

BANCO DE GUATEMALA

Documentos de Trabajo

CENTRAL BANK OF GUATEMALA

Working Papers

No. 121

**EL PAPEL DE LA POLÍTICA MONETARIA EN LAS
FASES DE CONTRACCIÓN Y RECUPERACIÓN
ECONÓMICA DE GUATEMALA: RESULTADOS DE
UN MODELO DE CADENAS DE MARKOV
EXTENDIDO CON INNOVACIONES DE UN
MODELO DE VECTORES AUTOREGRESIVOS***

Año 2011

Autor:

Rolando Manuel Gonzales Martínez

*Trabajo ganador del 1er. lugar, reconocimiento otorgado por el Jurado Calificador del Certamen Permanente de Investigación sobre Temas de Interés para la Banca Central Dr. Manuel Noriega Morales, Edición XXII





BANCO DE GUATEMALA

La serie de Documentos de Trabajo del Banco de Guatemala es una publicación que divulga los trabajos de investigación económica realizados por el personal del Banco Central o por personas ajenas a la institución, bajo encargo de la misma. El propósito de esta serie de documentos es aportar investigación técnica sobre temas relevantes, tratando de presentar nuevos puntos de vista que sirvan de análisis y discusión. Los Documentos de Trabajo contienen conclusiones de carácter preliminar, las cuales están sujetas a modificación, de conformidad con el intercambio de ideas y de la retroalimentación que reciban los autores.

La publicación de Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros de la Junta Monetaria del Banco de Guatemala. Por lo tanto, la metodología, el análisis y las conclusiones que dichos documentos contengan son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no necesariamente representan la opinión del Banco de Guatemala o de las autoridades de la institución.

*****©*****

The Central Bank of Guatemala Working Papers Series is a publication that contains economic research documents produced by the Central Bank staff or by external researchers, upon the Bank's request. The publication's purpose is to provide technical economic research about relevant topics, trying to present new points of view that can be used for analysis and discussion. Such working papers contain preliminary conclusions, which are subject to being modified according to the exchange of ideas, and to feedback provided to the authors.

The Central Bank of Guatemala Working Papers Series is not subject to previous approval by the Central Bank Board. Therefore, their methodologies, analysis and conclusions are of exclusive responsibility of their authors, and do not necessarily represent the opinion of either the Central Bank or its authorities.

El Papel de la Política Monetaria en las fases de
Contracción y Recuperación Económica de Guatemala:
Resultados de un Modelo de Cadenas de Markov
extendido con Innovaciones de un Modelo de Vectores
Autoregresivos

Resumen

En esta investigación se utilizó un modelo de vectores autoregresivos para representar los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Guatemala. Las innovaciones ortogonalizadas de esta especificación se incluyeron en un modelo de cadenas de Markov, con el que se evaluó empíricamente el papel de la política monetaria en las fases de contracción y expansión económica, imponiendo restricciones sobre los parámetros de los shocks monetarios del modelo. Los resultados indican que los efectos de la política monetaria sobre la economía fueron significativos en los periodos en los que la brecha del producto estuvo debajo de su potencial, pero en cambio fueron despreciables durante las fases de expansión económica. Este hallazgo confluye con las predicciones de la teoría de imperfecciones en los mercados crediticios, dando relevancia al rol del sistema bancario y al canal de créditos en la transmisión asimétrica de la política monetaria en Guatemala.

Clasificación JEL: C24, C54, E32

Palabras Clave: Modelos de cambio de régimen de Markov, brecha del producto, shocks monetarios

Contenido

1. Introducción	2
2. Explicación metodológica	4
3. Planteamiento de la Hipótesis	9
4. Desarrollo y Comprobación de la Hipótesis	11
4.1. Modelo de Cadenas de Markov Univariante para la Brecha del Producto	11
4.2. Modelo de Vectores Autoregresivos para los Mecanismos de Transmisión de Política Monetaria en Guatemala	15
4.3. Modelo Dinámico de Cadenas de Markov y Shocks Monetarios	19
5. Conclusión	22
Bibliografía	25
Anexo de Gráficos	36

1. Introducción

El objetivo de esta investigación es examinar el papel de la política monetaria en las fases de contracción y expansión económica de Guatemala, empleando un modelo de cadenas de Markov extendido con innovaciones de un modelo de vectores autoregresivos. Más precisamente, el estudio evalúa si el efecto de los shocks monetarios es simétrico a lo largo del ciclo económico, o si por el contrario, la respuesta de la producción ante shocks monetarios es diferente cuando la economía está en distintas fases del ciclo¹, como predicen algunas teorías macroeconómicas modernas.

La idea de que la política monetaria tiene un efecto diferente sobre la economía, dependiendo de la fase del ciclo económico, se denomina asimetría cíclica de la política monetaria y tiene una larga tradición teórica². En la literatura macroeconómica actual, dos líneas teóricas predicen que la política monetaria es más efectiva en una recesión que durante una expansión. Un primer grupo de modelos consideran que las rigideces en el ajuste de precios y salarios conducen a una función de oferta agregada convexa³; durante las

¹ En esta investigación, los términos ciclo económico y brecha del producto se utilizan intercambiabilmente para expresar el concepto de expansiones y contracciones del producto respecto a su potencial. Algunos autores, sin embargo, reservan el concepto de brecha del producto para las señales que contienen el componente irregular además del componente de ciclo económico.

² Desde la posición enfrentada de Keynes y Pigou respecto a si la política monetaria es menos efectiva en momentos de profunda recesión económica (la trampa de la liquidez), hasta las opiniones de Friedman y Schwartz sobre las causas de la Gran Depresión de 1929, que atribuyeron a una política monetaria esencialmente contractiva. Véase Morgan (1993) para una reseña histórica de las teorías económicas que tratan sobre asimetrías cíclicas de la política monetaria.

³ Los precios pueden ser inflexibles a la baja porque las empresas están inclinadas a subir sus precios para seguir la tendencia ascendente de la inflación, sin importar si la política monetaria es contractiva o expansiva. La asimetría surgirá porque una política monetaria contractiva provocará una contracción de la producción modificando levemente los precios,

expansiones esta curva de oferta agregada es vertical y los shocks positivos de política monetaria son inefectivos, mientras que cuando el producto está debajo de su potencial, los shocks negativos impactan significativamente en la economía. Véase inter alia Caballero y Engel (1992), Ball y Mankiw (1994)⁴.

Una segunda teoría (Bernake y Getler, 1989, 1995) considera que los shocks monetarios son más efectivos durante las fases de recesión económica por las imperfecciones del mercado crediticio, ya que en los periodos de contracción económica, los hogares y firmas enfrentan restricciones crediticias, por lo que tanto la oferta de crédito como la habilidad de los hogares y empresas para obtener un crédito serían mucho más sensibles a shocks de tasas de interés. En consecuencia, una tasa de interés más alta, resultante de una contracción monetaria, no sólo incrementaría el costo de capital para inversión sino que además deterioraría la calidad de los activos de las empresas, reduciendo el crédito durante las recesiones mucho más que durante las expansiones. Este mecanismo, denominado acelerador financiero, amplificaría el impacto de la política monetaria en el sector real, pero se esperaría que sea más débil durante las expansiones que durante las contracciones, ya que durante una expansión las firmas se financian a sí mismas, pero en una recesión las firmas se vuelven más dependientes del financiamiento externo y la política monetaria puede ser más efectiva. Por

mientras que una política expansiva causará un incremento de los precios con un efecto casi nulo sobre la producción.

⁴ Ravn y Sola (1997) señalaron que este tipo de modelos proveen resultados importantes para la conducción de la política monetaria porque implican que la actividad promedio puede incrementarse disminuyendo la varianza de los shocks monetarios de oferta, ya que los shocks monetarios positivos son neutrales, mientras que los shocks negativos tienen efectos reales. Cover (1992) y Ravn y Sola (1997) encontraron empíricamente evidencia de este tipo de asimetría en Norteamérica.

tanto, la teoría de racionamiento crediticio predice que el efecto de los shocks monetarios positivos y negativos sobre el producto es más pronunciado durante la fase de contracción de la economía.

Esta investigación no busca distinguir entre la validez de estas teorías. Sin embargo, la metodología se encuentra en la línea de la teoría de racionamiento crediticio, ya que pretende documentar empíricamente si la política monetaria en Guatemala tuvo un efecto diferente en recesiones y expansiones durante el periodo 1995–2010, sin distinguir entre los shocks positivos y negativos de la teoría de rigideces de precios. En particular, se pretende analizar si durante el periodo analizado los efectos de la política monetaria fueron más fuertes durante las contracciones que en las expansiones, como predice la teoría de restricciones crediticias.

La investigación está estructurada como sigue: la sección 2 contiene la explicación metodológica, la sección 3 plantea la hipótesis, la sección 4 desarrolla y comprueba la hipótesis con los resultados empíricos de la estimación y la sección 5 concluye.

2. Explicación metodológica

Siguiendo una metodología similar a la de trabajos previos sobre asimetría monetaria –inter alia Cover (1992), Morgan (1993), García y Schaller (1995), Ammer y Brunner (1995), Kakes (1998), Dolado y María-Dolores (2001), Peersman y Smets (2001), Mayorga et al. (2003), Rodríguez et al. (2006), Tan y Habibullah (2007), Tan et al. (2008)–, esta investigación utiliza un procedimiento de tres pasos para elaborar un modelo

empírico que examine el impacto de la política monetaria en la expansión y contracción económica de Guatemala:

- (I.) Se caracterizan las contracciones y expansiones económicas con un modelo de cadenas de Markov estimado para la brecha del producto.
- (II.) Se aproximan los shocks de política monetaria con las innovaciones de un modelo de vectores autoregresivos que representa los mecanismos de transmisión de política monetaria.
- (III.) Se incluyen los shocks monetarios en la ecuación markoviana del producto, se estima el modelo extendido y se contrasta la asimetría con restricciones generales sobre los parámetros del modelo.

La etapa (I) implica estimar el modelo univariante propuesto originalmente por Hamilton (1989) para analizar los ciclos económicos, expresado en la forma de Hamilton (1994a) y Hamilton (1994b),

$$y_t - \mu_{s_t} = \theta_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \theta_2(y_{t-2} - \mu_{s_{t-2}}) + \dots + \theta_q(y_{t-q} - \mu_{s_{t-q}}) + u_t, u_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

En esta especificación, el cambio entre estados del producto y_t está dominado por un proceso estocástico discreto de cadenas de Markov (s_t), y se incluyen términos autoregresivos en un orden q , por lo que se denomina modelo autoregresivo de cambios de Markov (Markov Switching Auto-Regresion) MSAR(q). En esta investigación, y_t es la brecha del producto en Guatemala y μ_{s_t} será el promedio de la brecha del producto que cambia entre los estados de contracción ($s_t = 1$) y expansión económica ($s_t = 2$).

Ya que s_t sólo puede tomar valores enteros ($s_t \in \mathbb{Z}^+$), y si se asume que la probabilidad de que s_t iguale algún valor j depende sólo del valor más reciente de su información pasada s_{t-1} ,

$$P\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-1} = k, \dots\} = P\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij}$$

la variable latente s_t tendrá probabilidades de transición $\{p_{ij}\}$, $i, j = 1, 2$, que se representan en una matriz de transición entre estados \mathbf{P} , en este caso de dimensiones (2×2) ,

$$\mathbf{P} \stackrel{\text{def}}{=} \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{22} & p_{22} \end{bmatrix}$$

La probabilidad de transición $p_{12} = 1 - p_{22}$ será la probabilidad de pasar de un estado de expansión a uno de contracción, y $p_{21} = 1 - p_{11}$ será la probabilidad de pasar de un estado de contracción a uno de expansión económica.

Además puede obtenerse una secuencia de probabilidades condicionales conjuntas, $P(s_t = i, \dots, s_{t-s} = j | \Theta_t)$, que son las probabilidades de que la serie de la brecha del producto se encuentre en el estado i o j ($i, j = 1, 2$) en los momentos t , $t - 1$, hasta $t - s$, respectivamente, condicionales a la información disponible en t . Agregando estas probabilidades conjuntas se obtienen probabilidades alisadas, i.e. las probabilidades de estar en los estados de contracción o expansión en el momento t , dado un Θ_t conjunto de información disponible en t ,

$$P(s_t = j | \Theta_t) = \sum_{i=1}^2 \dots \sum_{j=1}^2 P(s_t = i, \dots, s_{t-s} = j | \Theta_t) \quad i, j = 1, 2$$

Estas probabilidades alisadas permiten establecer la fase en la que se encontró más probablemente el producto en Guatemala en cada punto t de la muestra. Por tanto, el modelo $MSAR(q)$ tiene la ventaja de permitir determinar a partir de los datos los momentos de expansión y contracción económica en Guatemala y las probabilidades de transición de una fase a otra del ciclo.

En la etapa (II) es necesario identificar la instancia de política monetaria, lo que resulta controversial porque no existe consenso sobre cómo medir el tamaño y la dirección de los cambios en la política monetaria (Bernake y Mihov, 1998). Las primeras investigaciones que analizaron el problema de asimetría utilizaron la tasa de interés y los agregados monetarios M1 o M2 como medida de la instancia de política monetaria⁵. Emplear éstos u otros instrumentos monetarios como variables proxy de la política monetaria podría sin embargo ser inadecuado porque no todos los cambios en estas variables reflejan cambios en la política económica; podrían reflejar, por ejemplo, cambios en el producto, lo que implicaría que las estimaciones estarían midiendo el impacto reverso de la producción sobre las variables monetarias y no el efecto puro de los shocks de política económica. Este problema de identificación llevó a una segunda generación de investigaciones a utilizar residuos de modelos dinámicos uniecuacionales o innovaciones de modelos de vectores autoregresivos como medidas alternativas de política monetaria, para controlar la retroalimentación entre el producto y los shocks monetarios. Véase por ejemplo, García y Schaller (1995), Kakes (1998), Dolado y María-

⁵ Véase por ejemplo Cover (1992) y Morgan (1993). Morgan (1993) utilizó también una medida “narrativa” de política monetaria que consiste en revisar informes y publicaciones de los encargados de política monetaria en un intento de identificar y resumir en un indicador temporal los momentos en que estos adoptan una política monetaria restrictiva o expansiva.

Dolores (2001), Peersman y Smets (2001), Tan y Habibullah (2007). Esta investigación sigue este último enfoque y utiliza innovaciones de un modelo estructural de vectores autoregresivos para medir los shocks de política monetaria en Guatemala.

Los shocks monetarios $\varepsilon(r)$ son aproximados mediante la ortogonalización de los residuos de la ecuación de emisión monetaria de un modelo de vectores autoregresivos, similar a los desarrollados previamente por Morán y Valle (2003) y Castañeda y Solís (2007) para representar los mecanismos de transmisión de política monetaria en Guatemala. Las innovaciones de la emisión monetaria se escogieron como medida de los shocks de política económica porque, como consecuencia del Programa de Modernización Financiera de 1993 en Guatemala —que promovió la competencia y eficiencia en el sistema financiero y contribuyó a desarrollar un mercado financiero con mejores instituciones e instrumentos— se debilitó la utilidad de los conceptos tradicionales de oferta monetaria M1 y M2, y el Banco de Guatemala decidió utilizar la emisión monetaria como instrumento de política monetaria para alcanzar las metas de inflación (véase Moran y Valle, 2003)⁶.

En la etapa (III) se generaliza el modelo MSAR(q) de Hamilton para incluir los shocks de política monetaria y además permitir a la varianza ser dependiente del proceso estocástico⁷,

⁶ Si bien actualmente el Banco de Guatemala implementa la política monetaria principalmente mediante la fijación de la tasa de interés líder, la información de esta variable sólo existe desde 2005, lo que limita hacer un análisis retrospectivo con los suficientes grados de libertad.

⁷ Sólo se obtuvieron resultados coherentes permitiendo a la varianza variar entre estados, muy posiblemente porque los datos mensuales muestran una alta volatilidad. McConnell y

$$y_t - \mu_{s_t} = \theta_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \theta_2(y_{t-2} - \mu_{s_{t-2}}) + \dots + \theta_q(y_{t-q} - \mu_{s_{t-q}}) + \psi_{0,s_t}\varepsilon_t + \psi_{1,s_t}\varepsilon_{t-1} + \dots + \psi_{r,s_t}\varepsilon_{t-r} + u_t, u_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{s_t}^2)$$

Este modelo MSAR(q)- $\varepsilon(r)$ se utiliza para realizar inferencia sobre el efecto de la política monetaria en las fases de expansión y contracción económica de Guatemala.

3. Planteamiento de la Hipótesis

Sea $\boldsymbol{\vartheta} = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q, \psi_{0,s_t}, \psi_{1,s_t}, \dots, \psi_{r,s_t}, p_{11}, p_{22}, \sigma_1^2, \sigma_2^2)'$ el vector de parámetros del modelo MSAR(q)- $\varepsilon(r)$ y $\hat{\boldsymbol{\vartheta}}_{ML}$ los estimadores de máxima verosimilitud de este vector. La significancia individual de los shocks puede contrastarse con pruebas t convencionales en base a la distribución aproximada para muestras finitas $\hat{\boldsymbol{\vartheta}}_{ML} \approx \mathcal{N}(\boldsymbol{\vartheta}, \text{var}(\hat{\boldsymbol{\vartheta}}_{ML}))$, donde $\text{var}(\hat{\boldsymbol{\vartheta}}_{ML}) \approx \mathcal{J}_n^{-1}(\hat{\boldsymbol{\vartheta}}_{ML})$, siendo $\mathcal{J}_n^{-1}(\hat{\boldsymbol{\vartheta}}_{ML})$ la matriz de información evaluada en $\hat{\boldsymbol{\vartheta}}_{ML}$. Sin embargo, debido a la posible persistencia de los shocks monetarios, las hipótesis de simetría se evalúan usualmente como restricciones de exclusión múltiples, véase inter alia Kleber y Savino (2007), Tan y Habibullahb (2007), Tan et al. (2008).

La hipótesis de simetría débil establece que los shocks monetarios son significativos durante una recesión y neutrales durante una expansión. Esta hipótesis puede plantearse como una hipótesis de restricción conjunta en la que los parámetros de los shocks monetarios en todos los rezagos son simultáneamente iguales a cero,

Perez-Quiros (2000) resaltaron la importancia de permitir a la varianza variar entre estados en los modelos de cambios de Markov: al evitar la reducción en los ratios señal-ruido, los periodos de contracción y expansión son adecuadamente identificados.

$$\mathbb{H}_0: \sum_{i \in r} \psi_{i,s_t} = 0 \quad (\text{Hipótesis de simetría débil})$$

Esta hipótesis evalúa si los shocks monetarios tienen o no efectos significativos sobre el producto cuando la economía está en contracción ($\psi_{i,1}$) o cuando la economía está en expansión ($\psi_{i,2}$). Si los shocks monetarios tuvieron efectos significativos sobre la brecha del producto en Guatemala durante los periodos de contracción económica, pero en cambio tuvieron un efecto nulo durante la fase de expansión, se esperaría que $\sum_{i \in r} \psi_{i,1} = 0$ se rechace pero $\sum_{i \in r} \psi_{i,2} = 0$ no.

La hipótesis de simetría fuerte establece que existen diferencias significativas en el efecto de los shocks monetarios durante un periodo de expansión en comparación con un periodo de contracción económica. Esta hipótesis equivale a la restricción conjunta:

$$\mathbb{H}_0: \sum_{i \in r} \psi_{i,1} - \sum_{i \in r} \psi_{i,2} = 0 \quad (\text{Hipótesis de simetría fuerte})$$

El rechazo de esta hipótesis provee evidencia más contundente de asimetría en los efectos de la política monetaria sobre el producto, ya que implica que los shocks monetarios tienen un mayor efecto durante los periodos de recesión, como predice la teoría del acelerador financiero.

Estas hipótesis pueden contrastarse estadísticamente con un test de Wald. Sea $\hat{\psi}_{ML}$ el vector de estimadores de los parámetros ψ obtenidos con el modelo irrestricto $MSAR(q) - \varepsilon(r)$. Una hipótesis nula de la forma $\mathbb{H}_0: f(\psi) = \mathbf{0}$ puede testearse contra $\mathbb{H}_1: f(\psi) \neq \mathbf{0}$ empleando el estadígrafo de Wald⁸,

$$W_\psi = f(\hat{\psi})' \left[J(\hat{\psi}) \widehat{\text{var}}(\hat{\psi}) J(\hat{\psi})' \right]^{-1} f(\hat{\psi}),$$

⁸ Sugerido por Wald (1943).

con $J(\hat{\psi})$ la matriz Jacobiana y $\widehat{\text{var}}(\hat{\psi})$ una estimación de la matriz varianza-covarianza de los estimadores. El estadístico W_{ψ} sigue asintóticamente una distribución chi-cuadrado con q grados de libertad χ_q^2 , siendo q el número de restricciones a contrastar en la hipótesis nula. Véase Greene (2003), Heij et al. (2004). Por tanto, la hipótesis nula (\mathbb{H}_0) de que la política monetaria tiene efectos simétricos a lo largo del ciclo económico se rechazará si W_{ψ} excede el valor crítico $\chi_q^2(\alpha)$ correspondiente al cuantil α de la distribución χ_q^2 .

4. Desarrollo y Comprobación de la Hipótesis

4.1. Modelo de Cadenas de Markov Univariante para la Brecha del Producto

En el gráfico 1a del anexo se observa la serie de tiempo del Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE) en Guatemala, desde el año 1995 hasta el año 2010. Esta variable tiene un fuerte componente estacional y una tendencia ascendente. Para obtener la brecha del producto, se utilizó el filtro Hodrick-Prescott y el filtro Christiano-Fitzgerald⁹.

La brecha del filtro Hodrick-Prescott (y_t^{HP}) y del filtro Christiano-Fitzgerald (y_t^{CF}) muestran un patrón muy similar, particularmente en la mitad de la serie (gráficos 1b y 1c); sin embargo el filtro Hodrick-Prescott produce un ciclo más ruidoso al ser esencialmente un filtro high-pass¹⁰. De hecho, las observaciones atípicas en el ciclo y_t^{HP} distorsionan el análisis con métodos de

⁹ Véase Hodrick y Prescott (1997), Christiano y Fitzgerald (2003).

¹⁰ Kaiser y Maravall (1999) señalaron que los filtros estacionales pueden distorsionar la dinámica de la serie, por lo que el ajuste estacional se aplicó después del filtro Hodrick-Prescott.

Markov, porque estas observaciones extremas son falsamente identificadas como un régimen. Para evitar la distorsión, la serie final (y_t) de las desviaciones respecto al producto potencial se obtuvo sustituyendo las observaciones atípicas con la información del filtro band-pass Christiano-Fitzgerald,

$$y_t = \begin{cases} y_t^{HP} & \text{si } |y_t^{HP}| \leq 2.33\sigma_{y_t^{CF}}^2 \\ y_t^{CF} & \text{si } |y_t^{HP}| > 2.33\sigma_{y_t^{CF}}^2 \end{cases}$$

para $t = 1, \dots, T$ ¹¹. La serie resultante y_t , que mide la brecha del producto en Guatemala, se observa en el gráfico 1d. En el gráfico 1e, y_t se compara también con el ciclo obtenido con el procedimiento Kaiser-Maravall (Kaiser y Maravall, 1999), que contempla remover primero de la serie el componente estacional y el ruido transitorio para posteriormente utilizar la tendencia-ciclo resultante como entrada para el filtro Hodrick-Prescott. La concordancia entre el procedimiento Kaiser-Maravall y la serie y_t , sugiere que esta variable sería una estimación aceptable de la brecha del producto en Guatemala¹².

Para analizar los cambios de y_t en las fases de contracción y expansión económica, se empleó el modelo MSAR(q) descrito en la sección anterior. El

¹¹ Ya que y_t^{CF} aproxima una distribución normal, utilizar el cuantil 2.33 implica que el 1 por ciento de los atípicos pulso de y_t^{HP} son reemplazados por observaciones del ciclo y_t^{CF} . Al ser un filtro *band-pass*, el filtro Christiano-Fitzgerald elimina los movimientos de alta frecuencia (ruido o movimientos estacionales) además de los movimientos de baja frecuencia (la tendencia).

¹² La principal diferencia entre el ciclo obtenido con el procedimiento Kaiser-Maravall y la serie y_t es que esta última retiene ruido en la señal cíclica, si bien reproduce bastante bien las desviaciones sinusoidales del producto respecto a su tendencia de largo plazo. Dos razones llevaron a elegir y_t como medida de la brecha del producto: (i) la literatura previa en Guatemala ha utilizado el filtro Hodrick-Prescott para obtener la brecha del producto, por lo que utilizar este mismo procedimiento da continuidad a estas líneas de investigación, y (ii) si se emplean mediciones de la brecha más suaves, como las obtenidas con el filtro Christiano-Fitzgerald o el procedimiento Kaiser-Maravall, no se obtiene convergencia en la estimación por máxima verosimilitud de los modelos de Markov o la estimación lleva a una fuerte correlación residual y no-normalidad de los residuos.

orden q del componente autoregresivo se determinó siguiendo una estrategia general-to-specific reduciendo el modelo desde $q = 6$ rezagos. El menor criterio de Akaike dividido entre el número de observaciones (igual a 3.0510645) se obtiene para $q = 3$ rezagos (tabla 1 del anexo), por lo que el modelo final considerado fue un MSAR(3),

$$y_t - \mu_{s_t} = \theta_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \theta_2(y_{t-2} - \mu_{s_{t-2}}) + \theta_3(y_{t-3} - \mu_{s_{t-3}}) + u_t, u_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{s_t}^2)$$

La estimación con máxima verosimilitud de este modelo se encuentra en la tabla 2¹³. En la tabla 2 también se muestran los resultados de los contrastes de normalidad, heteroscedasticidad y autocorrelación aplicados a los residuos del modelo MSAR(3). Las hipótesis nulas de normalidad, homoscedasticidad y no autocorrelación no pueden rechazarse a niveles de significancia convencionales con estos test, sugiriendo que los residuos aproximan propiedades esféricas. En el análisis gráfico de los residuos (gráfico 2), éstos de hecho aproximan bastante bien propiedades ruido blanco gaussiano, ya que el histograma de residuos y la densidad kernel es similar a una distribución teórica Gauss-Laplace, no existen rezagos significativos de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial del correlograma de residuos (exceptuando un pico en el retardo 13) y la densidad espectral es aproximadamente plana.

El retardo 2 en el modelo MSAR(3) es significativo al 10 pero no al 5 por ciento, y los rezagos 1 y 2 son significativos a menos del 1 por ciento. La varianza de los residuos –que cambia entre estados de expansión y

¹³ Si bien la estimación de los modelos autoregresivos de cambios de régimen de Markov se realiza normalmente con el algoritmo EM (véase Hamilton, 1994a), en esta investigación se utilizó el algoritmo de Lawrence and Tits (2001), ya que converge más rápidamente y es más robusto que el algoritmo EM.

contracción— resulta significativa a menos del 1 por ciento y los estimadores puntuales de esta varianza indican que la brecha del producto en Guatemala es más volátil en los periodos de expansión económica ($\hat{\sigma}_2^2 > \hat{\sigma}_1^2$). Además,

$$\hat{\mu}_{s_t} = \begin{cases} -0.891686 & \text{si } s_t = 1 \text{ (contracción económica)} \\ 0.870635 & \text{si } s_t = 2 \text{ (expansión económica)} \end{cases}$$

por lo que en periodos de contracción económica, la brecha del índice mensual de actividad económica en Guatemala se habría contraído en promedio en $\hat{\mu}_1 = -0.89$ puntos por mes, mientras que en los periodos de expansión el producto habría estado por encima de su potencial en $\hat{\mu}_2 = 0.87$ puntos mensualmente. Ambos estimadores son significativos a menos del 5 por ciento y tienen además valores bajos en sus errores estándar, sugiriendo que la estimación es precisa.

Con las probabilidades alisadas del modelo MSAR(3) puede obtenerse una clasificación objetiva y completa de los periodos de contracción y recuperación económica en Guatemala. Entre los años 1995 y 2010 se identifican tres periodos de contracción económica y una breve caída del producto debajo de su potencial en el año 1999. Las expansiones económicas más prolongadas, con una duración de casi 3 años, habrían ocurrido en los años 1999 a 2002 y 2006 a 2008. Véase la tabla 3 y los gráficos 3b y 3c para una clasificación detallada.

La estimación de la matriz de transición entre estados \mathbf{P} resulta,

$$\hat{\mathbf{P}}_{\text{MSAR}(3)} = \begin{bmatrix} 0.9676 & 0.0440 \\ 0.0324 & 0.9559 \end{bmatrix}$$

Lo que indica que los periodos de contracción económica en Guatemala, en el periodo considerado, fueron altamente persistentes. La probabilidad de que una contracción económica esté seguida por otra contracción en el siguiente mes es de $\hat{p}_{11} \cong 0.97$, por lo que estos periodos persistirían en promedio durante $(1 - \hat{p}_{11})^{-1} \cong 30.87$ meses, i.e. aproximadamente dos años y medio. La probabilidad de que a una fase de recuperación económica le siga otra fase de recuperación en el siguiente mes es $\hat{p}_{22} \cong 0.95$, por lo que estos episodios persistirían $(1 - \hat{p}_{22})^{-1} \cong 22.69$ meses, casi dos años, en promedio. La probabilidad de pasar de una contracción a una expansión ($\hat{p}_{21} = 0.0324$) es menor que la probabilidad de pasar de una expansión a una contracción ($\hat{p}_{12} \cong 0.0440$), por lo que habrían existido más momentos en los que el producto en Guatemala estuvo debajo de su potencial entre los años 1995 y 2010. En la sección 4.3, shocks monetarios se incluirán en el modelo MSAR(3) para evaluar si la política monetaria fue más efectiva durante estos periodos de contracción económica.

4.2. Modelo de Vectores Autoregresivos para los Mecanismos de Transmisión de Política Monetaria en Guatemala

Morán y Valle (2003) presentaron un modelo de política monetaria para Guatemala empleando vectores autoregresivos (VAR). Castañeda y Solís (2007) utilizaron también un modelo VAR para analizar los mecanismos de transmisión de política monetaria en este país. Esta investigación se basa en estos trabajos previos para obtener una medida de los shocks monetarios.

Siguiendo a Morán y Valle (2003), se incluyeron en el modelo VAR variables que la literatura sobre mecanismos de transmisión monetaria sugiere utilizar para el caso de una economía pequeña y abierta:

- La brecha del producto (y_t), que representa una ecuación IS o de demanda agregada.
- La inflación (π_t), que representa una curva de Phillips.
- La brecha del tipo de cambio real (c_t), que sería relevante en economías como la guatemalteca.
- La brecha de la tasa de interés real (r_t), que enlaza la política con las metas finales.
- La emisión monetaria (m_t), como desvío de su tendencia de largo plazo, que representa el equilibrio del mercado monetario.

Al igual que en Castañeda y Solís (2007), la brecha del tipo de cambio real y la brecha de la tasa de interés se obtienen como desviaciones de la tendencia Hodrick-Prescott. Este mismo filtro se utiliza para la emisión monetaria¹⁴.

El vector \mathbf{z}_t de variables resulta por tanto:

$$\mathbf{z}_t = [r_t \quad c_t \quad y_t \quad \pi_t \quad m_t]'$$

Un modelo de vectores autoregresivos VAR(p) en forma reducida estándar matricial con este vector de variables es,

$$\mathbf{z}_t = \Phi_0 + \Phi_1 \mathbf{z}_{t-1} + \Phi_2 \mathbf{z}_{t-2} + \dots + \Phi_p \mathbf{z}_{t-p} + \mathbf{e}_t$$

¹⁴ En todos los casos, el parámetro lambda del filtro Hodrick-Prescott fue el sugerido por Ravn y Uhlig (2002), quienes recomiendan ajustar lambda multiplicándolo con la cuarta potencia de los ratios de la frecuencia de las observaciones. Ya que los datos son mensuales, el valor del parámetro lambda empleado fue 129600.

donde Φ_0 es un vector (5×1) de términos de intercepto, Φ_i son matrices de coeficientes (5×5) y e_t es un vector (5×1) de residuos,

$$e_t = [e_{r,t} \quad e_{c,t} \quad e_{y,t} \quad e_{\pi,t} \quad e_{m,t}]'$$

El p -orden del modelo VAR(p) se determinó con el test de razón de verosimilitud, con criterios de información y con el error final de predicción¹⁵. El test de ratio de verosimilitud, el criterio de Akaike y el estadígrafo de error final de predicción sugieren emplear 4 rezagos ($p = 4$) en la especificación (tabla 4). Debido a que la dimensión del modelo VAR(p) es igual a 5 (cinco variables), el criterio de Akaike y el estadígrafo de error de predicción no deberían sobre-estimar el orden del modelo, sino escoger el orden exacto con probabilidad cercana a uno (véase Lütkepohl, 2005). En consecuencia, el modelo estimado con mínimos cuadrados ordinarios fue un modelo VAR(4),

$$z_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^4 \Phi_i z_{t-i} + e_t$$

La matriz de correlación (ρ_{e_t}) entre los residuos de este modelo,

$$\rho_{e_t} = \begin{bmatrix} 1 & 0.1772 & 0.1504 & -0.9338 & -0.0267 \\ 0.1772 & 1 & -0.0378 & -0.1858 & 0.010 \\ 0.1504 & -0.0378 & 1 & -0.1712 & 0.2275 \\ -0.9338 & -0.1858 & -0.1712 & 1 & 0.0125 \\ -0.0267 & 0.0101 & 0.2275 & 0.0125 & 1 \end{bmatrix},$$

muestra que el residuo $e_{m,t}$ de la ecuación de emisión monetaria está ligeramente correlacionado con el residuo de la ecuación de la brecha del

¹⁵ Una descripción de estos criterios puede encontrarse en Lütkepohl (1995).

producto $e_{y,t}$ (el coeficiente de correlación es 0.2275) por lo que podría no estar representado un shock monetario puro¹⁶.

Para obtener un shock monetario puro, se impusieron restricciones de identificación mediante la descomposición de Cholesky: en base a la matriz varianza-covarianza de los residuos $\Sigma = E(e_t e_t')$ y la matriz triangular que resulta de la factorización de Cholesky \mathbf{R} ($\Sigma = \mathbf{R}'\mathbf{R}$), las innovaciones estructurales ε_t se obtuvieron ortogonalizando los residuos e_t con,

$$\varepsilon_t = \mathbf{R}^{-1}e_t$$

Las innovaciones $\varepsilon_t = [\varepsilon_{r,t} \ \varepsilon_{c,t} \ \varepsilon_{y,t} \ \varepsilon_{\pi,t} \ \varepsilon_{m,t}]'$ ortonormales resultantes tienen una matriz varianza-covarianza identidad $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \mathbf{I}$, por lo que la innovación estructural $\varepsilon_{m,t}$ será un shock monetario no correlacionado con los otros shocks y medirá shocks puros de política monetaria en Guatemala.

En el gráfico 4a puede observarse las funciones impulso respuesta del modelo VAR(4) estructural restringido. El esquema de identificación produce resultados satisfactorios en términos de los signos de las funciones impulso respuesta de las variables a un shock positivo de una desviación estándar de la emisión monetaria: la tasa de interés responde negativamente al shock monetario expansionario, mientras que el tipo de cambio se deprecia, el producto se expande y la inflación aumenta. Por tanto, los residuos ortogonalizados $\varepsilon_{m,t}$ del modelo VAR(4) tienen una interpretación razonablemente buena como shocks de política monetaria. En el gráfico 4b se observan las innovaciones

¹⁶ Nótese que el resto de las correlaciones son prácticamente cero, por lo que, como sugiere Enders (1995), no deberían existir diferencias demasiado significativas entre los residuos y los shocks ortogonalizados, reduciendo la importancia del ordenamiento de las variables en la ortogonalización.

monetarias $\varepsilon_{m,t}$, que serán utilizadas en la siguiente sección para extender el modelo MSAR(3) y contrastar la hipótesis de simetría de los efectos de la política monetaria sobre el producto.

4.3. Modelo Dinámico de Cadenas de Markov y Shocks Monetarios

Si el modelo MSAR(3) de la sección 4.1 se extiende con los shocks monetarios $\varepsilon_{m,t}$ contemporáneos y rezagados en un orden r –obtenidos con las innovaciones de la emisión monetaria del modelo VAR(4) estructural–, se tendrá el modelo MSAR(3)– $\varepsilon(r)$,

$$y_t - \mu_{s_t} = \theta_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \theta_2(y_{t-2} - \mu_{s_{t-2}}) + \theta_3(y_{t-3} - \mu_{s_{t-3}}) + \psi_{0,s_t}\varepsilon_{m,t} + \psi_{1,s_t}\varepsilon_{m,t-1} + \dots + \psi_{r,s_t}\varepsilon_{m,t-r} + u_t, u_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{s_t}^2)$$

El orden de este modelo se determinó nuevamente con una estrategia general-to-specific, reduciendo el modelo desde una especificación con $r = 6$ retardos. El modelo con el menor criterio de Akaike (igual a 3.049875) es un modelo MSAR(3)– $\varepsilon(1)$ (tabla 5),

$$y_t - \mu_{s_t} = \theta_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \theta_2(y_{t-2} - \mu_{s_{t-2}}) + \theta_3(y_{t-3} - \mu_{s_{t-3}}) + \psi_{1,s_{t-1}}\varepsilon_{m,t-1} + u_t, u_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{s_t}^2)$$

El hecho de que sólo un retardo de los shocks monetarios resulte significativo y los shocks contemporáneos no aparezcan en la ecuación, sugiere que la política monetaria actúa con retardo pero rápidamente sobre el producto. La estimación de este modelo se encuentra en la tabla 6. Como puede observarse, la hipótesis nula de normalidad del test Jarque-Bera aplicado a los residuos no puede rechazarse a niveles de significancia convencionales, al

igual que la hipótesis de homoscedasticidad condicional del test autoregresivo de heteroscedasticidad condicional de Engle y la hipótesis de no autocorrelación del test Q de Ljung-Box con 36 retardos. En el gráfico 5, las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial del correlograma de residuos del modelo $MSAR(3)-\varepsilon(1)$ muestran menos persistencia que los del modelo univariante $MSAR(3)$, ya que los picos del correlograma se atenúan y el patrón de densidad espectral se vuelve aún más plano. Esto indica que los residuos del modelo $MSAR(3)-\varepsilon(1)$ aproximan mucho mejor las propiedades ruido blanco gaussiano, por lo que los estimadores y estadísticos asociados del modelo $MSAR(3)-\varepsilon(1)$ pueden utilizarse para inferencia.

Las estimaciones de los componentes autoregresivos del modelo $MSAR(3)-\varepsilon(1)$ son similares a los del modelo $MSAR(3)$ sin shocks monetarios. Un resultado análogo se obtiene para el promedio de la brecha del producto, la varianza entre estados, y la matriz de transición,

$$\hat{P}_{MSAR(3)-\varepsilon(1)} = \begin{bmatrix} 0.97096 & 0.05075 \\ 0.02904 & 0.94925 \end{bmatrix}$$

Los cambios más importantes son que el estimador θ_3 se vuelve significativo al 5 pero no al 1 por ciento y el estimador del promedio de la brecha del producto en los periodos de expansión ($\hat{\mu}_2$) es significativo al 10 pero no al 5 por ciento. Es posible que los cambios se deban a una pérdida de grados de libertad por el acortamiento de las observaciones al principio de la muestra, resultante de la pérdida de datos por la inclusión de rezagos del modelo VAR(4) y la disponibilidad de información sólo desde el año 1996 de la tasa de interés.

Respecto a las estimaciones de los efectos de la política monetaria, el shock monetario en la época de contracción económica ($\psi_{1,1}$) resultó significativo con un nivel de significancia menor al 1 por ciento, mientras que el shock que mide los efectos de la política monetaria sobre el producto durante las fases expansivas ($\psi_{1,2}$) no es significativo, ya que la hipótesis nula $\psi_{1,2} = 0$ no puede rechazarse a niveles de significancia convencionales con un test t de Student convencional. Además, el estimador puntual del efecto de los shocks monetarios sobre el producto durante las recesiones es casi 3 veces el valor del estimador puntual que mide los efectos de la política monetaria en las fases expansivas.

Ya que el modelo MSAR(3)- $\varepsilon(1)$ considera sólo un retardo de los shocks de política monetaria, la hipótesis de simetría débil puede formularse simplemente como la restricción conjunta $\psi_{1,1} = 0$ y $\psi_{1,2} = 0$, y la hipótesis de simetría fuerte como la restricción $\psi_{1,1} - \psi_{1,2} = 0$. En la tabla 7 se encuentra el estadígrafo de Wald para contrastar estas hipótesis en base al modelo MSAR(3)- $\varepsilon(1)$, junto con el valor crítico χ_{gl}^2 para un nivel de significancia convencional del 5 por ciento y el valor de probabilidad exacto (p-value) del estadístico de Wald.

La hipótesis de simetría débil puede rechazarse con un nivel de significancia menor al 1 por ciento, ya que el valor del estadígrafo de Wald $W_{\psi, sd} = 10.197$ es mayor al valor crítico $\chi_{(2)}^2 = 5.9914$. Para la hipótesis de simetría fuerte, también se obtiene que $W_{\psi, sf} > \chi_{(1)}^2$, pero en este caso la hipótesis nula se rechaza con un nivel de significancia de 5 pero no de 1 por ciento. Estos resultados proporcionan evidencia contundente a favor de

la existencia de asimetría en los efectos de los shocks monetarios sobre el producto, mostrando que la política monetaria en Guatemala tuvo efectos económicos significativos en los periodos de contracción, pero durante los periodos de expansión económica los efectos fueron estadísticamente despreciables.

5. Conclusión

En esta investigación se utilizó un modelo MSAR(3) para analizar las expansiones y contracciones de la brecha del producto en Guatemala. Posteriormente se generalizó este modelo con una especificación MSAR(3)- $\varepsilon(1)$, incluyendo innovaciones monetarias ortogonalizadas de un modelo VAR(4). Las restricciones al modelo MSAR(3)- $\varepsilon(1)$ permitieron evaluar si la política monetaria en Guatemala tuvo efectos diferentes en periodos de contracción y expansión económica.

A partir de las estimaciones del modelo MSAR(3), puede concluirse que la brecha del producto en Guatemala es más volátil cuando se encuentra por encima del producto potencial y que los periodos de expansión tuvieron una menor duración entre los años 1995 a 2010, siendo los periodos contraccionarios más persistentes al tener una mayor probabilidad de duración.

Estableciendo restricciones sobre el modelo MSAR(3)- $\varepsilon(1)$, las hipótesis nulas de simetría débil y fuerte se rechazaron con niveles de significancia menores al 5 por ciento en base a estadígrafos de Wald, lo que permite concluir que existe evidencia de asimetría en los efectos de la política monetaria sobre el

producto en Guatemala. Específicamente, los shocks de política monetaria son contundentemente significativos en los periodos en los que la economía de Guatemala enfrentó una contracción de la brecha del producto, y en contraste el efecto de los shocks monetarios es despreciable en las fases de expansión. A partir del valor de los estimadores puntuales, puede concluirse que el efecto de un shock de política monetaria es casi tres veces más grande durante una contracción que durante una expansión económica en Guatemala, lo que sugiere que la política monetaria de Guatemala contribuye favorablemente a la recuperación económica en este país¹⁷.

Los hallazgos empíricos sobre la existencia de asimetría confluyen con las predicciones de la teoría de restricciones crediticias, y dan relevancia al rol del sistema bancario y las fricciones del canal de créditos en la transmisión de la política monetaria en Guatemala. Económicamente, una oferta crediticia más estricta y agentes económicos con menores ingresos y colaterales durante los periodos de contracción económica, podrían haber favorecido los efectos de la política monetaria sobre las decisiones de consumo e inversión durante los periodos contraccionarios. En consecuencia, la política monetaria habría afectado no sólo la tasa de interés en estos periodos, sino también el premium de financiamiento externo, fortaleciendo el impacto de los shocks

¹⁷ Este resultado es similar a los obtenidos previamente por otras investigaciones, en las que se encontró que la política monetaria tiene un mayor impacto sobre la actividad de economías desarrolladas durante las fases recesivas, e.g. Morgan (1993) y García y Schaller (1995), encontraron evidencia de asimetría de la política monetaria en la economía norteamericana, Kakes (1998) en Alemania, Bélgica, Estados Unidos y el Reino Unido, Dolado y María-Dolores (2001) y Rodríguez et al. (2006) en España, y Tan y Habibullah (2007), Tan *et al.* (2008) en economías asiáticas, y Mayorga et al. (2003) en Costa Rica. Esta investigación provee evidencia de que esta asimetría en los efectos de política monetaria puede producirse también en economías en desarrollo como la guatemalteca.

monetarios sobre el costo de los préstamos, la demanda de inversión y el producto a través del acelerador financiero.

Debido a que el análisis del mecanismo a través del cual la economía responde ante impulsos monetarios es una cuestión fundamental para la política monetaria, futuras investigaciones podrían profundizar en el análisis de asimetría distinguiendo entre shocks de política positivos y negativos en base a la tasa de interés líder, cuando exista más información sobre esta variable. Ya que esta tasa no es exógena y puede ser afectada por las covariantes de la función de reacción de política monetaria, las innovaciones de la tasa de interés podrían incluirse también en modelos de cadenas de Markov, como los presentados en esta investigación.

Si la inclusión de asimetrías monetarias, cambiarias y crediticias refleja con más precisión las condiciones económicas de Guatemala, se promovería la estabilidad en el nivel general de precios y se contribuiría al desarrollo ordenado de la economía¹⁸, debido a que un mejor entendimiento de la transmisión de los shocks monetarios reduce el costo de los ajustes macroeconómicos¹⁹.

¹⁸ El hecho de que los shocks de política monetaria influyan en el producto durante las recesiones, pero sean neutrales durante la fase de recuperación económica, implica también que los hacedores de política podrían reflejar con más precisión los mecanismos de transmisión de política monetaria si incluyen asimetrías en los modelos económicos y econométricos, utilizando por ejemplo modelos de pronóstico con parámetros cambiantes o modelos de equilibrio general con rigideces de precios.

¹⁹ Véase Mayorga et al. (2003).

Bibliografía

- [1] Ammer, Jhon, Allan D. Brunner (1995), When is Monetary Policy Effective?, *International Finance Discussion Papers*, No. 520.
- [2] Ball, L. and N.G. Mankiw (1994), Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations, *Economic Journal* 104 (March), pp. 247-261.
- [3] Bernanke, B.S. and M. Gertler (1989), Agency Costs, Net Worth, and Business Cycle Fluctuations, *American Economic Review* 79(1): 14-31.
- [4] Bernanke, B.S., and M. Gertler (1995), Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, *Journal of Economic Perspectives* 9: 27-48.
- [5] Bernanke, B.S. and Ilian Mihov (1998), Measuring Monetary Policy, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 113(3), pp. 869-902.
- [6] Caballeo, R. and Engel (1992), Price Rigidities, Asymmetries and Output Fluctuations, NBER Working Paper Series 4091.
- [7] Castañeda, Juan Carlos F., Óscar Gustavo Solís (2007), Análisis de los Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria en Guatemala, Banco de Guatemala, Departamento de Investigaciones Económicas.
- [8] Christiano, Lawrence J. and Terry J. Fitzgerald (2003), The Band Pass Filter, *International Economic Review*, 44(2), 435-465.
- [9] Cover, James Peery (1992), Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 4 (Nov., 1992), pp. 1261-1282
- [10] Dolado, Juan, Ramón María-Dolores (2001), An Empirical Study

of the Cyclical Effects of Monetary Policy in Spain (1977–1997), *Investigaciones Económicas*, Vol. XXV(1), pp. 3–30.

- [11] Enders, Walter (1995), *APPLIED ECONOMETRIC TIME SERIES*, 1st Edn., Jhon Wiley & Sons Inc., New York, 433 pp.
- [12] Fuentes, Carlos, Antonio Olivera, David Padrón (ca. 2009), *Efectos Cíclicos Regionales de la Política Monetaria en España*, Universidad de La Laguna.
- [13] García, Rene, Huntley Schaller (1995), *Are the Effects of Monetary Policy Asymmetric?*, Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations (CIRANO).
- [15] Greene, William H. (2003), *ANÁLISIS ECONÓMICO*, 5ta. Edición, Editorial Prentice–Hall, 952 pp.
- [16] Hamilton, James (1989), *A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle*, *Econometrica*, Vol. 57, No. 2 (march), 357–384.
- [17] ----- (1994a), *TIME SERIES ANALYSIS*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, pp. 799.
- [18] ----- (1994b), *STATE–SPACE MODELS*, *Handbook of Econometrics*, Volume 4, Chapter 50.
- [19] Heij, Christiaan, Paul de Boer, Philip Hans Franses, Teun Kloek, Herman K. van Dijk (2004), *ECONOMETRIC METHODS WITH APPLICATIONS IN BUSINESS AND ECONOMICS*, Oxford University Press, New York, 787 pp.
- [20] Hodrick, R. and E. Prescott (1997), *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, *Journal of Money, Credit and Banking* 29, pp. 1–16.
- [21] Kaiser, R. and Maraval, A. (1999), *Estimation of the business cycle: A modified Hodrick–Prescott filter*, *Spanish Economic Review*,

1, 175 - 206.

- [22] Kakes, Jan (1998), Monetary transmission and business cycle asymmetry, *Kredit und Kapital* 33(2): 182-197.
- [23] Kleber da Silva, Edilean, Marcelo Savino Portugal (2007), Asymmetric Effects of Monetary Policy in Brazil, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- [24] Lawrence, C.T. and A.L. Tits (2001), A Computationally Efficient Feasible Sequential Quadratic Programming Algorithm, *SIAM J. Optimization*, Vol. 11, No. 4, 2001, pp. 1092-1118.
- [25] Lütkepohl, Helmut (2005), NEW INTRODUCTION TO MULTIPLE TIME SERIES ANALYSIS, Ed. Springer, 764 pp.
- [26] Mayora Martínez, Mauricio, Juan Quirós solano, Álvaro solera Ramírez (2003), Efectos Asimétricos de la Política Monetaria, Banco Central de Costa Rica, Documento de Investigación DIE-01-2003-DI
- [27] McConnell, M.M. and G. Perez Quiros (2000), Output Fluctuations in the US: What has Changed since the Early 1980?, *American Economic Review* 90: 1464-1476.
- [28] Morgan, Donald P. (1993), Asymmetric Effects of Monetary Policy, *Economic Review*, Federal Reserve of Kansas City, Second Quarter, pp. 21-33.
- [29] Mórán Samyóa, Hilcías, Héctor Valle Samayóa (2003), Un Modelo Básico de Política Monetaria para Guatemala, VIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, CEMLA.
- [30] Peersman, Gert, Frank Smets (2001), Are the Effects of Monetary Policy in the Euro Area Greater in Recessions Than in Booms?,

Working Paper No. 52, European Central Bank.

- [31] Ravn, M.O. and M. Sola. (1997), Asymmetric Effects of Monetary Policy in the US: Positive vs. Negative or Big vs. Small?, Mimeo, University of Southampton.
- [32] Ravn, Morten O. and Harald Uhlig (2002), On Adjusting the Hodrick–Prescott Filter for the Frequency of Observations, *Review of Economics and Statistics*, 84, pp. 371–375.
- [33] Rodríguez Fuentes, Carlos J., Antonio J. Olivera Herrera, David Padrón Marrero (2006), Efectos Cíclicos Regionales de la Política Monetaria en España, mimeo Universidad de La Laguna.
- [34] Tan, Siow-Hooi, Muzafar Shah Habibullahb (2007), Business cycles and monetary policy asymmetry: An investigation using Markov-switching models, *Physica A* 380, pp. 297–306.
- [35] Tan, Siow-Hooi, Muzafar Shah Habibullahb, Peter Smith (2008), The Asymmetric Effects of Monetary Policy in Four Asian Economies, *International Applied Economics and Management Letters* 1(1), pp. 1–7.
- [36] Wald, A. (1943), Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is large, *Transactions of the American Mathematical Society*, 54, 426–82.

Anexo de Tablas

Tabla 1. Criterios de selección de retardos para el modelo MSAR(q)

Retrago (q)	LogL	AIC	AIC/T
6	-267.073209	558.146418	3.10081343
4	-269.483037	558.966074	3.07124216
3	-270.172409	558.344817	3.05106457
2	-281.232218	578.464437	3.14382846
1	-284.903632	583.807247	3.15571485
0	-293.481516	598.963031	3.22023135

LogL: *Logaritmo de la función de máxima verosimilitud*

AIC: *Criterio de información de Akaike*

AIC/T: *Criterio de información de Akaike dividido entre el número de observaciones*

Tabla 2. Estimaciones del modelo MSAR(3) y contrastes de normalidad, heteroscedasticidad y autocorrelación sobre los residuos del modelo*

	Coefficiente	Error estándar	Valor t	Probabilidad t
θ_1	0.259074	0.07989	3.24	0.001
θ_2	0.149883	0.07694	1.95	0.053
θ_3	0.309574	0.08151	3.80	0.000
μ_1	-0.891686	0.2742	-3.25	0.001
μ_2	0.870635	0.4386	1.99	0.049
σ_1^2	0.804296	0.07067	11.4	0.000
σ_2^2	1.236820	0.1178	10.5	0.000

Logaritmo de verosimilitud:	-270.172409	Test de Normalidad Jarque-Bera:	$\chi^2_{(2)} = 1.8792$ [0.3908]
Número de observaciones (T):	183	Test ARCH (1-4) de Heteroscedasticidad:	$F_{(4,166)} = 0.91106$ [0.4589]
Criterio de Akaike (AIC/T):	3.05106457	Test de Autocorrelación Portmanteau (36):	$\chi^2_{(36)} = 40.952$ [0.2622]

(*) Entre corchetes: *p*-value asociado
al estadístico de contraste



Tabla 3. Clasificación de los regímenes económicos en Guatemala en base al modelo MSAR(3)

Régimen	Periodo (año-mes)	Duración (meses)	Probabilidad (promedio)
Contracción	1995 (4) – 1998 (11)	44	0.947
	1999 (4) – 1999 (11)	8	0.635
	2002 (12) – 2006 (2)	39	0.958
	2009 (1) – 2010 (6)	18	0.914
	1998 (12) – 1999 (3)	4	0.751
	1999 (12) – 2002 (11)	36	0.966
Expansión	2006 (3) – 2008 (12)	34	0.902

Tabla 4. Criterios de selección de retardos para el modelo VAR(p)*

Rezago p	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1608.104	–	189.7313	19.43499	19.52873	19.47304
1	-979.1027	1212.533	0.131157	12.15786	12.72027	12.38615
2	-927.7801	95.84349	0.095590	11.84072	12.87180	12.25925
3	-896.2971	56.89697	0.088587	11.76262	13.26237	12.37138
4	-862.4509	59.12886	0.079935	11.65603	13.62446	12.45503
5	-848.7409	23.12525	0.092151	11.79206	14.22916	12.78129
6	-836.5432	19.83973	0.108511	11.94630	14.85207	13.12578
7	-823.4057	20.57669	0.126797	12.08923	15.46367	13.45894
8	-810.4723	19.47806	0.149175	12.23461	16.07772	13.79455

(*) El orden de rezago elegido por cada criterio está resaltado en negritas

LR: estadístico de razón de verosimilitud secuencial modificado (al 5% de significancia)

FPE: Error final de predicción

AIC: Criterio de información de Akaike

SC: Criterio de Schwarz



Tabla 5. Criterios de selección de retardos para el modelo MSAR(3)– $\varepsilon(1)$

Rezago (r)	LogL	AIC	AIC/T
6	-227.29017	500.580341	3.10919466
5	-228.886077	499.772451	3.10417487
4	-228.892637	495.785275	3.07941164
3	-232.163648	498.327296	3.0952006
2	-233.409317	496.818633	3.08583002
1	-233.955462	493.910923	3.06776971
1, pero no			
0	-234.514985	491.029969	3.0498756
0	-238.531191	499.062382	3.09976635

LogL: *Logaritmo de la función de máxima verosimilitud*
 AIC: *Criterio de información de Akaike*
 AIC/T: *Criterio de información de Akaike dividido entre el número de observaciones*

Tabla 6. Estimaciones del modelo MSAR(3)– $\varepsilon(1)$ y contrastes de normalidad, heteroscedasticidad y autocorrelación sobre los residuos del modelo*

	Coefficiente	Error estándar	Valor t	Probabilidad t
θ_1	0.298179	0.08594	3.27	0.001
θ_2	0.164681	0.08436	1.68	0.095
θ_3	0.261768	0.09131	2.34	0.021
μ_1	-0.767711	0.2772	-2.66	0.009
μ_2	0.990990	0.4652	1.94	0.055
σ_1^2	0.774447	0.06855	12.3	0.000
σ_2^2	1.28728	0.1346	10.1	0.000
$\psi_{1,1}$	-0.289180	0.09073	-2.97	0.003
$\psi_{1,2}$	0.104392	0.1517	0.63	0.529
Logaritmo de verosimilitud:	-234.514985	Test de Normalidad Jarque-Bera:	$\chi^2_{(2)} = 0.88815$ [0.6414]	
Número de observaciones (T):	161	Test ARCH (1-4) de Heteroscedasticidad:	$F_{(4,166)} = 1.1286$ [0.3455]	
Criterio de Akaike (AIC/T):	3.04987558	Test de Autocorrelación Portmanteau (36):	$\chi^2_{(36)} = 41.806$ [0.2332]	

(*) Entre corchetes: *p*-value asociado
al estadístico de contraste



**Tabla 7. Contrastes de Wald para la hipótesis de simetría
(en base a restricciones conjuntas sobre el modelo MSAR(3)- $\varepsilon(1)$)**

Hipótesis	Restricciones	Valor crítico χ_{gl}^2 al 5% ($\alpha =$ 0.05)	Estadígrafo de Wald*
Simetría débil	$\psi_{1,1} = 0$ $\psi_{1,2} = 0$	$\chi_{(2)}^2 = 5.9914$	$W_{\psi, sd} = 10.197$ [0.0061]
Simetría fuerte	$\psi_{1,1} - \psi_{1,2} = 0$	$\chi_{(1)}^2 = 3.8414$	$W_{\psi, sf} = 4.3648$ [0.0367]

(*) *Entre corchetes: p-value asociado
al estadístico de contraste*

Anexo de Gráficos

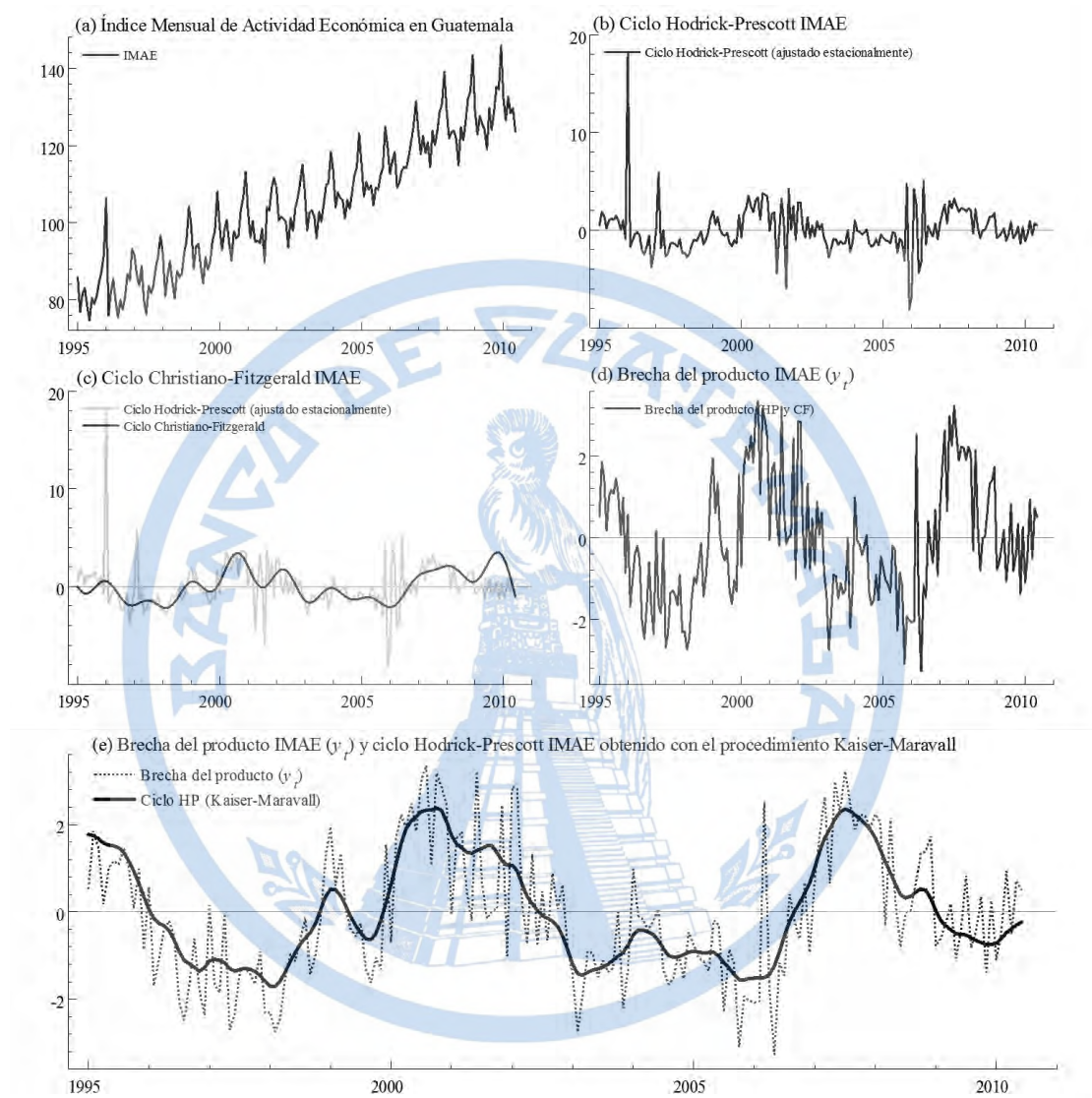


Gráfico 1. Obtención de una medida de la brecha del producto en Guatemala a partir de la serie histórica del IMAE.

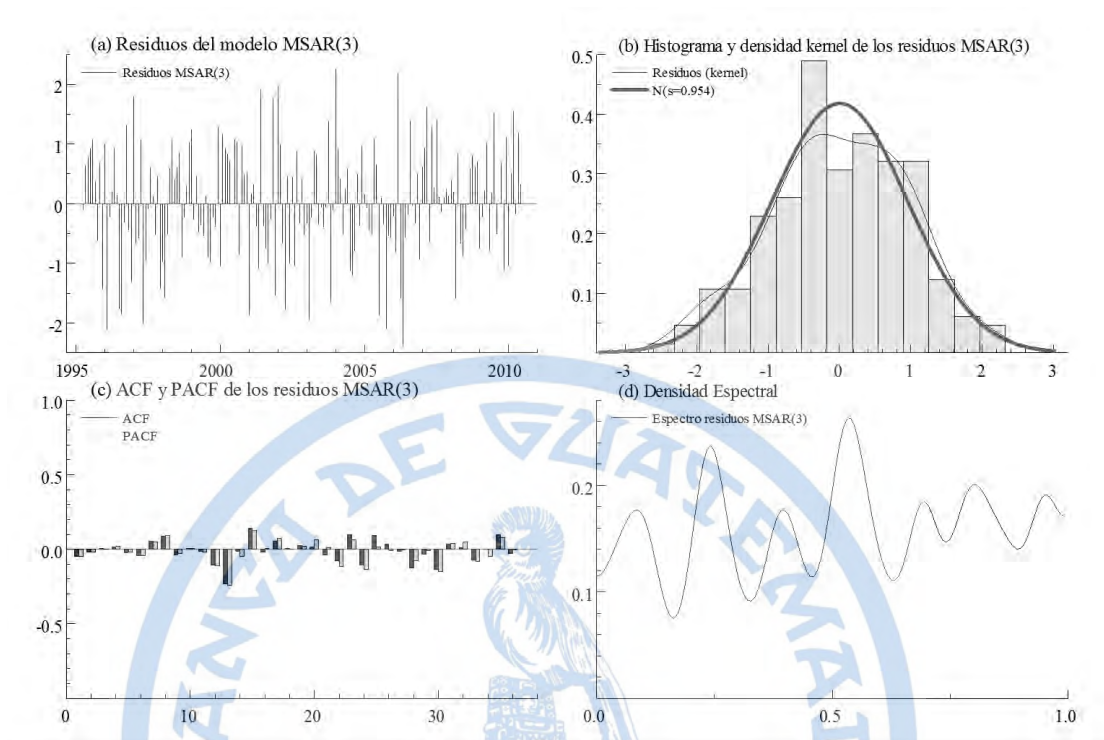


Gráfico 2. Análisis gráfico de los residuos del modelo MSAR(3)

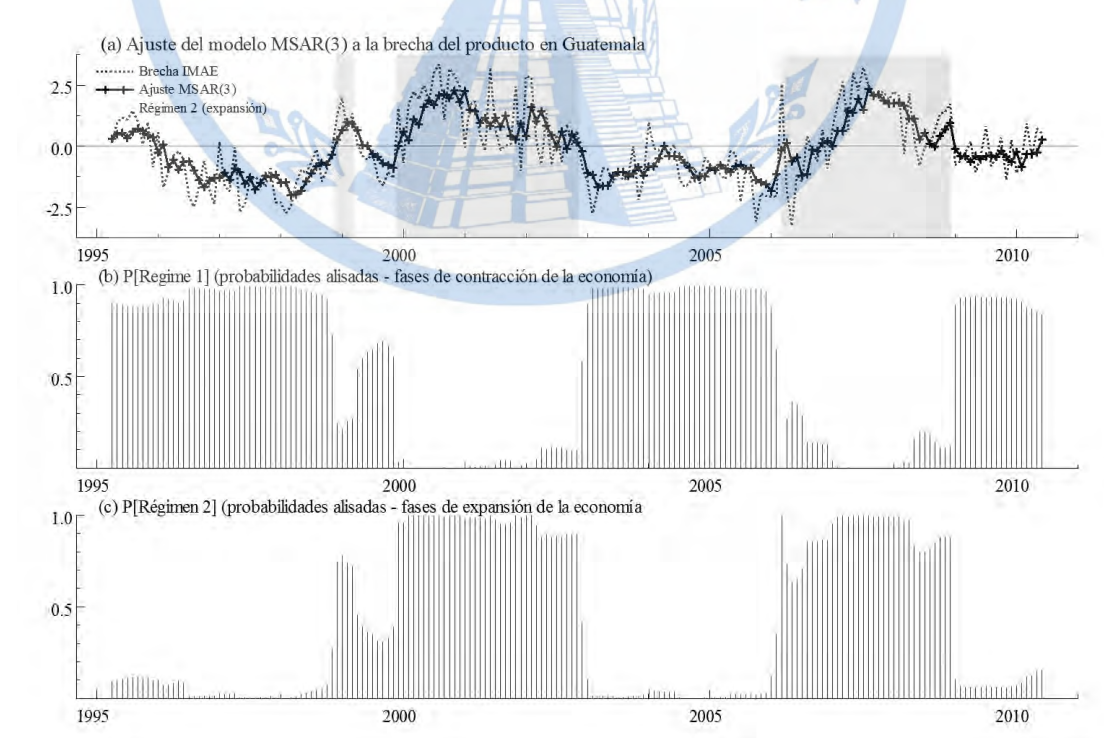


Gráfico 3. Ajuste del modelo de cadenas de Markov y probabilidades alisadas para los estados de contracción y expansión en Guatemala entre los años 1995 a 2010

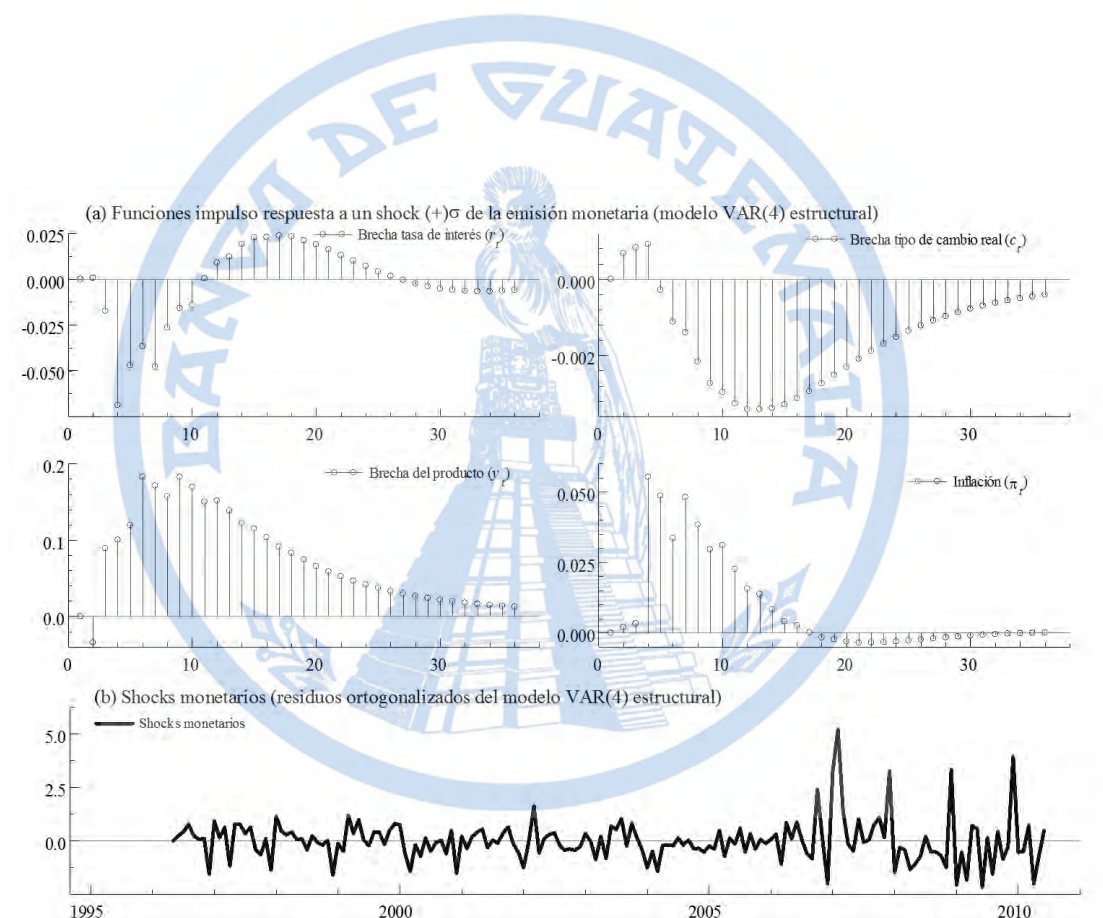


Gráfico 4. Funciones impulso respuesta del modelo VAR(4) estructural y shocks monetarios estimados

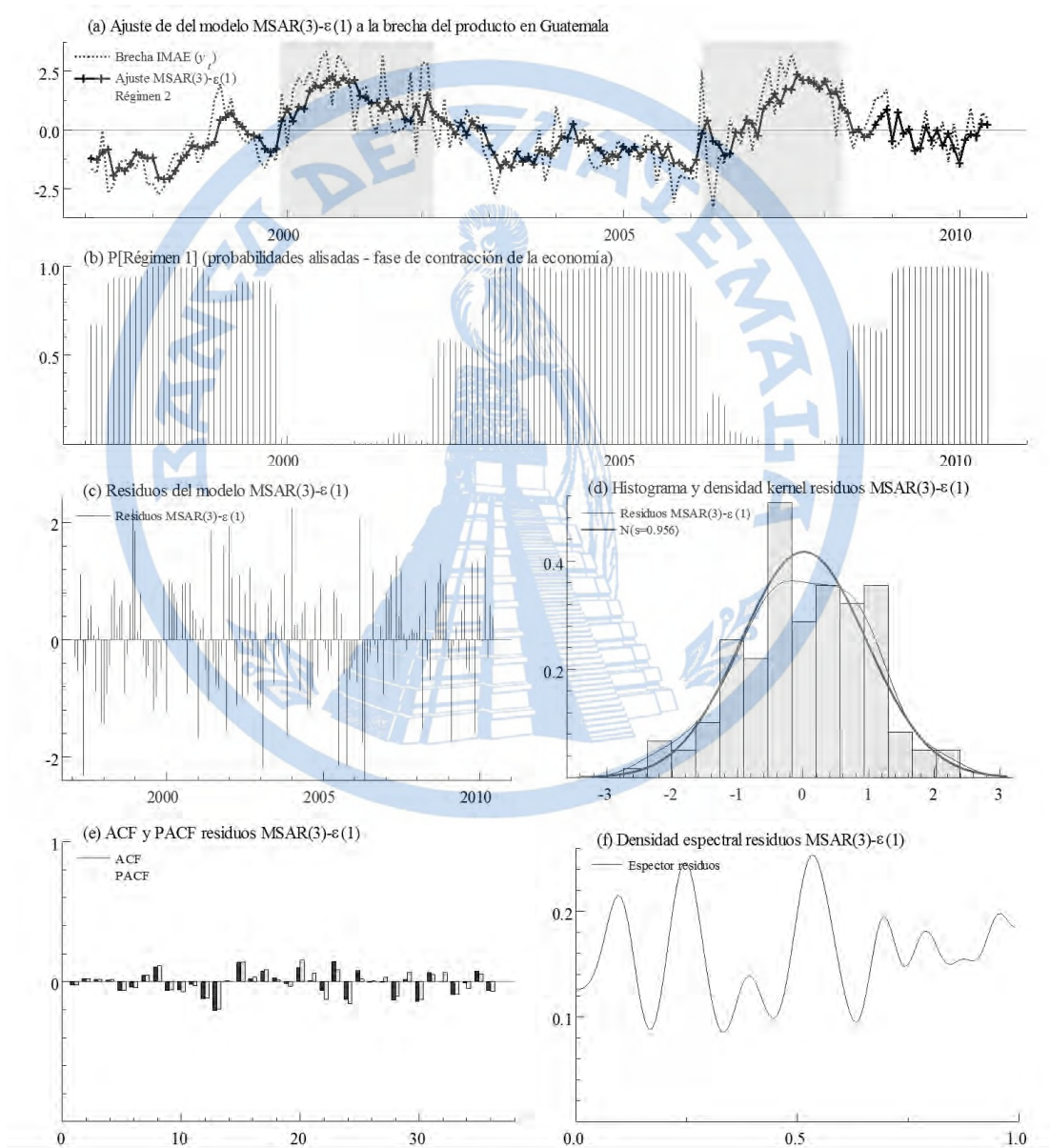


Gráfico 5. Ajuste del modelo $MSAR(3)-\varepsilon(1)$ y análisis gráfico de los residuos del modelo.

