text{ si } v2 > b3 \\ <0 \text{ si } b3 > v2 \end{cases} \quad (46)$$

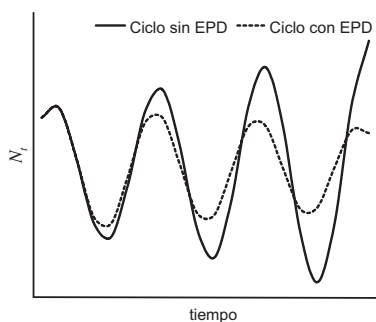
$$\frac{\partial v3^{TCflex}_{max}}{\partial \omega} = -\frac{h4.(v2-b3).(j1.k2^{EPH}+j2.k1^{EPH})}{k1^2} \begin{cases} <0 \text{ si } v2 > b3 \\ >0 \text{ si } b3 > v2 \end{cases} \quad (47)$$

Donde $r^{TCflex} = \sqrt{a2^{TCflex}}$ es el término que domina la magnitud de la volatilidad cíclica, definida genéricamente como AR^t , y $v3^{TCflex}_{max}$ es el valor de $v3$ para el cual $a2 = 1$ bajo tipo de cambio flexible. Es decir que es el máximo valor del acelerador que resulta compatible con una dinámica de oscilaciones convergentes (ver Anexo 1).

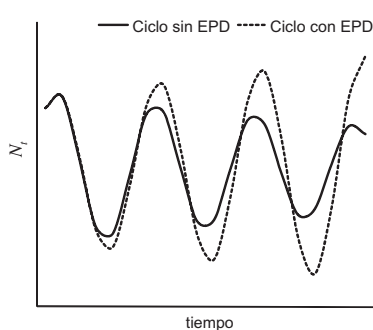
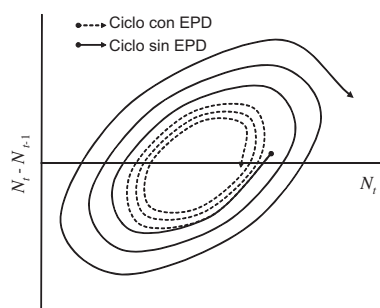
De las expresiones precedentes, se verifica que para que la EPD reduzca (aumente) la volatilidad (probabilidad de estabilidad) se requiere la coexistencia de un esquema cambiario flexible con un régimen de demanda de tipo *wage-led* ($b3 > v2$). En estos casos, la combinación de un $k1$ bajo y un $k2$ elevado (derivados de la EPD) determinan una mayor necesidad de depreciación cambiaria (para equilibrar el saldo del comercio exterior) ante cualquier incremento del producto. En un contexto dinámico, esto genera una mayor caída del salario real (en comparación al caso de EPH) y disminuye sensiblemente la tasa de

crecimiento de la demanda agregada, amortiguando así la dinámica preexistente del producto y el empleo. En economías *profit-led* sucede exactamente lo contrario: la caída del salario real ante cualquier incremento en el producto, acelerará la demanda agregada y desestabilizará tanto más la economía, cuanto mayor sea el desequilibrio de la estructura productiva (ver Gráfico 9).

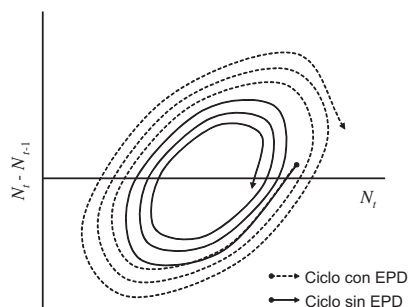
Gráfico 9 / Efecto de la EPD sobre la volatilidad cíclica y la estabilidad macroeconómica bajo tipo de cambio flexible con restricción a la movilidad de capitales y regímenes de demanda alternativos



(a) Régimen de demanda de tipo *wage-led*



(b) Régimen de demanda de tipo *profit-led*

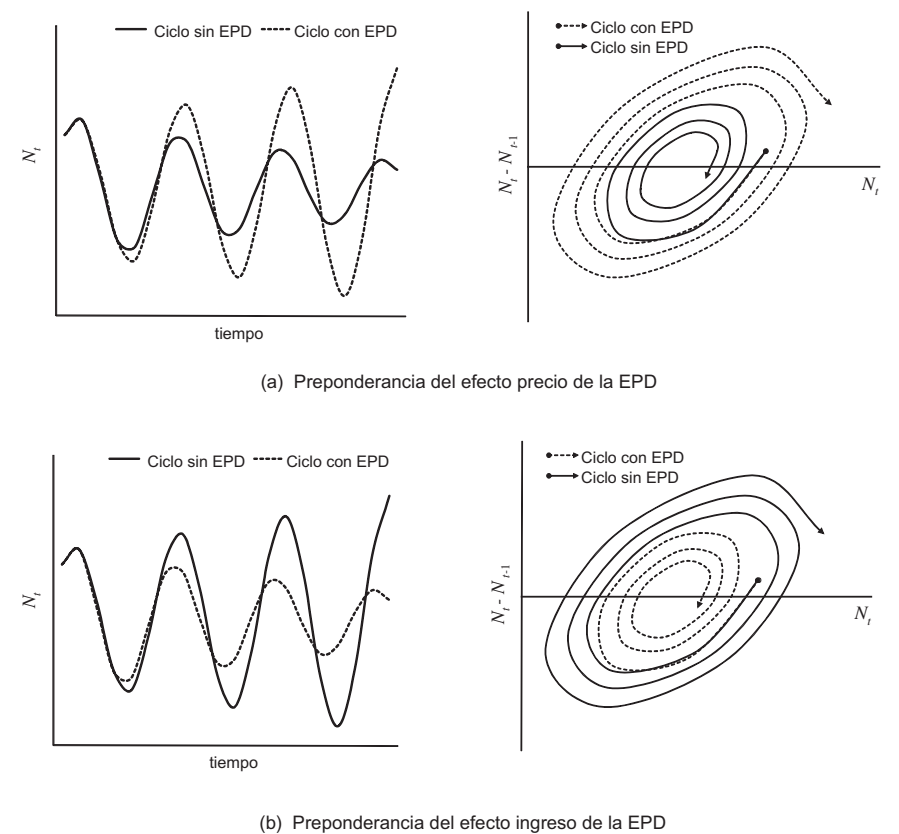


V.1.b. EPD, volatilidad cíclica y estabilidad macroeconómica bajo un esquema de tipo de cambio fijo y libre movilidad de capitales

Bajo un esquema de tipo de cambio fijo y libre movilidad de capitales, al disminuir k_1 como consecuencia de una EPD, la apreciación cambiaria que se genera en la etapa expansiva del ciclo tendrá un menor impacto negativo sobre la

competitividad precio de las exportaciones netas, limitando así el efecto compensador del sector externo sobre la dinámica expansiva preexistente. Por otro lado, una mayor EPD incrementa la elasticidad ingreso de las exportaciones netas (aproximada por k_2), lo que aumenta la importancia de este estabilizador automático del ciclo económico (al reducir en mayor magnitud este componente de la demanda agregada en las fases de crecimiento e incrementarla con mayor intensidad en las etapas depresivas). Si el primer efecto supera al segundo, la EPD (modelizada aquí como un aumento de ω) aumentará la volatilidad y la probabilidad de oscilación cíclicas no convergentes, tal y como se desprende de las siguientes ecuaciones:

Gráfico 10 / Volatilidad cíclica y la estabilidad macroeconómica con tipo de cambio fijo y libre movilidad de capitales, bajo supuestos alternativos respecto de la importancia relativa de los distintos canales de impacto de la EPD sobre el ciclo del empleo



$$\frac{\partial r^{TCfijo}}{\partial \omega} = -\frac{\sqrt{v3}}{2} \frac{(j2 - g2.j1).(1 + v4.x3)}{\left[\left[(1-b2) + h2.(v2-b3) \right] + \left[v4.(x3.k2 - x1 + x3.k1.g2) \right] + \left[k2 + (b3-v2).h3.g2 + g2.k1 \right] \right]^{1.5}} \begin{cases} > 0 & \text{si } j2 < g2.j1 \\ < 0 & \text{si } j2 > g2.j1 \end{cases} \quad (48)$$

$$\frac{\partial v3^{TCfijo}}{\partial \omega} = (j2 - g2.j1).(1 + v4.x3.) \begin{cases} < 0 & \text{si } j2 < g2.j1 \\ > 0 & \text{si } j2 > g2.j1 \end{cases} \quad (49)$$

Por otra parte, bajo este esquema cambiario y monetario, el régimen de demanda subyacente no define los signos de $\frac{\partial r^{TCfijo}}{\partial \omega}$ (impacto de la EPD sobre la volatilidad cíclica), pero sí tiene efectos sobre su valor absoluto. En este sentido, cuando el efecto directo y positivo del producto sobre los salarios reales ($h2$) es mayor que su efecto indirecto y negativo (a través del tipo de cambio real $-h3.g2$), entonces, una economía *profit-led* incrementa el denominador de la ecuación (48), reduciendo el impacto de la EPD (ya sea éste negativo o positivo, según $j2$ sea menor o mayor que $g2.j1$, respectivamente). Por el contrario, si los efectos indirectos son mayores que los directos, en ese caso el régimen de demanda *wage-led* disminuye la magnitud de los efectos de la EPD sobre la volatilidad (nuevamente, sean éstos positivos o negativos).

VI. Reflexiones finales

Durante el régimen de Convertibilidad los desequilibrios estructurales y la volatilidad del empleo aumentaron de manera significativa (Panigo, 2008), mientras que durante la post-Convertibilidad, la EPD y la magnitud de las oscilaciones cíclicas del empleo disminuyeron significativamente (Panigo y Neffa, 2009; Chena, 2010). Los modelos desarrollados en este artículo nos permiten indagar formalmente acerca de las causas de esta transformación y de la vinculación existente entre la volatilidad cíclica del empleo, el esquema cambiario-monetario, el régimen de demanda y la estructura productiva.

Entre los hallazgos más importantes del modelo, dados los supuestos y especificaciones formales adoptados, se desataca que:

1. La Convertibilidad incrementó la volatilidad del empleo agregado debido a la preponderancia de un canal financiero desestabilizante³³ por sobre un canal

³³ Que en un esquema de tipo de cambio fijo y libre movilidad de capitales se da cuando: $x1 > x3.k2 + x3.k1.g2$, es decir, mayor producción, menor ratio cuenta corriente-PBI, mayor solvencia financiera, menor riesgo país, menor tasa de interés, mayor inversión, mayor producción).

comercial débilmente estabilizante. Adicionalmente, la mayor volatilidad del nuevo régimen de acumulación pudo haberse magnificado por el incremento de los desequilibrios en la estructura productiva (si $j_2 < g_2, j_1$).³⁴

2. En el nuevo modelo de desarrollo post-Convertibilidad, la reducción de la volatilidad del empleo pudo obedecer, en términos de los modelos aquí desarrollados, a dos hipótesis alternativas:

a. Al hecho de que el nuevo esquema cambiario, que incluye un tipo de cambio nominal administrado junto a ciertas restricciones a la movilidad de capitales, se combinó con un régimen de demanda impulsado por los salarios, en donde tanto el canal comercial como el canal financiero estabilizan el ciclo del empleo;

b. A que dicho esquema cambiario se conjugó con un régimen de demanda impulsado por los beneficios y, además, los efectos estabilizantes del canal financiero fueron mayores que los efectos desestabilizantes del canal comercial; condición que tiene mayor probabilidad de cumplirse cuando se verifica una sensible reducción de la EPD.

³⁴ Es decir, si el efecto estabilizador de la EPD (relacionado a una mayor elasticidad ingreso de las exportaciones netas) es inferior a su efecto desestabilizador sobre el empleo (relacionado a una menor elasticidad precio de las exportaciones netas, ponderada por el impacto del producto sobre el tipo de cambio).

Referencias

Alexander, S. (1959); «Effects of a Devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches», *The American Economic Review*, 49(1), pp. 22-42.

Alexander, S. (1952); «The Effects of a Devaluation on a Trade Balance», IMF, Staff Papers 56/02.

Bhaduri, A. (2008); «On the Dynamics of Profit-led and Wage-led Growth», *Cambridge Journal of Economics*, 32(1), pp. 147-160.

Bhaduri, A. y S. Marglin, (1990); «Unemployment and the Real Wage: the Economic Basis for Contesting Political Ideologies», *Cambridge Journal of Economics*, vol.14, pp. 375-393.

Boyer, R. (2000); «Is A Finance-Led Growth Regime. A Viable Alternative to Fordism? A Preliminary Analysis», *Economy and Society*, 29(1), pp. 111-145.

Boyer, R. (1993); «D'une série de National Labour Standards à un European Monetary Standard? Théorie et Histoire Economiques Face à l'Intégration Monétaire Européenne». *Recherches Economiques de Louvain*, 59(1-2), pp. 119-153.

Boyer, R. (1988); «Formalizing Growth Regimes», en G. Dosi et al. (eds.), *Technical Change and Economic Theory*, Londres, Pinter Publishers.

Braun, O. y L. Joy (1968); «A Model of Economic Stagnation—A Case Study of the Argentine Economy», *The Economic Journal*, 78(312), pp. 868-887.

Canitrot, A. (1975); «La Experiencia Populista de Distribución de Ingresos», *Desarrollo Económico*, 15(59), pp. 331-371.

Chena, P. (2010); «La Heterogeneidad Estructural vista desde Tres Teorías Alternativas: el Caso de Argentina», *Comercio exterior*, 60(2), pp. 99-115.

Diamand, M. (1973); *Doctrinas Económicas, Desarrollo e Independencia*, Buenos Aires, Editorial Paidós.

Diamand, M. (1972); «La Estructura Productiva Desequilibrada y el Tipo de Cambio». *Desarrollo Económico*, 12(45), pp. 25-47.

Dornbusch, R. (1980); «Exchange Rate Rules and Macroeconomic Stability», NBER, Working Papers 0473.

Díaz Alejandro, C. (1963); «A Note on the Impact of Devaluation and the Redistributive Effect», *Journal of Political Economy*, 71(6), pp. 577-580.

Ferrer, A. (1969); «Desarrollo Industrial y Sector Externo», en T. Di Tella y T. Halperín Donghi (eds), *Los Fragmentos del Poder- De la oligarquía a la poliarquía argentina*, Buenos Aires, Editorial Jorge Alvarez.

Foley, D. y L. Taylor (2004); «A Heterodox Growth and Distribution Model», documento presentado en la conferencia Growth and Distribution de la Universidad de Pisa, June 16–19.

Frisch, R. (1933); «Propagation Problems and Impulse Problems in Dynamic Economics», en *Essays in Honour of Gustav Cassel*, Londres, Allen & Unwin.

Gabisch G. y L. Hans-Walter (1989); *Business Cycle Theory: A Survey of Methods and Concepts*, 2ª Edition Berlin, Springer-Verlag.

Gandolfo, G. (1980); *Economic Dynamics: Methods and Models. Advanced Textbooks in Economics*, Amsterdam, North Holland.

Goodwin, R. (1990); *Chaotic Economic Dynamics*, Oxford, Oxford University Press.

Goodwin, R. (1967); «A Growth Cycle», en C. Feinstein (ed), *Socialism, Capitalism and Economic Growth. Essays presented to Maurice Dobb*, Cambridge, Cambridge University Press.

Goodwin, R. (1951); «The Nonlinear Accelerator and the Persistence of Business Cycles», *Econometrica*, 19(1), pp. 1-17.

Harrod, R. (1973); *Dinámica Económica*, Madrid, Editorial Alianza.

Harrod, R. (1936); *The Trade Cycle: An Essay*. Oxford, Clarendon Press.

Harrod, R. (1933); *International Economics*, Cambridge, Cambridge University Press.

Hicks, J. (1950); *A Contribution to the Theory of the Trade Cycle*, Oxford, Oxford University Press.

Hicks, J. (1937); «Mr. Keynes and the Classics: A Suggested Interpretation», *Econometrica*, 5(2), pp. 147-159.

Kaldor, N. (1959); «Economic Growth and the Problem of Inflation». *Economica*, 26(103), pp. 287-98.

Kaldor, N. (1956); «Alternative Theories of Distribution», *Review of Economic Studies*, 23, pp. 83-100.

Kaldor, N. (1940); «A Model of the Trade Cycle», *Economic Journal*, 50(197), pp. 78-92.

Kalecki, M. (1971); *Ensayos Escogidos sobre la Dinámica de la Economía Capitalista 1933-1970*, México D. F., Fondo de Cultura Económica.

Kalecki, M. (1943); *Studies in Economic Dynamics*, Londres, George Allen and Unwin.

Kalecki, M. (1935); «A Macrodynamic Theory of Business Cycles», *Econometrica*, 3, pp. 327-344.

Keifman, S. (2005); «Tipo de Cambio y Empleo; a Treinta Años de Canitrot y Porto», trabajo presentado en las XL Jornadas de la AAEP, La Plata.

Keynes, J. (1936); *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Cambridge, Cambridge University Press / Royal Economic Society.

Krugman, P. y L. Taylor (1978); «Contractionary effects of devaluation», *Journal of International Economics*, 8(3), pp. 445-456.

Marrama, V. (1946); «Short Notes on a Model of the Trade Cycle», *Review of Economic Studies*, 14, pp. 34-40.

Nicolini Llosa J. (2007a); «Tipo de Cambio Dual y Crecimiento Cíclico en Argentina», *Desarrollo Económico*, 47(186), pp. 249-283.

Nicolini-Llosa, J. (2007b); *Essays on Argentina's Growth Cycle and the World Economy*, PHD Dissertation, University of Amsterdam.

Panigo, D. y J. Neffa (2009); «El Mercado de Trabajo Argentino en el Nuevo Modelo de Desarrollo», Documento de Trabajo del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de la Nación, Buenos Aires.

Panigo, D. (2008); *Volatilité Macroéconomique et Inégalité en Amérique Latine*, Tesis de doctorado de l'EHESS, Paris.

Pasinetti, L. (1983); *Crecimiento Económico y Distribución de la Renta. Ensayos de Teoría Económica*, Madrid, Alianza Editorial.

Pasinetti, L. (1962); «The Rate of Profit and Income Distribution in Relation to the Rate of Economic Growth», *Review of Economic Studies*, 29(4), pp. 267-79.

Pasinetti, L. (1960); «Cyclical Fluctuations and Economic Growth», *Oxford Economic Papers*, 12(2), pp. 18-50.

Porto, A. (1975); «Un Modelo Simple sobre el Comportamiento Macroeconómico Argentino en el Corto Plazo», *Desarrollo económico*, 59, pp. 353-371.

Pugno, M. (1998); «The stability of Thirlwall's Model of Economic Growth and the Balance-of-Payments Constraint», *Journal of Post. Keynesian Economics*, 20(4), pp. 559-581.

Samuelson, P. (1939); «Interactions between the Multiplier Analysis and the Principle of Acceleration», *Review of Economic Statistics*, 21, pp.75-78.

Sherman, H. (1979); «A Marxist Theory of Business Cycle», *Review of Radical Political Economics*, 11(1), pp 1-23.

Schydrowsky, D. (1993); «Foreign Exchange Regimes for Dutch Disease Prone LDCs», *Economics Department*, mimeo, The American University.

Serino, L. (2010); «Competitive diversification in resource abundant countries: Argentina after the collapse of the convertibility regime»; en *Capital Without Borders*, Ashwini Deshpande (ed.), Anthem Press, London, New York.

Sidrauski, M. (1968); «Devaluación, Inflación y Desempleo». *Económica*, 14(1-2), pp. 79-107.

Skott, P. (1989a); *Conflict and Effective Demand in Economic Growth*, Cambridge, Cambridge University Press.

Skott, P. (1989b); «Effective Demand Class Struggle and Cyclical Growth», *International Economic Review*, 30(1), pp. 231-47.

Szydlowski, M. (2002); «Time-to-Build in Dynamics of Economic Models I: Kalecki's model», *Chaos, Solitons and Fractals*, 14(5), pp. 697 - 703.

Uribe, M. (2003); «Real Exchange Rate Targeting and Macroeconomic Instability» *Journal of International Economics*, 59(1), pp. 137-159.

Villanueva, J. (1964); «Problemas de Industrialización con Restricciones en el Sector Externo», *Desarrollo Económico*, 4(14-15), pp. 171-182.

Anexos

Anexo 1 / Solución general de la ecuación en diferencia de segundo orden

La solución general a esta ecuación en diferencia de segundo orden se expresa como:

$$N_t = SH + S_p \quad (50)$$

En donde:

$$SH = A_1 x_t' + A_2 x_2' \quad (51)$$

$$S_p = \frac{CED}{1 + a_1 + a_2} \quad (52)$$

A_1 y A_2 son constantes arbitrarias que dependen de las condiciones iniciales y $x_{1,2} = \frac{a_1}{2} \pm \sqrt{a_1^2 - 4a_2}$, son las raíces de la ecuación característica representada por $x^2 + a_1 x + a_2$, cuyo discriminante es:

$$\Delta = (a_1^2 - 4a_2) = \frac{\{v^3 + 4.v^3[(b_3 - v_2)h_2 - (1 - b_2)]\}}{[(1 - b_2) + h_2(v_2 - b_3)]^2} \quad (53)$$

Caso 1: $\Delta > 0$

Dado que $a_1 = -a_2$, si $a_2 \in (-\infty, 0)$ o $a_2 \in (4, \infty)$, entonces $\Delta > 0$. En este caso las raíces de la solución de la ecuación característica son números reales que para nuestro modelo se definen como:

$$x_{1,2} = \frac{1}{2} \frac{v^3 \pm \sqrt{v^3 + 4.v^3[(b_3 - v_2)h_2 - (1 - b_2)]}}{(1 - b_2) + h_2(v_2 - b_3)} \quad (54)$$

Las constantes arbitrarias de la solución homogénea se obtienen a partir del siguiente sistema de ecuaciones:

$$N_{t=0} - S_p = A_1 + A_2 \quad (55)$$

$$N_{t=1} - S_p = A_1 x_1 + A_2 x_2 \quad (56)$$

Entonces:

$$A_2 = \frac{N_{t=1} - S_p - (N_{t=0} - S_p) x_1}{x_2 - x_1} \quad (57)$$

$$A_1 = N_{t=0} - S_p - \frac{N_{t=1} - S_p - (N_{t=0} - S_p) x_1}{x_2 - x_1} \quad (58)$$

Caso 2: $\Delta < 0$

Si el discriminante es negativo ($0 < a_2 < 4$), las raíces de la ecuación característica son números complejos. Para evitar el análisis combinado de dimensiones polares y cartesianas, la solución homogénea de la ecuación 13 puede reexpresarse como:

$$SH = Ar^t (\cos(\phi t - \varepsilon)) \quad (59)$$

Donde:

$$r = \sqrt{a_2} \quad (60)$$

$$\varepsilon = \arctan\left(\frac{A_2}{A_1}\right) \quad (61)$$

$$A_1 = N_{t=0} - S_p \quad (62)$$

$$A_2 = \frac{(N_{t=0} - S_p - A_1 \cdot \cos \phi)}{\sin \phi} \quad (63)$$

$$\phi = \arccos\left(-\frac{a_1}{2r}\right) \quad (64)$$

$$A = \sqrt{A_1^2 + A_2^2} \quad (65)$$

Finalmente, para obtener una descripción completa de la dinámica del empleo en el corto plazo (la solución general), al movimiento que describe la solución homogénea de cada caso, debe adicionársele el nivel de empleo específico que determina solución particular de la ecuación 52.

Anexo 2 / Las propiedades periódicas del ciclo del empleo

Restringiendo el análisis al caso de discriminante negativo, que concentra la mayor parte de la región paramétrica en la cual se pueden observar comportamientos oscilatorios, el período o el intervalo de tiempo en el cual se completa una oscilación se encuentra definido por la siguiente ecuación:

$$Per = \frac{2\pi}{\phi} \quad (66)$$

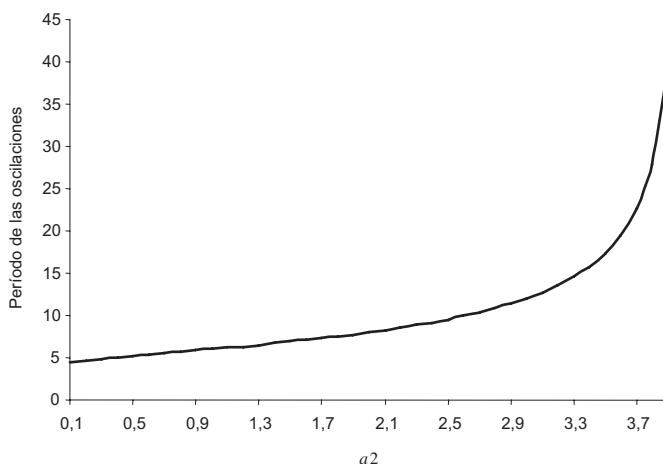
A los efectos de examinar los determinantes económicos de esta característica del ciclo del empleo, reexpresamos la ecuación precedente en términos de los coeficientes de la forma estructural:

$$Per = \frac{2\pi}{\phi} = \frac{2\pi}{\arccos(-a1/2r)} = \frac{2\pi}{\arccos(a2/2\sqrt{a2})} = f(a2) \quad (67)$$

con $\frac{\partial Per}{\partial a2} > 0$ (para el caso de discriminante negativo).

Luego, si la economía se encuentra impulsada por los beneficios ($v2 > b3$), $a2$ será una función creciente de $v3$ y $b2$ pero decreciente de $h2$. En otras palabras, la duración del ciclo se incrementará con la magnitud de los efectos acelerador y multiplicador, pero disminuirá con la intensidad de la puja distributiva.

Gráfico 11 / Relación entre la duración del ciclo (período de oscilación) y $a2$



El uso de garantías en el sistema bancario argentino

Ricardo Bebczuk

Máximo Sangiácomo*

Banco Central de la República Argentina

Resumen

El trabajo analiza en detalle el uso de garantías en el sistema bancario, explotando la riqueza informativa de la Central de Deudores del Banco Central y concentrándose en los préstamos a las empresas para las cuales se cuenta con información contable a lo largo del período 2001-2005. Tras revisar la literatura teórica y empírica en la materia y señalar las ventajas y desventajas asociadas a la integración de garantías, se investigan los determinantes microeconómicos de la probabilidad de aportar garantías y del porcentaje garantizado de la deuda bancaria. Los resultados de las regresiones anuales apoyan la visión tradicional de que los bancos exigen más garantías a los deudores más riesgosos. En particular, se encuentra que la probabilidad de usar garantías aumenta con la tangibilidad de los activos y con el número de relaciones crediticias, y se reduce con el tamaño del deudor y la proporción del crédito de corto plazo. Las mismas variables, con la excepción del número de relaciones crediticias, explican satisfactoriamente el porcentaje garantizado. Sorpresivamente, no se halló una correlación significativa de las garantías con la rentabilidad sobre activos ni con la situación del deudor. Algunas variables resultaron significativas solamente en algunos años —lo cual es justificable a la luz de las cambiantes condiciones macroeconómicas del período—, pero de cualquier modo fueron altamente significativas en las estimaciones de corte transversal, a saber: el cociente

* Agradecemos a Alejandra Anastasi, Sebastián Katz, Hernán Lacunza, Demian Panigo, Gastón Repetto y Verónica Balzarotti su generosa ayuda en el armado e interpretación de la base de datos. Dos referís anónimos aportaron valiosos comentarios, así como los asistentes a un seminario de presentación organizado por el Banco Central. Extendemos el agradecimiento a Guillermo Corzo y Federico Palleiro por procesar y poner a nuestra disposición la información de la Central de Deudores del BCRA. Los errores remanentes son de nuestra entera responsabilidad. Las opiniones vertidas en el presente trabajo no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Emails: ricardo.bebczuk@gmail.com, maximo.sangiakomo@bcra.gov.ar.

de deuda bancaria y de pasivo total a activos totales ejerce un efecto positivo sobre el uso de garantías, mientras que el porcentaje de crédito de parte de bancos extranjeros (públicos) tiene un impacto negativo (positivo).

Clasificación JEL: C25, D82, G21, H81.

Palabras clave: bancos, crédito, información asimétrica, garantías, modelos binarios de elección.

Use of Collateral in the Argentine Banking System

Ricardo Bebczuk

Máximo Sangiácomo

Central Bank of Argentina

Summary

The paper investigates the use of collateral in the Argentine banking system by exploiting a rich dataset administered by the Central Bank (Central de Deudores). The study focuses on commercial loans to firms with balance sheet information available over the 2001-2005 period. The first part reviews the theoretical and empirical literature and points out the pros and cons of pledging collateral in the context of the modern asymmetric information approach to banking. Afterward, the microeconomic determinants behind the probability of having a loan collateralized -and the corresponding percentage- are studied for a broad sample of firms.

Descriptive and econometric results lend support to the traditional view that banks ask more collateral to riskier borrowers (contrary to the signaling approach). In particular, it is found that the probability increases with asset tangibility and the number of lending relationships, and goes down with borrower size and the proportion of short-term loans. The same variables, except for the number of lending relationships, satisfactorily explain the collateral-to-loan value. Surprisingly, no significant correlation was observed neither with the return on assets nor with borrower's performing status. Additionally, the ratio of banking debt and total liabilities to assets exert a positive effect on the use of collateral, while the percentage of loans coming from foreign (public) banks has a negative (positive) impact. These latter variables turn out to be significant only in some years, but they all were highly significant in cross-section exercises based on whole period averages.

JEL: C25, D82, G21, H81.

Key words: banks, credit, asymmetric information, collateral, discrete choice models.

I. Motivación y revisión de la literatura

El uso de garantías es una práctica habitual en los contratos de crédito bancario en todo el mundo, incluidos los países desarrollados. Por ejemplo, Berger y Udell (1990) muestran que el 70% de los préstamos en Estados Unidos están garantizados, mientras que Black, de Meza y Jeffreys (1996) encuentran que ese porcentaje llega al 85% de los préstamos a empresas pequeñas en el Reino Unido. Menkhoff y otros (2005) reportan resultados de catorce estudios sobre el uso de garantías en seis países desarrollados y en desarrollo, hallando que, en promedio, 60% de los préstamos están cubiertos por garantías. El presente estudio se propone precisamente describir y analizar el uso de garantías en el sistema bancario argentino en el período 2001-2005.

La relevancia del estudio estriba en la decisiva influencia de las garantías sobre el funcionamiento de los mercados de crédito. En ausencia de garantías, algunos prestatarios —en especial aquellos más aquejados por problemas de información asimétrica— enfrentan tasas de interés más elevadas y plazos más breves, un problema que podría agravarse con la reducción en el tamaño de los préstamos e incluso el racionamiento de crédito. La consecuencia inmediata a nivel social es un nivel de inversión por debajo del socialmente óptimo, una vez que ciertos proyectos con valor actual neto positivo no se llevarían a cabo. A su vez, las garantías dotan de mayor estabilidad al sistema financiero ante *shocks* adversos sobre sus deudores, cuyo riesgo de crédito quedaría desligado de la rentabilidad del proyecto financiado.¹

Sin embargo, las garantías también pueden dar lugar a serias ineficiencias. En primer lugar, ellas sirven como sustituto de las tareas de selección y monitoreo de deudores que normalmente realizan los bancos. Por tanto, el uso intensivo de las garantías desvirtúa la principal función de los bancos en el proceso de intermediación financiera. Incluso, cuando la concesión de crédito se basa en la disponibilidad de garantías, es posible que se financien proyectos de bajo o negativo valor presente neto esperado pero que gozan de garantía, y que se desechen proyectos de alto valor presente neto que no pueden ser garantizados, con un resultado social subóptimo. Además, ante la exigencia de garantías, se registrará subinversión por parte de empresarios con buenas oportunidades de

¹ En estos casos, es evidente que el deterioro efectivo de la solvencia del banco dependerá del valor de realización de la garantía en el momento de ejecución y de los plazos y costos de tal ejecución.

inversión pero aversos al riesgo, quienes pueden decidir no poner en marcha el proyecto. Al presentar mayores problemas informativos a los ojos de sus acreedores y no contar con los activos necesarios para constituir garantías, las empresas más pequeñas y jóvenes resultarán las más damnificadas en caso de que la política de crédito bancario se base en garantías y no en la evaluación de los flujos de caja esperados.

La existencia de garantías no tiene justificación teórica en un mercado financiero perfecto del tipo Modigliani-Miller. Ello se debe a que las garantías tienen un efecto dual sobre los deudores: por un lado, crean un costo contingente en el evento de quiebra (la pérdida del activo ofrecido en garantía), pero, por el otro, reducen la tasa de interés del préstamo al incrementar el ingreso del banco ante un resultado desfavorable del proyecto financiado. En vista de que ambos están ligados a la probabilidad de quiebra del proyecto, estos efectos terminan compensándose mutuamente. En consecuencia, deben seguirse vías teóricas alternativas para fundamentar el uso de garantías, particularmente la presencia de asimetrías informativas. Bajo selección adversa, los bancos son incapaces de distinguir los proyectos más seguros de los más riesgosos, y por tanto cargan una tasa de interés única que se ubica por encima de la tasa óptima para los deudores más seguros. Estos deudores, a diferencia de los más riesgosos, tendrán así un incentivo a transmitir una señal creíble acerca del verdadero riesgo de sus proyectos, con el fin de forzar una reducción de la tasa de interés por parte del banco. La garantía también puede servir como un mecanismo para desalentar el riesgo moral por parte del deudor, dado que restringe su responsabilidad limitada y, por tal motivo, fortalece la preferencia por proyectos con mayor probabilidad de repago.² De modo similar, la deuda garantizada reduce el atractivo de declarar la quiebra reportando un resultado inferior al efectivamente alcanzado, lo cual redundaría *ex ante* en una menor tasa de interés (la cual ciertamente incorpora el costo esperado del proceso judicial de quiebra).

Las garantías también pueden justificarse sin recurrir a la teoría de la información asimétrica. Por ejemplo, si el banco es más averso al riesgo que el deudor, la integración de garantías permitirá a este último negociar una tasa de interés

² La responsabilidad limitada es la restricción legal del acreedor para accionar contra el patrimonio personal de los accionistas de la empresa en caso de quiebra. La responsabilidad limitada es el factor que alienta la preferencia por proyectos riesgosos, ya que permite al deudor apropiarse total o parcialmente de los beneficios en caso de un resultado favorable y deslindar los costos en el evento contrario.

más baja. De forma similar, si la regulación bancaria establece mayores requisitos de capital para los préstamos no garantizados y el banco no tiene capacidad o voluntad de aportar más capital, la decisión del deudor de brindar garantías puede ser determinante para la concreción de la operación de crédito. Finalmente, si las deficiencias del sistema judicial hacen más costoso y lento el proceso de quiebra empresarial que la ejecución de garantías, la tasa de interés será más baja en el segundo caso, favoreciendo nuevamente la integración de garantías.³

Una cuestión que se deriva de la discusión teórica previa es si son los deudores más seguros o los más riesgosos quienes deberían exhibir mayores garantías. De acuerdo al conocimiento común sobre uso de garantías, el banco, en su búsqueda por mitigar el riesgo de repago, aparece como el demandante activo, mientras que el deudor actúa como un oferente pasivo (y por lo general reticente). Esta hipótesis está en línea con la teoría del riesgo moral antes esbozada. En este caso, será el banco el interesado en exigir mayores garantías sobre los deudores más riesgosos *ex ante*, con el objetivo de acotar el ejercicio de la responsabilidad limitada y aumentar el incentivo a escoger proyectos de menor riesgo. Otra modalidad de riesgo moral es la subdeclaración de ingresos una vez finalizado el proyecto. Es esperable que el incentivo a declarar el *default* en un evento positivo es mayor para los deudores con mayor probabilidad de *default ex ante*, ya que son éstos los que pagan una tasa de interés más elevada. El banco actuará en consecuencia, intentando disciplinar a este segmento mediante la exigencia de mayores garantías (ver Bester, 1994).⁴

En el marco de la selección adversa, bajo la cual se supone que las características de cada deudor no pueden ser observadas por el banco, debería verificarse la hipótesis contraria. En este contexto, las garantías actúan como una señal positiva y creíble acerca de la calidad de los proyectos, con la cual los buenos deudores pueden lograr un mejor tratamiento por parte de los bancos. Así, los deudores de bajo riesgo serían los principales interesados en ofrecer garantías.

³ Inderst y Muller (2004) presentan una teoría adicional. Dado que las decisiones de crédito de los bancos son subjetivas y contienen un cierto margen de error sobre la viabilidad de los proyectos, los proyectos que son marginalmente rentables pueden ser rechazados. La constitución de garantías, al mejorar el flujo de caja esperado por el banco, puede revertir esta decisión.

⁴ A la misma conclusión se puede llegar suponiendo: (a) sobreoptimismo por parte de los deudores, en cuyo caso se subestimaría la verdadera probabilidad de *default* y se integrarían más garantías; (b) que los deudores más aversos al riesgo emprenden proyectos de bajo riesgo y están menos dispuestos a integrar garantías.

A nivel empírico, sin embargo, la mayor parte de los trabajos disponibles encuentran, en consonancia con la visión más tradicional, que las garantías y el riesgo de los préstamos están positivamente asociados. Por ejemplo, Berger y Udell (1990, 1995) muestran en base a datos para EE.UU. que, a un plazo dado, la tasa de interés es más alta para los préstamos garantizados que para los no garantizados, de lo cual se desprende que los bancos consideran más riesgosos a los primeros y, además, que las garantías son un recurso insuficiente para aliviar el riesgo de crédito. Shäfer (2001) releva diez estudios empíricos recientes que vinculan la presencia de garantías con distintas medidas de riesgo de los deudores, concluyendo que siete de ellos confirman la relación positiva.

Pozzolo (2004) describe la situación en Italia en base a información sobre 55.000 deudores de la Central de Crédito estatal, con datos correspondientes a 1997.⁵ De acuerdo a su análisis empírico, los bancos exigen más garantías a los deudores más riesgosos *ex ante*.⁶ Su trabajo confirma resultados anteriores en relación a que la tasa de interés de los préstamos garantizados es superior a la de otros préstamos, incluso ajustando por otros factores de riesgo. Menkhoff y otros (*op. cit.*) investigan una muestra de préstamos en Tailandia y arriban a la conclusión de que las empresas más jóvenes y pequeñas –y por tanto más riesgosas– afrontan una mayor exigencia de garantías.

En el caso argentino, Streb y otros (2002) analizan los determinantes del costo y la disponibilidad de crédito bancario para una muestra de empresas tomada de la Central de Deudores a octubre de 2000. Los autores encuentran que el costo del crédito es menor y la disponibilidad de crédito es mayor para las firmas más grandes y con menor riesgo, las cuales son al mismo tiempo las que presentan menores niveles de garantía. Por su parte, Repetto y otros (2006), combinando distintas fuentes de información –entre ellas la Central de Deudores del BCRA–, estudian las restricciones a la utilización de financiamiento de largo plazo en empresas argentinas, encontrando una relación positiva y significativa entre la proporción garantizada del préstamo y la probabilidad de obtener crédito de largo plazo. Ambos trabajos se relacionan con el nuestro al dejar constancia

⁵ Curiosamente el porcentaje de préstamos garantizados llega al 17,3%, un valor marcadamente inferior al hallado en otros países. También encuentra que la garantía en casi la totalidad de los casos cubre no menos del 100% del valor del préstamo, un punto que se contradice con las teorías que proponen soluciones interiores antes que de esquina.

⁶ Entre otras medidas de riesgo, el autor utiliza el tamaño del préstamo, el tamaño del deudor y la relación capital/activos del deudor.

de que el hecho de comprometer garantías disminuye la percepción de riesgo por parte de la entidad financiera. Vallés (2006), por su parte, desarrolla un modelo de panel usando la misma base de datos que el presente trabajo y encuentra una relación positiva entre porcentaje garantizado y probabilidad de *default* de los deudores, un resultado posteriormente ratificado en nuestro propio análisis.

II. Base de datos

II.1. Composición de la base de datos

Nuestro trabajo toma como fuente de información el Régimen Informativo Contable Mensual de Deudores del Sistema Financiero y Composición de los Conjuntos Económicos (“Central de Deudores”), considerando exclusivamente a los Grandes Deudores del Sistema Financiero, por ser estas personas jurídicas las únicas que suministran información (con frecuencia trimestral) sobre su situación patrimonial y estado de resultados. La base original, disponible para el período 2001-2005, comprende 12.451 compañías y sirvió para la construcción de los cuadros que presentan información sobre asistencia crediticia desagregada por tipo de garantía de la Sección II.2. Sin embargo, se detectaron diversas inconsistencias en la información provista de balances que obligaron, en aquellos casos que intervienen indicadores contables (tabla 9), a restringir el análisis a 6.927 empresas tras eliminar compañías: i. sin balances anuales, ii. que no cumplían la identidad entre activo y pasivo más patrimonio neto y iii. con ventas, activo corriente o activo no corriente inferiores a \$500. Para los ejercicios econométricos de la Sección III, se efectuó una segunda depuración de la base de datos, en la que se descartó el 5% superior e inferior de la distribución de acuerdo a activos totales para evitar la inclusión de observaciones extremas.⁷ A su vez, como las regresiones usan los valores rezagados un período de las variables explicativas, fueron descartadas todas las empresas presentes en la base en 2001, tras lo cual la base utilizable se redujo a 1.857 compañías.

La Central de Deudores clasifica las garantías en tres grupos: (a) *Garantías preferidas “A”*, que consisten en títulos o documentos que el acreedor puede fácilmente

⁷ Los porcentajes de garantía que se presentarán a continuación para la muestra total son muy similares a los encontrados para la submuestra utilizada en los ejercicios econométricos.

liquidar para cancelar una deuda impaga sin necesidad de seguir el procedimiento normal de quiebra. Incluyen divisas, certificados de depósito, títulos públicos y otros. Este tipo de garantía es utilizable para préstamos con un plazo residual no mayor a 6 meses; (b) *Garantías preferidas “B”*, que engloban hipotecas y prendas en primer grado (esto es, con preferencia sobre otros deudores) para las cuales es preciso cumplir con los procedimientos legales de ejecución; y (c) *Garantías no preferidas*, que incluyen todas aquellas no clasificadas en las categorías anteriores (por ejemplo, las garantías desde segundo grado en adelante). Desafortunadamente, la información brindada por las entidades a la Central de Deudores distingue sólo las dos primeras categorías pero no separa las deudas sin garantías de las cubiertas con garantías no preferidas. A pesar de esta limitación estadística, es evidente que la acepción más tradicional de garantía corresponde a las de tipo “B”, ya que las de tipo “A” implican una inusual liquidez y las no preferidas representan una cobertura más bien parcial, en la medida que el banco no siempre goza de prioridad con relación a otros acreedores. En este sentido, a los fines prácticos, resulta sensato asimilar los créditos sin garantía preferida a aquellos sin ninguna garantía en absoluto, que es justamente el criterio que adopta la regulación vigente.

II.2. Algunos hechos estilizados

En las tablas siguientes describiremos el uso de las garantías en el sistema bancario argentino entre 2001 y 2005. Antes de entrar de lleno a los cuadros, es preciso recordar que el período bajo análisis estuvo signado por violentas fluctuaciones macroeconómicas. El país atravesó una profunda crisis financiera en 2001-2002, que deprimió gravemente el nivel de actividad, pero que se revertió a partir de 2003 dando origen a una acelerada tasa de crecimiento. Estas condiciones del ciclo económico afectaron sin duda la disponibilidad de crédito y el desempeño del sistema bancario.⁸ La Tabla 1 presenta la evolución anual de la cobertura de los créditos que integran la muestra con garantías preferidas “A” y “B” y aquellos sin este tipo de garantías.

⁸ Por ejemplo, la expansión neta del volumen de crédito y del número de deudores ha sido muy modesta durante el lapso analizado. Naturalmente sería de gran interés estudiar la política y uso de garantías focalizándose en los flujos antes que en el *stock* de crédito, como se hace en el presente estudio. De igual manera, convendría estudiar el comportamiento de los nuevos deudores que ingresaron al sistema desde 2001, distinguiéndolos de los antiguos deudores. Desafortunadamente, los datos disponibles y diversos aspectos de contabilidad hacen imposible este tipo de análisis.

Tabla 1 / Porcentaje de crédito con garantías, 2001-2005

Año	Con Garantías Preferidas "A"	Con Garantías Preferidas "B"	Sin Garantías Preferidas	Total	Total En mill.\$ corrientes
2001	3,8	18,7	77,4	100	24.169,8
2002	2,1	14,6	83,4	100	19.442,8
2003	2,3	14,4	83,3	100	16.218,5
2004	2,4	10,1	87,6	100	17.013,5
2005	2,9	9,2	87,9	100	22.527,1
Promedio (en %)	2,7	13,4	83,9	100	

El cuadro da cuenta de una muy baja proporción de préstamos con garantías “A” (apenas 2,7% en promedio), un también reducido nivel con garantías “B” (13,4%) y una fracción abrumadoramente elevada de préstamos sin garantías preferidas (83,9%). El porcentaje de garantías “A” y “B” aparece como muy bajo en comparación con los datos de otros países. No obstante, toda comparación está viciada por la ausencia de clasificaciones homogéneas entre países, así como por los tipos de asistencia otorgadas en cada caso, tal como se comentará en breve. Se observa asimismo una tendencia declinante de las garantías “B” a lo largo de todo el período, desde 18,7% en 2001 a 9,2% a 2005, explicado en parte por la caída en el plazo promedio de los créditos.⁹

La Tabla 2 exhibe la evolución anual del porcentaje de deudores (a diferencia del porcentaje de los préstamos) con distintas cobertura de garantía. En promedio, se verifica que, dentro del universo de deudores, el 41,6% no integra garantías preferidas y el 44,4% lo hace en combinación con garantías “B”. Menos del 6% de los deudores utiliza exclusivamente garantías preferidas. Estos valores son consistentes con los datos previos sobre volúmenes de crédito en cuanto a la caída en el tiempo de las garantías preferidas.

Cuando la información se desglosa por el tipo de asistencia crediticia (ver Tabla 3), se visualiza una notoria dispersión de los porcentajes garantizados. Los créditos prendarios y los hipotecarios no destinados a vivienda cuentan con una garantía en torno del 80%, mayoritariamente de tipo “B”, mientras que otras líneas –como

⁹ Es oportuno mencionar que la proporción garantizada puede cambiar a lo largo del tiempo debido a cambios en la valuación de las garantías en relación al valor (nominal de los préstamos). Lamentablemente no se cuenta con información para aislar este efecto.

Tabla 2 / Porcentaje de deudores con garantías, 2001-2005

Garantía	2001	2002	2003	2004	2005	Promedio
Garantía "A"	0,25	0,26	0,36	0,25	0,24	0,27
y Garantía "B"	0,19	0,34	0,25	0,22	0,16	0,23
y Sin Garantía	4,27	1,92	1,82	4,46	5,61	3,62
y Garantía "B" y Sin Garantía	8,10	4,34	2,42	3,42	4,59	4,57
Garantía "B"	5,41	5,66	6,95	4,46	3,75	5,25
y Sin Garantía preferida	51,58	50,07	44,98	36,51	39,08	44,44
Sin Garantía preferida	30,19	37,40	43,23	50,68	46,56	41,61
Total	100	100	100	100	100	100
Total de deudores	6.727	3.481	2.806	2.780	3.705	

Tabla 3 / Porcentaje de crédito con garantías, por tipo de asistencia
 Promedio 2001-2005

Tipo de asistencia	Con Garantías Preferidas "A"	Con Garantías Preferidas "B"	Sin Garantías Preferidas	% sobre el crédito total
Descuentos a sola firma, descontados y comprados	4,4	9,4	86,2	34,4
Otros préstamos	1,3	7,1	91,6	23,9
Adelantos	3,0	4,2	92,7	22,6
Otros créditos por intermediación financiera	0,6	2,9	96,4	6,9
Con otras garantías hipotecarias	0,5	78,0	21,5	6,6
Bienes en locación financiera	3,7	20,6	75,7	2,6
Con otras garantías prendarias	0,4	63,9	35,7	2,4
Prendarios sobre automotores	0,0	83,2	16,8	0,8
Tarjetas de crédito	0,1	0,7	99,3	0,1
Créditos diversos	0,0	72,4	27,6	0,1
Hipotecarios sobre la vivienda	0,0	36,9	63,1	0,1
Personales	0,8	25,9	73,3	0,1
Préstamos personales de bajo valor	0,0	7,4	92,6	0,0
Descuento de títulos de crédito	100,0	0,0	0,0	0,0
Préstamos adicionales	2,6	9,3	88,1	0,0

los adelantos y descuentos a sola firma– se sitúan en un promedio de 10%. Dado que los primeros concentran sólo el 7,5% del crédito y los segundos acaparan el 57% del total, esta apertura explica el escaso peso global de las garantías preferidas. Por su parte, las garantías “A” sólo tienen una presencia dominante como respaldo de los descuentos de títulos de crédito (100%) y casi nula en el resto de las líneas (esto se explica porque para el caso de las garantías “A” el plazo residual del préstamo no debe ser mayor a 6 meses).

A partir de la Tabla 4 también se observan diferencias según la situación del deudor.¹⁰ Los préstamos con mayor grado de cumplimiento (en categorías 1 y 2) tienen una cobertura de 19,4% con garantías preferidas, frente al 26,8% de la cartera irregular (en categorías 3 a 6). En principio, estas cifras sugieren que los préstamos más riesgosos están más garantizados, pero la diferencia no parece demasiado apreciable.

La desagregación de los préstamos por tamaño, en la Tabla 5, ofrece una perspectiva más clara de la trayectoria del nivel de garantías en el último quinquenio. En dicha tabla se distinguen los grandes préstamos (el 30% superior), los pequeños (el 30% inferior) y los medianos (aquellos ubicados entre ambas bandas). Los porcentajes de garantía alcanzaron su máximo en 2001-2002 (19%, 38% y 49,3% para los préstamos grandes, medianos y pequeños, respectivamente) para luego

Tabla 4 / Porcentaje de crédito con garantías, por situación del deudor
Promedio 2001-2005

Situación	Con Garantías Preferidas "A"	Con Garantías Preferidas "B"	Sin Garantías Preferidas	Total
Normal	2,5	11,5	86,0	100
En observación	1,5	23,3	75,3	100
Con problemas	8,6	19,5	71,9	100
Con alto riesgo de insolvencia	0,6	19,8	79,7	100
Irrecuperable	1,9	28,9	69,2	100
Irrecuperable por disposición técnica	1,0	26,9	72,2	100
Categorías 1-2	2,0	17,4	80,6	100
Categorías 3-6	3,0	23,8	73,2	100

¹⁰ Cabe hacer notar que los datos para 2002-2003 podrían estar sesgados debido al uso intensivo de dispensas regulatorias en la política de previsionamiento, destinadas a atenuar el efecto de la incobrabilidad sobre los balances bancarios durante el pico de la crisis financiera.

bajar al 13,1%, 30,4% y 38,6% en 2003-2005. Estas cifras sugieren claramente que el tamaño de la deuda incide en forma inversa sobre el porcentaje garantizado, lo cual resulta razonable al tener en cuenta que las empresas más grandes suelen contar con mejores sistemas informativos, tener mayor antigüedad y reputación en el mercado y ostentar un menor riesgo de quiebra.¹¹

Tabla 5 / Porcentaje de crédito con garantías, por tamaño del préstamo
Promedio 2001-2005

Tamaño del Préstamo (*)	Año	Con Garantías Preferidas "A"	Con Garantías Preferidas "B"	Sin Garantías Preferidas	% del total de crédito en cada año
Grande	2001	4,4	16,2	79,4	86,1
	2002	2,0	14,6	83,4	90,1
	2003	1,1	13,9	85,0	91,7
	2004	3,0	9,3	87,7	91,5
	2005	3,4	8,6	88,0	90,3
Mediano	2001	2,8	34,4	62,8	11,1
	2002	2,0	36,9	61,1	8,1
	2003	2,2	36,5	61,3	6,8
	2004	2,4	24,6	73,0	7,0
	2005	2,5	22,9	74,5	8,0
Pequeño	2001	2,6	46,6	50,8	2,8
	2002	1,7	47,8	50,6	1,8
	2003	2,2	42,3	55,6	1,5
	2004	2,2	33,4	64,4	1,5
	2005	3,0	32,6	64,4	1,7
Promedios					
Grande	2001-2002	3,2	15,4	81,4	
	2003-2005	2,5	10,6	86,9	
Mediano	2001-2002	2,4	35,6	62,0	
	2003-2005	2,4	28,0	69,6	
Pequeño	2001-2002	2,1	47,2	50,7	
	2003-2005	2,5	36,1	61,4	

(*) Préstamos grandes: el 30% superior del total de préstamos ordenados por tamaño. Préstamos pequeños: 30% inferior. Préstamos medianos: aquellos ubicados entre ambas bandas.

¹¹ Escudé, Burdisso, Catena, D'Amato, McCandless y Murphy (2001) analizan en detalle el acceso al crédito de las empresas grandes y pequeñas en Argentina para el período 1998-2000.

Cuando tabulamos el tamaño de los préstamos por deciles, como en la Tabla 6, encontramos que se mantiene la conclusión anterior y se hace aún más patente la discrepancia entre los préstamos más pequeños y los más grandes, que llega a 33 puntos porcentuales comparando los deciles 2 y 10. Se puede notar que la diferencia se vincula casi completamente a las garantías "B".

Tabla 6 / Porcentaje de crédito con garantías, por tamaño del préstamo (en deciles)

Promedio 2001-2005

Decil	Monto del préstamo: Hasta \$	Con Garantías Preferidas "A"	Con Garantías Preferidas "B"	Sin Garantías Preferidas	Total	% del crédito total
1	9.302	1,4	4,7	93,9	100	0,0
2	253.000	2,9	42,3	54,8	100	0,5
3	338.150	2,6	43,8	53,5	100	0,8
4	452.131	2,6	39,6	57,8	100	1,0
5	609.089	2,4	36,4	61,1	100	1,4
6	840.984	2,1	34,2	63,8	100	1,9
7	1.271.789	2,1	30,8	67,0	100	2,7
8	2.202.836	2,2	26,6	71,2	100	4,4
9	5.261.966	2,8	24,7	72,5	100	8,8
10 (más de)	994.622.720	2,7	9,0	88,2	100	78,4
Total		2,7	13,4	83,9	100	
Decil 2 - 10		0,1	33,3	-33,4		

En la Tabla 7 clasificamos a los deudores de acuerdo al número de bancos con los cuales mantienen relaciones crediticias. En línea con la teoría y evidencia recientes, las empresas de menor porte (aquí representadas por el tamaño de los préstamos bancarios) operan con un menor número de bancos con el objetivo de mitigar las asimetrías informativas que padecen sus acreedores (ver, por ejemplo, Petersen y Rajan, 1994). Pero más allá de la supuesta mayor información que reciben los bancos cuando son proveedores monopolísticos u oligopólicos de servicios financieros, se observa que los deudores concentrados en pocos intermediarios financieros presentan mayores garantías que los deudores diversificados, lo cual puede vincularse al menor tamaño de los primeros.

La Tabla 8 distingue a los bancos según su estructura de propiedad. Los bancos privados de capital nacional presentan mayores niveles de garantía (21%) que los de capital extranjero (9%), mientras que los bancos públicos se ubican por encima de ambos grupos.

Tabla 7 / Porcentaje de crédito con garantías, por número de entidades por deudor
Promedio 2001-2005

Nro. de entidades	Nro. de deudores	Deuda promedio (en miles.\$)	Con Garantías Preferidas "A"	Con Garantías Preferidas "B"	Sin Garantías Preferidas	Total	% del crédito total
1-2	2.654	1.209	7,2	26,5	66,2	100	15,9
3-5	1.798	2.731	2,4	19,0	78,6	100	22,8
6-9	719	8.148	2,3	11,2	86,5	100	25,8
10 y más	229	36.974	1,1	5,6	93,3	100	35,5

Tabla 8 / Porcentaje de crédito con garantías, por tipo de banco
Promedio 2001-2005

Tipo de entidad	Con Garantías Preferidas "A"	Con Garantías Preferidas "B"	Sin Garantías Preferidas	Total	% del crédito total en la muestra
Bancos locales de capital extranjero	1,3	7,5	91,2	100	34,5
Bancos privados de capital nacional	5,1	16,2	78,7	100	25,0
Bancos sucursales de entidades financieras del exterior	2,9	6,5	90,6	100	20,0
Bancos públicos nacionales	0,8	24,4	74,8	100	11,0
Bancos públicos provinciales/municipales	3,6	35,2	61,2	100	6,4
Bancos privados cooperativos	2,1	30,5	67,3	100	2,2
Compañías financieras de capital extranjero	0,1	18,5	81,4	100	0,7
Compañías financieras de capital nacional	1,0	13,1	85,8	100	0,2
Cajas de crédito	0,0	1,2	98,8	100	0,0

La Tabla 9 reporta valores anuales para 2001-2005 de diversos indicadores contables que utilizaremos como variables explicativas en los ejercicios econométricos. Los aspectos más salientes de la tabla son la tendencia procíclica de la rentabilidad empresarial y el relativamente bajo cociente de crédito bancario a activo total, que se ubica en un promedio del 16% en 2001-2005, mostrando como en el caso anterior una fuerte correlación con el nivel de actividad.

Como se discutiera en la Sección I, no es posible establecer a nivel teórico si son las empresas con mayor o con menor riesgo de repago las que deberían presentar mayores niveles de garantía. De todas formas, como paso previo a la estimación econométrica, se ha verificado estadísticamente que las empresas de mayor tamaño en activos y ventas integran menores porcentajes de garantía cuando se compara a aquellas en el quintil superior e inferior. Por el contrario, no se observa una relación firme de las garantías con la rentabilidad o el grado de endeudamiento.¹²

Tabla 9 / Indicadores contables de las empresas deudoras, 2001-2005

Año		2001	2002	2003	2004	2005
<i>Número de observaciones</i>		4.470	1.097	759	1.062	2.013
Activo Total (Mill.\$)	Media	10,25	20,39	35,08	25,50	19,54
	Mediana	4,86	7,27	10,77	9,74	8,30
Ventas (Mill.\$)	Media	9,61	14,09	25,50	24,32	22,36
	Mediana	5,07	6,12	9,04	10,63	10,78
Activo Fijo / Activo Total	Media	0,44	0,50	0,53	0,50	0,43
	Mediana	0,42	0,49	0,55	0,50	0,42
Pasivo Total / Activo Total	Media	0,52	0,52	0,49	0,44	0,46
	Mediana	0,53	0,52	0,48	0,43	0,45
Préstamos / Activo	Media	0,22	0,17	0,11	0,13	0,16
	Mediana	0,20	0,14	0,08	0,10	0,13
ROE	Media	0,08	0,04	0,03	0,10	0,14
	Mediana	0,06	0,04	0,04	0,08	0,11
ROA	Media	0,04	0,02	0,02	0,06	0,09
	Mediana	0,03	0,02	0,02	0,05	0,07

¹² Para ahorrar espacio, estas tablas no se reportan en el trabajo pero están disponibles para el lector interesado.

III. Hipótesis de trabajo y resultados econométricos

Siendo el monto observado de garantías una variable determinada conjuntamente por la demanda y por la oferta, el signo esperado de sus variables explicativas variará, en nuestra forma reducida, dependiendo de cuál de estas dos fuerzas de mercado estemos observando. De cara al trabajo econométrico, hemos definido cinco grupos de variables explicativas:

(1) *Riesgo de repago*: si los bancos son aversos al riesgo, exigirán mayores garantías a los deudores más riesgosos *ex ante*. Pero, al mismo tiempo, si los deudores son aversos al riesgo, optarán por fuentes de financiamiento no garantizadas para evitar el riesgo de perder los bienes ofrecidos en garantía. El efecto final dependerá del grado de aversión al riesgo y del poder de negociación de cada parte. Esta ambigüedad se mantiene en presencia de problemas de información asimétrica: como se discutiera anteriormente, los bancos demandarán más garantías a los deudores más riesgosos como mecanismo de contención del riesgo moral, pero serán los deudores más seguros los que ofrecerán más garantías para librarse del sobre costo financiero que surge en un contexto de selección adversa. El riesgo de repago se mide aquí mediante la rentabilidad sobre activos, la situación del deudor y el cociente de préstamos bancarios a activo total;¹³

(2) *Problemas de información asimétrica*: para un dado riesgo observable de repago, los bancos exigirán más garantías cuanto menor sea el conocimiento con que cuentan respecto al deudor y su empresa. Cuanto más opaca la empresa a los ojos del banco, menos confiable será la estimación del riesgo de repago y mayor la necesidad de garantías (las garantías actúan como un sustituto de la buena información sobre los fundamentos presentes y esperados). Dada su antigüedad, reputación y calidad del sistema contable, las empresas de mayor tamaño presentan menores barreras informativas que las más pequeñas. Utilizamos el logaritmo del total de activos como medida de tamaño. De modo similar, las empresas que entablan una relación crediticia más cercana con sus bancos gozan de un mejor tratamiento que debería disminuir, a igualdad de tamaño de la empresa

¹³ Cabe aclarar que se supone implícitamente que los bancos estiman el riesgo de repago en base a variables históricas y no proyecciones de flujos futuros. Este supuesto se considera realista a la luz de las prácticas habituales de evaluación de deudores. Por otra parte, conviene señalar que la proporción de préstamos, si bien indica un mayor riesgo de quiebra, puede a su vez transmitir una señal positiva, una vez que la pre-existencia de deuda indica que el mismo u otros bancos evaluaron positivamente al deudor en el pasado y le brindaron asistencia.

y otras características observables, la demanda de garantías. En consonancia con estudios previos, se presume que la relación es más estrecha cuanto menor es el número de bancos con los que opera el deudor;¹⁴

(3) *Disponibilidad de garantías*: más allá de la demanda y oferta deseadas, la integración efectiva de garantías dependerá de la disponibilidad de bienes susceptibles de servir como tal. Dejando de lado el patrimonio personal del deudor, éste estará en condiciones de ofrecer más garantías reales cuanto mayor sea el grado de tangibilidad de sus activos, que medimos como el cociente entre activos fijos y activos totales;¹⁵

(4) *Tipo de financiación*: la precisión de cualquier estimación del riesgo de repago se reduce cuanto mayor el plazo del préstamo (más precisamente, con su *duration*), por lo que resulta esperable que los créditos de corto plazo estén cubiertos con menores garantías. Por otra parte, los préstamos de corto plazo facilitan el control de los deudores al permitir al banco un seguimiento más frecuente del proyecto y dotarlo de un mecanismo disciplinador (la amenaza de cancelación del préstamo). Como aproximación, tomamos como medida de crédito de corto plazo el porcentaje de adelantos, descuentos y tarjetas de crédito respecto del total de financiaciones;¹⁶ y

(5) *Características de los bancos*: la demanda de garantías responde en parte a los incentivos y estrategias de administración de riesgos de los bancos. En vista de que estas características tienden a diferir entre bancos públicos, extranjeros y nacionales, empleamos los porcentajes de financiaciones provenientes de los dos primeros grupos como variables explicativas.

Los resultados econométricos se vuelcan en las Tablas 10 a 27. Para evaluar la robustez de las estimaciones efectuamos regresiones anuales para el período 2002-2005. Dado que los bancos tienen acceso a la información contable de

¹⁴ Otra posibilidad sería utilizar la duración efectiva de la relación entre la entidad bancaria y el prestatario. Desafortunadamente, la fuente de datos no incluye dicha información.

¹⁵ La tangibilidad es una buena aproximación a las garantías preferidas "B", pero no así a las garantías líquidas, o preferidas "A".

¹⁶ Tratándose de deudores comerciales, debería esperarse que la deuda vía tarjetas de créditos tenga una incidencia mínima, lo cual queda confirmado en la Tabla 3. Más curiosa es la presencia de deuda hipotecaria, que llega al 6,6% del total. Lamentablemente no es posible indagar, en base a la información disponible, acerca de la naturaleza de esta deuda hipotecaria o si está correctamente imputada.

sus deudores con un rezago, en las regresiones usamos los valores del año anterior. Al mismo tiempo, el empleo de rezagos minimiza los eventuales problemas de endogeneidad de las variables explicativas. Practicamos dos tipos de regresión: uno, para computar la *probabilidad* de integrar garantías preferidas de tipo A o B, a través del método *probit*;¹⁷ el otro, para estimar el *porcentaje* de financiaciones cubiertos con tales garantías preferidas mediante mínimos cuadrados ordinarios.

Las regresiones básicas aparecen en las Tablas 10 a 12, y son ampliamente respaldatorias de las hipótesis de partida. La probabilidad de recurrir a las garantías preferidas se incrementa en todos los casos con la tangibilidad de los activos y con el número de relaciones crediticias, y se reduce con el tamaño del deudor y la proporción del crédito de corto plazo. Otras variables son altamente significativas en algunos años pero no en otros. El cociente Préstamos / Activos lo es en 2002 y en 2005, pero no en los años intermedios. La rentabilidad no es estadísticamente significativa. Tanto para estas variables como para las más robustas a las distintas muestras anuales, se observan cambios, en algunos casos notorios, en el valor de los coeficientes estimados. Una posible explicación radica en la inestabilidad que caracterizó a la economía argentina en gran parte del período y que fue atenuándose sólo en la última etapa. La volatilidad macro y microeconómica sin duda afecta la política de garantías de los bancos, ante lo cual sería utópico encontrar una estabilidad de coeficientes más propia de tiempos económicos más tranquilos. Por ejemplo, durante los episodios de crisis se acota la confiabilidad de los indicadores contables debido a la inflación y las diferencias de cambio, y se altera la percepción de riesgo. Por tal motivo, consideramos más confiables aquellas variables que se presentan como significativas en todos los años o, en su defecto, en 2005, por ser éste el año más reciente y estable en la muestra. De acuerdo a la Tabla 11, las variables con mayor impacto marginal (evaluado en la media de las variables de control) sobre la probabilidad de uso de garantías son el porcentaje de líneas de corto plazo, la tangibilidad de los activos y el apalancamiento (préstamos sobre activos).

¹⁷ Los resultados son muy similares cuando se aplica un modelo *logit*. Las regresiones, no reportadas, están a disposición de los lectores interesados.

Tabla 10 / Estimación *Probit* - Variable dependiente = 1 si el préstamo está garantizado

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,356*** [0,045]	-0,194*** [0,064]	-0,271*** [0,064]	-0,283*** [0,060]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	1,208*** [0,191]	0,642** [0,302]	0,920*** [0,289]	1,199*** [0,267]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,946*** [0,326]	0,497 [0,438]	-0,668 [0,563]	1,529*** [0,534]
$(\text{Resultado Operativo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,242 [0,521]	-0,095 [0,862]	-0,953** [0,483]	0,64 [0,419]
Nro. de Relaciones Crediticias	0,177*** [0,020]	0,200*** [0,037]	0,148*** [0,037]	0,188*** [0,025]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-1,472*** [0,151]	-1,342*** [0,211]	-1,459*** [0,282]	-2,269*** [0,296]
Constante	5,710*** [0,706]	3,226*** [1,032]	4,893*** [1,043]	5,339*** [0,961]
Observaciones	1169	387	380	731
Pseudo R2	0,24	0,18	0,18	0,25

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Tabla 11 / Efectos Marginales de la estimación *Probit*

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,127*** [0,016]	-0,075*** [0,025]	-0,105*** [0,025]	-0,100*** [0,021]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,430*** [0,068]	0,248** [0,116]	0,357*** [0,112]	0,425*** [0,094]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,337*** [0,115]	0,192 [0,170]	-0,259 [0,218]	0,542*** [0,187]
$(\text{Resultado Operativo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,086 [0,185]	-0,037 [0,333]	-0,370** [0,188]	0,227 [0,149]
Nro. de Relaciones Crediticias	0,063*** [0,007]	0,077*** [0,014]	0,057*** [0,014]	0,067*** [0,009]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-0,524*** [0,051]	-0,519*** [0,080]	-0,567*** [0,107]	-0,805*** [0,095]
Observaciones	1169	387	380	731
Pseudo R2	0,24	0,18	0,18	0,25

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Tabla 12 / Estimación MCO - Variable dependiente: porcentaje de préstamo con garantía

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,062*** [0,010]	-0,037** [0,015]	-0,044*** [0,013]	-0,027*** [0,009]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,212*** [0,041]	0,242*** [0,074]	0,188*** [0,062]	0,140*** [0,042]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,062 [0,062]	-0,012 [0,090]	-0,06 [0,114]	0,105 [0,078]
$(\text{Resultado Operativo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	-0,033 [0,103]	-0,076 [0,222]	-0,027 [0,092]	0,027 [0,063]
Nro. de Relaciones Crediticias	0 [0,003]	0,001 [0,007]	0,003 [0,004]	-0,002 [0,003]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-0,499*** [0,032]	-0,471*** [0,057]	-0,458*** [0,064]	-0,610*** [0,041]
Constante	1,543*** [0,150]	1,148*** [0,235]	1,242*** [0,200]	1,084*** [0,141]
Observaciones	1169	387	380	731
R2 Ajustado	0,35	0,29	0,28	0,44
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Cuando tomamos como variable dependiente al porcentaje garantizado (ver Tabla 12), pierden significatividad el apalancamiento y el número de relaciones crediticias. Este cambio no pone en tela de juicio la validez del modelo empírico, puesto que se trata de variables dependientes claramente distintas: en el caso anterior, se estima una variable dicotómica (el deudor aporta o no aporta garantías), mientras que en el presente caso se intenta explicar los determinantes de la proporción del crédito cubierto con garantías.¹⁸

¹⁸ Asimismo, es oportuno recordar que la Central de Deudores no permite establecer, dentro de la porción no cubiertas con garantías preferidas, cuánto corresponde a financiaciones sin garantías de ningún tipo y cuánto a aquellas con garantías no preferidas.

En las tablas 13 a 15 incluimos la estructura de propiedad de los bancos. En el modelo *probit*, el porcentaje de financiaciones de bancos extranjeros arroja un valor negativo¹⁹ pero no significativo en todos los años excepto el 2004, mientras que el de bancos públicos es positivo y significativo en todos los años excepto el último. En la estimación del porcentaje de garantías, se debilita el poder explicativo de los bancos extranjeros en 2002-2004 pero lo recupera en 2005.

Tabla 13 / Estimación *Probit* - Variable dependiente = 1 si el préstamo está garantizado

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,334*** [0,046]	-0,198*** [0,065]	-0,287*** [0,065]	-0,266*** [0,060]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	1,158*** [0,194]	0,650** [0,313]	0,912*** [0,292]	1,168*** [0,266]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,990*** [0,326]	0,334 [0,454]	-0,779 [0,565]	1,513*** [0,523]
$(\text{Resultado Operativo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,488 [0,515]	-0,034 [0,906]	-0,946* [0,487]	0,654 [0,431]
Nro. de Relaciones Crediticias	0,174*** [0,021]	0,215*** [0,040]	0,150*** [0,037]	0,188*** [0,026]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-1,409*** [0,154]	-1,399*** [0,208]	-1,508*** [0,273]	-2,332*** [0,286]
Proporción de Financiaciones de Bancos Extranjeros	-0,260** [0,116]	-0,437** [0,188]	-0,213 [0,189]	-0,412** [0,168]
Proporción de Financiaciones de Bancos Públicos	1,020*** [0,219]	0,612** [0,272]	0,515* [0,271]	0,28 [0,280]
Constante	5,321*** [0,716]	3,450*** [1,044]	5,230*** [1,054]	5,223*** [0,955]
Observaciones	1169	387	380	731
Pseudo R2	0,26	0,21	0,19	0,26

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

¹⁹ Este resultado podría deberse a que durante este período los bancos extranjeros prestaban *back-to-back* en el exterior, requiriendo por lo tanto menores garantías en el mercado local.

Tabla 14 / Efectos Marginales de la estimación *Probit*

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,117*** [0,016]	-0,076*** [0,025]	-0,111*** [0,025]	-0,094*** [0,021]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,406*** [0,068]	0,250** [0,120]	0,353*** [0,113]	0,411*** [0,093]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,348*** [0,114]	0,128 [0,174]	-0,302 [0,219]	0,533*** [0,183]
$(\text{Resultado Operativo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,171 [0,181]	-0,013 [0,348]	-0,366* [0,189]	0,23 [0,152]
Nro. de Relaciones Crediticias	0,061*** [0,007]	0,083*** [0,015]	0,058*** [0,014]	0,066*** [0,009]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-0,495*** [0,052]	-0,537*** [0,079]	-0,584*** [0,104]	-0,821*** [0,091]
Proporción de Financiaciones de Bancos Extranjeros	-0,091** [0,041]	-0,168** [0,072]	-0,082 [0,073]	-0,145** [0,060]
Proporción de Financiaciones de Bancos Públicos	0,358*** [0,076]	0,235** [0,104]	0,200* [0,105]	0,099 [0,098]
Observaciones	1169	387	380	731
Pseudo R2	0,26	0,21	0,19	0,26

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Tabla 15 / Estimación MCO - Variable dependiente: porcentaje de préstamo con garantía

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,058*** [0,010]	-0,036** [0,015]	-0,047*** [0,013]	-0,023** [0,009]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,190*** [0,041]	0,233*** [0,076]	0,182*** [0,061]	0,131*** [0,041]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,084 [0,062]	-0,043 [0,090]	-0,069 [0,114]	0,095 [0,081]
$(\text{Resultado Operativo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	-0,03 [0,101]	-0,059 [0,227]	-0,042 [0,092]	0,032 [0,063]
Nro. de Relaciones Crediticias	-0,002 [0,003]	0,002 [0,007]	0,003 [0,004]	-0,003 [0,003]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-0,480*** [0,033]	-0,468*** [0,056]	-0,452*** [0,064]	-0,606*** [0,040]
Proporción de Financiaciones de Bancos Extranjeros	0,015 [0,026]	-0,061 [0,050]	0,028 [0,046]	-0,084** [0,033]
Proporción de Financiaciones de Bancos Públicos	0,197*** [0,040]	0,101* [0,057]	0,121** [0,058]	0,064 [0,048]
Constante	1,447*** [0,150]	1,160*** [0,233]	1,271*** [0,197]	1,043*** [0,138]
Observaciones	1169	387	380	731
R2 Ajustado	0,37	0,30	0,28	0,45
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Como prueba adicional de robustez, reemplazamos en las Tablas 16 a 18 los préstamos por el pasivo total para examinar si los bancos toman en cuenta la deuda financiera (aquí aproximada por la deuda bancaria tomada de Central de Deudores) o la solvencia global, que contempla otros pasivos. La probabilidad de usar garantías aumenta con este indicador, que resulta muy significativo en 2003 a 2005. La relación también es positiva y significativa para el porcentaje de garantías, pero solamente en 2003 y 2004.

Tabla 16 / Estimación *Probit* - Variable dependiente = 1 si el préstamo está garantizado

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,407*** [0,043]	-0,213*** [0,062]	-0,264*** [0,061]	-0,341*** [0,057]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	1,199*** [0,196]	0,892*** [0,320]	1,242*** [0,328]	1,216*** [0,277]
$(\text{Pasivo Total} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,203 [0,240]	1,157*** [0,362]	1,108*** [0,387]	0,640** [0,291]
$(\text{Resultado Operativo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,198 [0,530]	0,719 [0,899]	-0,667 [0,497]	0,541 [0,419]
Nro. de Relaciones Crediticias	0,193*** [0,020]	0,204*** [0,038]	0,140*** [0,039]	0,196*** [0,025]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-1,467*** [0,150]	-1,315*** [0,212]	-1,439*** [0,284]	-2,261*** [0,292]
Constante	6,581*** [0,662]	2,866*** [0,964]	3,998*** [0,960]	6,206*** [0,895]
Observaciones	1169	387	380	731
Pseudo R2	0,23	0,19	0,19	0,24

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Tabla 17 / Efectos Marginales de la estimación *Probit*

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,145*** [0,015]	-0,082*** [0,024]	-0,102*** [0,024]	-0,121*** [0,020]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,428*** [0,070]	0,345*** [0,123]	0,482*** [0,126]	0,432*** [0,098]
$(\text{Pasivo Total} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,072 [0,086]	0,447*** [0,139]	0,430*** [0,150]	0,227** [0,103]
$(\text{Resultado Operativo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,071 [0,189]	0,278 [0,347]	-0,259 [0,193]	0,192 [0,149]
Nro. de Relaciones Crediticias	0,069*** [0,007]	0,079*** [0,015]	0,054*** [0,015]	0,070*** [0,009]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-0,524*** [0,051]	-0,508*** [0,081]	-0,558*** [0,108]	-0,804*** [0,094]
Observaciones	1169	387	380	731
Pseudo R2	0,23	0,19	0,19	0,24

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Tabla 18 / Estimación MCO - Variable dependiente: porcentaje de préstamo con garantía

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,065*** [0,009]	-0,036** [0,014]	-0,043*** [0,013]	-0,031*** [0,008]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,217*** [0,041]	0,292*** [0,076]	0,234*** [0,068]	0,124*** [0,043]
$(\text{Pasivo Total} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,038 [0,048]	0,199** [0,093]	0,159* [0,086]	-0,022 [0,045]
$(\text{Resultado Operativo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	-0,027 [0,103]	0,042 [0,225]	0,013 [0,094]	0,016 [0,062]
Nro. de Relaciones Crediticias	0,001 [0,003]	-0,002 [0,007]	0,002 [0,004]	-0,001 [0,003]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-0,500*** [0,032]	-0,462*** [0,057]	-0,454*** [0,064]	-0,610*** [0,041]
Constante	1,594*** [0,132]	0,996*** [0,218]	1,125*** [0,194]	1,186*** [0,121]
Observaciones	1169	387	380	731
R2 Ajustado	0,35	0,3	0,28	0,44
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

En las Tablas 19 a 21 introducimos el resultado neto en vez del resultado operativo. Si bien la nueva variable entra positiva y significativamente en 2005 en el modelo *probit* (pero no en el modelo explicativo del porcentaje de garantías), su robustez parece endeble al encontrarse un signo negativo y significativo al 10% en el año anterior.

Tabla 19 / Estimación *Probit* - Variable dependiente = 1 si el préstamo está garantizado

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,354*** [0,045]	-0,187*** [0,064]	-0,271*** [0,063]	-0,281*** [0,060]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	1,221*** [0,192]	0,685** [0,303]	0,934*** [0,290]	1,211*** [0,268]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,953*** [0,325]	0,481 [0,437]	-0,669 [0,567]	1,613*** [0,533]
$(\text{Resultado Neto} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,439 [0,581]	0,671 [1,012]	-0,903* [0,490]	1,038** [0,465]
Nro. de Relaciones Crediticias	0,177*** [0,020]	0,200*** [0,037]	0,148*** [0,037]	0,188*** [0,025]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-1,471*** [0,151]	-1,347*** [0,211]	-1,472*** [0,283]	-2,262*** [0,296]
Constante	5,669*** [0,706]	3,097*** [1,037]	4,885*** [1,036]	5,274*** [0,961]
Observaciones	1169	387	380	731
Pseudo R2	0,24	0,18	0,18	0,25

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Tabla 20 / Efectos Marginales de la estimación *Probit*

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,126*** [0,016]	-0,072*** [0,025]	-0,105*** [0,025]	-0,099*** [0,021]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,434*** [0,068]	0,265** [0,117]	0,362*** [0,112]	0,429*** [0,094]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,339*** [0,115]	0,186 [0,169]	-0,26 [0,220]	0,571*** [0,187]
$(\text{Resultado Neto} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,156 [0,207]	0,259 [0,391]	-0,350* [0,190]	0,368** [0,164]
Nro. de Relaciones Crediticias	0,063*** [0,007]	0,077*** [0,014]	0,058*** [0,014]	0,067*** [0,009]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-0,523*** [0,051]	-0,521*** [0,080]	-0,572*** [0,107]	-0,801*** [0,094]
Observaciones	1169	387	380	731
Pseudo R2	0,24	0,18	0,18	0,25

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Tabla 21 / Estimación MCO - Variable dependiente: porcentaje de préstamo con garantía

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,061*** [0,010]	-0,036** [0,015]	-0,043*** [0,013]	-0,027*** [0,009]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,215*** [0,041]	0,248*** [0,075]	0,188*** [0,062]	0,139*** [0,042]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,063 [0,062]	-0,015 [0,089]	-0,058 [0,114]	0,103 [0,079]
$(\text{Resultado Neto} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,003 [0,115]	0,032 [0,268]	-0,01 [0,096]	0,008 [0,066]
Nro. de Relaciones Crediticias	0 [0,003]	0,001 [0,007]	0,003 [0,004]	-0,002 [0,003]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-0,500*** [0,032]	-0,471*** [0,057]	-0,458*** [0,064]	-0,610*** [0,041]
Constante	1,534*** [0,150]	1,130*** [0,235]	1,236*** [0,202]	1,085*** [0,142]
Observaciones	1169	387	380	731
R2 Ajustado	0,35	0,29	0,28	0,44
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Adicionalmente, investigamos la relación entre garantías y situación del deudor en las Tablas 22 a 24, con resultados más bien ambiguos: si bien el coeficiente es positivo y significativo en algunos años (y en general al 10%), en otros arroja un signo negativo y también significativo, revelando una notoria fragilidad ante cambios en la muestra. Esta conclusión no se altera (en regresiones no reportadas) cuando se incluye el ROA, una variable que *a priori* podría tener correlación con la situación del deudor.

Tabla 22 / Estimación *Probit* - Variable dependiente = 1 si el préstamo está garantizado

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,360*** [0,046]	-0,194*** [0,064]	-0,258*** [0,064]	-0,282*** [0,060]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	1,195*** [0,189]	0,627** [0,301]	0,913*** [0,291]	1,135*** [0,269]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,940*** [0,327]	0,396 [0,442]	-0,802 [0,591]	1,409** [0,553]
Situación del Deudor	-0,01 [0,038]	0,106** [0,052]	0,126* [0,074]	0,086 [0,112]
Nro. de Relaciones Crediticias	0,179*** [0,021]	0,191*** [0,037]	0,147*** [0,037]	0,189*** [0,025]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-1,474*** [0,151]	-1,378*** [0,209]	-1,461*** [0,279]	-2,295*** [0,297]
Constante	5,804*** [0,720]	3,109*** [1,028]	4,529*** [1,043]	5,333*** [0,963]
Observaciones	1169	387	380	731
Pseudo R2	0,24	0,18	0,18	0,25

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Tabla 23 / Efectos Marginales de la estimación *Probit*

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,128*** [0,016]	-0,075*** [0,025]	-0,100*** [0,025]	-0,100*** [0,022]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,425*** [0,067]	0,242** [0,116]	0,354*** [0,112]	0,402*** [0,095]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,334*** [0,116]	0,153 [0,171]	-0,311 [0,229]	0,499*** [0,194]
Situación del Deudor	-0,003 [0,013]	0,041** [0,020]	0,049* [0,029]	0,031 [0,040]
Nro. de Relaciones Crediticias	0,064*** [0,007]	0,074*** [0,014]	0,057*** [0,014]	0,067*** [0,009]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-0,524*** [0,051]	-0,532*** [0,080]	-0,567*** [0,106]	-0,813*** [0,095]
Observaciones	1169	387	380	731
Pseudo R2	0,24	0,18	0,18	0,25

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Tabla 24 / Estimación MCO - Variable dependiente: porcentaje de préstamo con garantía

	2002	2003	2004	2005
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,063*** [0,010]	-0,036** [0,015]	-0,045*** [0,014]	-0,029*** [0,009]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,220*** [0,040]	0,240*** [0,075]	0,185*** [0,062]	0,127*** [0,041]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,068 [0,062]	-0,032 [0,089]	-0,109 [0,116]	0,086 [0,078]
Situación del Deudor	-0,014* [0,008]	0,017 [0,011]	0,027* [0,016]	0,041* [0,023]
Nro. de Relaciones Crediticias	0,001 [0,003]	-0,001 [0,007]	0,003 [0,004]	-0,002 [0,003]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-0,502*** [0,032]	-0,475*** [0,056]	-0,457*** [0,063]	-0,611*** [0,041]
Constante	1,583*** [0,150]	1,114*** [0,238]	1,228*** [0,204]	1,084*** [0,140]
Observaciones	1169	387	380	731
R2 Ajustado	0,35	0,29	0,28	0,45
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Como metodología alternativa, estimamos en las Tablas 25 a 27 regresiones de corte transversal a partir de los promedios de cada empresa para el período 2002-2005. De esta forma, en vez de estimar regresiones año por año (también de corte transversal, esto es, sin variabilidad en el tiempo), tomamos la media de los datos anuales disponibles para correr una única regresión. Además de la corta extensión de la serie de tiempo, desistimos de correr modelos de panel debido a que existen pocas empresas con más de una única observación anual: el promedio es de 1,5 observaciones por empresa y la muestra de corte transversal es de 1.848 registros frente a un panel de firmas-años de 2.666 datos.

Tabla 25 / Estimación *Probit* - Variable dependiente = 1 si el préstamo está garantizado

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,247*** [0,035]	-0,240*** [0,035]	-0,287*** [0,033]	-0,242*** [0,035]	-0,252*** [0,035]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	1,095*** [0,152]	1,058*** [0,154]	1,093*** [0,155]	1,111*** [0,152]	1,093*** [0,152]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,804*** [0,264]	0,791*** [0,262]		0,831*** [0,264]	0,824*** [0,268]
$(\text{Resultado Operativo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,352 [0,329]	0,354 [0,332]	0,333 [0,332]		
Nro. de Relaciones Crediticias	0,172*** [0,018]	0,172*** [0,018]	0,182*** [0,018]	0,172*** [0,018]	0,176*** [0,018]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-1,643*** [0,135]	-1,617*** [0,136]	-1,632*** [0,135]	-1,640*** [0,135]	-1,652*** [0,135]
Proporción de Financiaciones de Bancos Extranjeros		-0,218** [0,092]			
Proporción de Financiaciones de Bancos Públicos		0,731*** [0,160]			
$(\text{Pasivo Total} / \text{Activo Total})_{t-1}$			0,24 [0,179]		
Constante	4,341*** [0,553]	4,244*** [0,558]	4,989*** [0,504]	4,255*** [0,556]	4,507*** [0,558]
Situación del Deudor					-0,042 [0,032]
$(\text{Resultado Neto} / \text{Activo Total})_{t-1}$				0,716** [0,358]	
Observaciones	1848	1848	1848	1848	1848
Pseudo R2	0,21	0,22	0,2	0,21	0,21

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Tabla 26 / Efectos Marginales de la estimación *Probit*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,087*** [0,012]	-0,084*** [0,012]	-0,101*** [0,011]	-0,085*** [0,012]	-0,089*** [0,012]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,386*** [0,053]	0,369*** [0,053]	0,386*** [0,054]	0,391*** [0,053]	0,385*** [0,053]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,283*** [0,093]	0,276*** [0,091]		0,292*** [0,093]	0,290*** [0,094]
$(\text{Resultado Operativo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,124 [0,116]	0,123 [0,116]	0,118 [0,117]		
Nro. de Relaciones Crediticias	0,061*** [0,006]	0,060*** [0,006]	0,064*** [0,006]	0,060*** [0,006]	0,062*** [0,006]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-0,578*** [0,045]	-0,564*** [0,045]	-0,576*** [0,045]	-0,577*** [0,045]	-0,582*** [0,045]
Proporción de Financiaciones de Bancos Extranjeros		-0,076** [0,032]			
Proporción de Financiaciones de Bancos Públicos		0,255*** [0,055]			
$(\text{Pasivo Total} / \text{Activo Total})_{t-1}$					-0,015 [0,011]
Situación del Deudor				0,252** [0,126]	
$(\text{Resultado Neto} / \text{Activo Total})_{t-1}$			0,085 [0,063]		
Observaciones	1848	1848	1848	1848	1848
Pseudo R2	0,21	0,22	0,2	0,21	0,21

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Tabla 27 / Estimación MCO - Variable dependiente: porcentaje de préstamo con garantía

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln(\text{Activo Total})_{t-1}$	-0,047*** [0,007]	-0,045*** [0,007]	-0,052*** [0,006]	-0,046*** [0,007]	-0,047*** [0,007]
$(\text{Activo Fijo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,227*** [0,031]	0,207*** [0,031]	0,234*** [0,031]	0,228*** [0,031]	0,228*** [0,031]
$(\text{Prestamos Bancarios} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,099** [0,048]	0,102** [0,047]		0,100** [0,048]	0,102** [0,048]
$(\text{Resultado Operativo} / \text{Activo Total})_{t-1}$	0,017 [0,060]	0,001 [0,059]	0,023 [0,060]		
Nro. de Relaciones Crediticias	-0,002 [0,002]	-0,004 [0,002]	-0,001 [0,002]	-0,002 [0,002]	-0,002 [0,002]
Proporción de Financiaciones de Corto Plazo	-0,514*** [0,026]	-0,500*** [0,026]	-0,514*** [0,026]	-0,514*** [0,026]	-0,515*** [0,026]
Proporción de Financiaciones de Bancos Extranjeros		0,017 [0,020]			
Proporción de Financiaciones de Bancos Públicos		0,162*** [0,030]			
$(\text{Pasivo Total} / \text{Activo Total})_{t-1}$			0,059 [0,036]		
Constante	1,307*** [0,105]	1,256*** [0,103]	1,383*** [0,092]	1,302*** [0,105]	1,319*** [0,105]
Situación del Deudor					-0,004 [0,006]
$(\text{Resultado Neto} / \text{Activo Total})_{t-1}$				0,036 [0,065]	
Observaciones	1848	1848	1848	1848	1848
R2 Ajustado	0,36	0,38	0,36	0,36	0,36
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Errores estándar robustos entre corchetes

* significativo al 10% ** significativo al 5% *** significativo al 1%

De todos modos, al aumentar el tamaño muestral y presumiblemente la eficiencia de los estimadores, la regresión de corte transversal es de especial interés para encontrar el efecto medio en el mediano plazo de aquellas variables cuyos coeficientes no preservan el mismo signo y significatividad a lo largo de todos los años. Las estimaciones validan los hallazgos previos y permiten inferir que, con

independencia de los controles incluidos: (a) en el modelo *probit*, son fuertemente significativos el tamaño, la tangibilidad, el cociente préstamos sobre activos, el número de entidades, el porcentaje de líneas de corto plazo y la proporción de deuda con los bancos extranjeros y públicos, y (b) en el modelo de porcentaje garantizado, lo son las mismas variables, salvo el número de entidades y la proporción de crédito de bancos extranjeros. A su vez, la bondad del ajuste se ubica en niveles aceptables, con R cuadrados en el rango [0,20, 0,38].

IV. Conclusiones

Nuestro trabajo ha analizado en detalle el uso de garantías en el sistema bancario argentino en el período 2001-2005, explotando la riqueza informativa de la Central de Deudores del Banco Central y concentrándose en los préstamos a las empresas para las cuales se cuenta con información contable. Tras revisar la literatura teórica y empírica en la materia y señalar las ventajas y desventajas asociadas a la integración de garantías, se llevó adelante una investigación econométrica de los determinantes microeconómicos de la probabilidad de aportar garantías y del porcentaje garantizado de la deuda bancaria.

Los resultados de las regresiones anuales apoyan la visión tradicional de que los bancos exigen más garantías a los deudores más riesgosos. En particular, se encontró que la probabilidad de usar garantías aumenta con la tangibilidad de los activos y con el número de relaciones crediticias, y se reduce con el tamaño del deudor y la proporción del crédito de corto plazo. Las mismas variables, con la excepción del número de relaciones crediticias, explican satisfactoriamente el porcentaje garantizado. Sorpresivamente, no se halló una correlación significativa de las garantías con la rentabilidad sobre activos ni con la situación del deudor. Algunas variables resultaron significativas solamente en algunos años —lo cual es justificable a la luz de las cambiantes condiciones macroeconómicas del período—, pero de cualquier modo fueron altamente significativas en las estimaciones de corte transversal, a saber: el cociente de deuda bancaria y de pasivo total a activos totales ejerce un efecto positivo, mientras que el porcentaje de crédito de parte de bancos extranjeros (públicos) tiene un impacto negativo (positivo).

Referencias

Aivazian, V., X. Gu y J. Qiu (2005), “Loan Rates and the Two Faces of Collateral”, mimeo, Universidad de Toronto.

Anastasi, A., G. González Padilla y G. Repetto (2006), “Argentina 2002-2005: Utilización de financiamiento bancario, crédito de largo plazo y sus impactos en la performance microeconómica de las empresas”, mimeo, Subgerencia General de Investigaciones Económicas, BCRA.

Bebczuk, R. (2003), *Asymmetric Information in Financial Markets: Introduction and Applications*, Cambridge University Press, Cambridge, Reino Unido.

Berger, A. y G. Udell (1990), “Collateral, Loan Quality, and Bank Risk”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 25, N° 1, pp. 21-42.

Bester, H. (1994), “The Role of Collateral in a Model of Debt Renegotiation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 26, N° 1, pp. 72-86.

BIS (2001), “Collateral in wholesale financial markets: recent trends, risk management and market dynamics”, informe preparado por el Committee on the Global Financial System Working Group on Collateral, Basel.

Black, J., D. de Meza y D. Jeffreys (1996), “House Prices, the Supply of Collateral and the Enterprise Economy”, *The Economic Journal*, Vol. N° 106, pp. 60-75.

Coco, G. (1999), “Collateral, Heterogeneity in Risk Attitude and Credit Market Equilibrium”, *European Economic Review*, Vol. N° 43, pp. 559-574.

Coco, G. (2000), “On the Use of Collateral”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 2, pp. 191-214.

Escudé, G., T. Burdisso, M. Catena, L. D’Amato, G. McCandless y T. Murphy (2001), “Las MIPyMEs y el mercado de crédito en Argentina”, mimeo, BCRA.

Inderst, R. y H. Muller (2004), “A Lender-Based Theory of Collateral”, mimeo, London School of Economics, Marzo.

Manove, M., J. Padilla y M. Pagano (2001), “Collateral versus project screening: a model of lazy banks”, *RAND Journal of Economics*, Vol. 32, N° 4, pp. 726-744.

Menkhoff, L., D. Neuberger y C. Suwanaporn (2005), “Collateral-based lending in emerging markets: Evidence from Thailand”, *Journal of Banking and Finance*.

Petersen, M. y R. Rajan (1994), “The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data”, *Journal of Finance*.

Shäfer, D. (2001), “Outside Collateral, Preserving the Value of Inside Collateral and Sorting”, *Schmalenbach Business Review*, Vol. 53, octubre, pp. 321-350.

Streb, J., J. Bolzico , P. Druck, A. Henke, J. Rutman, W. Sosa Escudero (2002), “Bank Relationships: Effect on the Availability and Marginal Cost of Credit for Firms in Argentina”, Inter-American Development Bank (IADB).

Vallés, V. (2006), “Stability of a trough-the-cycle rating system during a financial crisis”, Banco Central de la República Argentina. Trabajo ganador del Financial Stability Institute Award, Bank for International Settlements.

Pautas generales para la publicación de trabajos técnicos

Ensayos Económicos está orientada a la publicación de artículos de carácter teórico, empírico y/o de política aplicada con énfasis en los aspectos monetarios y financieros, que se refieran tanto a la economía Argentina como al ámbito de la economía internacional. La revista está dirigida a investigadores en las áreas de macroeconomía y finanzas, profesionales que se desempeñan en la gestión de las políticas públicas, participantes del sistema financiero, docentes y estudiantes de los niveles de grado y postgrado en Argentina y Latinoamérica.

Características Generales del Proceso de Referato

El rigor científico será el único criterio de evaluación de los trabajos a ser publicados en la revista “Ensayos Económicos” del BCRA. A tal fin, la publicación de los artículos estará sujeta a un proceso de referato similar al que se aplica en la mayoría de las revistas académicas.

Para garantizar imparcialidad, cada artículo estará sujeto a una revisión anónima (*blind review*) por parte de dos referís, uno interno (investigador del BCRA) y otro externo, quienes evaluarán características generales del trabajo, como originalidad, relevancia, metodología, entre otros.

La decisión final de publicación estará a cargo del “Comité Editorial”, quien utilizará la recomendación de los referatos como guía básica, pero no excluyente, para formar su juicio. Los autores recibirán copias de los resultados del referato (también anónimo), independientemente de la calificación final otorgada.

Editor: Jorge Carrera

Comité Editorial

- José María Fanelli
- Ricardo Ffrench-Davis
- Javier Finkman
- Daniel Heymann
- José Antonio Ocampo
- Mario Tonveronachi

Formatos

Los artículos contarán con una extensión máxima de veinticinco páginas incluyendo cuadros, tablas, gráficos y anexos, y deberán estar escritos en idioma español.

Se enviarán dos copias impresas a la dirección:

Banco Central de la República Argentina, Subgerencia General de Investigaciones Económicas, Revista Ensayos Económicos, Reconquista 266, Buenos Aires, Argentina, C1003 ABF.

Asimismo, se solicitará el envío de una versión electrónica que sea copia fiel del documento impreso a la dirección: ensayos.economicos@bcra.gov.ar.

La primera hoja del documento deberá contener el título del trabajo, el nombre de los autores y su pertenencia institucional y un resumen del trabajo de no más de 150 palabras. Al pie de página pueden indicarse direcciones de email, comentarios y/o agradecimientos. Luego del resumen se agregarán hasta cinco categorías de la clasificación del JEL (*Journal of Economic Literature*) y las palabras clave. En el resto de las páginas no deberá mencionarse a los autores del artículo. Adicionalmente, se solicita un resumen en inglés más amplio, que no deberá superar las dos páginas.

La presentación del documento deberá hacerse en "Microsoft Word" en hoja de tamaño A4, en letra Arial 11 con todos los márgenes de 2,5 cm. Se utilizará un interlineado simple y renglón en blanco como separación entre párrafos.

Los títulos y subtítulos tendrán la fuente Arial 11. El primer nivel de títulos es en negrita y con numeración en números romanos (**I, II, III,...**). El segundo nivel de títulos es en negrita e itálica con números (***I.1, I.2, I.3,...***). El tercer nivel de títulos es en itálica y con letras minúsculas (*I.1.a, I.1.b,...*).

Las notas estarán numeradas de manera consecutiva al pie de la página. Las ecuaciones deberán numerarse consecutivamente a la derecha de la página. Tablas, gráficos y figuras deberán tener un orden consecutivo y estar citadas en el texto. Una vez aceptado el documento para su publicación, se solicitarán los respectivos soportes electrónicos de tablas, gráficos, figuras y ecuaciones.

Para las referencias bibliográficas en el texto se empleará la fórmula: Svensson y Taylor (2002); en caso de más de dos autores se empleará la formula Svensson et al. (2002), y deberán citarse inmediatamente luego de la última sección del trabajo antes de los posibles apéndices o anexos. Se utilizarán las siguientes formas:

- Para publicaciones periódicas: Blanchard, O. y D. Quah (1989); “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply”, *The American Economic Review*, 79, pp. 655-73.
- Para libros: Hendry, D.F. (1995); *Dynamic Econometrics*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Para artículos en libros: Williamson, J. H. (1971); “On the Normative Theory of Balance of Payments Adjustment” en G. Clayton, J. C. Gilbert y R. Sedgwick (eds.), *Monetary Theory and Monetary Policy in the 1970's*, Oxford, Oxford University Press.
- Para documentos de trabajo: Billmeier, A. (2004); “Ghostbusting: Which Output Gap Measure really matters?”, IMF, Working paper 04/146.

Difusión

El Banco Central propenderá a la máxima difusión de la revista, garantizando una amplia distribución gratuita en ámbitos académicos locales y del exterior, organismos públicos, bancos centrales, centros de investigación públicos y privados, prensa especializada. También habrá ejemplares a disposición del público en general –mediante solicitud–, y la versión electrónica estará disponible en el sitio del BCRA www.bcra.gov.ar.

