

## POLÍTICA MONETARIA Y ASIMETRÍAS EN LOS CICLOS ECONÓMICOS DE LA ARGENTINA

---

Danilo R. Trupkin  
*IIEP (UBA-CONICET)*

### RESUMEN

Este artículo estudia los potenciales efectos asimétricos de los shocks de política monetaria en la Argentina. A través de un modelo de *regime-switching*, investigamos si hay variación en el tiempo de la respuesta del componente transitorio del PIB ante shocks monetarios. Los resultados sugieren variación temporal de los coeficientes que describen la respuesta del producto como función de la fase del ciclo. Asimismo, otras dos características de los shocks (dirección y tamaño de la política monetaria) también son capaces de explicar el ciclo económico argentino. Finalmente, brindamos respaldo a la visión de ‘plucking’ de las fluctuaciones económicas.

*Palabras clave:* Asimetrías, Ciclos, Política Monetaria, Regime Switching

### ABSTRACT

This paper studies the asymmetries that are claimed to arise as a response to monetary policy shocks in Argentina. We build a *regime-switching* specification in order to investigate time variation in the response of the transitory component of output to monetary shocks. The results suggest time variation in the coefficients that describe the response of output, which can be well explained by the phase of the cycle. We also find support to Friedman’s “plucking” view of economic fluctuations, while other two features of the shocks (direction and size of the monetary policy) explain strongly the business cycle of Argentina.

*Keywords:* Asymmetries, Business Cycles, Monetary Policy, Regime-Switching

## I. Introducción

Los efectos asimétricos que se observan en los ciclos debido a las políticas económicas tienen larga historia, pudiéndonos remontar incluso a la Gran Depresión y a los tiempos de las contribuciones de Keynes. Hay un hecho estilizado de los ciclos económicos bien conocido en el cual las expansiones y contracciones presentan diferentes características unas de otras, teniendo el primero típicamente larga vida en tanto que el segundo es más violento. En particular, se ha argumentado que el impacto asimétrico de la política monetaria sobre la economía real, depende de ciertas condiciones económicas y de la política tomada.

Hay un gran cuerpo de literatura empírica documentando asimetrías en los ciclos de los países desarrollados (algunos ejemplos son Belongia, 1996, Garcia y Schaller, 2002, Liu et al., 2009, Lo y Piger, 2005, Peersman y Smets, 2002, Ravn y Sola, 2004, Senda, 2001, y Weise, 1999). Sin embargo, hay escasa literatura que estudia las potenciales asimetrías de la política monetaria en el ciclo de los países emergentes.<sup>1</sup>

La literatura se ha centrado en tres características particulares de asimetrías: (i) la asimetría en relación con la dirección del shock de la política monetaria, es decir, el signo de la acción monetaria; (ii) la relacionada con la fase del ciclo económico, es decir, dependiendo de si la economía está en recesión o expansión; y (iii) la asimetría en relación con el tamaño de la acción de política; es decir, si las políticas implican un shock más fuerte o más débil.

Las asimetrías descritas anteriormente implican una variación en el tiempo de los coeficientes que miden el impacto de la política monetaria sobre la actividad agregada. Con el fin de examinar estos efectos, este trabajo aplica un procedimiento que consiste en estimar un proceso de política monetaria que permite cambios en el régimen; específicamente un modelo de cambio de régimen de Markov à la Hamilton (1989), adecuadamente modificado para el problema en cuestión.

---

1. *Unas pocas excepciones pueden encontrarse en Agenor (2001), quien encuentra asimetrías en países emergentes, focalizándose especialmente en Brasil, y en da Silva Correa (2003), quien documenta diferencias y similitudes en los ciclos de la Argentina y Brasil. Sin embargo, ambos trabajos son bien diferentes al desarrollado aquí; el primero difiere con respecto a la metodología, en tanto que el segundo se separa en el foco de análisis y los objetivos.*

---

Este método requiere que se definan variables indicadoras de la política monetaria para cada una de las tres asimetrías, de manera que las variables de estado se mantengan, ya sea en uno u otro lado del efecto asimétrico particular. Su característica distintiva es que las probabilidades de transición que rigen el proceso de cambio son funciones de aquellas variables de estado. En ese aspecto, este trabajo sigue Lo y Piger (2005), quienes utilizan un modelo de probabilidad de transición variable en el tiempo (TVTP, por *time-varying transition probability*) para analizar la evidencia de cada asimetría.

La ventaja de utilizar este marco de referencia es que permite evaluar la robustez de cada efecto, sin restringir las estimaciones de acuerdo a una única asimetría especial. Asimismo, nuestro modelo permite observar las correlaciones que surgen como resultado y, por lo tanto, permite varias expresiones de impacto asimétrico al mismo tiempo. Por último, la respuesta de la actividad agregada a la política monetaria se puede separar entre los componentes no observados, los cuales pertenecen sea a la tendencia o al ciclo; es decir, los movimientos del producto real pueden ser identificados a través de sus componentes permanentes y transitorios. Esta es una característica interesante para tener en un modelo empírico de este tipo ya que permite configurar la representación estructural en términos de componentes de corto y largo plazo, que a su vez dan la posibilidad de optar por shocks de política monetaria que afecten a la economía sólo en el corto plazo.

Los modelos teóricos en la literatura han racionalizado los efectos asimétricos de la política monetaria de diferentes maneras. Algunas teorías asumen salarios nominales (y precios) rígidos a la baja junto con racionamiento de la demanda. Modelos de costos de menú à la Ball y Mankiw (1994), aunque con una configuración estática y determinística, muestran que los “grandes” shocks de política monetaria son neutrales mientras que los shocks “pequeños” ciertamente tienen efectos reales. La justificación de esta proposición vendría del hecho que, a las empresas, les parece óptimo ajustar los precios nominales sólo cuando los costos de menú asociados a la indexación de sus precios (antes de observarse el shock monetario) son de menor magnitud en relación con los beneficios adicionales que

tendrían de la indexación. Por lo tanto, las empresas deciden indexar o no en función de la variación esperada del shock de la política monetaria. El marco econométrico presentado aquí permite modelar los procesos de política monetaria pudiendo cambiar la varianza entre “alta” y “baja”.

Las teorías de canal de crédito con efectos de hojas de balance (balance-sheet effects), en línea con Bernanke y Gertler (1989), generan efectos en la política monetaria sobre el producto que son más fuertes en los momentos desfavorables del ciclo. Crédito y liquidez pueden estar fácilmente disponibles en las expansiones y, por lo tanto, los shocks monetarios podrían resultar neutros. Sin embargo, durante las recesiones, las empresas y los consumidores pueden encontrar más difícil obtener fondos y en consecuencia la política monetaria podría tener efectos reales a través del canal de crédito.

Los principales resultados de este trabajo sugieren una fuerte variación en el tiempo de los coeficientes que describen la respuesta del producto al shock de política monetaria. Esta variación se explica por una variable de estado que muestra si la economía está en recesión o expansión en el momento de la política. Se observará que los shocks de política durante las expansiones tienen mayor impacto en la actividad agregada que los aplicados durante las recesiones. También hay evidencia de que las otras dos asimetrías (dirección y tamaño de la política) pueden explicar la respuesta del nivel del producto al shock de política monetaria.

El artículo se organiza de la siguiente manera: en la segunda sección, se describe el modelo aplicado para la estimación; en la tercera, se muestra cómo las variables se construyen a partir de los datos; en la cuarta, se presenta y discute los resultados de la estimación; y por último, en la quinta, se presentan las conclusiones.

## II. Especificación del modelo

El modelo econométrico propuesto aquí sigue de cerca a Lo y Piger (2005). Se trata de un modelo de Markov de cambio de régimen (regime-switching) que describe el nivel de producto (en logaritmos),  $y_t$ , tal cual lo explican dos componentes no observados: un componente permanente,  $y_t^P$ , y un componente transitorio,  $y_t^T$ :

---

$$y_t = y_t^P + y_t^T, \quad (1)$$

Dada la metodología de *regime-switching*, una serie de tiempo es modelada a través de cambios discretos tanto en la media incondicional como en la varianza incondicional, mientras que los cambios en el régimen son dirigidos por una variable de estado no observable, con valores discretos,  $S_t = 0,1$ . A continuación, se muestra cómo esta variable de estado que identifica la fase de la economía es introducida en el modelo.

Modelamos el componente permanente como,

$$y_t^P = \mu_t + y_{t-1}^P + v_t, \quad (2)$$

donde,

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \omega_t. \quad (3)$$

El componente de tendencia estocástica se especifica como un sendero aleatorio (*random walk*) con un desplazamiento variable en el tiempo (*drift*),  $\mu_t$ , que a su vez evoluciona como un *random walk* simple sin drift. Las innovaciones  $v_t$ ,  $\omega_t$  se asumen como variables aleatorias *i.i.d.*, normalmente distribuidas. El proceso asumido para el término de drift nos permite estudiar innovaciones de baja frecuencia sobre la tendencia estocástica, tales como cambios estructurales.

A su vez, modelamos el componente transitorio como

$$\varphi(L)y_t^T = \gamma_0(L)x_t + \gamma_1(L)x_t S_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

donde  $x_t$  es una variable escalar que mide la política monetaria,  $S_t$  es la *dummy* de régimen que toma los valores 0 o 1,  $\varepsilon_t$  son las innovaciones *i.i.d.* distribuidas normalmente, y

$$\varphi(L) = \sum_{k=0}^K \varphi_k L^k; \quad \varphi_0 = 1; \quad \gamma_i(L) = \sum_{j=1}^J \gamma_{j,i} L^j. \quad (5)$$

De acuerdo con lo expresado por las ecuaciones (1) - (5), el modelo muestra que los shocks de política monetaria sólo afectan al componente transitorio. Además, mirando las expresiones (4) y (5), este efecto se introduce, en primer lugar, por una colección de términos  $[\gamma_o(L)x_t]$  que son independientes de la variable de estado  $S_t$  y, en segundo lugar, una colección de términos  $[\gamma_1(L)x_t S_t]$  que representan la interacción entre los shocks monetarios y la fase del ciclo. En cuanto a los shocks de política monetaria, los mismos se construyen a través de una representación recursiva VAR donde la variable de política,  $x_t$ , es ordenada después del producto. Es necesario tener en cuenta que, en consonancia con la identificación de esta restricción, esta variable no entra en la expresión (4) simultáneamente.

Con el fin de introducir variación en el tiempo de la respuesta del componente transitorio a los shocks en la variable de política monetaria, los coeficientes que relacionan  $y_t^T$  con  $x_t$  pueden cambiar en el tiempo. En este sentido, los coeficientes de respuesta varían entre los dos regímenes identificados por la variable de estado no observable  $S_t$ . Esta variable evoluciona simplemente como un proceso de Markov de primer orden siguiendo a Hamilton (1989), ligeramente modificado para capturar el marco de TVTP analizado aquí. Al respecto, se explicarán no sólo los cambios en los coeficientes de respuesta a lo largo del tiempo, sino también sus cambios con respecto a las tres asimetrías introducidas en la Sección I. En otras palabras, el objetivo final es determinar cómo los coeficientes de respuesta, medidos por la colección de  $\gamma_i(L)$ 's, se ven afectados por el tamaño de la acción política, la dirección o el signo del shock de política, y el estado de la economía en el ciclo económico.

Para lograr este objetivo, el modelo permite a  $S_t$  ser también una función de variables de estado que identifican cada una de las tres asimetrías. Específicamente, las probabilidades de transición del *regime-switching* son variables en el tiempo, mientras que la variación en el tiempo depende de las variables de estado de la siguiente manera:

$$P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = \frac{\exp(c_0 + z_t' a_0)}{1 + \exp(c_0 + z_t' a_0)}$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 0) = 1 - P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0)$$

$$P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = \frac{\exp(c_1 + z_t' a_1)}{1 + \exp(c_1 + z_t' a_1)}$$

$$P(S_t = 0 | S_{t-1} = 1) = 1 - P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) \quad (6)$$

donde  $z_t$  es un vector de  $q \times 1$  variables de estado  $(z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{qt})'$ , en tanto que  $a_0$  y  $a_1$  son  $q \times 1$  vectores de coeficiente  $(a_{01}, a_{02}, \dots, a_{0q})'$  y  $(a_{11}, a_{12}, \dots, a_{1q})'$ .

Las variables *dummy* incluidas en  $z_t$  se fijan de acuerdo con la discusión anterior sobre las asimetrías. Una vez más, las variables de estado son los indicadores que describen el signo y el tamaño del shock de política, más la fase del ciclo, todo en el momento en el que se está llevando a cabo la política. Dado que estas *dummies* representan el estado de la economía en ese período, se incluyen rezagos  $J$  de cada variable indicadora, siendo el mismo número de rezagos introducidos en la variable de política incluida en la ecuación (4). Esto se hace con el fin de capturar las mismas características que surgen de los valores previos de la política. Además, en la expresión (4), los valores contemporáneos de la variable de política no se incluyen en  $z_t$ . Por último, el vector  $z_t$  es de dimensión  $q$  (mayor a 3) en tanto existen configuraciones posibles en las que también podríamos considerar términos multiplicativos si incluimos las interacciones entre las asimetrías.

Con el fin de definir las variables *dummy*, se considera el siguiente procedimiento. La dirección del shock de política lo especificamos como:

$$sign_t = \begin{cases} 0 & \text{si la acción de política es expansiva;} \\ 1 & \text{si la acción de política es contractiva.} \end{cases}$$

Esta categorización se define simplemente por el signo del shock de política; i.e., un shock positivo a la cantidad de dinero se considera como una política expansiva, y por lo tanto la *dummy* tomará el valor cero.

El tamaño de la acción política se especifica como la variable *dummy*

$$size_t = \begin{cases} 0 & \text{si la política está entre 1 desviación standard de la media histórica;} \\ 1 & \text{caso contrario.} \end{cases}$$

Por último, la variable de estado relacionada con el momento del ciclo económico se especifica como la variable *dummy*

$$rec_t = \begin{cases} 0 & \text{si la economía está en expansión;} \\ 1 & \text{si la economía está en recesión.} \end{cases}$$

Para definir la fase del ciclo (recesión o expansión), seguimos el trabajo de Jorrat y Cerro (2000), quienes construyen probabilidades mensuales de punto de inflexión para la economía argentina de acuerdo con la misma metodología empleada por la National Bureau of Economic Research (NBER) en los EE.UU.

### III. Datos

El producto real en la Argentina,  $y_t$ , se mide por dos especificaciones posibles. Una especificación mide el producto real a través del PIB trimestral (en logs), mientras que la otra mide el producto real a través de la producción industrial trimestral (en logs). Como se discute en Lo y Piger (2005), esta última es una medida reducida del producto, aunque sin embargo, se supone que está más estrechamente relacionada con los efectos de los shocks de política monetaria. Christiano et al. (1997) enfatizan acerca de la importancia del papel del sector manufacturero (siendo aproximadamente 80% de la producción industrial en la Argentina), que tiende a responder en mayor grado a los shocks monetarios si se lo compara con las medidas más amplias del producto. Estas series de producción trimestral para el período 1977: 1-2006: 4 se obtienen del Ministerio de Hacienda y Finanzas de la Argentina y de Martínez (1999).

En cuanto a la variable de política monetaria,  $x_t$ , consideramos que M1 es el instrumento controlado por el Banco Central. La falta de datos confiables hace que no sea posible analizar los shocks monetarios a través de otros tipos de políticas. Construimos shocks monetarios a través de un VAR de cuatro variables, recursivamente identificado, donde al log de M1 se lo ordena después del log del PIB real y del log del índice de precios al consumidor (IPC), y antes que la tasa de interés nominal de los

---

depósitos.<sup>2</sup> Se desprende de la afirmación anterior el supuesto de que la política monetaria no afecta la producción o los precios contemporáneamente. De acuerdo tanto con el criterio de información de Akaike (AIC) y de Schwartz (SIC), el VAR se estima mejor utilizando dos rezagos para cada variable.

Dada la estructura del modelo econométrico, no es posible encontrar una esperanza incondicional de la ecuación de transición en la representación de estado-espacio de las ecuaciones (1) - (5). Esto, de hecho, se necesita con el fin de inicializar el filtro de Kalman utilizado en la realización del método de filtrado detallado en Kim (1994). Por lo tanto, la inicialización del filtro se realiza por conjeturas de alta varianza como se discute en Kim y Nelson (1999), seguido por el cálculo de la función de *likelihood* sólo después de 20 trimestres, de modo que el ruido creado por estas aproximaciones iniciales desaparezca.<sup>3</sup>

Los datos trimestrales para el período 1977: 1-2006: 4 fueron obtenidos del Banco Central de la República Argentina y del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

#### IV. Estimación

Luego de especificar la metodología seguida por la inicialización del proceso de estimación, comenzamos por la especificación de la estructura de rezagos de la expresión para los movimientos del componente transitorio del producto, descrito por la ecuación (4). Para ello, se ha utilizado un conjunto de especificaciones con diferentes órdenes de rezago, estableciendo un máximo de cuatro rezagos posibles tanto para  $K$  y  $J$ , encontrando el mejor ajuste con una caracterización de dos rezagos en ambos. Vale la pena señalar que para las especificaciones de un rezago mayor, por ejemplo  $K = J = 4$ , el procedimiento de estimación se vuelve inestable para un gran conjunto de valores iniciales; los resultados, por lo tanto, son bastante sensibles al método de inicialización. Esto es relevante, pues la muestra no es

---

2. Un deflactor del PIB y una tasa de interés de referencia (como la *funds rate* de la FED) serían las series apropiadas para el presente estudio. No obstante, dada la falta de series largas históricas, hemos utilizado las series mencionadas arriba como proxy.

3. Los códigos fuente para las estimaciones (en Gauss) están disponibles bajo pedido.

---

tan grande como la requerida por lo general en los modelos de este tipo. En cuanto a la medida para el tipo de producto, se ha elegido el PIB real; sin embargo, el índice de producción industrial no proporciona resultados muy diferentes.

Se compararán los resultados obtenidos de diferentes especificaciones del modelo econométrico, en función del número de asimetrías incluidas y la forma en que entran en la estimación. En particular, nos interesa contar con las tres estructuras específicas de las asimetrías mencionadas anteriormente, y sus combinaciones factibles y económicamente razonables. Al respecto, se estima el modelo TVTP dado por las expresiones (1) - (6), estudiando la importancia de las variables con valores discretos que se describen en la Sección II, tal como aparecen en el vector  $z_t$ .

Puede resultar interesante comparar los primeros resultados de este estudio aplicado a la Argentina, con su homólogo de los EE.UU. analizado en Lo y Piger (2005). Ellos encuentran, en todas las versiones de su modelo, que el estado  $S_t$  es uno solamente en períodos cortos, y por lo general dura un solo trimestre. En contraste, se encuentra aquí que las fases de recesión son más persistentes y, de hecho, los gráficos sugieren que  $S_t$  es igual a uno para períodos largos, como se mostrará formalmente más adelante.

Como se mencionó anteriormente, nos interesa la identificación de los efectos de cada asimetría sobre las estimaciones de las probabilidades de transición  $P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1)$  y  $P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0)$ . Al respecto, la mayoría de las especificaciones del modelo descrito por las ecuaciones (1) - (6) han arrojado estimaciones bien grandes de los coeficientes del parámetro constante  $c_1$ , causando así que  $P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1)$  sea muy cercano a uno. Por otra parte, cualquier combinación entre los vectores  $(a_{01}, a_{02}, \dots, a_{0q})'$  y  $(a_{11}, a_{12}, \dots, a_{1q})'$  ha proporcionado resultados similares a las estimaciones del modelo que tiene solamente uno de este conjunto de parámetros. Igualmente importante es el hecho que, computacionalmente, el sistema se vuelve continuamente inestable cuando se estima la inversa de la matriz de información, necesaria para obtener la significancia estadística de los estimados. Por esta razón, se ha seguido el proceso de estimación haciendo hincapié en los efectos de las tres asimetrías en  $P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0)$

---

aplicando modelos donde, entre otros parámetros, se estima el vector  $(a_{01}, a_{02}, \dots, a_{0q})'$ .

La Tabla 1 muestra las estadísticas globales para diferentes especificaciones de  $z_t$ . La primera fila de esta tabla muestra el vector de variables *dummy* como vacío, lo que significa que el proceso de Markov para la variable inobservable  $S_t$  es constante (el modelo de *fixed-transition probabilities*, FTP). Los resultados tanto de la *likelihood* como de los criterios de información muestran que el modelo de FTP es débil para explicar el efecto de la política monetaria. Además, las dos filas siguientes que muestran el modelo estimado incluyendo el signo y el tamaño de la política monetaria -por separado, uno a la vez en el vector  $z_t$ - no muestran fuerte evidencia en comparación con el modelo de FTP. Por ejemplo, la *dummy* "tamaño" de la política explica mejor que el FTP teniendo en cuenta el SIC, pero no es el caso si se considera el AIC. Por el contrario, la *dummy* "signo" de los shocks no explica mejor que el FTP teniendo en cuenta ambas medidas de información.

Diferentes son los resultados de la variable *dummy* "recesión", en tanto se incluya el vector  $z_t$  solo. La cuarta fila de la Tabla 1 muestra claramente que esta variable mejora las estimaciones en comparación con el modelo en el que el proceso de Markov para  $S_t$  es constante. Lo que este resultado demuestra es que los períodos de recesión cambian significativamente los valores que determinan la probabilidad de que la economía esté de hecho en una recesión. Por otra parte, se demuestra especialmente que cualquier shock a la política monetaria va a afectar la respuesta del producto, dependiendo de si la economía está en recesión o no.

A continuación, estudiamos la robustez de los resultados anteriores analizando cómo las variables *dummy* "signo" y "tamaño" del shock monetario se comportan cuando se contemplan juntas con la fase del ciclo. Es decir, se investiga si la dirección y el tamaño de la política son, de una a la vez, significativas de manera conjunta con la *dummy* recesión. Esto se muestra en la segunda parte de la Tabla 1. Del valor del AIC y del Log *likelihood*, se observa que estas variables, incluidas conjuntamente con la variable recesión, explican mejor que el modelo más simple de FTP.

---

**Tabla 1. Especificación del modelo**

Dummies en $z_t$	SIC	AIC	Log Likelihood
None (FTP model)	-2.58	-2.88	149.17
Sign	-2.50	-2.84	149.42
Size	-2.57	-2.92	153.11
Recession (Rec)	-2.61	-2.96	155.00
Rec and Sign	-2.59	-2.99	158.53
Rec and Size	-2.55	-2.95	156.56
Rec and Rec*Sign	-2.55	-2.95	156.83
Rec and Rec*Size	-2.56	-2.96	156.93

**Nota:** Los estadísticos se basan en estimaciones para el período 1977: 1-2006: 4, con datos del BCRA e INDEC.

Por último, introducimos en el vector  $z_t$  los términos de interacción entre “signo” y “tamaño” de la política monetaria con la fase específica del ciclo. En primer lugar, analizamos la importancia de la asimetría resultante de la dirección de la política cuando ésta se lleva a cabo durante un período recesivo. En segundo lugar, investigamos en qué medida es fuerte el tamaño del shock monetario en la explicación de los cambios de régimen, cuando el mismo ocurre en recesión. Esto se muestra en la tercera parte de la Tabla 1. Como se observa, ambos experimentos no añaden mucha información con respecto al último ejercicio; sin embargo, ambos son fuertes candidatos para explicar los efectos de la política monetaria en mayor grado que la especificación FTP.

Vale notar que la respuesta del componente transitorio del producto a shocks pasados en la cantidad de dinero varía entre dos regímenes. Además, la probabilidad de que una recesión continúe o cambie hacia una expansión dependerá de si la economía está en recesión al momento en el que se tome la política, y de si el shock de política es grande o pequeño, positivo o negativo.

En adelante, se proporcionarán los resultados detallados de la estimación de un modelo en el que el vector de las variables *dummy* incluye sólo la variable “recesión”. Este modelo fue elegido principalmente debido al valor del SIC (ver Tabla 1) y, además, porque es más simple en compara-

ción con los construidos en base a dos variables discretas. Al respecto, cabe destacar nuevamente que el procedimiento de estimación se torna bastante inestable cuando se suman más parámetros a estimar, y bajo la mayoría de las especificaciones las probabilidades de transición crean dificultades en la inversión de la matriz de información.

La Tabla 2 muestra las estimaciones de máxima verosimilitud de los parámetros en las ecuaciones (1) - (6), bajo la especificación del modelo en el que  $z_t = rec_{t-1}, rec_{t-2}$ .<sup>4</sup> En la misma se observa, en primer lugar, que las estimaciones de la desviación estándar de los coeficientes que acompañan a la *dummy* recesión son de alguna manera limitadas, ya que la información que brindan acerca del significado de estos parámetros no es lo suficientemente precisa. De hecho, debemos superar este problema restringiendo el procedimiento de estimación con un cierto número de supuestos. El supuesto hecho aquí fue relajar el punto de partida en el mismo paso correspondiente a la inicialización de los parámetros, de cinco a cuatro años, con el fin de recuperar más información de la muestra. Por supuesto, esto tiene un costo en términos de precisión de las estimaciones, que va a depender fuertemente de la sensibilidad de los valores iniciales. Sin embargo, luego de varios ejercicios computacionales observamos una muy baja variabilidad en este sentido.

Si nos abstraemos de la escasa información dada por las desviaciones estándar para algunas estimaciones de la Tabla 2, podemos observar que el componente permanente del producto  $y_t^P$  es relativamente constante en la muestra, en tanto  $\sigma_v$  y  $\sigma_\omega$  son bien cercanos a cero. Esto sugiere que el componente de la tendencia del producto está bien caracterizado por shocks de baja frecuencia que, aun así, mantienen la tasa de crecimiento sin cambios a lo largo del tiempo. Asimismo, no solo los shocks de baja frecuencia a la tendencia son los que mantienen el componente permanente sin cambios, sino que cualquier otro shock permanente mantiene al producto en su trayecto de largo plazo.

---

4. Como se mencionara arriba, una advertencia en esta etapa es la gran dificultad en la búsqueda de estimaciones confiables de las desviaciones estándar de los parámetros.

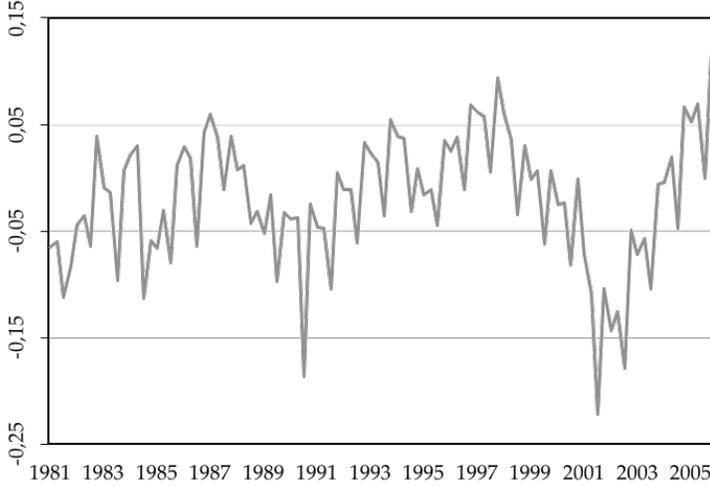
---

**Tabla 2. Parámetros Estimados**

Parámetro	Coeficiente Estimado	
$\sigma_v$	0.00	(0.00)
$\sigma_\varepsilon$	0.04	(0.00)
$\sigma_\omega$	0.00	(0.00)
$\varphi_1$	0.49	(0.07)
$\varphi_2$	0.32	(0.07)
$\gamma_{10}$	-0.35	(0.05)
$\gamma_{11}$	0.40	(0.07)
$\gamma_{20}$	0.40	(0.05)
$\gamma_{21}$	-0.44	(0.07)
$a_{01}$	-42.46	(484.20)
$a_{02}$	-13.24	(399.92)
$c_{00}$	-0.20	(0.54)
$c_{01}$	42.52	(484.14)

*Notas:* Los resultados entre paréntesis se refieren a desviaciones estándar.  
Los parámetros estimados se basan en la muestra 1977: 1-2006: 4, con datos del BCRA e INDEC.

Por otro lado, la estimación para  $\sigma_\varepsilon$  es significativamente diferente de cero, lo que sugiere que el componente transitorio del producto  $y_t^T$  presenta fuertes movimientos en el tiempo. De hecho, en el gráfico 1 se observan abruptas caídas por parte de este componente, lo cual en algún grado brinda apoyo a la hipótesis de “*plucking*” de las fluctuaciones económicas (ver Friedman 1964, 1993), en este caso para la Argentina. Brevemente, este enfoque afirma que el producto agregado suele no superar un nivel eventualmente tomado como techo, en tanto que, ocasionalmente, se desploma fuertemente por recesión. En otras palabras, las desviaciones negativas con respecto a la tendencia son más profundas que las desviaciones positivas.

**Gráfico 1. Componente Transitorio del Ingreso**

*Nota:* Las estimaciones se basan en el periodo 1977: 1-2006: 4, con datos del BCRA e INDEC.

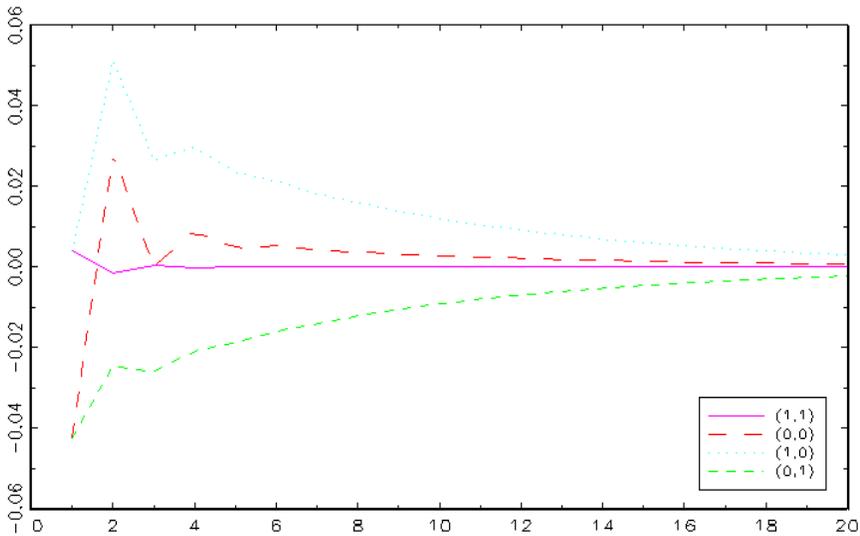
En cuanto a los coeficientes de respuesta de cambio de régimen (los  $\gamma$ ), todos ellos son fuertemente significativos. Los resultados de la Tabla 2 sugerían que los mismos afectan los movimientos transitorios del producto en diferentes niveles, dependiendo tanto de las propiedades del shock de política como del estado del ciclo.

Con el fin de tener una visión más precisa de aquel efecto, hemos realizado análisis de impulso-respuesta de la política monetaria sobre el producto, fijando los shocks a la cantidad de dinero en el período  $t-1$  igual a la desviación estándar de la trayectoria muestral de  $x_{t-1}$  obtenida de un VAR identificado. De este modo, simulamos trayectorias para  $y_{t+j}^T$  en la ecuación (4), tomando los coeficientes estimados por máxima verosimilitud (ver Tabla 2). Dado que la especificación que estimamos considera dos rezagos, tanto para la variable de política monetaria como para el componente transitorio, las funciones de impulso respuesta solamente dependerán de  $S_t$  y  $S_{t+1}$ . De acuerdo con lo anterior, corrimos los experimentos para las cuatro combinaciones posibles de la variable *dummy*  $S$ :

- 1)  $S_t = S_{t+1} = 1$ ,
- 2)  $S_t = S_{t+1} = 0$ ,
- 3)  $S_t = 1, S_{t+1} = 0$ ,
- 4)  $S_t = 0, S_{t+1} = 1$ .

Por otra parte, como es estándar en el cálculo de las funciones de impulso-respuesta, hemos supuesto que  $y_{t-1}^T = y_{t-2}^T = 0$ ,  $\varepsilon_{t+j} = 0 \forall j$ , y  $x_{t-j} = 0$  para  $j \neq 1$ . El gráfico 2 muestra la respuesta del componente transitorio del producto para al menos cinco años ante un shock positivo del tamaño de 0,12 (la desviación estándar del log de la cantidad de dinero,  $M1$ ).

**Gráfico 2. Funciones de Impulso-Respuesta**



*Nota:* Las estimaciones se basan en el período 1977: 1-2006: 4, con datos del BCRA e INDEC.

En primer lugar, vale la pena señalar que las respuestas más grandes de la economía real -en valor absoluto- provienen de las políticas tomadas cuando al menos un período en cuestión (el actual o el siguiente) es una expansión ( $rec_t=0$ ). Obsérvese que, cuando la economía está en recesión, tanto en este periodo como en el siguiente (caso 1), la respuesta del pro-

ducto a un shock de política es positiva. No obstante, ésta es casi desapercibida; tiene un efecto impacto del tamaño de menos del 1%, siendo también un máximo de la función de impulso-respuesta.

Esto es diferente para los casos restantes donde, de hecho, la respuesta es mayor. Por ejemplo, observamos el caso (contra-intuitivo) de una respuesta significativamente negativa del producto ante una política expansiva cuando la economía está en una expansión en el período actual, pero en recesión en el próximo (caso 4). No hay una explicación económica para este resultado; más allá de que se está poniendo de relieve una advertencia sobre aquellos modelos que asumen explícitamente una respuesta constante del producto ante cambios en la política monetaria. Sin embargo, es necesario tomar en cuenta que cuando la economía está en recesión en el período corriente y en expansión en el próximo, la respuesta del producto a un shock monetario llega a alcanzar un incremento de aproximadamente 5%. Por último, cuando la economía se encuentra en expansión tanto en el corriente como en próximo periodo, una política monetaria expansiva genera una caída transitoria del producto de más de 4% en el impacto, pero una recuperación que alcanza un aumento de casi 3% en el periodo siguiente.

Como resumen, debemos notar que las funciones de impulso-respuesta no pueden confirmar una respuesta clara del producto ante un shock de política monetaria bajo recesión. En todo caso, podríamos argumentar que un shock de política monetaria será efectivo, en el sentido que tiene efectos significativos, siempre que la economía se encuentre en expansión.<sup>5</sup> Sin embargo, este experimento no es robusto a todas las posibles especificaciones del modelo que se presentaran en esta sección, si bien tampoco lo fue en los resultados encontrados en Lo y Piger (2005) para los EE.UU.<sup>6</sup>

Interesantemente, Lo y Piger (2005) encuentran lo inverso a lo hallado en este trabajo. Por caso, los shocks de política monetaria son más eficaces cuando la economía encuentra al menos un período de recesión entre el corriente y el próximo trimestre. Una explicación a este hecho puede sugerir que estemos comparando especialmente dos economías diferentes. Por

---

5. Aun cuando el cuarto caso considerado muestre resultados que no esperaríamos encontrar.

6. Aun habiendo analizado diferentes especificaciones, en particular a través de numerosos VAR lineales que generaran shocks de política monetaria, los resultados son bien sensibles a los cambios del modelo.

---

un lado, los ciclos de los EE.UU. son mayormente estables comparados con aquellos de la Argentina. Por otro lado, la muestra utilizada para la Argentina podría no ser tan larga como para disipar la alta varianza de algunas estimaciones, lo que no es un problema para el caso de los EE.UU.

A continuación, analizamos los resultados de las estimaciones relativas a los coeficientes que explican las probabilidades de transición dadas por la ecuación (6). En este sentido, consideramos sólo los parámetros  $c_0$  y el vector  $(a_{01}, a_{02})'$ , ya que, como se ha mencionado anteriormente, todas las especificaciones asumen  $P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1)$  constante. De hecho, observando el estimado  $\hat{c}_{01}$  en la Tabla 2, si bien no resulta significativo, un valor de 42,52 sugiere un nivel alto y constante para  $P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1)$ , ciertamente bastante cercano a uno.

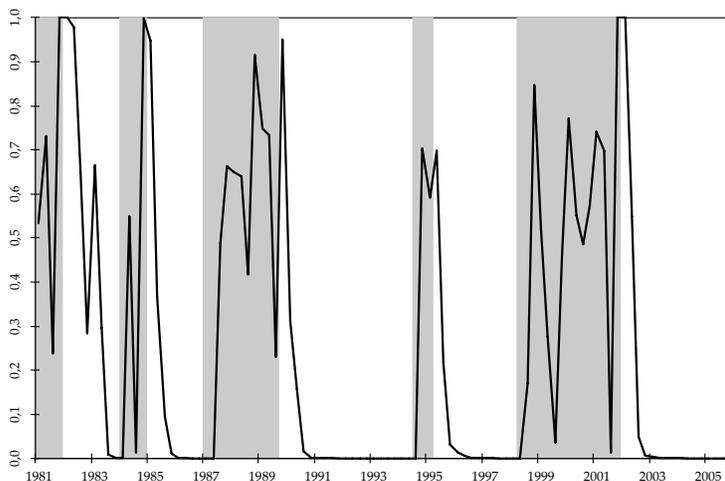
En primer lugar, consideramos la especificación en la que  $P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0)$  es constante; es decir, el vector  $(a_{01}, a_{02})'$  es  $(0, 0)'$ . En este caso, introduciendo la estimación  $\hat{c}_{00} = -0.20$  de la Tabla 2, obtenemos  $P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = 0.45$ . En comparación con la misma estimación de 0,99 encontrada por Lo y Piger para los EE.UU., claramente se demuestra que los tiempos “normales” en la Argentina no son más que quiebres de corta duración, lo cual no resulta extraño dado lo discutido arriba y observado gráficamente a través del gráfico 3. Por lo tanto, si la economía no ha estado en recesión en el pasado reciente, i.e.,  $S_{t-1} = 0$ , la probabilidad de que se queda allí en esa fase “normal”, es decir, que ocurra  $S_t = 0$ , no es tan alta como lo es en los EE.UU.

Cuando se considera el caso sin restricciones en la que el vector  $(a_{01}, a_{02})'$  puede ser diferente de cero, la probabilidad de transición  $P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0)$  cae aún más -de hecho, hacia valores muy cercanos a cero. Sin embargo, se puede notar que ambos valores de  $a$  no son significativamente diferentes de cero (ver Tabla 2).

Centrémonos de aquí en adelante en el último objetivo de este trabajo, el cual se relaciona con las estimaciones del *timing* del cambio de régimen. Podemos ver esto gráficamente utilizando la probabilidad estimada de  $S_t = 1$  (a menudo llamada probabilidad “filtrada”), denotada a continuación como  $P(S_t = 1 | t)$ . El gráfico 3 muestra los resultados, donde las áreas sombreadas indican periodos de recesión.

Como podemos observar, el modelo identifica dos regímenes claramente: uno en el que  $P(S_t = 1 | t)$  se encuentra cerca de uno, dado con mayor frecuencia, y el otro en el que la probabilidad filtrada es cercana a cero. Si miramos el gráfico 4, que representa el mismo ejercicio hecho para los EE.UU., podemos notar fácilmente la diferencia entre las dos formas de la frecuencia. En los EE.UU., los regímenes de las recesiones o períodos “anormales” son menos frecuentes y esporádicos. En particular,  $P(S_t = 1 | t)$  es habitualmente cercano a cero, lo cual sugiere que los shocks de política monetaria tienen efectos pequeños en esta economía. Se mencionó anteriormente que la política monetaria en los EE.UU. fue más eficaz en las recesiones. El resultado inverso ocurre para la Argentina: los tiempos de recesión son la base para perturbaciones monetarias ineficaces sobre el producto.

**Gráfico 3. Probabilidad filtrada de recesión - Argentina**

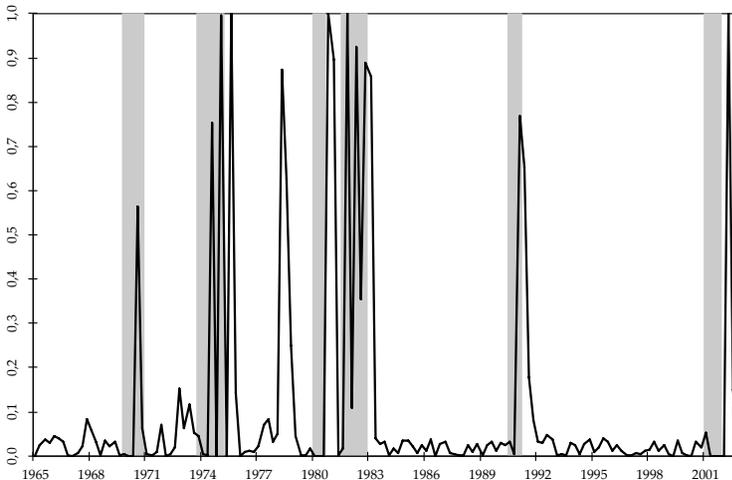


*Nota:* Las estimaciones se basan en el periodo 1977: 1-2006: 4, con datos del BCRA e INDEC.

Sin embargo, encontramos una similitud entre las dos economías. En ambos gráficos, podemos ver que los tiempos de recesión coinciden con  $P(S_t = 1 | t)$ , siendo bastante cerca de uno. Esto no resulta sorprendente si tenemos en cuenta que la variable *dummy* “recesión” es significativa para

explicar la variación en las probabilidades de transición de los dos modelos: tanto para los EE.UU. como para la Argentina. En esta correspondencia entre los tiempos de recesión y  $P(S_t = 1 | t)$ , debemos ser prudentes, sin embargo, ya que la descripción para la Argentina no es tan precisa como lo es para los EE.UU. Aun así, todavía existe una fuerte correspondencia entre el ciclo económico y la probabilidad filtrada en el primero, lo que parece ser robusto a lo largo de la historia. Notemos, después de todo, que la serie de tiempo correspondiente a la muestra utilizada en este trabajo incluye un número relativamente alto de periodos de recesión.

**Gráfico 4. Probabilidad filtrada de recesión – EE.UU.**



*Nota: Las estimaciones se basan en el periodo 1960: 1-2002: 4, con datos de BEA, Federal Reserve, y NBER.*

#### IV. Conclusiones

El objetivo principal de este trabajo fue investigar las asimetrías que, se argumenta, surgen en la economía real como respuesta a las perturbaciones de política monetaria. En particular, el objetivo de este trabajo fue introducirnos en la discusión empírica de las asimetrías observadas en los ciclos económicos de la Argentina.

Para países desarrollados se ha demostrado que pueden surgir asimetrías relacionadas con la dirección (positiva o negativa) y el tamaño (pe-

queño o grande) de los shocks de política monetaria - véase por ejemplo Ravn y Sola (2004). También se ha demostrado, para este tipo de países que, en función de si la economía está en recesión o expansión, los shocks de política monetaria pueden afectar al producto real de manera diferente - véase por ejemplo García y Schaller (2002).

En este trabajo, estudiamos aquellas tres asimetrías en conjunto, utilizando un modelo de cambios de régimen en la dirección de Lo y Piger (2005), de modo de investigar la variación en el tiempo de la respuesta del componente cíclico del producto a los shocks de política monetaria para un país en desarrollo, en particular para la Argentina.

El modelo permite probabilidades de transición variables en el tiempo con el fin de explicar los cambios de régimen de las tres asimetrías mencionadas. Los resultados sugieren fuertemente la variación en el tiempo de los coeficientes que describen la respuesta del producto ante un shock de política monetaria. El modelo empírico aplicado arroja evidencia de que la variación en el tiempo de la respuesta del componente cíclico del producto en la Argentina puede ser bien explicada por una variable discreta que indica la fase del ciclo en el momento en que se aplica la política. Un hallazgo lateral pero sugerente de este trabajo brinda soporte, para el caso de la Argentina, a la visión de “*plucking*” de las fluctuaciones económicas, la cual argumenta que los desvíos negativos con respecto a la tendencia suelen ser más profundos (y desde luego más cortos) que los desvíos positivos.

Los resultados del trabajo parecen ser robustos, ya que la evidencia contiene un número relativamente alto de cambios de régimen. Además, a pesar de que se han mostrado las estimaciones que contemplan solo la variable *dummy* “recesión” en las interacciones, vale la pena señalar que la inclusión de las otras dos asimetrías en combinación con la variable recesión también muestra un fuerte apoyo al modelo empírico. No obstante, en contraste con los resultados encontrados para los EE.UU. por Lo y Piger (2005), los resultados de este trabajo muestran que el producto en la Argentina responde principalmente a las acciones de política adoptadas durante las expansiones.

Finalmente, vale la pena destacar que podría ser interesante extender el análisis de la asimetría de la política monetaria, desarrollado aquí para la

Argentina, hacia un conjunto amplio de países en desarrollo. Esta podría ser una de las formas, entre varias disponibles, para caracterizar las asimetrías en el ciclo económico de este tipo de países.

---

---

## Referencias

- Agenor, P.-R. (2001). "Business cycles, economic crises, and the poor: testing for asymmetric effects" en *World Bank Policy Research Working Paper*.
- Ball, L. y N. G. Mankiw (1994). "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations" en *Economic Journal*, 104 (423), pp. 247-61.
- Belongia, M. (1996). "Measurement Matters: Recent Results from Monetary Economics Reexamined" en *Journal of Political Economy*, 104, 1065-1083.
- Bernanke, B.S. y Gertler, M. (1989). "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations" en *American Economic Review*, 79(1), pp. 14-31.
- Christiano, L.J., Eichenbaum, M. y Evans, C.L. (1997). "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" en J.B. Taylor and M. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier Science, Amsterdam.
- Da Silva Correa, A. (2003). *Diferenças e Semelhanças entre Países da América Latina: Uma Análise de Markov Switching para os Ciclos Econômicos de Brasil e Argentina*, Banco Central do Brasil.
- Friedman, M. (1964). "Monetary Studies of the National Bureau, the National Bureau enters its 5th Year" en *44th Annual Report*, 7-25, NBER, New York.
- Friedman, M. (1993). "The 'Plucking Model' of Business Fluctuations Revisited" en *Economic Inquiry*, 31, pp. 171-177.
- García, R. y Schaller, H. (2002). "Are the Effects of Interest Rate Changes Asymmetric?" en *Economic Inquiry*, 40, pp. 102-119.
- Hamilton, J. D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle" en *Econometrica*, 57, pp. 357-384.
- Jorrat, J.M., y Cerro, A. M. (2000). "Computing Turning Point Monthly Probability of the Argentinean Economy According to the Leading Index: 1973-2000" en *Estudios de Economía*, vol.27, Número 2, Universidad de Chile, pp. 279-295.
- Kim, C.-J. (1994). "Dynamic Linear Models with Markov-Switching" en *Journal of Econometrics*, 60, pp. 1-22.
- Kim, C.-J. y Nelson, C.R. (1999). *State Space Models with Regime Switching*, The MIT Press, Cambridge, MA.
- Liu, Z., D.F. Waggoner, y Zha, T. (2009). "Asymmetric expectation effects of regime shifts in monetary policy" en *Review of Economic Dynamics*, 12.2, pp. 284-303.
- Lo, M.C. y Piger, J. (2005). "Is the Response of Output to Monetary Policy Asymmetric? Evidence from a Regime-Switching Coefficients Model" en *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 37, Nro. 5, pp.865-886.
- Martínez, R. (1999). *Recopilación de series históricas del producto y del ingreso*, Comisión Económica para América Latina y el Caribe, Oficina Buenos Aires.
- Peersman, G. y Smets, F. (2002). "The Industry Effects of Monetary Policy in the Euro Area" en *Working Paper No. 165*, European Central Bank.
- Ravn, M. y Sola, M. (2004). "Asymmetric Effects of Monetary Policy in the US" en *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 86(5), pp. 41-60.
-

- Senda, T. (2001). "Asymmetric Effects of Money Supply Shocks and Trend Inflation" en *Journal of Money, Credit and Banking*, 33, pp. 65-89.
- Weise, C. (1999). "The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach" en *Journal of Money, Credit and Banking*, 31, pp. 85-108.
-