

*Transmisión de la política monetaria en Colombia: Una
aproximación TVP-VAR*

DANIEL PARRA AMADO
ECONOMISTA, MS. EN MATEMÁTICAS APLICADAS



UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
BOGOTÁ, D.C.
12 DE OCTUBRE 2018

*Transmisión de la política monetaria en Colombia: Una
aproximación TVP-VAR*

DANIEL PARRA AMADO
ECONOMISTA, MS. EN MATEMÁTICAS APLICADAS

DISERTACIÓN PRESENTADA PARA OPTAR AL TÍTULO DE
MAGISTER EN CIENCIAS ECONÓMICAS

DIRECTOR
MUNIR ANDRÉS JALIL BARNEY, PH.D.
DOCTOR EN ECONOMÍA

LÍNEA DE INVESTIGACIÓN
TEORÍA Y POLÍTICA ECONÓMICA



UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
BOGOTÁ, D.C.
12 DE OCTUBRE 2018

Dedicado a

A Emilio, Laura, mi madre y mis seres queridos por siempre brindarme su afecto y apoyo sin importar las adversidades.

You can't always get what you want
But if you try sometimes well you might find
You get what you need.
(The Rolling Stones)

Agradecimientos

Quiero expresar mi gratitud a Dios, quién con su bendición llena siempre mi vida y me ha traído una nueva fuente de luz e inspiración: mi hijo Emilio. A mi familia por siempre apoyarme en cada momento y decisión que he tomado en mi vida.

Quisiera agradecer las oportunidades y el aprendizaje que me ha brindado la Universidad Nacional de Colombia (Sede Bogotá), a los profesores, amigos, administrativos y colegas tanto en la Facultad de Ciencias Económicas como en la Facultad de Ciencias, quienes contribuyeron de manera importante en mi desarrollo personal y profesional tanto en pregrado como en posgrado. Mi profundo sentimiento de gratitud a mi director en este trabajo, el Doctor Munir Jalil. Igualmente deseo agradecer los comentarios de los jurados de este trabajo, los profesores José Eduardo Gómez, Juan Manuel Julio y Hernán Rincón. Las observaciones y comentarios de cada uno de ellos se convirtieron en aportes valiosos para la culminación exitosa de este proyecto.

Resumen

El presente trabajo de tesis pretende evaluar cómo ha cambiado el impacto de la política monetaria en Colombia durante el periodo 2000-2017, mediante el uso de un modelo de parámetros cambiantes de vectores autoregresivos (TVP-VAR). El estudio busca presentar como diversos choques internacionales y entornos económicos podrían promover o desincentivar los mecanismos de transmisión de la tasa de interés. Adicionalmente, se pretende comparar los resultados con los modelos VAR tradicionales y también incorporar la estimación de una ecuación de volatilidad estocástica dentro del TVP-VAR. Los principales resultados obtenidos en esta tesis son: i) la significancia estadística de la respuesta de las brechas de PIB, inflación y crédito ha mejorado en los últimos años frente a lo observado al inicio de la muestra, ii) la brecha de crédito es la que mayor impacto recibe ante choques monetarios, lo cual muestra la importancia del canal de crédito en la transmisión de la política monetaria en Colombia y iii) la reacción de la brecha de inflación ante choques monetarios es mayor en la actualidad, lo que refleja la mayor credibilidad del Banco de la República y la consolidación del esquema de inflación objetivo.

Palabras clave: modelos TVP-VAR, volatilidad estocástica, política monetaria, funciones de impulso respuesta (FIR).

Abstract

This thesis evaluates changes in monetary policy impacts on Colombian economy during the period 2000-2017 by using a Vector Autoregressive model with time varying parameters(TVP-VAR). The model seeks to present how various international shocks and economic environments could promote or discourage interest rate transmission mechanisms. Additionally, a comparison between the TVP-VAR and the traditional VAR model is included and also a stochastic volatility equation is incorporated within the TVP-VAR model. The most outstanding results are: i) the statistical significance of the response of the GDP, inflation and credit gaps improved in recent years in comparison with the beginning of the sample, ii) the credit gap has the greatest impact on monetary shocks, which shows the importance of the credit channel in Colombia's monetary policy transmission and iii) the inflation gap reaction to monetary shocks is greater today, which reflects the greater credibility of the Banco de la República and the consolidation of inflation targeting scheme.

Keywords: TVP-VAR model, stochastic volatility, monetary policy, Impulse responses function (FIR).

Índice general

Índice general	II
Índice de tablas	V
Índice de figuras	VII
Introducción	IX
1. Marco Teórico	1
1.1. Desarrollo de la política monetaria en Colombia (2000 – 2017): principales hechos	1
1.2. Canales de transmisión de la política monetaria: Revisión de literatura y caso colombiano	7
1.2.1. Canal del efecto directo de la tasa de interés	7
1.2.2. Canal de Crédito	8
1.2.3. Otros canales: precios de activos, tasa de cambio y expectativas	10
2. Metodología	15
2.1. El modelo (TVP-VAR-SV)	15
2.2. Métodos de estimación	17
2.2.1. Selección de priors	19
2.2.2. Definición de las posterior y sendas de simulación	20
2.2.3. Método de Simulación de Monte Carlo	22
3. Evaluación empírica y resultados del modelo	23
3.1. Descripción de las series	23
3.2. Principales resultados	25

3.2.1. TVP-VAR con volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV)	25
3.2.2. Comparación de resultados entre modelos: VAR tradicional, TVP-VAR homos- cedástico y TVP-VAR con volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV)	31
4. Conclusiones y comentarios finales	37
A. Pruebas estadísticas de los modelos	39
A.1. Estadísticas descriptivas y convergencia de las cadenas de markov	39
A.1.1. A_t : Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$) para octubre de 2005 ($t = 16$)	40
A.1.2. A_t : Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$) para abril de 2015 ($t = 130$)	43
A.1.3. $B_{1,t}$: Parámetro ($\beta_{2,4}$) para octubre de 2005 ($t = 16$)	46
A.1.4. $B_{1,t}$: Parámetro ($\beta_{3,4}$) para abril de 2015 ($t = 130$)	49
A.1.5. Σ_t : Parámetro (σ_3) para octubre de 2005 ($t = 16$)	52
A.1.6. Σ_t : Parámetro (σ_4) para abril de 2015 ($t = 130$)	55
A.2. Elección del número óptimo de rezagos	59
A.2.1. Modelo A: Con inflación total	59
A.2.2. Modelo B: Con inflación básica	59
A.3. Pruebas de Autocorrelación residuales estandarizados: corregidos por volatilidad	60
A.3.1. Modelo A: Con inflación total	60
A.3.2. Modelo B: Con inflación básica	61
A.4. Pruebas de Normalidad residuales estandarizados: corregidos por volatilidad	61
A.4.1. Modelo A: Con inflación total	61
A.4.2. Modelo B: Con inflación básica	64
A.5. Pruebas de Autocorrelación residuales originales	66
A.5.1. Modelo A: Con inflación total	66
A.5.2. Modelo B: Con inflación básica	67
A.6. Pruebas de Normalidad residuales originales	68
A.6.1. Modelo A: Con inflación total	68
A.6.2. Modelo B: Con inflación básica	73
B. Inferencia Bayesiana	77
B.1. Conceptos de probabilidad	77
B.2. Filtro de Kalman	79
B.3. Simulaciones de Monte Carlo (MCMC)	80

B.3.1. Algoritmo de muestreo Gibbs	81
------------------------------------------	----

Índice de tablas

1.1. Cifras macroeconómicas (promedio por década)	1
A.1. Media y desviación empírica: Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$)	40
A.2. Mediana y cuantiles empíricos: Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$)	40
A.3. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$)	41
A.4. Media y desviación empírica: Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$)	43
A.5. Mediana y cuantiles empíricos: Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$)	44
A.6. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$)	44
A.7. Media y desviación empírica: Parámetro ($\beta_{2,4}$)	46
A.8. Mediana y cuantiles empíricos: Parámetro ($\beta_{2,4}$)	47
A.9. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro ($\beta_{2,4}$)	47
A.10. Media y desviación empírica: Parámetro ($\beta_{3,4}$)	49
A.11. Mediana y cuantiles empíricos: Parámetro ($\beta_{3,4}$)	50
A.12. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro ($\beta_{3,4}$)	50
A.13. Media y desviación empírica: Parámetro (σ_3)	52
A.14. Mediana y cuantiles empíricos: Parámetro (σ_3)	53
A.15. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro (σ_3)	53
A.16. Media y desviación empírica: Parámetro (σ_4)	55
A.17. Mediana y cuantiles empíricos: Parámetro (σ_4)	56
A.18. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro (σ_4)	56
A.19. Selección número de rezagos: criterios de información	59
A.20. Selección número de rezagos: criterios de información	59
A.21. Pruebas de Autocorrelación modelo TVP-VAR-SV residuales estandarizados	60

A.22. Pruebas de Autocorrelación modelo TVP-VAR-SV residuales estandarizados	61
A.23. Estadísticas descriptivas de los residuales estandarizados del modelo TVP-VAR-SV	61
A.24. Pruebas de Normalidad univariada del modelo TVP-VAR-SV (Residuales estandarizados)	62
A.25. Pruebas de Normalidad multivariada del modelo TVP-VAR (Residuales estandarizados) .	62
A.26. Estadísticas descriptivas de los residuales estandarizados del modelo TVP-VAR-SV	64
A.27. Pruebas de Normalidad univariada del modelo TVP-VAR-SV (Residuales estandarizados)	64
A.28. Pruebas de Normalidad multivariada del modelo TVP-VAR (Residuales estandarizados) .	64
A.29. Pruebas de Autocorrelación modelo TVP-VAR-SV	66
A.30. Pruebas de Autocorrelación modelo TVP-VAR	67
A.31. Pruebas de Autocorrelación modelo TVP-VAR-SV	67
A.32. Pruebas de Autocorrelación modelo TVP-VAR	68
A.33. Estadísticas descriptivas de los residuales del modelo TVP-VAR-SV	68
A.34. Estadísticas descriptivas de los residuales del modelo TVP-VAR	69
A.35. Pruebas de Normalidad univariada del modelo TVP-VAR-SV	69
A.36. Pruebas de Normalidad univariada del modelo TVP-VAR	69
A.37. Pruebas de Normalidad Multivariada	70
A.38. Estadísticas descriptivas de los residuales del modelo TVP-VAR-SV	73
A.39. Estadísticas descriptivas de los residuales del modelo TVP-VAR	73
A.40. Pruebas de Normalidad univariada del modelo TVP-VAR-SV	73
A.41. Pruebas de Normalidad univariada del modelo TVP-VAR	74
A.42. Pruebas de Normalidad Multivariada	74

Índice de figuras

1.1. Series económicas originales	2
1.2. Tasa de cambio y precio internacional del petróleo	6
3.1. Series económicas utilizadas dentro del modelo	25
3.2. Desviación estándar variante en el tiempo de los residuales de cada ecuación (Media posterior)	26
3.3. Impulsos respuestas (IRF) para 2004, 2008 y 2014 (TVP-VAR-SV) Línea negra: Respuesta percentil 50 (mediana), línea punteada: intervalos de confianza (percentiles 16 y 84)	28
3.4. Comparación impulsos respuesta (IRF) para 2004, 2008 y 2014 (TVP-VAR-SV)	30
3.5. Desviación estándar variante en el tiempo de los residuales de cada ecuación (Media posterior)	32
3.6. Impulsos respuestas (IRF) para 2004, 2008 y 2014 (TVP-VAR) Línea negra: Respuesta percentil 50 (mediana), línea punteada: intervalos de confianza (percentiles 16 y 84)	33
3.7. Impulsos respuestas (IRF) modelo VAR tradicional	34
3.8. Comparación impulsos respuestas (IRF) para inflación total	35
3.9. Comparación impulsos respuestas (IRF) para PIB	35
3.10. Comparación impulsos respuestas (IRF) para crédito	36
A.1. Correlogramas cadenas de markov: Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$)	41
A.2. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$)	42
A.3. Traza y densidades: Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$)	43
A.4. Correlogramas cadenas de markov: Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$)	44
A.5. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$)	45
A.6. Traza y densidades: Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$)	46
A.7. Correlogramas cadenas de markov: Parámetro ($\beta_{2,4}$)	47

A.8. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro ($\beta_{2,4}$)	48
A.9. Traza y densidades: Parámetro ($\beta_{2,4}$)	49
A.10. Correlogramas cadenas de markov: Parámetro ($\beta_{3,4}$)	50
A.11. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro ($\beta_{3,4}$)	51
A.12. Traza y densidades: Parámetro ($\beta_{3,4}$)	52
A.13. Correlogramas cadenas de markov: Parámetro (σ_3)	53
A.14. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro (σ_3)	54
A.15. Traza y densidades: Parámetro (σ_3)	55
A.16. Correlogramas cadenas de markov: Parámetro (σ_4)	56
A.17. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro (σ_4)	57
A.18. Traza y densidades: Parámetro (σ_4)	58
A.19. QQ plot e histograma de residuales estandarizados (modelo A)	63
A.20. QQ plot e histograma de residuales estandarizados (modelo B)	65
A.21. Histograma residuales (modelo A)	71
A.22. QQ plot residuales (modelo A)	72
A.23. Histograma residuales (modelo B)	75
A.24. QQ plot residuales (modelo B)	76

Introducción

Es un consenso en el ámbito académico que las decisiones adoptadas por las autoridades monetarias pueden afectar significativamente la dinámica de la economía en el corto plazo; no sólo a variables nominales, financieras y precios, sino también a variables reales como la producción. Teniendo en cuenta lo anterior, ha surgido la necesidad de entender como la postura monetaria del Banco Central puede influir el comportamiento de las principales variables macroeconómicas con el fin de establecer como la autoridad monetaria puede contribuir a estabilizar la inflación cerca a las metas de largo plazo¹. De hecho, en la mayoría de economías desarrolladas y emergentes en lo corrido del siglo XXI se ha observado un entorno en el cual los precios han mostrado cierta estabilidad y el PIB, excepto por el periodo de crisis de 2008, ha presentado una menor volatilidad frente a los registros de las décadas de los setentas, ochentas y noventas. Adicionalmente, es importante señalar que la comprensión del tema permite convertir la política monetaria en una herramienta poderosa para afrontar diversos choques que una economía pueda presentar.

Aunque existen varios instrumentos a través de los cuales se puede implementar o ejecutar la política monetaria, en la actualidad la mayoría de bancos centrales utiliza la tasa de interés de corto plazo. Mediante ésta se pretende influenciar el costo del capital y afectar las decisiones de consumo de los hogares y de inversión de las empresas, para que finalmente se observen efectos sobre la demanda agregada y los precios. En particular, el Banco Central de Colombia inicio la transición hacia el esquema de inflación objetivo entre finales de los noventa y los primeros años de la siguiente década, el cual buscaba alcanzar y mantener una tasa de inflación baja y estable, y adicionalmente, deseaba lograr que el PIB crezca alrededor de su tendencia de largo plazo. Para ello cuenta con la tasa de interés de referencia a corto plazo, como su principal instrumento. En este entorno, adquiere gran importancia el comprender como cambios en su postura monetaria (contractiva o expansiva) puede influenciar diversas variables dentro de la economía, lo que resulta en aspectos claves en el estudio de la macroeconomía moderna.

Cómo lo señala Kalmanovitz (2013), el papel que cumple el banco central en el desarrollo económico es fundamental ya que es difícil concebir un proceso de acumulación de capital sostenible en el tiempo sin estabilidad macroeconómica, la cual implica tanto un nivel de precios bajo y predecible como un equilibrio de la balanza de pagos. En la práctica, cuando la inflación proyectada está por debajo de

¹Debe aclararse que los bancos centrales se enfrentan a una fuerte incertidumbre y que su control sobre el conjunto de la economía no es preciso. Sin embargo, sus esfuerzos deberían concentrarse en velar por la estabilidad monetaria y de precios, todo ello en un contexto en el cual el crecimiento económico se encuentre alrededor de su potencial.

la meta y el producto por debajo de su tendencia de largo plazo, la política monetaria se hace más expansiva, estimulando el crecimiento económico. Cuando la inflación proyectada se sitúa por encima de la meta y el producto por encima de su nivel potencial, la política monetaria se hace más estricta, para moderar el crecimiento de la demanda y las presiones inflacionarias. Por lo tanto, el éxito de la política de inflación objetivo consiste en lograr el máximo crecimiento del empleo y del producto compatible con la estabilidad de precios. La evolución de la economía colombiana y el manejo de la política monetaria durante lo corrido del siglo XXI ilustran la operación de este esquema, tal como se explica a más adelante en el capítulo 1.

En el periodo de análisis de este trabajo de tesis la economía colombiana recibió choques de diversa intensidad y naturaleza; por ejemplo, entre 2006 y 2007 los significativos incrementos de los precios de bienes básicos (*commodities*) generaron un auge económico y presiones inflacionarias; en 2008 y 2009 la crisis financiera internacional afectó de manera importante el comercio internacional, los términos de intercambio, los flujos de capital y la confianza; en 2014-2015 la caída del precio internacional del petróleo deterioró el ingreso nacional y las cuentas fiscales y en 2016 un fenómeno de El Niño Fuerte que impactó de manera negativa la producción de los alimentos y elevó la inflación por encima del rango meta del Banco Central. En todos estos escenarios, la política monetaria reaccionó aumentando o reduciendo las tasas de interés con el fin de suavizar el ciclo económico y mantener en la medida de lo posible el poder adquisitivo de los hogares colombianos.

Así, dado que la política monetaria tuvo un rol importante en el manejo de la crisis de 2008 y recientemente gira en torno a un dilema macroeconómico, en el cual la actividad económica crece por debajo del potencial y la inflación se mantuvo por algunos años por encima de la meta de inflación, el presente trabajo de tesis se propone cuantificar los impactos de la política monetaria sobre las principales variables macroeconómicas como es el PIB, la inflación y el crédito. Esto se ha analizado antes en diversas investigaciones para el caso colombiano, como por ejemplo en Echavarría et al. (2009) y Melo and Riascos (2004), y usualmente se asume atemporalidad en los choques por lo que los impactos estimados resultan constantes. En contraste, este trabajo de tesis aporta a la literatura económica colombiana estimaciones de las elasticidades de dichas variables a la tasa de interés de política monetaria que son variantes en el tiempo.

De hecho, el impacto de la tasa de interés pudo haberse visto ampliado o reducido dependiendo de la naturaleza de los choques que afronta la economía y de la velocidad en que la política monetaria se transmite, la cual también podría variar en el tiempo. Aunque usualmente la técnica econométrica para el análisis de la transmisión de la política monetaria son los Vectores Autoregresivos (VAR), estos asumen que los parámetros son constantes y por tanto existe atemporalidad y simetría en los choques. En otras palabras, en esos modelos no importa en qué momento de la muestra se hubiera dado el choque, el impacto de la tasa de interés sobre las variables macroeconómicas habría sido el mismo. Sin embargo, esto no parece ser cierto ya que la economía no reacciona de la misma manera dependiendo de la parte del ciclo económico en la que se encuentre y el nivel actual de los precios, y más importante aún, como se mencionó anteriormente, por los choques que este afrontando la economía. De esta manera, el presente trabajo de tesis pretende evaluar cómo ha cambiado el impacto de la política monetaria dentro de la muestra de estudio (2000-2017) ya que los diversos choques internacionales y entornos económicos podrían promover o desincentivar los mecanismos de transmisión. Adicionalmente, se

pretende comparar los resultados con los modelos VAR tradicionales y también incorporar la estimación de la volatilidad estocástica

Los principales resultados obtenidos en esta tesis son: i) la significancia estadística de la respuesta de las brechas de PIB, inflación y crédito ha mejorado en los últimos años frente a lo observado al inicio de la muestra, ii) la brecha de crédito es la que mayor impacto recibe ante choques monetarios, lo cual muestra la importancia del canal de crédito en la transmisión de la política monetaria en Colombia y iii) la reacción de la brecha de inflación ante choques monetarios es mayor en la actualidad, lo que refleja la mayor credibilidad del Banco de la República y la consolidación del esquema de inflación objetivo.

La presente investigación está dividida en tres capítulos y las principales conclusiones del ejercicio. En el primer capítulo, se describe brevemente los principales hechos de coyuntura económica durante el periodo 2000-2017 con énfasis en la postura adoptada por el Banco Central frente a diversos escenarios que afrontó la economía colombiana. Adicionalmente, se realiza una revisión de literatura de los canales de transmisión de la política monetaria, mostrando evidencia internacional y del caso colombiano. En el segundo capítulo, se expone la parte metodológica y se introduce uno de los aportes a la literatura colombiana, el uso de modelos de parámetros cambiantes (*TVP-VAR*, *Time Varying Parameters Vector Autoregressions*) con volatilidad estocástica (*TVP-VAR-SV*). Finalmente, en el tercer capítulo, se muestran los principales hallazgos empíricos y resultados para el caso colombiano. En este capítulo también se plantea un ejercicio interesante en el cual se compara el modelo propuesto *TVP-VAR-SV* frente a un modelo *VAR* tradicional y eliminado el supuesto de volatilidad estocástica, es decir *TVP-VAR* homoscedástico.

CAPÍTULO 1

Marco Teórico

1.1. Desarrollo de la política monetaria en Colombia (2000 – 2017): principales hechos

La economía colombiana sufrió una de sus más fuertes crisis al finalizar la década de los noventa, lo cual se manifestó en una brecha de PIB significativamente negativa que, a su vez, produjo posteriormente una fuerte caída de la inflación. En ese contexto, la autoridad monetaria en Colombia realizó una serie de reformas como la adopción del esquema de inflación objetivo y la flotación cambiaria, medidas que pretendían generar un entorno favorable para la disminución de la inflación y la estabilización del ciclo económico (López et al. (2017)), por lo que este trabajo de tesis se concentra en el periodo 2000 – 2017. Las cifras económicas observadas en las últimas décadas muestran una mejoría respecto al periodo previo a la crisis del 99, cuando el crecimiento y la inflación promedio se situaron en 2.8 % y 22.2 %, respectivamente (Tabla 1.1).

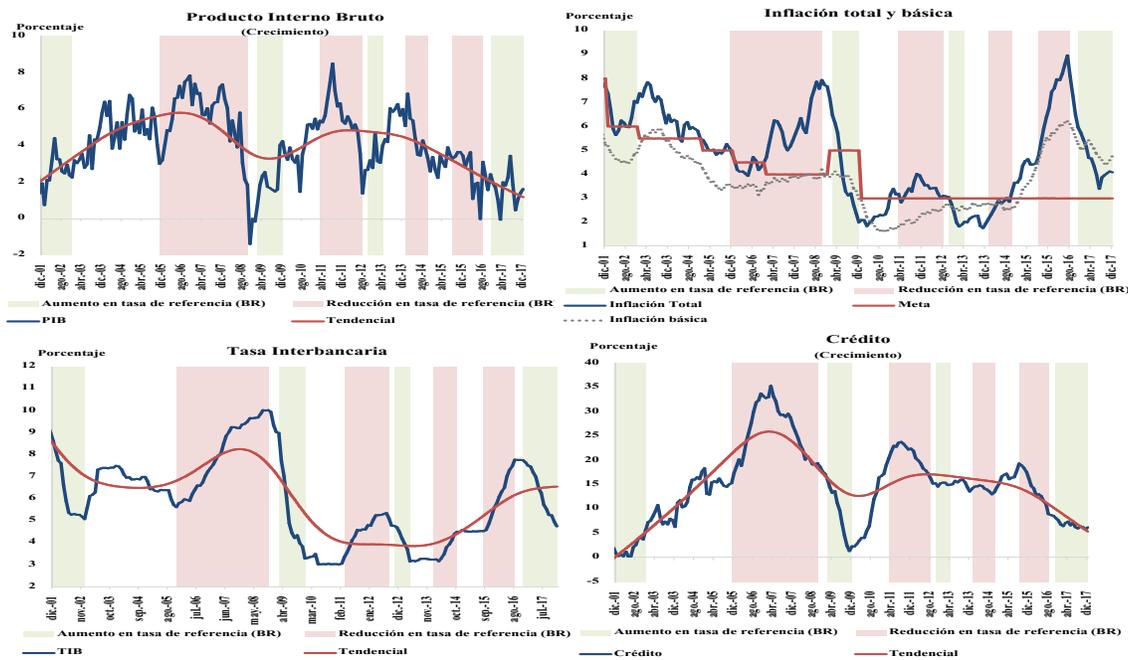
TABLA 1.1. Cifras macroeconómicas (promedio por década)

VARIABLES	1990-99	2000-09	2010-17
Crecimiento Económico (PIB)	2,8	4,0	4,0
Inflación total	22,2	6,3	3,8
Inflación básica	23,0	5,7	3,5
Crecimiento crédito	29,8	11,7	14,0
Tasas de interés (CDT 90 días)	29,2	8,5	4,9

En general, se podría decir que la economía experimentó una fase de transición del régimen de agregados monetarios y banda cambiaria al esquema de inflación objetivo al inicio de la muestra analizada, luego un periodo de auge económico generado por la afluencia de flujos de capital y elevados precios de bienes básicos (*commodities*), que se vio interrumpido por la crisis financiera internacional de 2008 y la subsecuente crisis de la deuda pública en los países desarrollados entre 2009 y 2011. A medida que el financiamiento internacional se abarató, el comercio mundial mejoró y la economía global se fue recuperando, Colombia entró en una fase de expansiones cercanas al potencial, que fue interrumpida

nuevamente en 2014 por la fuerte caída del precio internacional del petróleo. A continuación se describen los hechos más relevantes en materia de crecimiento económico e inflación para el periodo de estudio haciendo énfasis en el accionar del objeto de estudio de la presente tesis: la autoridad monetaria y la tasa de interés de referencia (Figura 1.1).

FIGURA 1.1. Series económicas originales



El Banco de la República redujo las tasas de interés en 550 puntos básicos (pb) en el periodo comprendido entre enero de 2000 y septiembre de 2005, en una economía que crecía por debajo de su potencial después de la crisis de los años noventa. Luego de la implementación del esquema de inflación objetivo, la estructuración del aparato productivo, el fortalecimiento institucional y el inicio del ciclo de afluencia de los flujos de capital, la economía colombiana mejoró sus indicadores macroeconómicos. En efecto, la economía creció cerca del 5 % en 2004 y 2005 (frente al 2.7 % entre 2001 y 2003) y la inflación continuó convergiendo hacia el nivel de la meta de largo plazo (3 %) al reducirse del 9.23 % en diciembre de 1999 al 4.85 % en diciembre de 2005.

En los años siguientes, a nivel mundial se observó un aumento sostenido de los precios internacionales de bienes básicos que junto con unas bajas primas de riesgo país en las economías emergentes, permitió

un incremento importante de los flujos de capital hacia dichas economías. En el caso colombiano, el precio del petróleo estimuló la llegada de inversión extranjera directa y fortaleció el ingreso nacional, de tal forma que se generó un círculo virtuoso en el cual las condiciones macroeconómicas mejoraban con el acceso al financiamiento mundial. Entre 2006 y 2007; la economía continuó la fase expansiva del ciclo al registrar tasas anuales de crecimiento cercanas al 7%¹, gracias al importante dinamismo del consumo privado jalonado por el aumento del ingreso nacional y de unas favorables condiciones de financiamiento interno y externo.

Según los informes del banco central, para mitigar el riesgo de que la expansión de la demanda desbordara la capacidad productiva y generara presiones inflacionarias, a partir de abril de 2006 la postura de la política monetaria cambió y empezó a incrementar de manera gradual la tasa de interés de intervención. La lentitud de la transmisión de la tasa de intervención monetaria a las demás tasas de la economía y la fuerte aceleración del crédito desde el segundo trimestre de 2006, motivó al banco central a tomar medidas adicionales. De hecho, en mayo de 2007, la Junta Directiva del Banco estableció un encaje marginal sobre los depósitos de los establecimientos de crédito e impuso controles de capital para prevenir un excesivo endeudamiento externo del sector privado y mitigar la exposición de la economía colombiana a capitales especulativos.

En ese entorno, aunque el Banco Central incrementó su tasa de interés en 400 pb entre abril de 2006 y julio de 2008, factores exógenos tales como el incremento en el precio internacional del petróleo y de los alimentos, estos últimos afectados también por factores climáticos locales, generaron presiones sobre los precios de los regulados y de los alimentos en Colombia, que a su vez, tuvieron un fuerte impacto en la inflación local². En particular, la inflación observada entre finales 2007 y el primer semestre de 2008 se situó entre 6% y 7%, lo que implicaba una divergencia importante frente a la meta de largo plazo (Figura 1.1). Pese a ello, la política monetaria implementada garantizó que las expectativas de inflación no se desanclarán de manera importante y que la credibilidad de la política monetaria no se viera tan afectada al estar incumpliendo la meta de inflación.

Hacia el final del año 2008, la economía mundial sufrió un significativo choque negativo cuando Lehman Brothers, uno de los bancos de inversión más grandes de EEUU, quebró y desató la mayor turbulencia financiera desde la crisis del 29. Más adelante, la configuración de un exceso apalancamiento de los hogares en EEUU y de condiciones restrictivas de solvencia y liquidez de muchos bancos de los grandes centros financieros generaron un ciclo recesivo en el que la desconfianza generalizada de hogares e inversionistas contrajo el consumo e inversión y elevó significativamente la destrucción de empleo. En ese contexto, tanto los precios de los bienes básicos internacionales como los niveles del comercio mundial cayeron significativamente, y los flujos de capital y el financiamiento mundial se vieron afectados de tal forma que se produjo una crisis sin precedentes a nivel mundial (Toro et al. (2013)). En el caso colombiano, el impacto de la crisis se observó a través de diversos canales financieros y reales tales como la menor disponibilidad al financiamiento externo, la pérdida de confianza, el deterioro del comercio exterior, la caída en los términos de intercambio y del ingreso nacional por la disminución del

¹El PIB creció 6.7% en 2006 y 6.9% en 2007.

²Esta tendencia ascendente de la inflación no fue un hecho exclusivo de Colombia, varios otros países también registraron una aceleración de la inflación en 2007: Colombia (5.69%), Argentina (8.47%), Brasil (7.82%), Sudáfrica (8.98%), Turquía (8.39%), China (6.5%), Pakistán (8.79%), (Estados Unidos (4.05%), Zona del euro (3.07%).

precio del petróleo principalmente(BanRep (2009)³).

De manera similar al manejo de la crisis en el resto del mundo, la política macroeconómica en Colombia suministró un fuerte estímulo que evitó un mayor deterioro de la economía colombiana y permitió suavizar de manera importante el ciclo económico. Es importante señalar que en ese entorno adverso la política monetaria pudo ser contracíclica por primera vez en su historia al mostrar una reducción de la tasa de interés de referencia de 700 puntos básicos al pasar desde un nivel del 10 % en diciembre de 2008 a 3.0 % en mayo de 2010 (Villar et al. (2015)). Tales medidas, junto con la acumulación de reservas internacionales durante el período de auge económico, redujeron la vulnerabilidad de la economía colombiana y facilitaron que el Banco adelantara una política monetaria expansiva que permitiera compensar parcialmente los efectos negativos de la crisis financiera internacional. Por otra parte, el Gobierno ejecutó una política fiscal expansiva aunque no necesariamente contracíclica (Lozano (2009))⁴, principalmente para la construcción de obras civiles, lo que ayudó a compensar en parte la contracción de la demanda privada. La política de estímulo macroeconómico ayudó a sostener la demanda agregada, sin generar presiones inflacionarias y es así como la economía colombiana creció 1.7 % en 2009, desempeño relativamente favorable si se compara con el promedio de América Latina (−1.2 %) y de economías avanzadas (−3.4 %). En términos de inflación, aunque se presentó una fuerte depreciación de la moneda, la brecha negativa de producto probablemente limitó las presiones inflacionarias y condujo la inflación al consumidor cerca del 2 %. Con este resultado la inflación quebró la tendencia alcista de 2007 y 2008, y convergió a la meta de largo plazo (3 %), comportamiento que se mantuvo en los años siguientes.

Luego de la recuperación de los efectos de la crisis financiera internacional, la economía colombiana gozó de un período sostenido de expansión económica entre 2010 y 2014, que la llevó a ser una de las economías más dinámicas de América Latina. Así, mientras que Colombia creció 4.8 % durante esos años, América Latina y el Caribe lo hizo a una tasa de 3.5 % de acuerdo con cifras del Fondo Monetario Internacional. El buen desempeño obedeció, en buena parte, al fuerte incremento del precio del petróleo, que para la referencia Brent alcanzó un valor por encima de los cien dólares por barril. En ese contexto, la economía obtuvo rentas extraordinarias, que favorecieron las finanzas públicas y el ingreso disponible, lo que finalmente se vio reflejado en un fortalecimiento de la demanda interna que estimuló la actividad económica. Esto implicó un período de ajuste monetario entre 2011 y 2012.

Aunque en 2011 la crisis de deuda de los países europeos y el débil crecimiento de EEUU, nuestro principal socio comercial, eran factores externos que desestimulaban la economía colombiana, el PIB se expandió a una tasa anual de 6.6 %. Este hecho reflejaba una dinámica excesiva de la demanda interna, la cual creció a una tasa anual de 6.6 % siendo explicada principalmente por el comportamiento de la inversión en capital fijo. Teniendo en cuenta que lo anterior podría tener repercusiones sobre las presiones inflacionarias, la autoridad monetaria comenzó a retirar paulatinamente el estímulo monetario

³El lector puede encontrar referencias de estos canales en el informe al congreso realizado por el Banco de la República en marzo de 2009, capítulo 1, sección C.

⁴En este documento se señala que en enero de 2009 el gobierno anunció un plan de choque contra la crisis por 55 billones (10,7 % del PIB) destinados a financiar obras de infraestructura: en minas y energía, vivienda, carreteras y transporte urbano, agua potable y telecomunicaciones, entre otros. Sin embargo, al examinar las cifras se concluye que el plan se financiaría mayoritariamente con recursos del sector privado (60 %). El componente público por 23 billones se costearía en lo fundamental con recursos de las empresas del Estado (sólo Ecopetrol ejecutaría cerca de 13 billones) y de los gobiernos locales y, una parte relativamente minoritaria, con recursos del presupuesto nacional (5,8 billones, equivalentes a 1,1 % del PIB).

mediante nueve incrementos de 25 p.b. de la tasa de intervención (de 3 % en febrero de 2011 a 5.25 % en febrero de 2012) y por esta vía moderar la expansión del gasto y del endeudamiento privado en una economía que crecía por encima de su potencial (BanRep (2012)⁵).

En 2012 y 2013, la economía global se estancó debido a la profundización de los efectos de la crisis de la zona euro, más allá de lo esperado por la mayoría de analistas financieros y bancos centrales del mundo. La incertidumbre mundial también afectó la economía colombiana, por lo que ante una posible desaceleración del crecimiento la autoridad monetaria modificó la postura de la política monetaria. La tasa de intervención se redujo de manera gradual desde 5.25 % en julio de 2012 a 3.25 % en marzo de 2013, nivel en el que se mantuvo hasta abril de 2014. Este relajamiento de la política monetaria contribuyó a mantener amplias facilidades de liquidez y facilitar el crédito, generando efectos positivos sobre la actividad económica, en un entorno en el cual la inflación estuvo controlada. El menor crecimiento de la demanda interna, el predominio de condiciones climáticas favorables y los bajos precios de productos importados contribuyeron a crear las condiciones propicias para la reducción de la inflación. En efecto, la inflación se redujo de 3.73 % en diciembre de 2011 a 2.44 % en 2012 y cerró en 1.94 % en 2013.

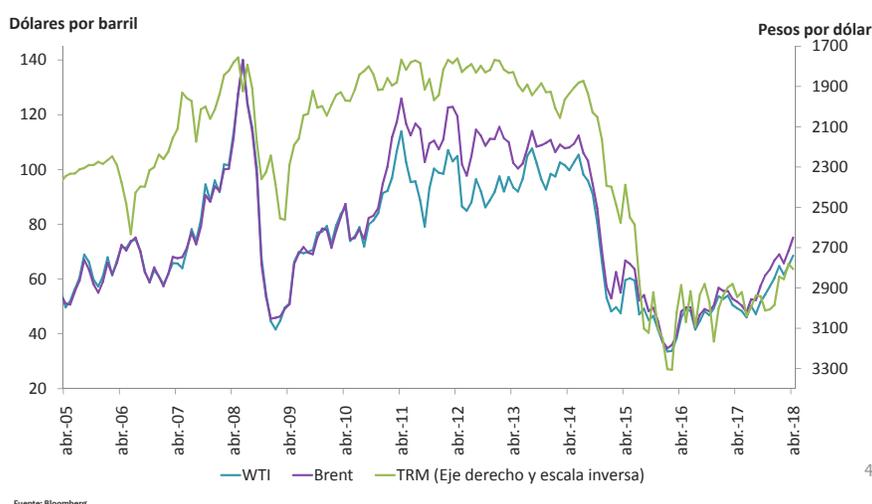
La anterior situación cambió en el primer semestre de 2014 cuando factores como la amplia liquidez internacional y los efectos de la política monetaria y fiscal expansiva del año anterior llamaron la atención sobre el alto crecimiento de la demanda interna, por encima del PIB, y los efectos que podría tener sobre los precios a mediano plazo. Adicionalmente, el anuncio del fenómeno de El Niño generaba preocupación sobre los impactos sobre los precios de los alimentos (BanRep (2014)). Teniendo esto en cuenta, el Banco Central modificó la postura de la política monetaria y elevó la tasa de interés de intervención del 3.5 % al 4.5 % entre abril y agosto. Sin embargo, a partir del segundo semestre de 2014, la economía colombiana recibió un fuerte choque, la caída del precio del petróleo; del cual en su momento, se desconocía su naturaleza entre transitorio o permanente. Los efectos de este choque sobre el ingreso nacional y las cuentas fiscales, que a su vez afectaban la solidez del crecimiento económico hacia el futuro, elevó la incertidumbre sobre la postura monetaria. Dado que las expectativas de inflación estaban ancladas cerca a la meta de largo plazo, la autoridad monetaria decidió mantener la tasa de interés inalterada en 4.5 % (BanRep (2015)).

Con posterioridad, se observaría que la disminución del precio del crudo parecía más persistente de lo esperado. Así, el precio internacional del petróleo cayó finalmente de cerca de 115 dólares el barril en junio de 2014 a 45.8 en enero de 2015 para la referencia Brent. De acuerdo con el Banco de la República (BanRep (2016a) y BanRep (2016b)), el ajuste del gasto producto del menor ingreso nacional se dio de manera ordenada y no justificó cambios fundamentales en la postura monetaria. En términos de la inflación, ésta se situó en 3.66 % al finalizar el año. La caída del precio del petróleo continuó durante 2015, lo que acentuó el impacto de la reducción de los términos de intercambio, que se manifestó en un ajuste fuerte en la tasa de cambio, que acumuló una depreciación nominal promedio del 37.2 % en el año (Figura 1.2). Adicionalmente, se hicieron presentes otros choques negativos como la desaceleración de socios comerciales importantes para Colombia, la normalización de la política monetaria en Estados Unidos, el aumento del costo de financiamiento externo y un fenómeno de El Niño más intenso de lo esperado, que complicaron el panorama de crecimiento económico y de la inflación. En lo relacionado con el desempeño de la actividad real, la economía inició un período de ajuste en donde la demanda

⁵El lector puede revisar la introducción (pág. 11-16) y el capítulo II, secciones A y C (pág. 44-51 y 57-64), de este documento para profundizar sobre los hechos aquí mencionados.

interna creció 3.6 %, luego de haberlo hecho en 6.0 % durante 2014. Algo similar ocurrió con el PIB, el cual se expandió 3.1 %, cifra inferior en 1.3 pp al observado de 2014. Este resultado mostró un ajuste en el gasto de los rubros transables, en especial en la inversión en maquinaria y equipo, y en el consumo de bienes durables. No obstante, dicho cambio en las condiciones externas que redujo el ingreso nacional estuvo acompañado de un desbalance externo. El déficit de cuenta corriente en 2015 se amplió a 6.5 % como porcentaje del PIB, generando algunas preocupaciones a los analistas internacionales y los calificadores de riesgo por un déficit externo que podría tornarse insostenible.

FIGURA 1.2. Tasa de cambio y precio internacional del petróleo



En el frente de los precios, durante 2016 la devaluación del peso presionó al alza el precio de los bienes transables y los costos de producción de algunos bienes no transables. Los fenómenos climáticos, por su parte, afectaron el precio de los alimentos, en particular de los perecederos, y de la energía. Estos factores incidieron en el comportamiento de la inflación, la cual registró una fuerte tendencia al alza y se situó en 6.77 % al finalizar el año, un nivel que no se veía desde febrero de 2009. Dada la persistencia e intensidad de los choques que afectaron la inflación, las expectativas de inflación a diferentes plazos se incrementaron y se ubicaron por encima de la meta del 3 % durante ese periodo. Esto impactó la convergencia de la inflación haciéndola más lenta a la meta, tanto por su impacto directo sobre los precios, como por su efecto en las expectativas y la indexación. Durante ese periodo, la tasa de intervención del Banco de la República se incrementó en 125 p.b. entre septiembre y diciembre de 2015 y 75p.b en el primer trimestre de 2016, con lo cual la tasa de interés terminó en 7.75 % al finalizar marzo. Los precios se mantuvieron por encima de la meta de inflación en 2017 por los efectos de la reforma tributaria sobre los precios ante el aumento del impuesto del IVA. Finalmente, la economía continuó su proceso de ajuste

y se expandió 1.8 % en 2017, generando una ampliación de la brecha de PIB, de por sí, ya negativa. La autoridad monetaria redujo la tasa de interés hasta 4.75 % al cierre de diciembre de ese año.

1.2. Canales de transmisión de la política monetaria: Revisión de literatura y caso colombiano

Existe una extensa literatura económica que estudia los canales de transmisión de la política monetaria y sus impactos sobre variables macroeconómicas como los precios (inflación), las cantidades (PIB) y el empleo (tasa de desempleo). Entre los principales mecanismos de transmisión se destacan el canal de tasa de interés, el canal de crédito, el canal de hojas de balance, el canal de precios de activos y el canal de expectativas. A continuación se describen los dos principales, los cuales están directamente relacionados con el desarrollo del presente trabajo de tesis.

1.2.1. Canal del efecto directo de la tasa de interés

En algunas economías los instrumentos de política monetaria eran los agregados monetarios o se tenían anclas nominales para la tasa de cambio, pero en la actualidad muchos países tienen como instrumento la tasa de interés como su principal herramienta de política monetaria, sobre todo en aquellos que han adoptado el esquema de inflación objetivo como es el caso de Colombia. Sin importar cual sea el instrumento, el mecanismo tradicional a través del cual la política monetaria tiene un efecto sobre la economía es a través del efecto directo de las tasas de interés nominales, el cual está vinculado a cambios en la oferta monetaria. Esto se basa en el enfoque keynesiano que relaciona el dinero y la actividad real a través del cambio en el costo de capital y los efectos sobre la demanda agregada. Así, en el corto plazo donde existen rigideces de precios, cambios de la tasa de interés nominal de referencia del Banco Central provocarían variaciones de la tasa de interés real, lo cual a su vez generan efectos sobre el consumo de los hogares y la inversión de las empresas y este cambio en la demanda agregada afectaría por último el nivel de precios (Romer and Chow, 2006).

En el modelo más básico, un aumento de la tasa de interés provocaría un descenso de las cantidades de dinero (agregados monetarios como M1 ó M2), o al revés una disminución de la cantidad de dinero provocaría un aumento de la tasa de interés por efecto liquidez, son entendidas como un choque negativo o una postura restrictiva por parte de la autoridad monetaria. En presencia de rigideces de precios, esto elevaría la tasa de interés real la cual aumentaría el costo marginal del capital y desestimularía la inversión. Algo similar ocurriría con el consumo, el cual disminuiría al elevarse la tasa de interés real, si predomina el efecto sustitución. En general, la mayor tasa de interés real dificultaría el financiamiento del gasto por parte de los hogares y las empresas, provocando una reducción del consumo y la inversión, que conduciría a una disminución de los precios como consecuencia de una menor demanda agregada en la economía.

Cabe mencionar que en esa versión básica del modelo se asume que sólo existen como activos el dinero y los bonos, y por lo tanto, sólo hay una tasa de interés en la economía. En un caso más realista en el cual existe una gran variedad de activos, coexistirán diversas tasas de interés las cuales afectarán de

distinta forma las decisiones de consumo y de inversión, lo cual se regirá por la estructura de plazo que tengan dichas tasas. En particular, la efectividad de la política monetaria dependerá de la manera en que las tasas de corto plazo afecten a su vez a las de mediano y largo plazo, que son en últimas, las relevantes para las decisiones de gasto de consumo e inversión. Ese mecanismo en el cual se transmiten las tasas depende de la estructura de los mercados financieros, de la intermediación financiera y del estado actual de las expectativas, detalles que no están incorporados plenamente en el modelo básico y que en alguna medida tratan de recoger otras teorías como el canal de expectativas y del precio de activos.

En el caso colombiano, se encuentran algunos trabajos que han tratado de cuantificar la transmisión directa de las tasas de interés. Becerra and Melo (2006) analizaron la relación entre la tasa de referencia, la interbancaria (TIB) y los Certificados de Depósitos (CDT) para el período comprendido entre 2001 y 2005, allí muestran que la transmisión es incompleta puesto que un aumento de cien puntos básicos (p.b.) de la tasa de referencia incrementa inicialmente en 68 p.b. a la TIB y 7 p.b. la tasa CDT una semana después del choque. El estudio encuentra transmisión completa luego de dos trimestres. En un estudio más reciente los mismos autores para una muestra más amplia (2001 a 2008) e incorporando la tasa de interés monetaria, la tasa TIB y las tasas de depósitos y créditos en el marco de un esquema de inflación objetivo encuentran que en el mediano plazo la transmisión de un cambio en la tasa de interés es completa sobre las demás tasas de interés de mercado analizadas, en particular, un aumento de cien puntos básicos produce un alza de igual magnitud sobre la TIB dos semanas después, y ocurre lo mismo sobre las tasas de depósitos y créditos pero alrededor de un año después (Ver Becerra and Melo (2010)).

Betancourt et al. (2010) utilizan un modelo MSVAR (Markov-Switching Vector Autoregressive, metodología desarrollada por Krolzig (1997))⁶, el cual es un modelo multivariado que permite cambio de régimen. Para el ejercicio propuesto encuentran que, en el corto plazo, un choque de 100 p.b. sobre la TIB genera un incremento en promedio de 73 p.b. en la tasa de los CDTs y de 82 p.b. en la tasa activa, diferencias que generan una brecha de 9 p.b. en las respuestas. Respecto a la velocidad de ajuste, las tasas de interés reaccionan relativamente rápido, pues en aproximadamente un año alcanzan el efecto de largo plazo. Los autores extienden su investigación al incorporar en el análisis variables como la producción industrial y la tasa de cambio real, y encuentran la existencia de dos estados para la economía, uno que podría estar asociada a estabilidad o inestabilidad en la política monetaria. En particular, según los autores el estado de baja volatilidad coincide con la adopción del esquema de inflación objetivo como política monetaria y de una política de estabilización de la tasa interbancaria. Asimismo, en el estado de alta volatilidad se encuentra un mayor *pass-through* en el largo plazo que el encontrado en el régimen de baja volatilidad.

1.2.2. Canal de Crédito

El mecanismo de transmisión monetaria tradicional, descrito anteriormente, no contempla asimetrías de información, supone la ausencia de costos de transacción y no tiene en cuenta la existencia del sector financiero. Así, en ese enfoque los bancos no juegan un papel importante y se cumple la hipótesis de Modigliani and Miller (1958), la cual considera irrelevante la fuente de financiamiento para las decisiones de inversión de las empresas. Sin embargo, en la realidad los intermediarios financieros, en particular los bancos, juegan un papel muy importante dentro de la economía, no sólo porque

⁶La metodología se extiende en Krolzig (2000)

ayudan en la determinación de las tasas de interés sino también porque determinan la oferta de créditos bancarios que amplifican los efectos de la política monetaria. Asimismo, en Freixas and Rochet (1999) se evidencia que la organización industrial del sector bancario puede influir poderosamente sobre los diversos canales de transmisión.

En este canal debe tenerse en cuenta que las empresas tienen dos fuentes de financiamiento: los recursos propios y las fuentes externas, y que pueden presentarse situaciones en las cuales los agentes económicos se ven enfrentados a problemas de principal-agente: como riesgo moral o selección adversa. Esto implícitamente eleva los costos de monitoreo y revela la existencia de imperfecciones en los mercados financieros que generan fricciones y pueden ampliar las diferencias entre el costo de los fondos externos y el costo de oportunidad de los fondos propios. En Bernanke and Gertler (1995), este fenómeno es llamado prima por financiamiento externo y se relaciona con la política monetaria de la siguiente forma: Un aumento de las tasas de interés, es decir una postura restrictiva, eleva la prima por financiamiento externo y reduce el financiamiento de las empresas. De esta forma, la caída de la inversión en el canal de crédito obedece al acceso de las firmas al crédito bancario, a diferencia del canal tradicional, en el cual la inversión se basaba solamente en la rentabilidad de los proyectos⁷. El acceso al crédito bancario se ve afectado de dos formas: por el lado de la demanda eleva los costos de financiamiento y por el lado de la oferta se reduce la disponibilidad de recursos ya que ante aumentos en las tasas de interés y presencia de asimetrías de información la cartera se vuelve más riesgosa, elevando los costos de recuperación de la misma por parte de los bancos.

En la literatura se exploran dos canales a través de los cuales se propaga la política monetaria vía crédito: el canal de créditos bancarios y el canal de las hojas de Balance. En el primero, una contracción monetaria (aumento de la tasa de interés) conlleva una reducción en las reservas bancarias, lo cual genera un aumento en el costo marginal de otorgar préstamos (Bernanke and Blinder, 1995). En el segundo, una contracción monetaria puede deteriorar la posición financiera de una empresa⁸, y por lo tanto, dificultar su acceso al crédito por la disminución del colateral.

En el canal del crédito bancario se suponen tres activos: dinero, bonos y crédito. A diferencia del canal del efecto directo de la tasa de interés ahora los bancos juegan un rol significativo en la economía, crean dinero y a su vez otorgan créditos. El mecanismo de transmisión en este caso sería el siguiente: Un aumento de la tasa de interés, provoca una disminución en las reservas sostenidas por los bancos (Bernanke and Blinder, 1995) y una caída en los depósitos bancarios que finalmente contrae la oferta de créditos⁹. Esto aumenta la prima por financiamiento externo y reduce el consumo y la inversión, deteriorando la demanda agregada, y por último afectando los precios negativamente. Cabe mencionar que esto se cumple bajo las siguientes dos condiciones, primero que los bancos no pueden tener sustitutos perfectos del crédito y segundo, la existencia de un grupo de agentes económicos que dependan del financiamiento bancario.

⁷En el canal tradicional, un aumento de la tasa de interés eleva el costo marginal del capital, lo cual va en detrimento de la rentabilidad del proyecto.

⁸Esto sucede porque el valor de mercado de una empresa depende de sus flujos futuros junto con el valor del portafolio de sus activos, los cuales se pueden verse afectados por movimientos en la tasa de interés.

⁹Teniendo en cuenta la hoja de Balance de los bancos, una política contractiva reduce el valor de mercado sus activos, lo cual les dificulta la atracción de fondos y por ende, su capacidad de otorgar préstamos.

En el canal de hojas de balance se evidencia como la política monetaria afecta la prima de financiamiento externo debido a pérdidas de riqueza neta de los agentes económicos, y su impacto en las decisiones de gasto de hogares y firmas, y finalmente, sobre los precios. Mishkin (1996) señala formas como se propagan dichos efectos ante una política contractiva: i) Una caída del valor de mercado o de las acciones de una empresa, disminuye el valor de su capital y de sus recursos de financiamiento propios, aumentan los incentivos a tomar proyectos más riesgosos y en consecuencia, se presenta una situación de riesgo moral por parte de las empresas y un problema de selección adversa para los bancos, y ii) Un impacto sobre el nivel de precios, ya que una caída no esperada de ellos, aumenta el valor real de las deudas y deteriora su posición financiera. En general, bajo este enfoque una política contractiva provocaría una caída no esperada en los precios generales (también en los activos), elevando así el nivel de deuda real que tienen los agentes, lo cual afecta sus flujos de caja y por lo tanto su nivel de riqueza neta¹⁰. Esta caída del activo de la empresa, no es más que una disminución de su valor como colateral lo cual genera que existan menos garantías de cumplimiento. A nivel agregado aumentarían los problemas de selección adversa y riesgo moral, lo que conllevaría un aumento de los costos de financiamientos de las firmas, caídas en la inversión. Por último, la demanda agregada disminuiría.

Entre los documentos que muestran alguna evidencia empírica para el caso colombiano se encuentran los siguientes trabajos: Huertas et al. (2005) plantean una metodología en la cual diferencia diversas etapas y tipos de transmisión de la política monetaria. Esto se hace relevante en el sentido de diferenciar la estructura a plazos de los diversos tipos de crédito, así como el grado de sustituibilidad entre ellos. Como resultado, este trabajo permitió encontrar relaciones significativas entre la tasa de referencia del Banco Central y otras tasas (activas y pasivas), lo cual ratifica el canal de directo de la tasa de interés. Sin embargo, no pueden concluir exitosamente sobre la existencia del canal de crédito ya que la información en Colombia no permite validar la sustituibilidad imperfecta entre créditos e inversiones como activos bancarios de los establecimientos de crédito, el cual es un supuesto fuerte de dicho canal.

A diferencia del estudio anterior, los trabajos de Restrepo and Restrepo (2006) y Restrepo and Restrepo (2007) sugieren la existencia del canal de crédito bancario en Colombia entre 1995 y 2005. En estos trabajos los autores concluyen que la transmisión parece darse sólo en las posturas monetarias restrictivas, lo cual según ellos podría reflejar la aversión de los bancos al elevado riesgo crediticio observado a finales de los noventa. Asimismo, Gómez and Morales (2009) también encuentran evidencia empírica a favor de la presencia del canal de crédito en Colombia. Este documento encuentra que un aumento en la tasa de interés conduce a una reducción en la proporción de los préstamos bancarios del total de la deuda de las firmas. Adicionalmente, este estudio sugiere que el tamaño de las firmas importa dentro del mecanismo de transmisión. En particular, frente a un endurecimiento monetario, la probabilidad de una firma vea moderado su acceso al crédito es mayor entre más pequeño sea su tamaño.

1.2.3. Otros canales: precios de activos, tasa de cambio y expectativas

Entre las formas como se transmite la política monetaria también se encuentra el efecto sobre los precios de las acciones y los efectos riqueza sobre el consumo. Por un lado, ante política expansiva en la cual se bajan los tipos de interés, las acciones deberían aumentar ya que la mayor liquidez se traduce en mayor

¹⁰Frente a esto, la empresa puede responder reduciendo a la producción o empleando menos personas.

demanda por acciones que eleva sus precios así como los valores esperados sobre esos activos. Esto aumenta la relación entre el precio de mercado de las empresas y sus costos del nuevo capital¹¹, lo cual genera incentivos a realizar mayores inversiones elevando a su vez la demanda agregada (Tobin, 1969). Por otro lado, estos cambios en los precios de los activos provoca un efecto riqueza sobre las empresas y los hogares: en las primeras, la mejora en sus balances les permite a éstas acceder a crédito y así invertir más, mientras que en los segundos, se presenta un mejoría en su portafolio, con lo cual su mayor riqueza conduciría a que las familias eleven su gasto de consumo (Mishkin, 2001).

Algo similar ocurre con otros tipos de activos no financieros como la vivienda y los bienes raíces comerciales que son un componente importante de la riqueza de hogares y firmas. Por ejemplo, una postura monetaria laxa disminuye los costos de financiamiento inmobiliario, lo que a su vez incentiva la demanda por bienes raíces. Partiendo del hecho de que la oferta de bienes raíces es fija en el corto plazo, la mayor demanda elevaría los precios de estos, las ganancias para los constructores y podría incentivar nuevas inversiones. Ahora por el lado de los hogares y firmas, los mayores precios generarían un aumento en la riqueza, lo cual conlleva a un incremento en los niveles de gasto.

El estudio empírico del canal de precios de activos es bastante complejo y difícil de aislar de otros mecanismos de transmisión. Un ejemplo es Clavijo et al. (2004), que a pesar de no tener la intención de descifrar un mecanismo de propagación de la política monetaria a través de los precios de activos es uno de los primeros trabajos que abordó la relación existente entre la vivienda y otras variables macroeconómicas. Al modelar los determinantes de la demanda y oferta del mercado de vivienda, los autores realizan varias estimaciones que les permite concluir que la elasticidad de la demanda por vivienda frente a la tasa de interés hipotecaria es de bastante significativa mientras que el efecto riqueza¹² tiene un impacto moderado sobre las cantidades demandadas de vivienda.

Al ver la importancia de la vivienda como fuente de riqueza en los hogares, y como sector productivo en la economía nacional, la literatura colombiana se ha concentrado aún más en la relación entre la política monetaria y los precios de la vivienda. López (2005) estudia como debería responder la autoridad monetaria frente a desviaciones de los valores fundamentales en los precios de los activos, en concreto la vivienda. A través de un modelo de equilibrio general¹³, la autora encuentra que la política monetaria es menos eficiente cuando se responde directamente a precios de la vivienda que si sólo reaccionará a las desviaciones de la inflación esperada. López and Salamanca (2010) mediante un modelo de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE) encuentra que el efecto riqueza en Colombia es pequeño comparado con otros países¹⁴, lo cual según los autores podría ser explicado por la mayor relevancia de la riqueza humana en relación a la riqueza en vivienda ya que los hogares ajustan sus decisiones más rápidamente frente a cambios en el ingreso permanente que respecto a variaciones en los precios de la vivienda. De igual forma, concluyen que pese a que el efecto de la política monetaria sobre la inversión en vivienda es importante, los impactos indirectos sobre el producto agregado a través de la

¹¹ A este cociente se le conoce como la Q de Tobin

¹² Aproximado a través del valor bursátil

¹³ con fricciones en los mercados de crédito y burbujas en los precios de la vivienda

¹⁴ La estimación realizada por los autores sugiere que la propensión marginal a consumir es 0.012, así un incremento permanente no previsto de la riqueza real total en \$ 100.000 pesos conlleva a un aumento del consumo anual agregado de \$1.200 pesos. En los países desarrollados dicha elasticidad oscila alrededor de 0.02 a 0.085.

oferta de vivienda son reducidos.

Relacionado con el canal anterior, en una economía pequeña y abierta como la colombiana existe otro mercado financiero de particular importancia: el cambiario. En un entorno monetario, en el cual la tasa de interés es el instrumento principal y la tasa de cambio es flexible¹⁵, ésta última adquiere gran relevancia dentro del análisis económico ya que su comportamiento puede afectar las decisiones de consumo de bienes internos e importados, puede generar consecuencias negativas sobre los flujos de comercio internacional (Arize et al., 2000) y las decisiones de inversión (Bailey and Tavlas, 1991) y, por último, puede afectar el nivel de precios internos. Para analizar el canal de la tasa de cambio se debe analizar primero como cambios en la política monetaria pueden afectar el comportamiento de esta variable y luego como ésta podría afectar a la demanda agregada y a los precios.

El impacto de los cambios en la postura de la autoridad monetaria sobre la divisa dependerán del grado de apertura de la economía y del grado de movilidad internacional de capitales. Teniendo en cuenta esto, si suponemos que la economía está integrada financieramente al mundo y por lo tanto hay perfecta movilidad de capitales, entonces la tasa de cambio debería garantizar, en términos de rentabilidad en una misma moneda, la igualdad entre activos internos y externos¹⁶. A esta condición de arbitraje se le denomina *paridad descubierta de la tasa de interés*. Bajo esta condición e incorporando al análisis el modelo tradicional IS-LM, Fleming (1962) y Mundell (1963) encontraron que un aumento de la tasa de interés interna: aumenta la rentabilidad de activos internos relativa a los denominados en moneda extranjera, genera una apreciación de la moneda local, lo cual incrementa el precio relativo de los bienes nacionales y conlleva a una caída en las exportaciones netas y de la demanda agregada.

Ahora en términos de precios internos, la apreciación de la moneda conduce a una disminución de la inflación de la canasta de bienes transables importados. Este hecho es conocido en la literatura como *pass-through* de la tasa de cambio y surge de teorías como la ley de un sólo precio (Isard, 1977)¹⁷ y la paridad del poder de compra (PPP¹⁸). Así, a la luz de estas teorías y bajo un régimen de tasa de cambio flotante, las variaciones de esta última se trasladan completamente a los precios internos ya que la inflación interna es la tasa de depreciación más la inflación internacional. Sin embargo, en la realidad no todos los bienes son transables internacionalmente; así que suponer que la transmisión de la tasa de cambio a los precios internos es uno a uno, no es del todo correcta (como lo sugerirían estas teorías)¹⁹. Empíricamente los resultados mostraban un coeficiente de traspaso menor a uno, por lo que dentro del ámbito académico surgen una serie de modelos en los cuales se diferencian bienes internos transables y no transables, así como el hecho de que las estructuras de mercado no competitivas o la sustituibilidad imperfecta entre bienes nacionales e importados podrían causar traspasos incompletos (Dornbusch,

¹⁵El precio de la moneda lo determina el mercado, esto implica que la política monetaria es independiente

¹⁶Activos internos y externos que posean las mismas características, es decir, se suponen sustitutos perfectos.

¹⁷Dentro de esta teoría los bienes transables de características similares deberían venderse al mismo precio, expresado en una misma moneda, en diferentes lugares del mundo. Esto bajo el supuesto de costos de transacción bajo y la no existencia de barreras comerciales.

¹⁸Purchasing power parity (PPP) es una condición en la cual el poder de compra de residentes domésticos relativo a los del resto del mundo es constante, así la PPP es una teoría simple que sostiene que el tipo de cambio nominal entre dos monedas debe ser igual a la tasa del nivel de precios entre dos países, de manera que la unidad monetaria de un país tenga el mismo poder de compra en un país extranjero. Para ver una referencia al respecto consultar el capítulo 3 de Sarno and Taylor (2002)

¹⁹Es estas teorías: $P=P^*e$; así bajo el supuesto de precios internacionales fijos (P^*), una devaluación nominal (e) se transmite completamente a los precios internos (P)

1987).

En línea con esto, Taylor (2000) estudia la relación entre *pass-through* del tipo de cambio y la política monetaria para finalmente ver los resultados en términos de la inflación interna de un país. Este estudio encuentra que economías que gozan de una inflación baja tienen un más bajo *pass-through* ya que una inflación baja y estable contribuye al descenso en la persistencia esperada de los costos y en los cambios en los precios, y al mismo tiempo reduce la transmisión de choques externos de precios. Así, en economías donde el coeficiente de *pass-through* es bajo el tipo de cambio no tiene efectos significativos sobre la inflación; por lo tanto, el banco central tiene mayor libertad para realizar una política monetaria más autónoma. Por el contrario cuando el *pass-through* es alto, los choques externos provenientes del mercado cambiario se transmiten significativamente a los precios internos, de tal forma que se hace necesario adoptar políticas cambiarias coordinadas para ayudar a solventar el impacto de la tasa de cambio dentro del esquema de inflación objetivo.

En la literatura colombiana el análisis se han centrado más en el *pass-through* del tipo de cambio a los precios, que sobre los efectos que este pueda tener sobre la demanda agregada. Rincón et al. (2005) estiman el coeficiente de traspaso de la tasa de cambio a los precios importados para una muestra de sectores de la industria manufacturera y encuentran que la transmisión es incompleta tanto en el corto como en el largo plazo²⁰. Adicionalmente, las estimaciones realizadas por ellos corroboran la hipótesis formulada por Taylor (2000) de que en un entorno en el cual la inflación es baja y la tasa de cambio es flexible entonces el *pass-through* es bajo (Rincón and Rodríguez (2016)).

Parra (2010) encuentra evidencia que contradice dicha hipótesis ya que a partir de las estimaciones realizadas por el autor se observa como el traspaso ha presentado un comportamiento creciente desde 1994 hasta 2003, período en el cual la inflación ha disminuido significativamente. En este estudio se estima el traspaso de los precios de diferentes tipos de bienes importados y se encontró que en promedio éste se encuentra alrededor del 25 % para los diferentes sectores de la economía colombiana. González et al. (2010) incorporan al análisis del *pass-through* la presencia de asimetrías, las cuales se pueden presentar cuando existen estructuras de mercado no competitivas o rigideces de precios o cantidades. Mediante un modelo multivariado no lineal de transición suave logística (VAR-LST) los autores encuentran que la transmisión es incompleta: un choque en la tasa de cambio tiene un impacto de 6 % en los dos primeros trimestres sobre la inflación de la canasta de bienes importados, y de un 58 % en el largo plazo. Así mismo, a la luz del modelo la evidencia sugiere que el coeficiente *pass-through* es mayor cuando la economía está en auge, la tasa de cambio nominal es menos volátil, la tasa de cambio real está sobrevaluada y la inflación es alta, se desacelera y es menos volátil.

Por último, se encuentra el canal que estudia los efectos que los anuncios de la política monetaria tienen sobre las expectativas de inflación, esto dado que las decisiones que se tomen afectan a las variables macroeconómicas tanto ahora como en el futuro. En el caso de los precios, los valores esperados de los mismos tienen una significativa relevancia ya que se encuentran inmersos dentro del mecanismo de fijación de precios por parte de los agentes afectando directamente los precios actuales. En particular, los precios esperados dependen del peso de las expectativas de inflación en una curva de Phillips en la cual la meta funciona al desplazar dicha curva hasta alcanzar un nivel deseado de inflación. En el

²⁰El coeficiente de *pass-through* estimado por ellos oscila entre 0.1 y 0.8

ámbito internacional, Bernanke et al. (1998) muestra evidencia a favor del uso de metas explícitas de inflación ya que la implementación de estas, condujo a cambio estructural significativo en la tendencia inflacionaria en los países que las adoptaron. Cabe mencionar que la efectividad de la política monetaria dentro de este canal dependerá de la credibilidad del Banco Central y de la transparencia del mismo, la cual se define como la claridad en la toma de decisiones de política monetaria y la disponibilidad de acceso a información que permita conocer las motivaciones de tales decisiones (Svensson, 2005).

Este es quizás uno de los canales más difíciles de validar, puesto que la medición de las expectativas resulta ser una tarea compleja porque es una variable no observable. Para aproximarse a ellas existen métodos directos como las encuestas o indirectos como la información que se extrae del mercado de bonos. En particular, en Colombia es común calcular las expectativas de inflación como el diferencial entre las curvas de los TES cero cupón en pesos y los indexados a la Unidad de Valor Real (UVR). En la literatura, el diferencial entre las curvas cero cupón de bonos nominales y reales se conoce como el indicador Break Even Inflation (BEI).

En el caso colombiano, Arango and Arosemena (2003) y Arango and Flórez (2008) encuentran que el tramo corto de la curva cero cupón de los TES contiene información valiosa y predictiva sobre la inflación, y que además las tasas de interés tienen una alta capacidad informativa sobre las expectativas de inflación futura en Colombia. Estos autores encuentran no linealidades también en las expectativas, lo cual está asociado a la prima de riesgo inflacionario y es coincidente con un coeficiente de aversión al riesgo numéricamente alto. En línea con lo anterior, Melo and Granados (2012) descomponen el indicador BEI entre un componente de expectativas de inflación y uno de prima por riesgo inflacionario²¹. Como resultado del ejercicio, muestran que el BEI a corto plazo (1 año) es una medida aproximada de las expectativas de inflación, pero para situaciones de mediano plazo (más de 5 años) ya no, porque la prima por riesgo inflacionario se convierte en un componente muy importante dentro del BEI debido a la incertidumbre. Así, a un año se encuentra que la variabilidad del BEI se explica en un 76 % por las expectativas de inflación, mientras que a 5 años es sólo de 19 %.

²¹Mediante una representación estado-espacio de un modelo en el cual relacionan los rendimientos nominales y reales de los bonos, la inflación y una encuesta de expectativas del banco central

CAPÍTULO 2

Metodología

Cómo se mencionó en el capítulo anterior, uno de los modelos más utilizados para evaluar impactos de la política monetaria mediante el uso de series de tiempo son los Vectores Autoregresivos (*VAR*). El trabajo pionero de Sims (1980) fue el punto de partida del uso de los modelos *VAR* como herramienta para investigar los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Otros trabajos que muestran los hechos estilizados de la política monetaria en EEUU mediante el uso de estos modelos tradicionales son Christiano et al. (1996), Christiano et al. (1999), Cochrane (1998) y Rudebusch (1998). Luego de dos décadas de estudios, en la literatura económica se pueden encontrar nuevas metodologías que amplían el modelo básico tradicional *VAR*, tales como la inclusión de factores dinámicos (Stock and Watson (2002), Bernanke et al. (2005)), restricciones de signo (Canova and De Nicolo (2002)) y parámetros cambiantes (Primiceri (2005)), entre otros.

En esta tesis se utiliza la familia de modelos de parámetros cambiantes y en las siguientes secciones se explican los principales supuestos, la descripción del modelo y los métodos de estimación. Esta metodología permite realizar funciones de impulso-respuesta para periodos de tiempo específicos, de tal forma que se puede analizar mediante la comparación de dichos impulsos-respuesta como ha evolucionado la transmisión de la política monetaria en Colombia, lo cual es el objeto de estudio de la presente tesis. Adicionalmente, se incorpora en el modelamiento un componente de volatilidad estocástica que identifica los periodos de mayor incertidumbre afrontado para cada variable de análisis.

2.1. El modelo (TVP-VAR-SV)

El modelo de Vectores autoregresivos con parámetros cambiantes (*TVP-VAR*, *Time Varying Parameters Vector Autoregressions*) con volatilidad estocástica *TVP-VAR-SV* propuesto por Primiceri (2005) se define:

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + B_{2,t}y_{t-2} + \dots + B_{p,t}y_{t-p} + u_t \quad (2.1)$$

donde y_t es un vector ($k \times 1$) de variables endógenas observables. Se tienen dos tipos de vectores de parámetros, los cuales varían en el tiempo: el primero, c_t es un vector ($k \times 1$) asociado al intercepto del modelo, y los segundos, $B_{i,t}$ para $i = 1, \dots, p$, son matrices ($k \times k$) con coeficientes cambiantes para los rezagos del modelo VAR. Adicionalmente, u_t es un vector de choques no observables con una matriz de varianzas y covarianzas cambiantes en el tiempo: Ω_t para $t = 1, \dots, T$.

De acuerdo con la literatura reciente sobre este tipo de modelos (Cogley and Sargent (2005), Primiceri (2005) y Canova and Gambetti (2009)), la matriz de varianzas y covarianzas se parametrizan eficientemente mediante una reducción triangular. De hecho, sin pérdidas de generalidad, es usual utilizar la siguiente descomposición:

$$\begin{aligned} A_t \Omega_t A_t' &= \Sigma_t \Sigma_t' \\ \Omega_t &= A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' (A_t^{-1})' \end{aligned} \quad (2.2)$$

Donde A_t es una matriz triangular inferior cuya diagonal es unitaria de esta manera:

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ a_{21,t} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & 1 & \vdots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1,t} & a_{k2,t} & \dots & a_{k(k-1),t} & 1 \end{bmatrix} \quad (2.3)$$

y la matriz diagonal Σ_t sería:

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & \sigma_{3,t} & \vdots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \sigma_{k,t} \end{bmatrix} \quad (2.4)$$

Teniendo en cuenta lo anterior, podemos derivar la relación entre el VAR de forma reducida (ecuación 2.1) y el estructural:

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + B_{2,t}y_{t-2} + \dots + B_{p,t}y_{t-p} + A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t \quad (2.5)$$

donde ε_t son residuales independientes e idénticamente distribuidos con varianza unitaria ($var(\varepsilon_t) = I_k$)¹. Se puede agrupar los coeficientes del lado derecho de (2.5) en una matriz B_t y reescribir dicha ecuación de la siguiente forma:

$$y_t = X_t' B_t + A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t \quad (2.6)$$

¹ u_t y ε_t son los residuales del modelo de forma reducida y estructural, respectivamente.

donde $B_t = [c_t, B_{1,t}, B_{2,t}, \dots, B_{p,t}]$ y $X' = I_k \otimes [1, y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_{t-p}]^2$. Es importante señalar que estos coeficientes, al variar en el tiempo, se modelan como variables no observables; en cuya representación estado-espacio se tendría que B_t es llamada los estados de los coeficientes, A_t son los estados de la covarianza y Σ_t los estados de la volatilidad. Se puede fijar α_t como un vector de los elementos no nulos ni unitarios de la matriz A_t ,³ los cuales pueden ser apilados por filas en dicho vector. Algo similar se puede realizar para Σ , al fijar un vector σ con los elementos de la diagonal de dicha matriz. Para todos estos estados que componen el sistema a estimar, se asume que cada uno de ellos sigue una caminata aleatoria. Así, la dinámica de los parámetros cambiantes en el tiempo dentro del modelo puede ser especificada de la siguiente manera:

$$B_t = B_{t-1} + \nu_t \quad (2.7)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \xi_t \quad (2.8)$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \eta_t \quad (2.9)$$

En otras palabras, el modelo propuesto por Primiceri (2005), puede ser representado por un modelo estado-espacio en donde (2.6) es conocida como la ecuación de medida y las ecuaciones de estados estarían dadas por (2.7, 2.8 y 2.9). Es importante señalar que las desviaciones estándar del modelo (σ) se asumen que evolucionan como una caminata aleatoria geométrica; así, esta clase de estimación pertenece a la familia de modelos conocidos como de volatilidad estocástica⁴. Esto implica que las varianzas generadas por (2.9) son componentes no observables⁵.

Las innovaciones ($\varepsilon_t, \nu_t, \xi_t, \eta_t$) se asumen que se distribuyen normales con matriz de covarianza V .

$$V \equiv \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \nu_t \\ \xi_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} I_k & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (2.10)$$

donde I_k es una matriz identidad de dimensiones iguales al número de variables del sistema (k). Por su parte, (Q, S, W) son matrices definidas positivas.

2.2. Métodos de estimación

Como es ampliamente conocido la estimación de los modelos *VAR* tiene problemas asociados con la dimensionalidad y sobre-parametrización (Stock and Watson (2002) y Bernanke et al. (2005)). Así,

²El símbolo \otimes denota el producto Kronecker.

³Es decir los elementos debajo de la diagonal.

⁴Esto constituye una alternativa a los tradicionales modelos de heteroscedasticidad condicional (*ARCH* y *GARCH*) propuesto por Engle (1982) y Bollerslev (1986)

⁵El lector puede ver algunas de las propiedades estadísticas y bondades de los modelos de volatilidad estocástica en Shephard and Pitt (1997). También, en Parra (2014) se puede encontrar una comparación entre los modelos de heteroscedasticidad condicional y los de volatilidad estocástica.

dependiendo del número de variables y del número de rezagos del modelo, el VAR resulta no ser un modelo parsimonioso y, por el contrario, contiene un elevado número de coeficientes a estimar. En ese sentido, en el modelo planteado en la sección anterior dicho inconveniente se torna más agudo en la medida que se permite a los parámetros y a la volatilidad cambiar en el tiempo.

Para afrontar dicho problema, la inferencia bayesiana ha permitido mediante métodos de simulación de Monte Carlo resolver de una manera elegante y sofisticada la estimación de modelos VAR. De hecho, en los últimos años dentro del campo de estudio de los modelos VAR y su relación con la evaluación de la política monetaria, es común ver como las aplicaciones bayesianas han tomado fuerza (Ver Bernanke et al. (2005), Canova and Gambetti (2009), Mumtaz and Theodoridis (2017)). En dichos artículos se aprecia como la metodología bayesiana permite separar y descomponer el problema de estimación original en pequeñas sub-partes, mediante el uso de las simulaciones, de tal forma que se trata de manera eficiente los problemas de dimensionalidad y las no linealidades dentro del modelo TVP-VAR con volatilidad estocástica.

La inferencia bayesiana se basa en algunas leyes de probabilidad y fundamentalmente en el teorema de Bayes (Apéndice B.1). A continuación se presenta una breve descripción de la metodología del modelo TVP-VAR-SV en el entorno de la inferencia bayesiana⁶.

Sin pérdida de generalidad, asuma un modelo que depende de un vector de parámetros (θ) y que se tiene un grupo de variables o datos observables (y). El interés de la inferencia bayesiana es conocer la distribución *posterior* denotada como $p(\theta|y)$. En otras palabras, se desea estimar los parámetros (coeficientes y series no observables) dado que se tiene la información proveniente de los datos observados. Utilizando el teorema de Bayes (Apéndice B.1) se tiene:

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)} \quad (2.11)$$

Aunque en general (2.11) se aproxima mediante:

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta) \quad (2.12)$$

En la literatura estadística se conoce a $p(\theta|y)$ como la distribución *posterior*, $p(y|\theta)$ como la función de verosimilitud y $p(\theta)$ como la distribución *prior*. La primera es el objetivo a estimar ya que resulta del ajuste de los parámetros dado el conjunto de información luego de un proceso de aprendizaje generado por las simulaciones. La segunda tiene que ver con el proceso de estimación por máxima verosimilitud que se realiza en cada una de las etapas de simulación. Finalmente, la tercera tiene en cuenta el juicio o creencia de los expertos sobre como se comportarían los parámetros con el fin de incorporar algún conocimiento *a priori* dentro del proceso de maximización que permita mejorar el estimador final.

Una vez se estima la *posterior*, los coeficientes estimados se hallan a través de la media de la distribución *posterior*, la cual puede ser comparable a un estimador puntual por mínimos cuadrados ordinarios

⁶Koop (2003) y Koop et al. (2007) son referencias que el lector puede indagar con mayor detalle sobre la inferencia bayesiana.

(*MCO*). No obstante, se debe tener en cuenta que la *posterior* no necesariamente tiene una forma analítica, por lo que para su estimación es usual utilizar métodos de integración numérica basados en simulaciones de Monte Carlo. Los algoritmos de muestreo más utilizados en el entorno bayesiano son: Metropolis-Hasting y Gibbs (Apéndice B.3). Para utilizar el algoritmo de Gibbs se necesitan unos valores iniciales que son definidos a partir de la función (*prior*) y luego se procede a generar secuencias aleatorias por simulación, tal y como se describe en el Apéndice B.3.1. A continuación se definen dichos procedimientos para el caso específico del modelo *TVP-VAR-SV*.

2.2.1. Selección de priors

Siguiendo el procedimiento propuesto por Primiceri (2005) se definen en seguida las características de las distribuciones *prior*. Para el cálculo de los hiperparámetros de dichas funciones se utiliza una ventana muestral de entrenamiento en donde se estima por *MCO* el modelo *VAR* sin parámetros cambiantes y estos son empleados para los *priors*.⁷ La media y la varianza de los parámetros asociados a la matriz *prior* (B_0) son los coeficientes puntuales del estimador por *MCO* obtenido en la muestra de entrenamiento. En particular, la distribución de dicha matriz es de la siguiente manera:

$$B_0 \sim N(\hat{B}_{MCO}, 4 \cdot \text{var}(\hat{B}_{MCO})) \quad (2.13)$$

$$A_0 \sim N(\hat{A}_{MCO}, 4 \cdot \text{var}(\hat{A}_{MCO})) \quad (2.14)$$

Por otra parte, en el caso de la *prior* de $\log\sigma_0$ se calcula el logaritmo natural del estimador de la desviación estándar del *VAR* de la muestra de entrenamiento y la matriz de varianzas y covarianzas se define arbitrariamente como una matriz identidad.

$$\log\sigma_0 \sim N(\log\hat{\sigma}_{MCO}, I_k) \quad (2.15)$$

Finalmente, los *priors* de los hiperparámetros son fijados así:

$$Q \sim IW(\lambda_Q^2 \cdot \tau \cdot \text{var}(\hat{B}_{MCO}), \tau) \quad (2.16)$$

$$W \sim IW(\lambda_W^2 \cdot (1 + \text{dim}(W)) \cdot I_k, (1 + \text{dim}(W))) \quad (2.17)$$

$$S_1 \sim IW(\lambda_S^2 \cdot (1 + \text{dim}(S_1)) \cdot \text{var}(\hat{A}_{1,MCO}), (1 + \text{dim}(S_1))) \quad (2.18)$$

$$S_2 \sim IW(\lambda_S^2 \cdot (1 + \text{dim}(S_2)) \cdot \text{var}(\hat{A}_{2,MCO}), (1 + \text{dim}(S_2))) \quad (2.19)$$

$$S_3 \sim IW(\lambda_S^2 \cdot (1 + \text{dim}(S_3)) \cdot \text{var}(\hat{A}_{3,MCO}), (1 + \text{dim}(S_3))) \quad (2.20)$$

Siguiendo a Primiceri (2005) se fijan $\lambda_Q^2 = 0.01$, $\lambda_W^2 = 0.1$ y $\lambda_S^2 = 0.01$. Asimismo, se definen tres bloques de S (S_1 , S_2 y S_3) que tienen su correspondencia con tres bloques de A ($\hat{A}_{1,MCO}$, $\hat{A}_{2,MCO}$ y

⁷La ventana muestral de entrenamiento empleada en el presente trabajo de tesis utiliza la información mensual disponible entre enero de 2000 y abril de 2004.

$\hat{A}_{3,MCO}$).⁸ τ es el tamaño de la muestra de entrenamiento y los grados de libertad de la distribución Inversa-Wishart de los hiperparámetros (2.16, 2.17, 2.18, 2.19 y 2.20) son fijados como la suma de uno más la dimensión de cada una de las matrices Q , W , $S1$ y $S2$, respectivamente. La distribución se ajusta por las varianzas estimadas por MCO multiplicado por los grados de libertad de acuerdo como los sugerido por Cogley and Sargent (2005).⁹

2.2.2. Definición de las posterior y sendas de simulación

Bajo el supuesto de caminata aleatoria hecho en (2.7, 2.8 y 2.9) dentro del modelo de parámetros cambiantes, cada parámetro tendrá una representación de estado-espacio siguiendo la propuesta de Carter and Kohn (1996). De esta manera la *posterior* de B^T definida como $p(B^T|y^T, A^T, \Sigma^T, V)$ puede ser obtenida como:

$$p(B^T|y^T, A^T, \Sigma^T, V) = p(B_T|y^T, A^T, \Sigma^T, V) \prod_{t=1}^{T-1} p(B_t|B_{t+1}, y^T, A^T, \Sigma^T, V) \quad (2.21)$$

donde $p(B_t|B_{t+1}, y^T, A^T, \Sigma^T, V)$ se comporta como una distribución normal multivariada para cada periodo de tiempo t . Teniendo en cuenta lo anterior, se puede utilizar el filtro de kalman (Ver Apéndice B.2) y un proceso de recursión hacia atrás para obtener las sendas de simulación de $p(B_T|y^T, A^T, \Sigma^T, V)$ y $p(B_t|B_{t+1}, y^T, A^T, \Sigma^T, V)$ haciendo un barrido de toda la muestra, es decir para $t = 1, \dots, T$.

Assumiendo que la media y la varianza de $p(B_T|y^T, A^T, \Sigma^T, V)$ están dadas por $\beta_{t|t}$ y $P_{t|t}$, respectivamente. Algo similar para la media y varianza de $p(B_t|B_{t+1}, y^T, A^T, \Sigma^T, V)$ que están dadas por $\beta_{t|t+1}$ y $P_{t|t+1}$. Es importante recordar que la estimación del parámetro B^T tiene en consideración las ecuaciones (2.6), (2.7) y (2.10). De esta manera las perturbaciones aleatorias siguen una normal multivariada:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \nu_t \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} R_t & 0 \\ 0 & Q \end{bmatrix} \right) \quad (2.22)$$

Así, dados $\beta_{0|0}$ y $P_{0|0}$ y teniendo en cuenta lo anterior, el filtro de kalman para hacer el muestreo de B^T se define como sigue:

⁸Los bloques se definen como aquellos correspondientes a parámetros que pertenecen a ecuaciones separadas, en este caso de trabajo de tesis se tienen tres bloques. En otras palabras, se supone que los coeficientes de las relaciones contemporáneas entre variables evolucionan independientemente en cada ecuación.

⁹Según los autores, al realizar dicho procedimiento, en una distribución Inversa-Wishart la matriz de escala se puede interpretar como la suma de residuales al cuadrado.

$$K_t = P_{t|t-1} X_t (X_t' (P_{t-1|t-1} + Q) X_t + R_t)^{-1} \quad (2.23)$$

$$\beta_{t|t} = \beta_{t-1|t-1} + K_t (y_t - X_t' \beta_{t-1|t-1}) \quad (2.24)$$

$$P_{t|t} = P_{t-1|t-1} + Q + K_t X_t' (P_{t-1|t-1} + Q) \quad (2.25)$$

$$\beta_{t+1} \sim N(\beta_{t|t}, P_{t|t}) \quad (2.26)$$

$$\beta_{t|t+1} = \beta_{t|t} + P_{t|t} P_{t+1|t}^{-1} (\beta_{t+1} - \beta_{t|t}) \quad (2.27)$$

$$P_{t|t+1} = P_{t|t} + P_{t|t} P_{t+1|t}^{-1} P_{t|t} \quad (2.28)$$

Como resultado, los muestreos obtenidos para $\beta_{t|t}, P_{t|t}, \beta_{t|t+1}, P_{t|t+1}$ resultan siendo las sendas de simulación obtenidas para la *posterior* de B^T .

Luego, una vez simulado B^T , se realiza el mismo procedimiento para A^T teniendo en cuenta que la *posterior* de A^T está definida como $p(A^T | y^T, B^T, \Sigma^T, V)$ y puede ser obtenida como:

$$p(A^T | y^T, B^T, \Sigma^T, V) = p(A_T | y^T, B^T, \Sigma^T, V) \prod_{t=1}^{T-1} p(A_t | A_{t+1}, y^T, B^T, \Sigma^T, V) \quad (2.29)$$

Ahora, utilizando (2.6) se pueden expresar las siguientes relaciones:

$$A_t \hat{y}_t = \Sigma_t \varepsilon_t, \quad \hat{y}_t = y_t - X_t' B_t \quad (2.30)$$

Así, para A^T se puede escribir el siguiente modelo estado-espacio y aplicar el filtro de kalman de manera similar como se mencionó anteriormente.

$$\hat{y}_t = Z_t \alpha_t + \Sigma_t \varepsilon_t \quad (2.31)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \xi_t \quad (2.32)$$

donde Z_t está definida como:

$$Z_t = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 \\ -\hat{y}_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -\hat{y}_{[1,2],t} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & -\hat{y}_{[1,\dots,k-1],t} \end{bmatrix}$$

y $\hat{y}_{[1,\dots,k-1],t} = [\hat{y}_{1,t}, \dots, \hat{y}_{k-1,t}]$.

Finalmente, una vez obtenidas las sendas simuladas de B^T y A^T , aplicando el mismo procedimiento utilizando el filtro de kalman se puede encontrar la *posterior* de Σ^T definida como $p(\Sigma^T|y^T, B^T, A^T, V)$, la cual representa:

$$p(\Sigma^T|y^T, B^T, A^T, V) = p(\Sigma_T|y^T, B^T, A^T, V) \prod_{t=1}^{T-1} p(\Sigma_t|\Sigma_{t+1}, y^T, B^T, A^T, V) \quad (2.33)$$

2.2.3. Método de Simulación de Monte Carlo

A continuación se describe brevemente el algoritmo de Gibbs (Apéndice B.3.1) en el caso particular del modelo propuesto por Primiceri (2005) y teniendo en cuenta que los muestreos se realizan sobre (2.21, 2.29 y 2.33):¹⁰

Algoritmo de Muestreo de Gibbs (Gibbs Sampling)

1. Se parte de una condición inicial para los parámetros a estimar, es decir $B_{(0)}^T$, $A_{(0)}^T$, $\Sigma_{(0)}^T$ y V_0 son conocidos¹¹. En $B_{(i)}^T$, el índice i señala el número de la simulación o iteración.
2. Se genera una muestra aleatoria de realizaciones de $p(B_1^T|y^T, A_0^T, \Sigma_0^T, V_0)$ a partir de (2.21). De allí, se obtienen las realizaciones aleatorias para B_1^T para la iteración 1.
3. Se genera una muestra aleatoria de realizaciones de $p(A_1^T|y^T, B_1^T, \Sigma_0^T, V_0)$ a partir de (2.29). Se incorpora el parámetro B_1^T que se obtuvo en el paso anterior. A partir de esto, se pueden tener las realizaciones aleatorias para A_1^T para la iteración 1.
4. Se genera una muestra aleatoria de realizaciones de $p(\Sigma_1^T|y^T, B_1^T, A_1^T, V_0)$ a partir de (2.33). Se incorporan los parámetros B_1^T y A_1^T que se obtuvieron en los dos pasos anteriores. A partir de esto, se pueden tener las simulaciones de Σ_1^T para la iteración 1.
5. Se realiza el mismo procedimiento para obtener V_1 , teniendo como dados B_1^T , A_1^T y Σ_1^T . Es importante señalar que muestrear V , se deben simular Q, W y S definidas en (2.10).
6. Se repiten m veces los pasos 2 al 5. En cada iteración se actualizan las *posterior*, condicionándolas sobre con los parámetros previamente hallados. Con ello se obtienen los parámetros $B_{j,m}^T$, $A_{j,m}^T$, $\Sigma_{j,m}^T$ y $V_{j,m}$ para la iteración j del total de m de simulaciones propuestas.

¹⁰Los detalles técnicos del algoritmo y los procedimientos que se describen en esta sección se encuentran con más detalle en los Apéndices de Primiceri (2005).

Evaluación empírica y resultados del modelo

3.1. Descripción de las series

Como se presentó en el capítulo 1, la dinámica del crédito, el crecimiento económico y la inflación y la forma en que éstas se relacionan entre sí, se tornan en aspectos relevantes en el análisis de la conducción de la política monetaria. En la figura 1.1 se muestra la evolución de diversas posturas monetarias (zonas verdes y rojas) que se originaron por la interacción de diversos choques que afectaron el crecimiento económico y el comportamiento de la inflación, tal y como se mencionó en el capítulo 1. Adicionalmente, la implementación de nuevos esquemas monetarios y fiscales y la transformación de la economía¹ en las últimas décadas ha generado cambios en los patrones de las series antes mencionadas. Por ejemplo, mientras que en los noventas la inflación era superior a dos dígitos y la volatilidad era elevada, luego de la crisis hipotecaria de 1999 y de la adopción del esquema de inflación objetivo en 2000, la inflación en Colombia ha venido descendiendo; con lo que claramente se presentan cambios tanto en la tendencia como en los niveles de la media y de la varianza de cada una de las series de estudio a lo largo de los años.

Partiendo del modelo planteado en la ecuación (2.1), en el presente trabajo se plantean dos alternativas, uno con la inflación total y otro sustituyéndola por la inflación básica. Así, el vector de variables de estudio (y_t) va estar compuesto por las brechas de:

$$y_t^1 = \begin{bmatrix} CRED_t \\ PIB_t \\ \pi_t \\ r_t \end{bmatrix} \quad y_t^2 = \begin{bmatrix} CRED_t \\ PIB_t \\ \pi_t^{core} \\ r_t \end{bmatrix} \quad (3.1)$$

¹La economía colombiana tiene un mayor grado de apertura tanto en el comercio de bienes como en la cuenta de capitales. También, se ha observado que el aparato productivo ahora está compuesto de más actividades transables y de servicios que en el pasado.

Símbolo	Variable (Brechas)	Serie Original	Fuente	Modelo
$CRED_t$	Crédito Total	Cartera Total	Superintendencia Financiera, Banco de la República	(1,2)
PIB_t	Crecimiento económico (PIB)	Índice de Seguimiento de la Economía (ISE)	DANE	(1,2)
π_t	Inflación Total	Índice de Precios al Consumidor Total (IPC)	DANE	(1)
π_t^{core}	Inflación Básica	Índice de Precios al Consumidor sin alimentos ni regulados (IPC)	DANE	(2)
r_t	Tasa de interés	Tasa de Interés Interbancaria (TIB)	Banco de la República	(1,2)

La muestra mensual elegida abarca el periodo comprendido entre enero de 2001 y diciembre de 2017. Así, se cuenta con 204 observaciones para cada una de las variables². Esta elección obedece principalmente a los siguientes hechos³:

- Entre 1991 y 2001, la Junta Directiva del Banco de la República estableció metas puntuales de inflación pero tenía como objetivo intermedio el nivel de la tasa de cambio.
- En 1999 la Junta decidió abandonar el sistema de bandas cambiarias, se implementó un régimen de tasa de cambio flexible y se publicó el primer Informe sobre Inflación.
- En noviembre de 2001 la Junta informó que la meta de largo plazo para la inflación era del 3 % y explicó que mantener ese objetivo era equivalente a propender por una estabilidad de precios del país. Para 2002 se anunció el rango y meta puntual de dicho año, y el Banco Central se comprometió a realizar dichos anuncios hasta alcanzar la meta de largo plazo.
- Todo lo anterior permitió consolidar el esquema de inflación objetivo propuesto al inicio de la década del 2000.

Aunque el periodo de estudio abarca desde el inicio del esquema de inflación objetivo hasta su consolidación, operativamente en esta investigación se divide el conjunto de información en dos grupos. En el primero, se emplea como muestra de entrenamiento para la elección de los *priors* (ver sección 2.2.1) el periodo comprendido entre enero de 2001 y junio de 2004 (42 observaciones). En el segundo, se utiliza una muestra efectiva para las regresiones finales entre julio de 2004 y diciembre de 2017. Así, los resultados obtenidos de la estimación final y los respectivos impulsos respuesta que se muestran en las siguientes secciones utilizan 162 observaciones. Por último, se eligieron aleatoriamente las siguientes tres fechas para realizar los choques de política monetaria: julio de 2004, septiembre de 2008 y octubre de 2014. Esto tiene como fin el poder comparar como ha sido la evolución de las funciones impulso-respuesta a lo largo de la muestra utilizada.

La metodología propuesta en esta investigación se concentra en la dinámica que se deriva entre la diferencia de la serie original y su componente tendencial (Figura 3.1).⁴ Esto tiene dos implicaciones: una estadística y otra económica. En el primer caso, la brecha que resulta de dicha diferencia es una variable estacionaria y, en el segundo, el análisis se concentra en las desviaciones de la variable frente a

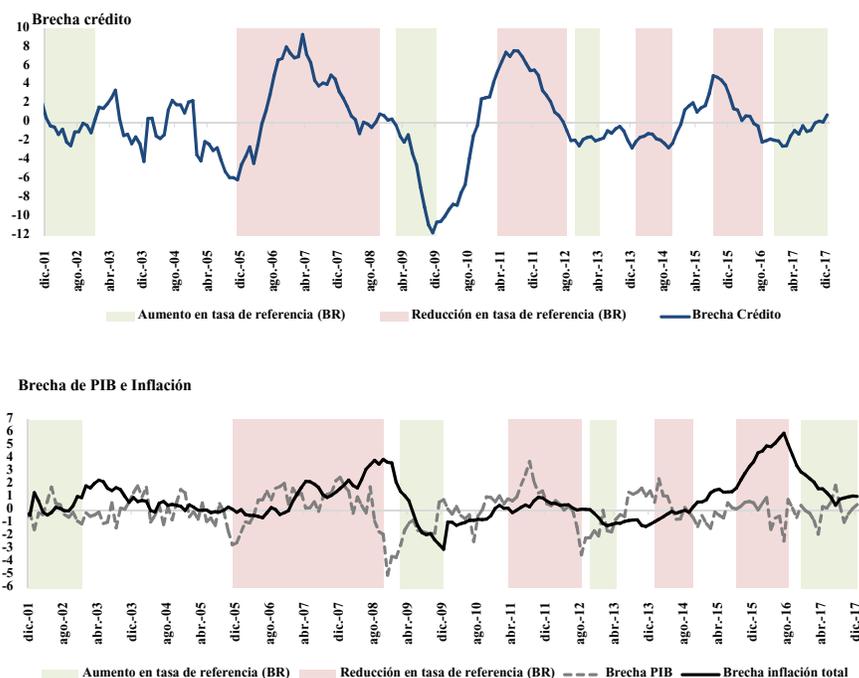
²En el caso de la proxy de crecimiento de *PIB*, se tomó la serie desestacionalizada que además limpia por efectos calendario del *ISE*. Algunas referencias para el caso colombiano de este fenómeno de estacionalidad irregular son Melo and Parra (2015) y Abril et al. (2016a).

³Ver http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/paginas/anexo_re_transparencia.pdf

⁴El nivel tendencial de las series se estimó con el filtro de Hodrick-Prescott para el caso del crédito, el crecimiento económico (*PIB*) y la tasa de interés (*TIB*). Respecto a la inflación, la brecha se calcula como la diferencia entre el valor observado de la variación anual del índice de precios al consumidor y la meta de inflación que la autoridad monetaria anuncia para cada año

su nivel tendencial, el cual está asociado al valor de largo plazo o de “equilibrio”.

FIGURA 3.1. Series económicas utilizadas dentro del modelo



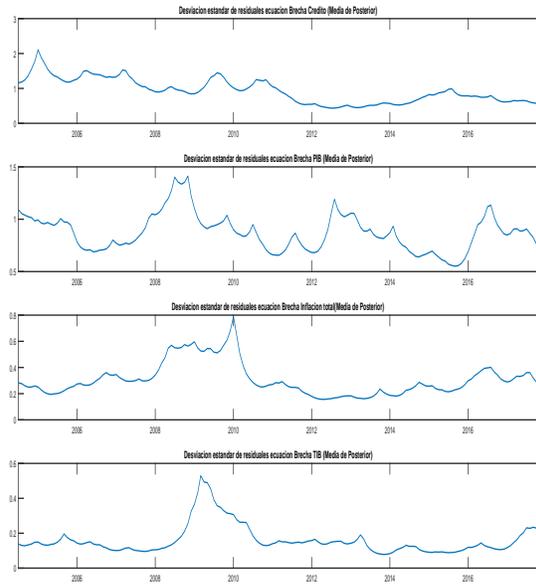
3.2. Principales resultados

3.2.1. TVP-VAR con volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV)

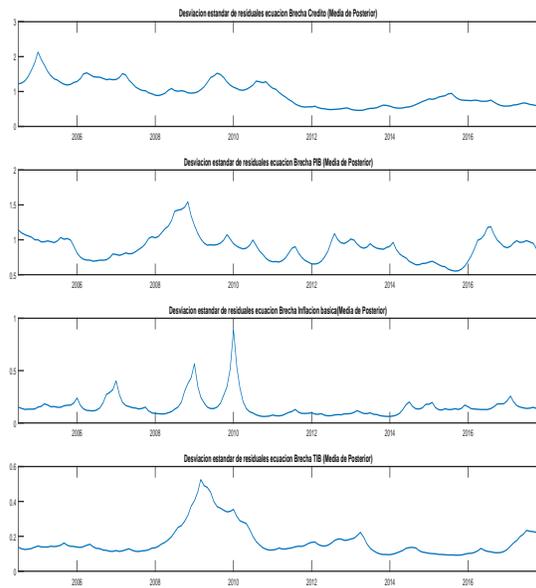
Como se había mencionado antes, la implementación del modelo *TVP-VAR* con volatilidad estocástica (*TVP-VAR-SV*) permite evaluar cambios en las sendas de respuesta de las variables macroeconómicas ante choques en las decisiones de política. Adicionalmente permite estimar como la volatilidad de los choques que golpean la economía han cambiado en el tiempo. La figura 3.2 muestra la dinámica de la desviación estándar variante en el tiempo de los residuales asociados a cada una de las variables del modelo.

Se puede observar que la variable cuya volatilidad ha sido más elevada en el periodo de análisis es la brecha de crédito. No obstante, para este ítem también se aprecia un descenso importante a lo largo del periodo. Así, la desviación estándar de dicha variable se situó en promedio cerca de 0.94 % entre julio

de 2004 y diciembre de 2017. Por el contrario, la variable con menor volatilidad fue la brecha de tasa de interés con un valor estimado cerca de 0.17 % en promedio.



(A) Modelo con inflación total



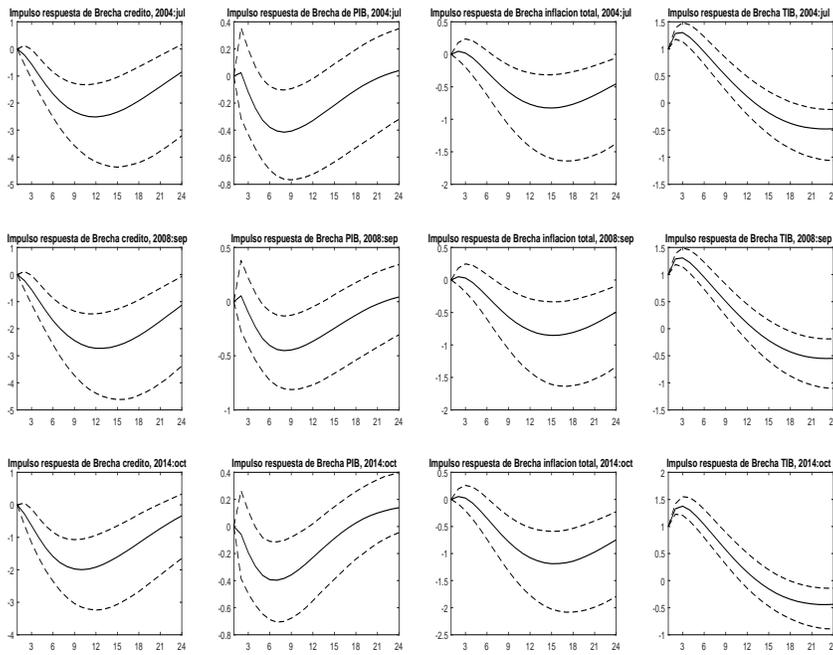
(B) Modelo con inflación básica

FIGURA 3.2. Desviación estándar variante en el tiempo de los residuales de cada ecuación (Media posterior)

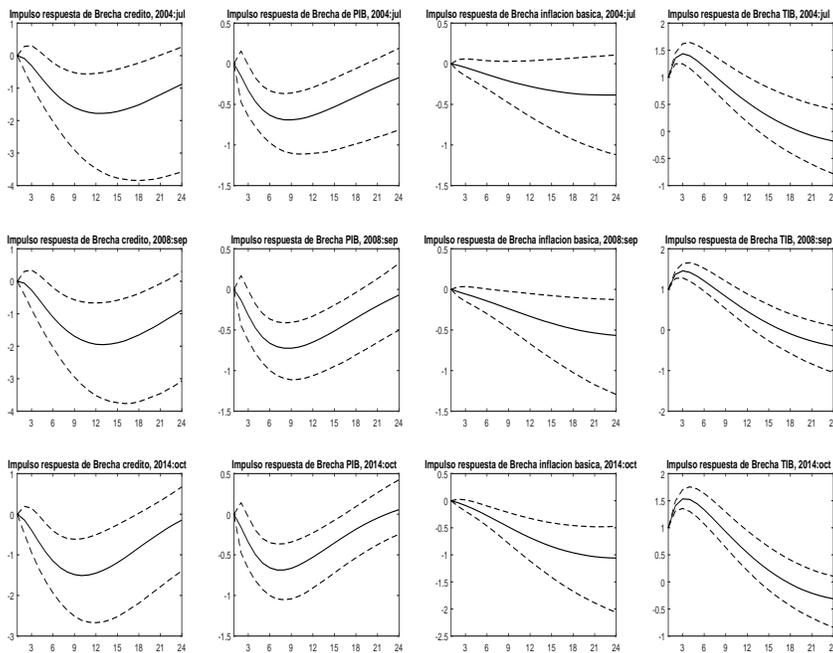
Sobresalen en la figura 3.2 dos periodos (2008 – 10 y 2016 – 17) en los que la volatilidad se incrementó de manera importante, luego de previos descensos. En particular, las brechas de PIB, de inflación y de tasa de interés alcanzaron sus máximos en variabilidad entre 2008 y 2010, periodo que se caracterizó por una elevada incertidumbre internacional después de la crisis sub-prime en EEUU y la posterior crisis de la deuda en los países desarrollados. Como lo mencionan Toro et al. (2013), la crisis financiera internacional afectó a las economías emergentes a través del endurecimiento del financiamiento externo, caídas en el comercio mundial y una disminución generalizada de la confianza de hogares y firmas. Esto incrementó la variabilidad de las monedas, los precios de activos financieros y los flujos de capital (Arias et al. (2013)).

En cuanto al periodo reciente, la fuente de volatilidad se debe principalmente a la caída de los precios del petróleo y las vulnerabilidades que esto ocasionó sobre el ingreso nacional y las finanzas públicas. Por ejemplo, Beltrán-Saavedra (2015) presenta evidencia sobre los efectos de una disminución en el precio del petróleo, la cual genera un aumento en el diferencial de tasas de interés, una depreciación de la tasa de cambio real y una caída en el producto. Adicionalmente, Cárdenas-Hurtado et al. (2018) señalan que la caída del precio del petróleo desde 2014 afectó significativamente los términos de intercambio del país y las decisiones de inversión. En particular, se observa un deterioro de la productividad y rentabilidad del sector productor de bienes de origen minero y petrolero que implica menores incentivos para invertir en estas actividades extractivas.

En la figura 3.3 se muestran los impulsos de las variables del modelo ante un choque de 100 puntos básicos en la brecha de la tasa de interés. Asimismo, se pueden apreciar las funciones de impulso respuesta cuándo el choque es realizado en tres periodos de tiempo diferente con el fin de observar como éstas han cambiado en el tiempo.



(A) Modelo con inflación total



(B) Modelo con inflación básica

FIGURA 3.3. Impulsos respuestas (IRF) para 2004, 2008 y 2014 (TVP-VAR-SV)

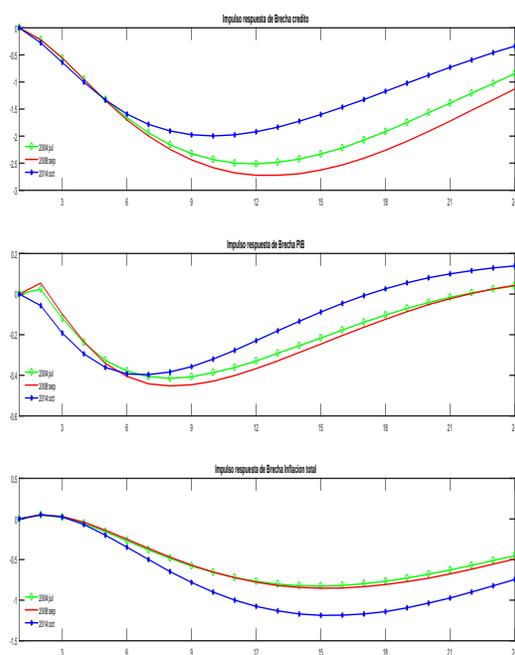
Línea negra: Respuesta percentil 50 (mediana), línea punteada: intervalos de confianza (percentiles 16 y 84)

Acorde con lo esperado teóricamente, un choque monetario contractivo del Banco Central de Colombia produce una caída de la brecha de crédito, una disminución de la brecha del producto y una reducción de la brecha de inflación (Figura 3.3). Adicionalmente, se destacan los siguientes aspectos de las respuestas obtenidas para las brechas de cada variable propuestas en el modelo:

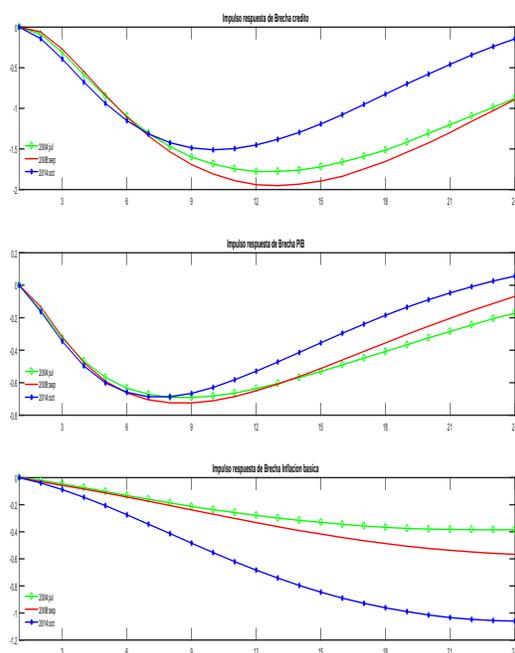
- El crédito presenta la mayor sensibilidad en su respuesta frente al choque de tasa de interés, seguido por la inflación total y el PIB.
- La respuesta en la brecha de crédito es negativa y significativa luego de tres meses, y su impacto máximo se alcanza un año adelante. La respuesta se estima en cerca de 200 p.b en promedio.
- La brecha de inflación responde con una reducción entre 80 y 120 p.b y cuyo impacto máximo se alcanza para los periodos de 12 a 16 meses adelante. El intervalo de tiempo en el que la respuesta de la inflación total se hace significativo se redujo. En promedio, este pasó de ocho meses a seis meses después de ocurrido el choque al comparar el choque realizado en el año 2004 frente al 2017. Esto se aprecia en la figura 3.3 para los periodos en los cuales los intervalos de confianza no incluyen el cero (líneas punteadas). En el caso de la inflación básica se destaca que su respuesta no era significativa al inicio de la muestra, lo cual fue cambiando con el paso del tiempo.
- La brecha de PIB también disminuye, aunque en menor medida que la inflación. Las estimaciones sugieren una reducción entre 35 y 50 p.b y cuyo impacto máximo se alcanza para los periodos de 5 a 12 meses. En promedio, los choques monetarios son significativos para la brecha del PIB entre cuatro meses a un año.

A continuación se comparan las respuestas de cada una de las variables en el modelo ante tres choques monetarios realizados en los periodos: julio de 2004, septiembre de 2008 y diciembre de 2014 (Figura 3.4). Respecto a la brecha de crédito, aunque se observa que la respuesta en los primeros cuatro meses es mayor en el periodo reciente, desde el quinto mes las respuestas observadas en 2004 y 2008 eran mayores que las de 2014. Algo similar ocurre en la brecha de *PIB* a partir del sexto mes. Por último, se destaca como la magnitud en la respuesta de los precios a choques monetarios ha aumentado con el transcurrir de los años tanto para la inflación total como para la inflación básica. Este resultado tiene una implicación de política económica interesante, y es sí debería la autoridad monetaria ponderar en mayor grado el resultado de la actividad económica (*PIB*) sobre los resultados de los precios (inflación) ya que en caso de tener un dicotomía entre estos dos, los resultados acá obtenidos muestran que se debe realizar un menor ajuste de tasa de interés en el caso de la inflación. Por el contrario, si se tuviera un objetivo en términos de *PIB*, la tasa de interés debería cambiar en una mayor magnitud.

De esta manera, se puede apreciar como el esquema de inflación objetivo ha tendido a consolidarse en las últimas décadas en la estabilización de precios y la suavización del ciclo económico. Se debe señalar que esto también ha sido posible gracias a una serie de factores dentro de los cuales se destacan los avances que en materia institucional, el grado de apertura comercial y de la cuenta de capitales, la flotación cambiaria, la regla fiscal y la credibilidad en la política monetaria.



(A) Modelo con inflación total



(B) Modelo con inflación básica

FIGURA 3.4. Comparación impulsos respuesta (IRF) para 2004, 2008 y 2014 (TVP-VAR-SV)

3.2.2. Comparación de resultados entre modelos: VAR tradicional, TVP-VAR homoscedástico y TVP-VAR con volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV)

Para apreciar el aporte del modelo propuesto en el presente documento de tesis se comparan dos modelos que no cuentan con volatilidad estocástica ni parámetros cambiantes, a diferencia de la metodología descrita en el capítulo anterior. El primero consiste en estimar el modelo *TVP-VAR* homoscedástico, el cual toma las ecuaciones 2.6, 2.7 y 2.8. En contraste, con el modelo con volatilidad estocástica, en esta propuesta la ecuación 2.9 no se utiliza y la matriz de varianzas y covarianzas (Σ_t) es constante y ahora es:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & \sigma_3 & \vdots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \sigma_k \end{bmatrix} \quad (3.2)$$

Para el segundo caso se utiliza un modelo *VAR* tradicional que además del cambio anterior, tiene coeficientes constantes. Es decir, las matrices y vectores c , B_1 , B_2 , B_p y A son de parámetros fijos a diferencia de la ecuación 2.1 y 2.2. De esta manera, el *VAR* tradicional tiene la forma:

$$\begin{aligned} y_t &= c + B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + u_t \\ \Omega &= A^{-1} \Sigma \Sigma' (A^{-1})' \end{aligned} \quad (3.3)$$

Donde A es ahora definida como :

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & 1 & \vdots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & a_{k2} & \dots & a_{k(k-1)} & 1 \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

Similar a lo encontrado con el modelo *TVP-VAR-SV*, la variable cuya volatilidad ha sido más elevada en el periodo de análisis es la brecha de crédito, mientras que la de menor variabilidad es la brecha de tasa de interés. Es importante señalar que el modelo *TVP-VAR* homoscedástico y el *VAR* tradicional subestimaron la volatilidad, en especial en el caso de la inflación (Figura 3.5). Adicionalmente, se aprecia cómo el modelo *TVP-VAR-SV* identifica periodos de alta volatilidad entre 2008 y 2010 en donde se observa como la desviación estándar de la brecha de PIB, inflación y tasa de interés se incremento de acuerdo con la incertidumbre generalizada a nivel mundial por la crisis hipotecaria y financiera en *EEUU* y la posterior crisis de la deuda en países desarrollados. Posteriormente, la volatilidad disminuyó

y se mantuvo relativamente estable entre 2010 y 2014. Luego, la presencia del fenómeno climático de El Niño⁵ y la caída del precio internacional del petróleo generaron de nuevo un aumento en la volatilidad.

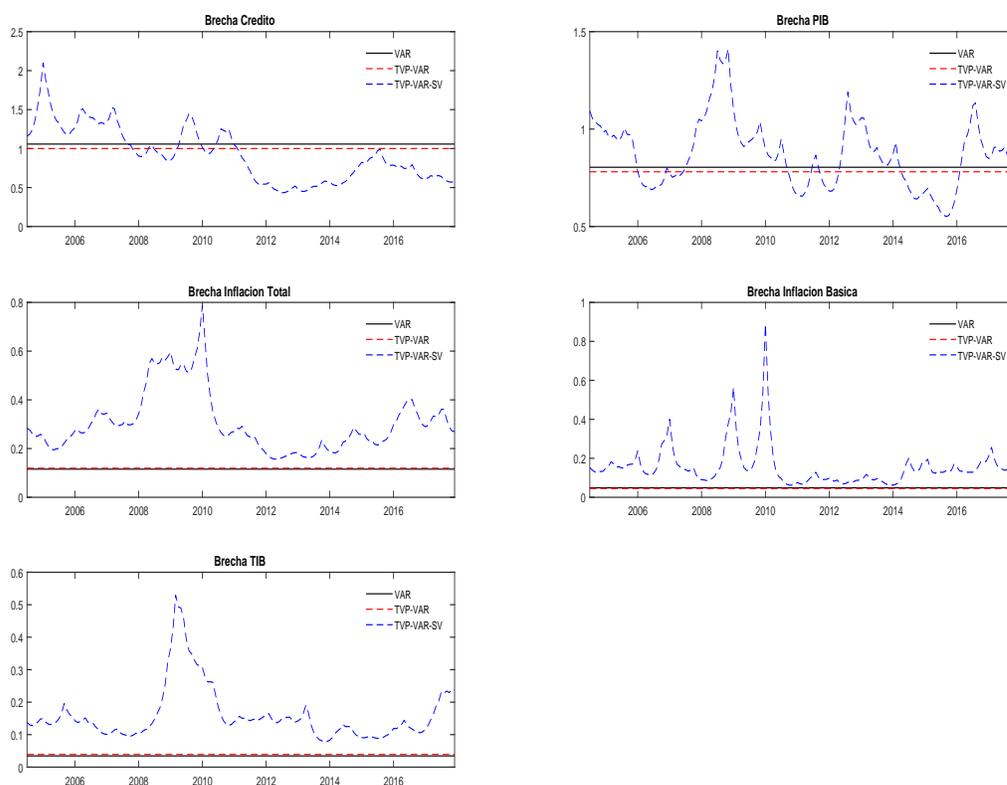
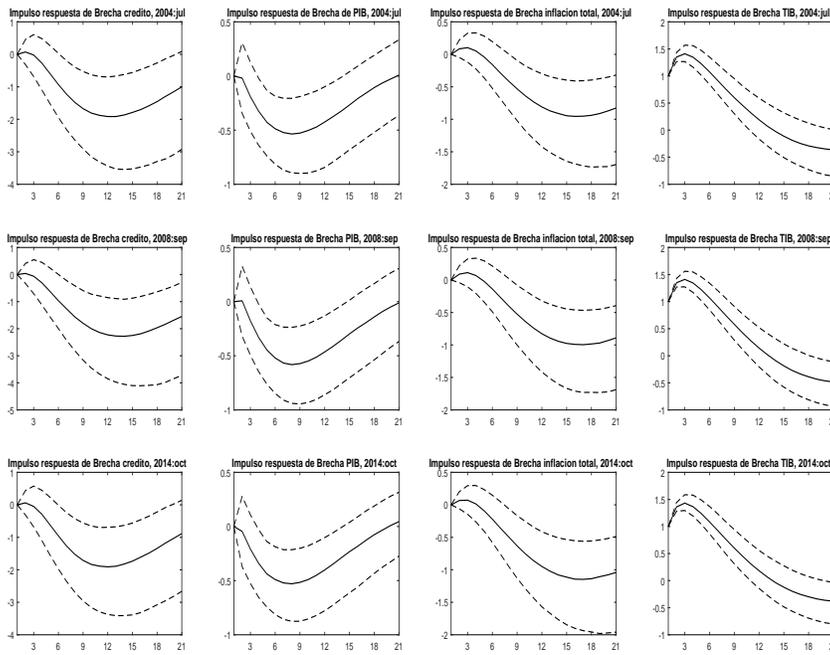


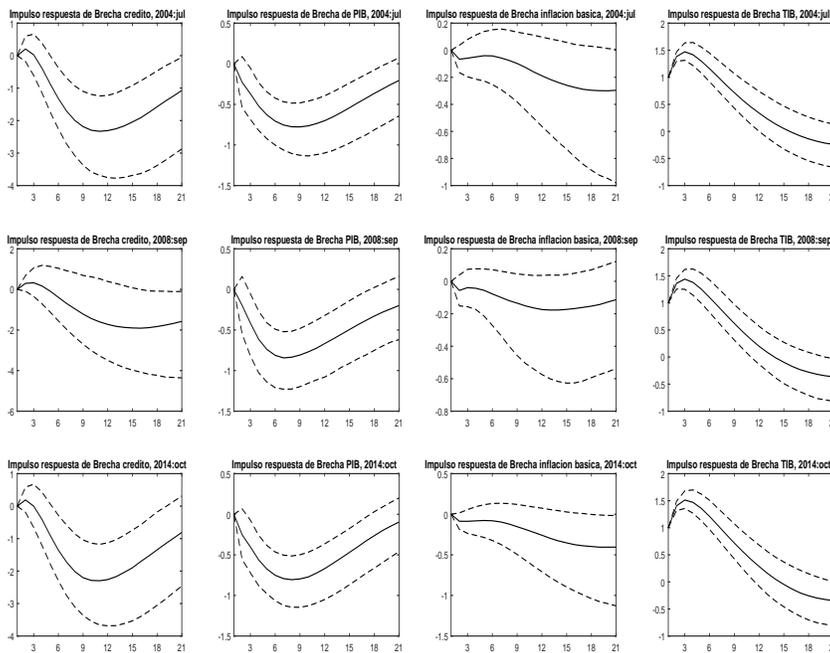
FIGURA 3.5. Desviación estándar variante en el tiempo de los residuales de cada ecuación (Media posterior)

En la figura 3.6 se muestran los impulsos de las variables del modelo ante un choque de 100 puntos básicos en la brecha de la tasa de interés. Asimismo, se pueden apreciar las funciones de impulso respuesta cuándo el choque es realizado en tres periodos de tiempo diferente en el modelo *TVP-VAR* homoscedástico.

⁵Abril et al. (2016b) muestran que un choque positivo y fuerte sobre la variable asociada al clima (ENSO- El Niño Southern Oscillation) tiene un efecto significativo sobre el crecimiento de la inflación de alimentos y la incrementa en 72, 5 y 100 puntos básicos en el cuarto y quinto mes después de la perturbación, respectivamente.



(A) Modelo con inflación total



(B) Modelo con inflación básica

FIGURA 3.6. Impulsos respuestas (IRF) para 2004, 2008 y 2014 (TVP-VAR)

Línea negra: Respuesta percentil 50 (mediana), línea punteada: intervalos de confianza (percentiles 16 y 84)

En el caso del modelo VAR tradicional se tiene que la función de impulso respuesta es atemporal, es decir, que siempre la respuesta es la misma dentro del periodo muestral que se esté analizando. La figura 3.7 presenta la función de impulso respuesta estándar del modelo tradicional junto con intervalos de confianza. Allí, se observa como, en general, las funciones de impulso respuesta no son significativas en el periodo de estudio para ninguna variable.

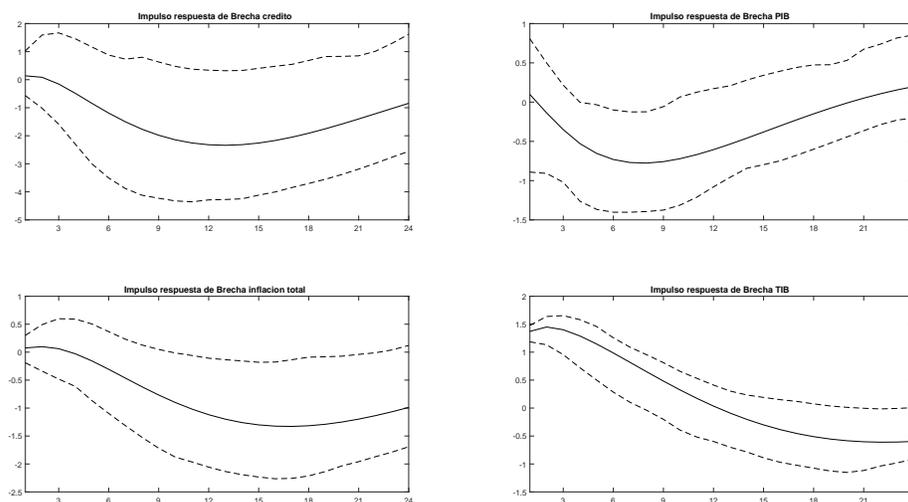


FIGURA 3.7. Impulsos respuestas (IRF) modelo VAR tradicional

Tanto en la figura 3.6 como 3.7 se observa el famoso hecho contradictorio enunciado por Sims (1992) y denominado en la literatura como *price puzzle*. Así, se observa como en el modelo VAR tradicional y el *TVP-VAR* un choque monetario contractivo genera en los primeros tres a cuatro meses un incremento de la inflación y del PIB. En la literatura económica se encuentran diversas propuestas para solucionar dicho problema, entre las que se destacan: la inclusión de precios internacionales de materias primas-*commodities*- (Sims (1992), Christiano et al. (1996), Kim and Roubini (2000)), incorporar medidas de producto potencial (Giordani (2004)), utilización de grandes conjuntos de información y factores dinámicos (Bernanke et al. (2005)), entre otras. Como lo sugiere Nakajima et al. (2011), el uso de la estadística bayesiana y la posibilidad de tener parámetros cambiantes permite identificar mejor los choques monetarios dentro de un modelo VAR. De hecho, se puede apreciar como el modelo *TVP-VAR-SV* mejora de alguna manera la presencia del *price puzzle*. En términos de la significancia estadística, la metodología *TVP-VAR-SV* y *TVP-VAR* muestran intervalos de confianza que son significativos para ciertos periodos, en contraste con el VAR tradicional en donde ninguna respuesta parece tener significancia estadística.

En las figuras 3.8, 3.9 y 3.10 se compara la magnitud de la respuesta de las variables macroeconómicas respecto al choque en la brecha de tasa de interés de 100 puntos básicos. Se observa como la magnitud de la respuesta de las brechas de crédito y de la inflación es menor para el modelo con el supuesto de varianza constante frente al *TVP-VAR-SV*. En otras palabras, el modelo *TVP-VAR* homoscedástico y el VAR tradicional tienden a subestimar las elasticidades de dichas variables a la tasa de interés de

política monetaria. Ocurre lo contrario en el caso de la respuesta del crecimiento económico. En el caso particular del modelo propuesto (líneas rojas), se observa que la brecha de inflación responde con una reducción entre 80 y 120 p.b cuyo impacto máximo se alcanza para los periodos de 12 a 16 meses adelante. La brecha de PIB también disminuye, aunque en menor medida que la inflación. Así, la brecha de PIB cae entre 35 y 50 p.b cuyo impacto máximo se alcanza para los periodos de 5 a 12 meses.

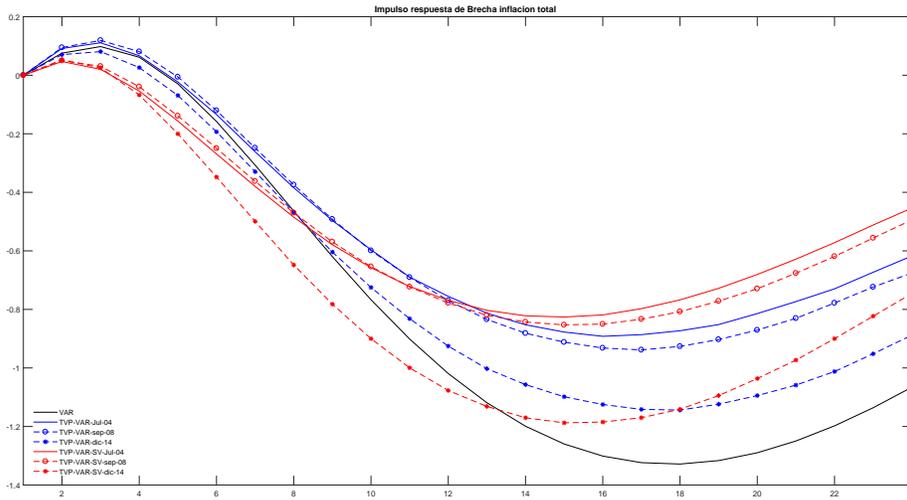


FIGURA 3.8. Comparación impulsos respuestas (IRF) para inflación total

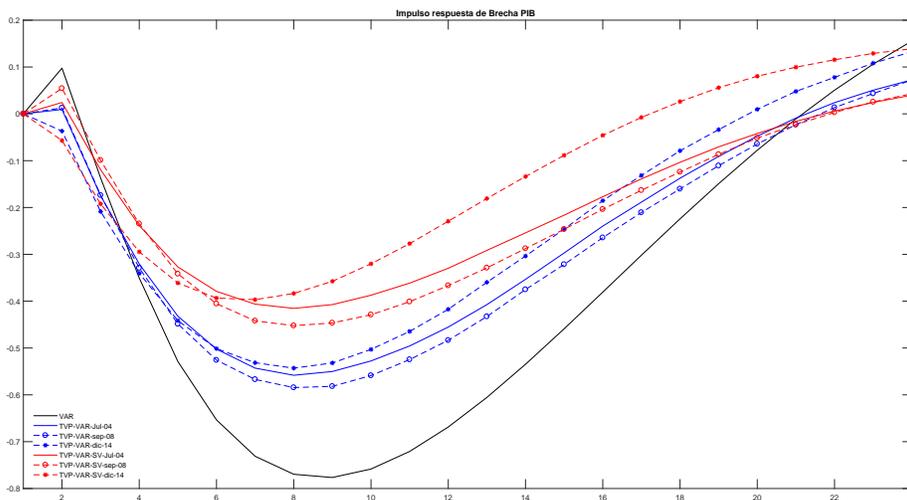


FIGURA 3.9. Comparación impulsos respuestas (IRF) para PIB

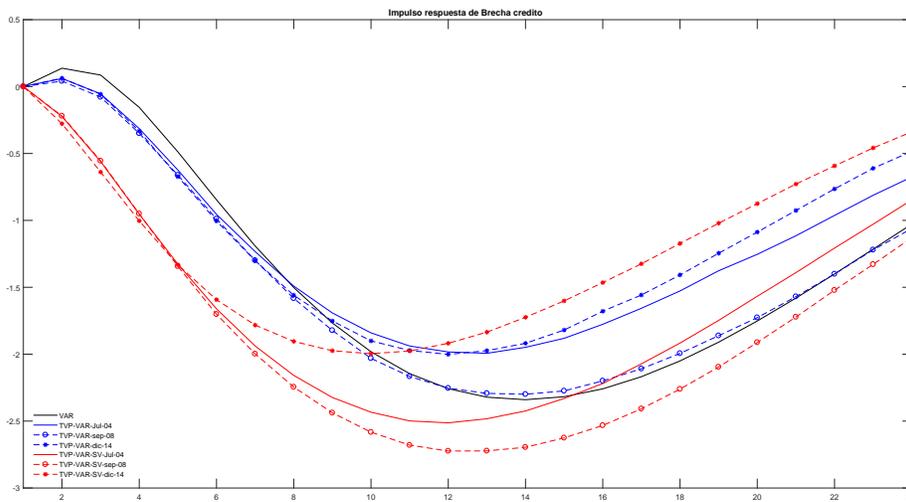


FIGURA 3.10. Comparación impulsos respuestas (IRF) para crédito

Finalmente, en el Apéndice A.1 se muestran algunas pruebas de estabilidad de la cadena de markov para parámetros seleccionados aleatoriamente. En general, del análisis gráfico y de la prueba de Gelman and Rubin (1992) se concluye que el proceso de simulación converge. Por otra parte, en el Apéndice A.2, A.3 y A.4 se muestran los criterios de información para la elección del número de rezagos y diferentes pruebas de hipótesis sobre los residuales de los modelos estimados. Los resultados apuntan a que los residuales corregidos por la estimación de la volatilidad cumplen el supuesto de no autocorrelación y el de normalidad.⁶ En contraste, el modelo sin corregir por volatilidad cumple con el supuesto de no autocorrelación pero no con el de la normalidad (Apéndice A.5). De esta manera, otra ventaja de utilizar la metodología propuesta en esta tesis, el modelo *TVP-VAR-SV*, resulta ser que al estandarizar los residuales por la volatilidad estimada en el tiempo se generan unos errores mejor comportados en términos de las pruebas de diagnóstico de no correlación y normalidad. Aunque en este trabajo no se hace inferencia directamente sobre los parámetros en las matrices c_t o B_t , el cumplimiento del supuesto de normalidad permitiría realizar cualquier tipo de inferencia sobre ellos. Por último, en cuanto a los criterios de información usuales, se encuentra que el número de rezagos óptimo es dos ($p = 2$).

⁶Estos residuales son los estandarizados, los cuales resultan de dividir los residuales originales sobre la desviación estándar cambiante en el tiempo obtenidas de la estimación completa del modelo *TVP-VAR-SV*.

Conclusiones y comentarios finales

Al entrar al siglo XXI la economía colombiana vivió un proceso de ajuste luego de la peor crisis económica de su historia, con ello también se dieron cambios institucionales y reformas al esquema económico. En particular, en esos años de transición, el banco central de Colombia (Banco de la República) comenzó a implementar y ejecutar el esquema de inflación objetivo con flexibilidad cambiaria. Así, esta tesis tomó como referencia el periodo 2000 – 2017 para analizar la evolución de la transmisión de la política monetaria a las variables macroeconómicas más relevantes como la inflación, el crecimiento económico y el crédito. Los resultados hallados confirman la importancia de la banca central en Colombia en términos de la estabilización de los precios y suavización del ciclo económico en las últimas dos décadas.

El modelo propuesto, *TVP-VAR-SV*, logró identificar periodos de alta volatilidad que sufrió la economía colombiana como aquellos asociados a la crisis financiera internacional de 2008, la crisis de la deuda de países desarrollados (2009 – 2010) y la caída del precio internacional del petróleo en 2014. Estos periodos de alta volatilidad coinciden con choques adversos que la economía tuvo que afrontar y en donde la política monetaria pudo ser contracíclica al reducir la tasa de interés, hecho que no se había observado en las décadas anteriores.

La interacción de las estimaciones de volatilidad estocástica junto con los parámetros cambiantes del modelo permitieron estimar los cambios en las elasticidades de la inflación, el PIB y el crédito en respuesta a choques de política monetaria. Así, las estimaciones muestran que la significancia estadística de la respuesta de la inflación, el crecimiento económico y el crédito han mejorado en los últimos años.

En términos de las elasticidades, se encontró que actualmente los choques monetarios generan una mayor respuesta de la inflación frente lo estimado al inicio del esquema de inflación objetivo. En particular, un choque monetario contractivo en tasa de interés de 100 puntos básicos genera una disminución de la brecha de inflación entre 80 y 120 p.b a partir de los seis meses después del choque, alcanzando su impacto máximo entre los 12 y 16 meses. Algo similar ocurre con la brecha del PIB, aunque en menor medida. Las estimaciones sugieren una reducción entre 35 y 50 p.b en los primeros meses después del choque y su impacto máximo se observa entre los 5 y 12 meses. Por último, la brecha de crédito se ve afectada negativamente en cerca de 200 p.b en promedio. Este resultado muestra la importancia que el canal de crédito tiene sobre la transmisión de la política monetaria en Colombia.

En la coyuntura reciente, aunque la economía colombiana ha logrado consolidar su proceso de ajuste frente al choque del petróleo, todavía se pueden apreciar secuelas de éste en un ambiente internacional altamente incierto y volátil. De hecho, la economía no logra aún alcanzar su tasa de crecimiento potencial y el déficit de la cuenta corriente sigue preocupando a los hacedores de política y a los analistas de mercado locales e internacionales. Asimismo, la inflación y sus expectativas requieren culminar su convergencia a la meta. De esta manera, se presenta un reto de política al tratar de manejar con cautela un balance compensado entre una postura contractiva para reducir la inflación y al mismo tiempo una postura expansiva para estimular el PIB. En el modelo desarrollado en esta tesis se encontró que la respuesta de la brecha de inflación es más elevada que la brecha del PIB, por lo tanto una implicación de política que se deriva del modelo es que la función de pérdida del banco central debe tener en cuenta estas asimetrías en la respuesta de tales variables. En efecto, las estimaciones sugieren que en el contexto actual la postura debería darle mayor ponderación en al crecimiento económico que a la inflación.

El modelo aquí propuesto se puede extender para incorporar las asimetrías en la respuesta de las variables ante choques monetarios. En otras palabras, deben existir diferencias en la respuesta de la inflación y del crecimiento económico frente a un choque monetario expansivo y a uno contractivo. De hecho, se puede observar en la serie original de la tasa de intervención del Banco Central, como las posturas monetarias expansivas tienden a ser más agresivas que las contractivas (ver figura 1.1). En otras palabras, cuando la Junta Directiva comienza a subir tasas de interés, lo hace de una manera más prudente y con aumentos de menor magnitud, mientras que en el caso contrario, las reducciones son más rápidas y con disminuciones de mayor valor. Adicionalmente, se podrían incluir variables como la tasa de cambio o primas de riesgo para ver otro tipo de canales en la transmisión de la política monetaria.

Pruebas estadísticas de los modelos

A continuación se presentan los principales resultados de las pruebas de diagnóstico realizadas sobre los residuales de los modelos estimados y los estadísticos para la elección de los rezagos.

A.1. Estadísticas descriptivas y convergencia de las cadenas de markov

Se realizaron las pruebas de estabilidad de las cadenas de markov para cada uno de los 7452 parámetros que se estimaron en total. En general, al realizar las pruebas de diagnóstico propuestas por Gelman and Rubin (1992), los resultados obtenidos mostraron convergencia.

Teniendo en cuenta que el modelo seleccionado es un $VAR(2)$, el número de parámetros se obtiene de la siguiente manera:

- Los coeficientes de las matrices (c_t , $B_{1,t}$ y $B_{2,t}$) para las 4 variables utilizadas en el sistema de ecuaciones, genera un total de 5832 parámetros.
 - c_t , $B_{1,t}$ y $B_{2,t}$ tienen 4, 16 y 16 coeficientes para cada momento del tiempo t . Un total de 36 coeficientes para cada t .
 - La muestra utilizada en la estimación se definió desde julio de 2004 hasta diciembre de 2017. Por lo tanto, se tiene $t = 162$ observaciones.
 - $36 \times 162 = 5832$ parámetros.
- Los coeficientes de la matriz A_t para las 4 variables utilizadas en el sistema de ecuaciones, genera un total de 972 parámetros.
 - A_t es una matriz triangular inferior con diagonal unitaria, por lo que para cada t se deben estimar 6 coeficientes.
 - $6 \times 162 = 972$ parámetros.

- Los coeficientes de la matriz Σ_t para las 4 variables utilizadas en el sistema de ecuaciones, genera un total de 648 parámetros.
 - Σ_t es una matriz diagonal, por lo que para cada t se deben estimar 4 coeficientes.
 - $4 \times 162 = 648$ parámetros.

Debido a la elevada cantidad de coeficientes a estimar dentro del modelo *TVP-VAR-SV*, se eligieron aleatoriamente seis parámetros para mostrar los resultados de las pruebas de estabilidad de la cadena de markov del proceso de simulación de Monte Carlo en las siguientes subsecciones. Se debe recordar que se realizaron 40 mil replicaciones, de las cuales las primeras 20 mil se sacrificaron (*Burn-in sample*) y las 20 restantes se utilizaron para calcular las distribuciones *posteriori*.

Las pruebas y el análisis gráfico de estabilidad se realiza sobre las últimas 20 mil simulaciones mencionadas anteriormente. En términos de notación, se dividió en cuatro partes las ese conjunto de simulaciones: X_1 hace referencia a la simulación 1 hasta 5000, X_2 de 5001 hasta 10000, X_3 de 10001 hasta 15000 y X_4 de 15001 hasta 20000.

A.1.1. A_t : Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$) para octubre de 2005 ($t = 16$)

TABLA A.1. Media y desviación empírica: Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$)

Empirical mean and standard deviation				
Draws	Mean	SD	Naive SE	Time-series SE
X__1	-0.02497	0.02541	0.0003593	0.0009933
X__2	-0.02497	0.02541	0.0003593	0.0009933
X__3	-0.02297	0.02670	0.0003776	0.0009468
X__4	-0.02594	0.02585	0.0003655	0.0007188

TABLA A.2. Mediana y cuantiles empíricos: Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$)

Quantiles					
Draws	2.5 %	25 %	50 %	75 %	97.5 %
X__1	-0.07344	-0.04188	-0.02525	-0.007888	0.02463
X__2	-0.07344	-0.04188	-0.02525	-0.007888	0.02463
X__3	-0.07539	-0.04009	-0.02313	-0.005330	0.03041
X__4	-0.07790	-0.04278	-0.02586	-0.009051	0.02442

TABLA A.3. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$)

Gelman Diagnostic		
confidence	Point est.	Upper C.I.
80 %	1.01	1.02
85 %	1.01	1.03
90 %	1.01	1.03
95 %	1.01	1.04

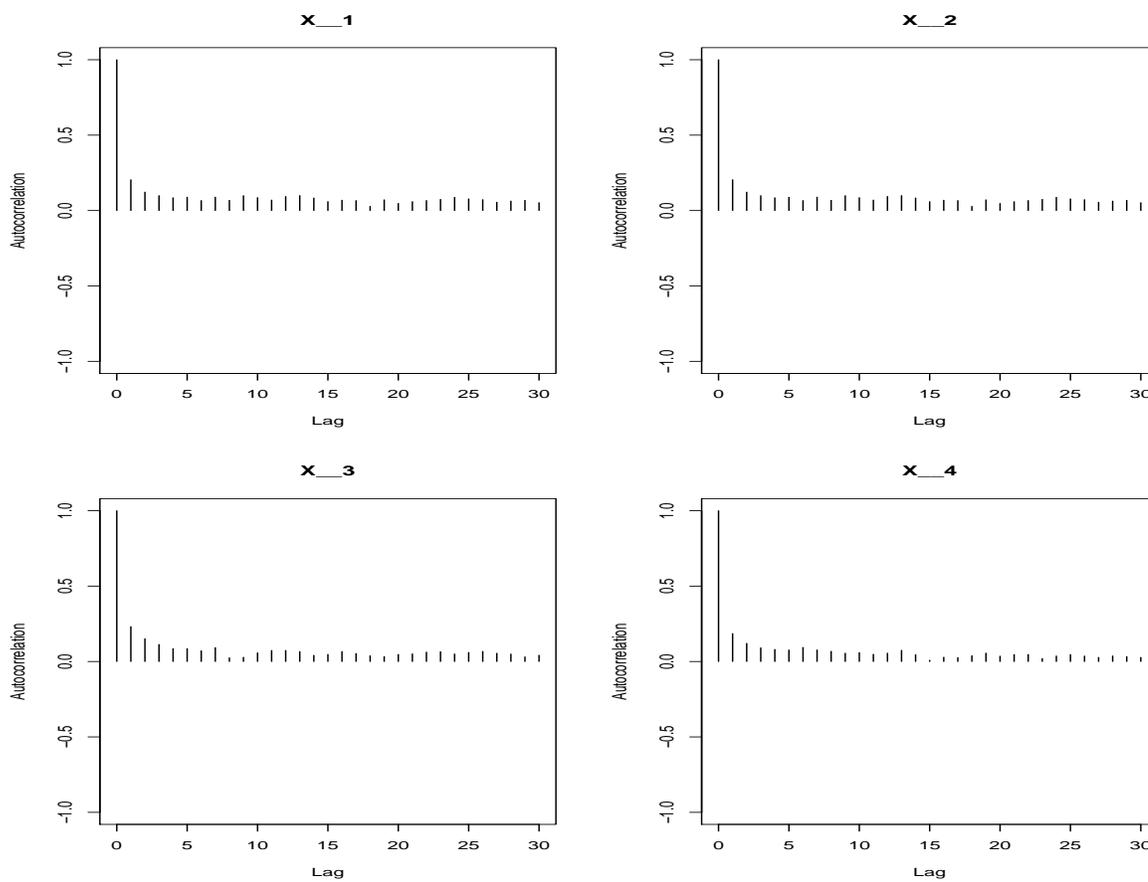
FIGURA A.1. Correlogramas cadenas de markov: Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$)

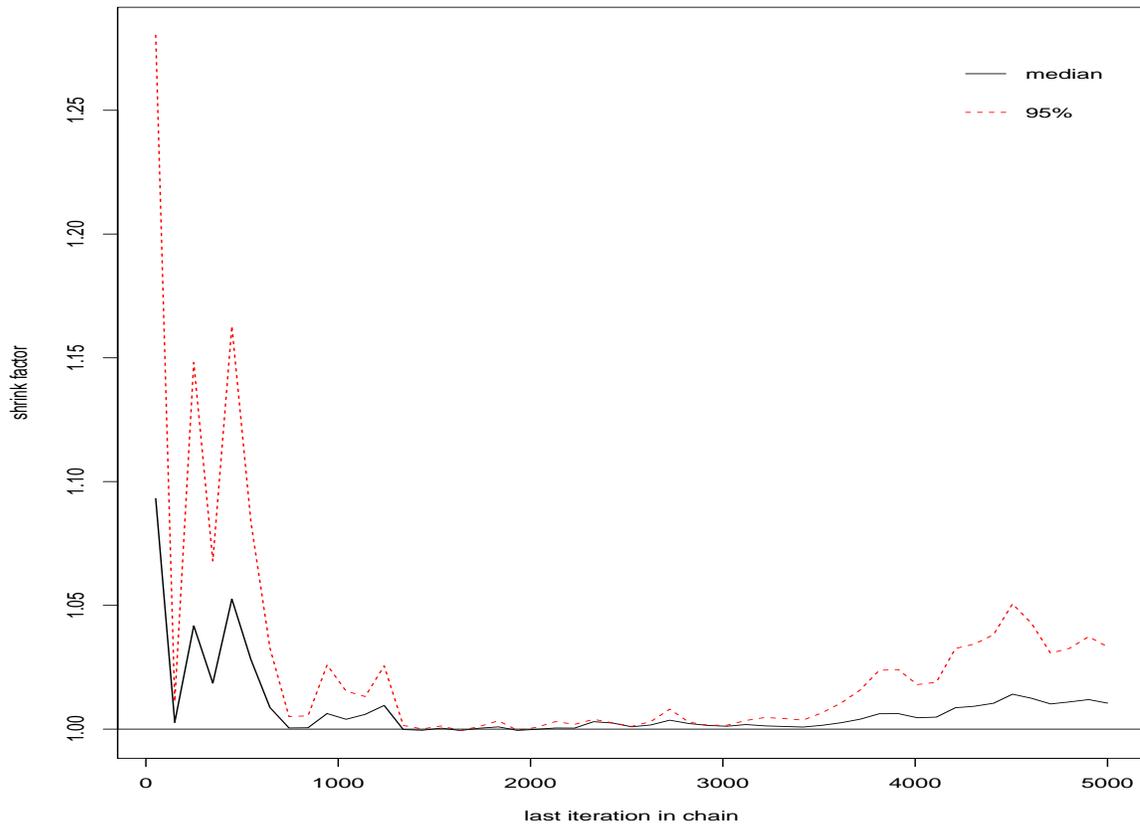
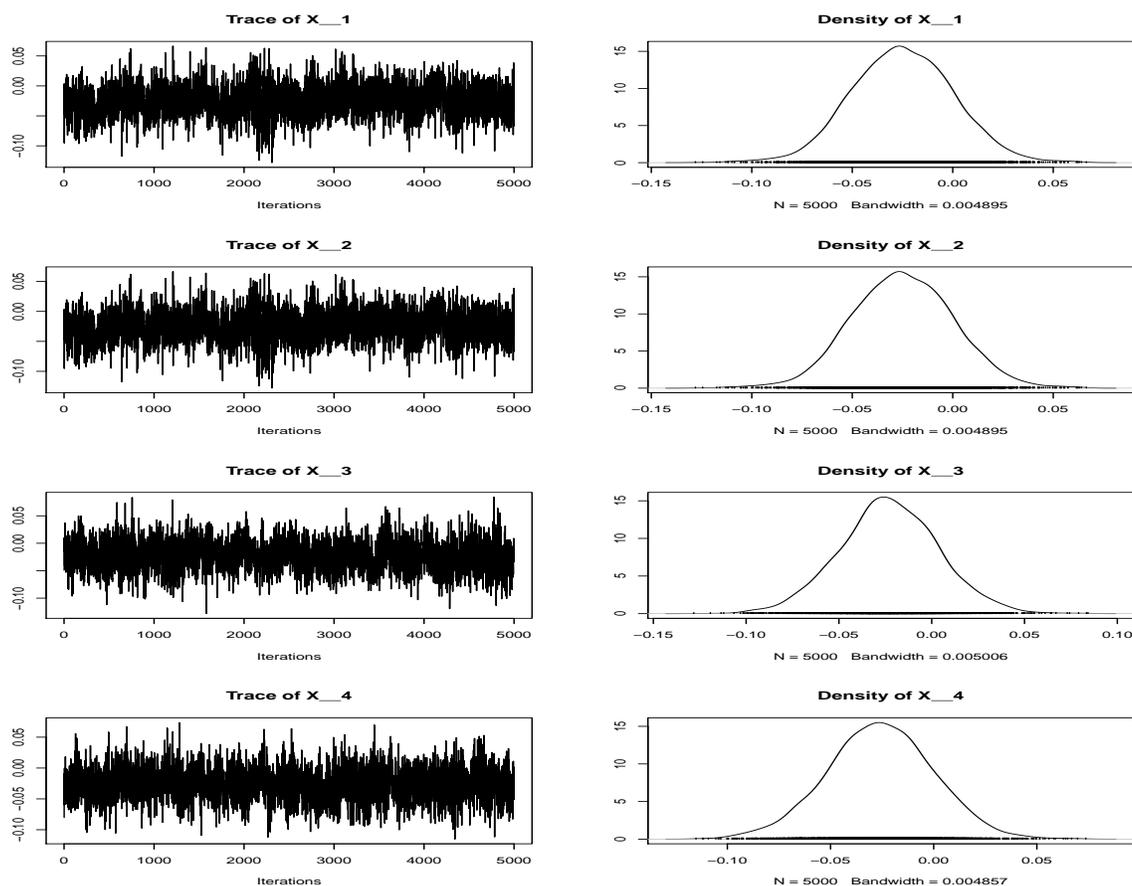
FIGURA A.2. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$)

FIGURA A.3. Traza y densidades: Parámetro ($a_{4,2} = \alpha_5$)A.1.2. A_t : Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$) para abril de 2015 ($t = 130$)TABLA A.4. Media y desviación empírica: Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$)

Empirical mean and standard deviation				
Draws	Mean	SD	Naive SE	Time-series SE
X_1	0.008473	0.08079	0.001143	0.006871
X_2	0.008473	0.08079	0.001143	0.006871
X_3	0.039191	0.07834	0.001108	0.003762
X_4	0.025940	0.07833	0.001108	0.006387

TABLA A.5. Mediana y cuantiles empíricos: Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$)

Quantiles					
	2.5 %	25 %	50 %	75 %	97.5 %
X__1	-0.1478	-0.04439	0.007666	0.06087	0.1710
X__2	-0.1478	-0.04439	0.007666	0.06087	0.1710
X__3	-0.1140	-0.01265	0.037139	0.08935	0.1967
X__4	-0.1186	-0.02712	0.023902	0.07598	0.1917

TABLA A.6. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$)

Gelman Diagnostic		
confidence	Point est.	Upper C.I.
80 %	1.02	1.03
85 %	1.02	1.03
90 %	1.02	1.03
95 %	1.02	1.04

FIGURA A.4. Correlogramas cadenas de markov: Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$)

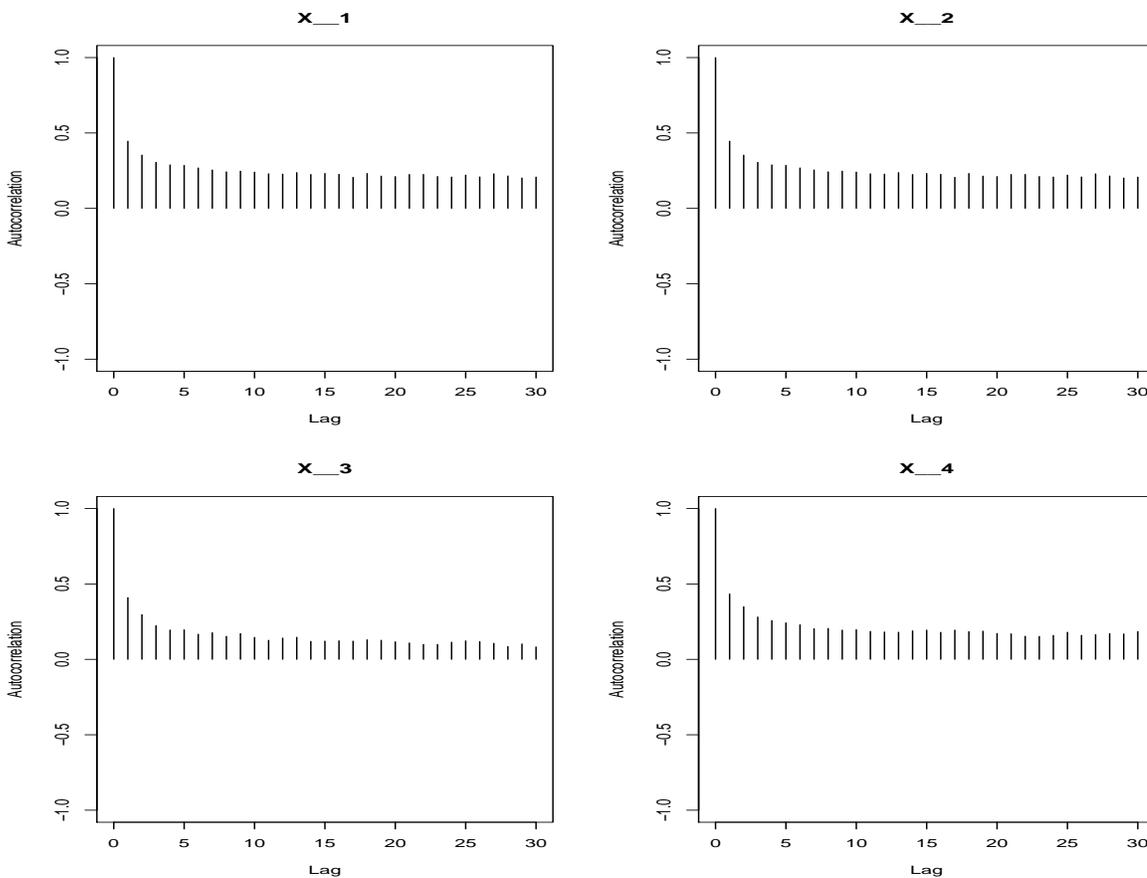


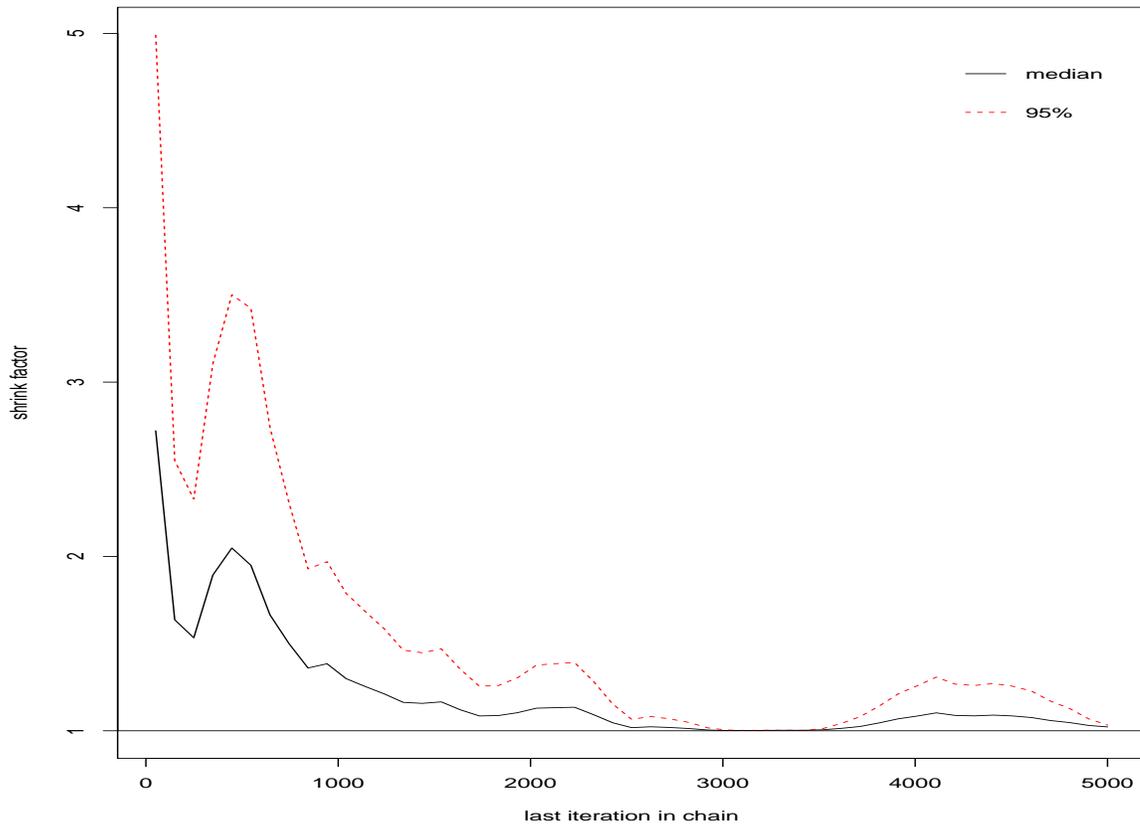
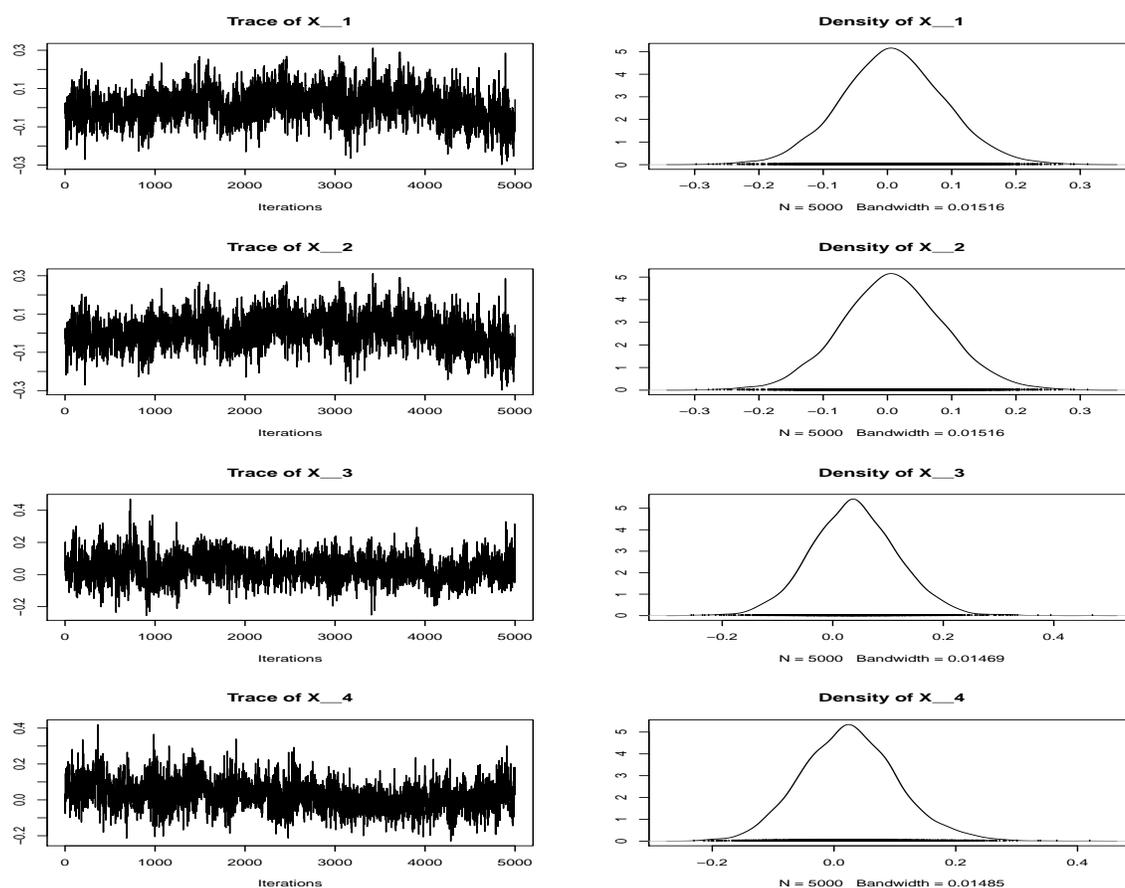
FIGURA A.5. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$)

FIGURA A.6. Traza y densidades: Parámetro ($a_{4,3} = \alpha_6$)A.1.3. $B_{1,t}$: Parámetro ($\beta_{2,4}$) para octubre de 2005 ($t = 16$)TABLA A.7. Media y desviación empírica: Parámetro ($\beta_{2,4}$)

Empirical mean and standard deviation				
Draws	Mean	SD	Naive SE	Time-series SE
X__1	-0.02812	0.3295	0.004660	0.014903
X__2	-0.02812	0.3295	0.004660	0.014903
X__3	-0.02191	0.3244	0.004588	0.008658
X__4	0.03910	0.3255	0.004604	0.010258

TABLA A.8. Mediana y cuantiles empíricos: Parámetro $(\beta_{2,4})$

Quantiles					
	2.5 %	25 %	50 %	75 %	97.5 %
X__1	-0.6791	-0.2486	-0.02478	0.1936	0.6147
X__2	-0.6791	-0.2486	-0.02478	0.1936	0.6147
X__3	-0.6819	-0.2363	-0.01644	0.1964	0.6080
X__4	-0.5938	-0.1822	0.03825	0.2570	0.6829

TABLA A.9. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro $(\beta_{2,4})$

Gelman Diagnostic		
confidence	Point est.	Upper C.I.
80 %	1.04	1.11
85 %	1.04	1.13
90 %	1.04	1.15
95 %	1.04	1.19

FIGURA A.7. Correlogramas cadenas de markov: Parámetro $(\beta_{2,4})$

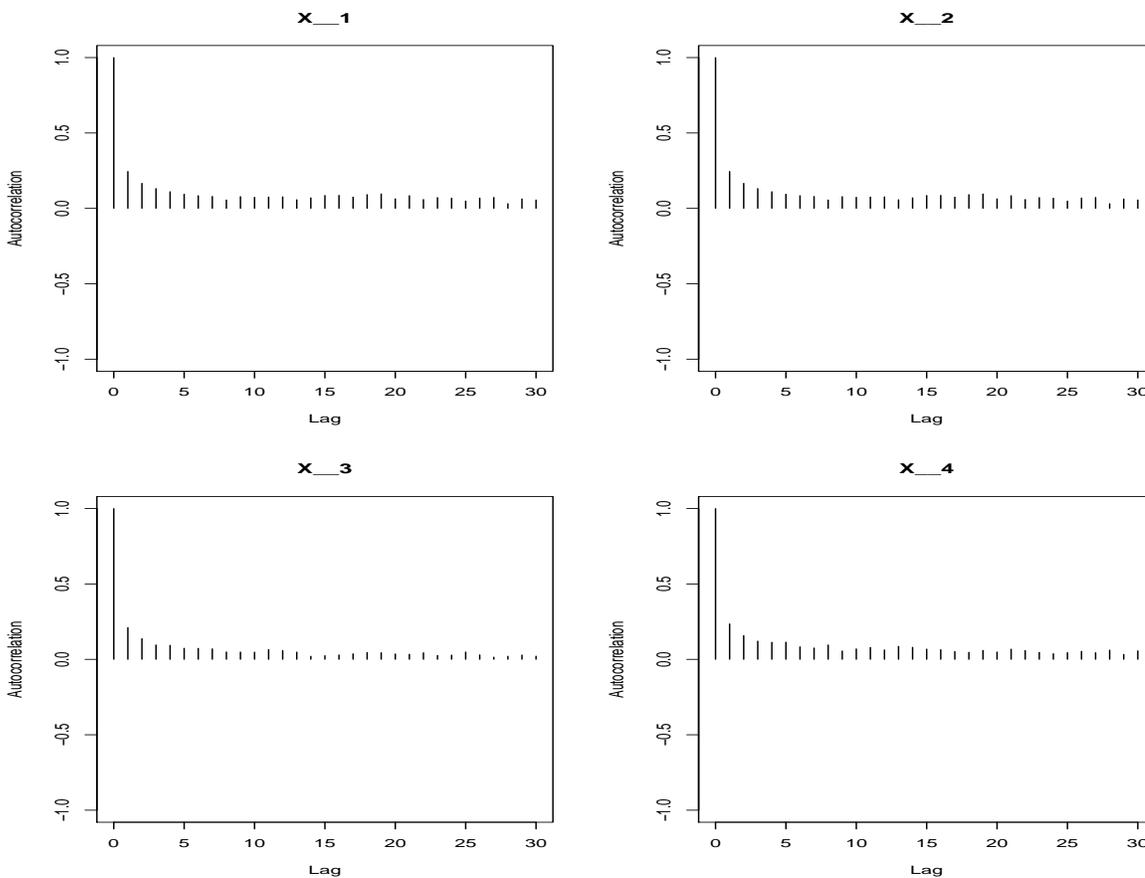


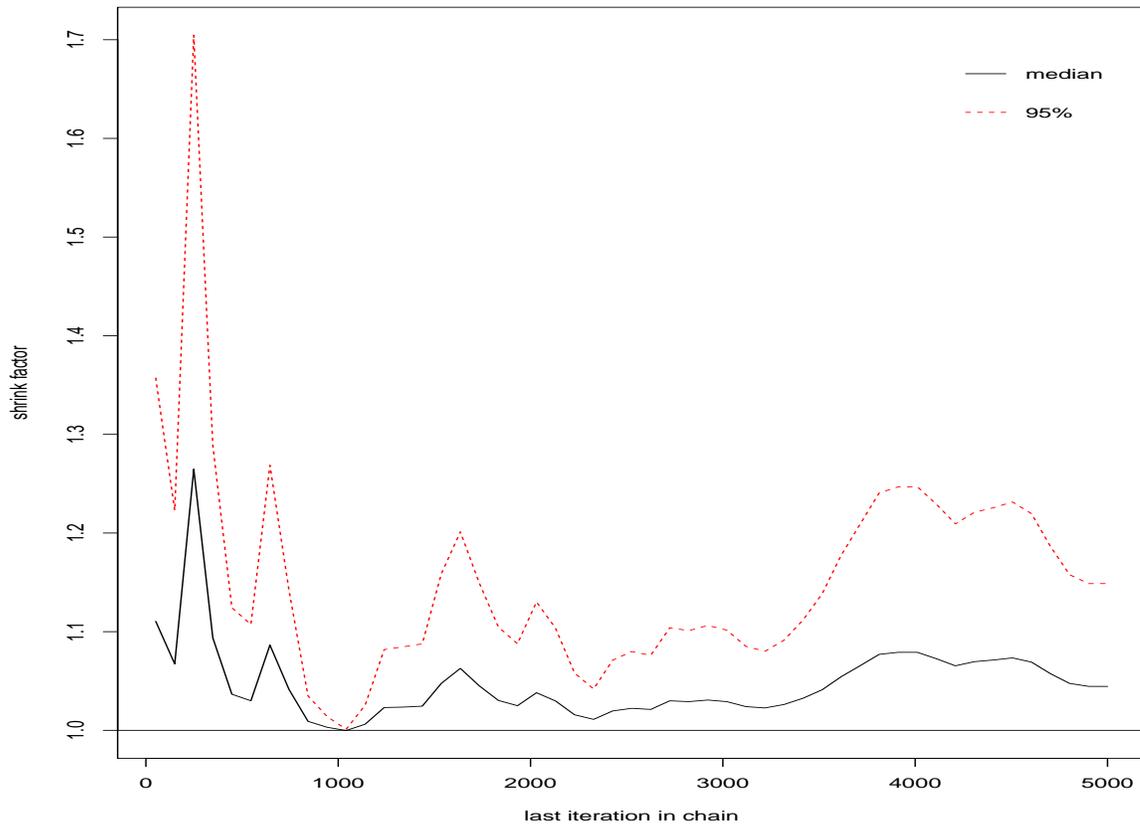
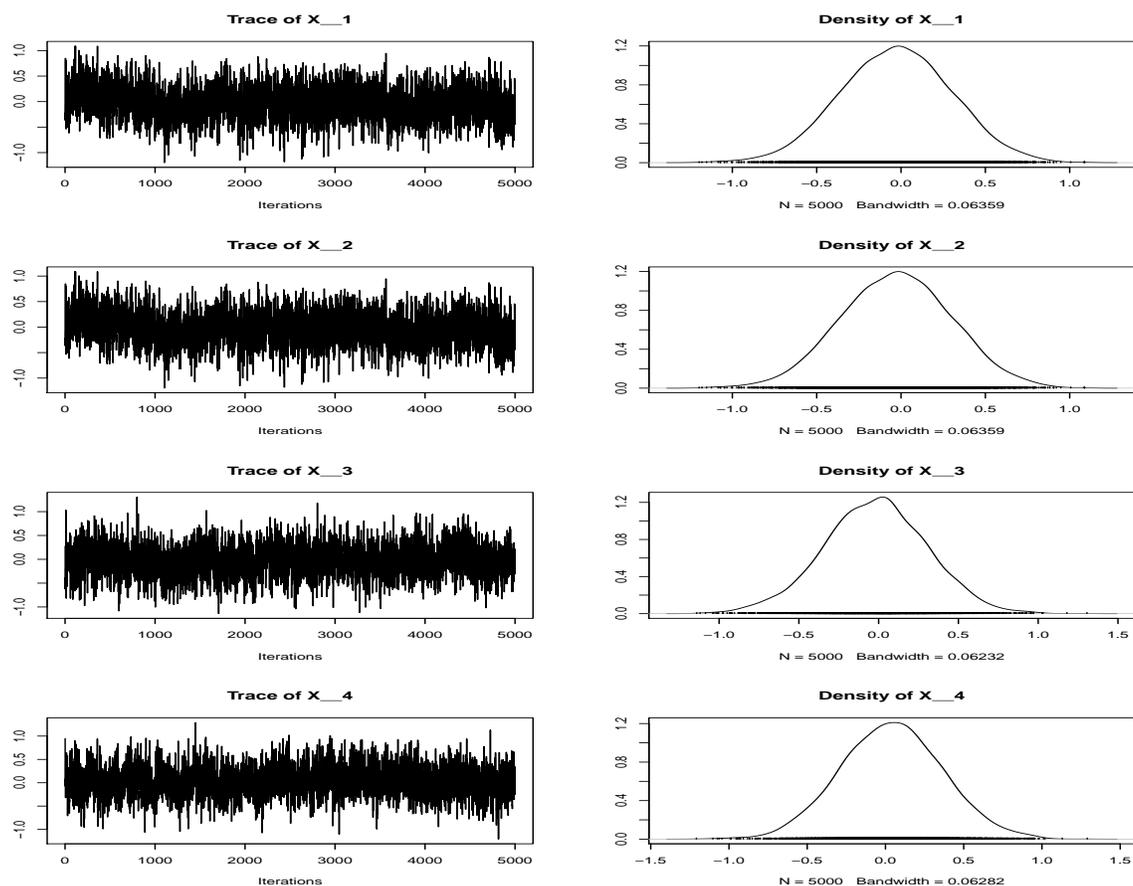
FIGURA A.8. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro $(\beta_{2,4})$ 

FIGURA A.9. Traza y densidades: Parámetro ($\beta_{2,4}$)A.1.4. $B_{1,t}$: Parámetro ($\beta_{3,4}$) para abril de 2015 ($t = 130$)TABLA A.10. Media y desviación empírica: Parámetro ($\beta_{3,4}$)

Empirical mean and standard deviation				
Draws	Mean	SD	Naive SE	Time-series SE
X__1	0.013415	0.1271	0.001797	0.005827
X__2	0.013415	0.1271	0.001797	0.005827
X__3	0.002262	0.1321	0.001869	0.007666
X__4	0.053958	0.1421	0.002010	0.017132

TABLA A.11. Mediana y cuantiles empíricos: Parámetro $(\beta_{3,4})$

Quantiles					
	2.5 %	25 %	50 %	75 %	97.5 %
X__1	-0.2400	-0.07335	0.015763	0.10047	0.2526
X__2	-0.2400	-0.07335	0.015763	0.10047	0.2526
X__3	-0.2657	-0.08758	0.002993	0.09152	0.2639
X__4	-0.2110	-0.04121	0.048938	0.14873	0.3446

TABLA A.12. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro $(\beta_{3,4})$

Gelman Diagnostic		
confidence	Point est.	Upper C.I.
80 %	1.25	1.52
85 %	1.25	1.59
90 %	1.25	1.68
95 %	1.25	1.83

FIGURA A.10. Correlogramas cadenas de markov: Parámetro $(\beta_{3,4})$

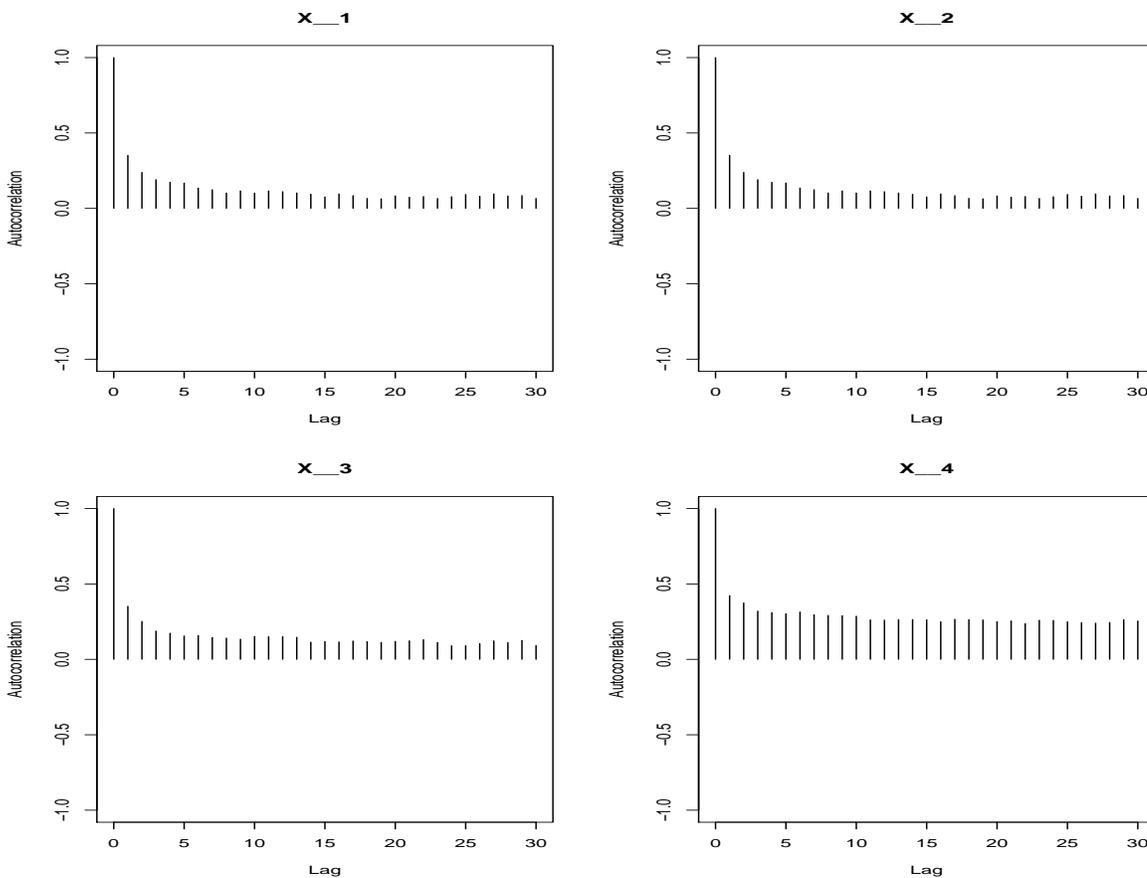


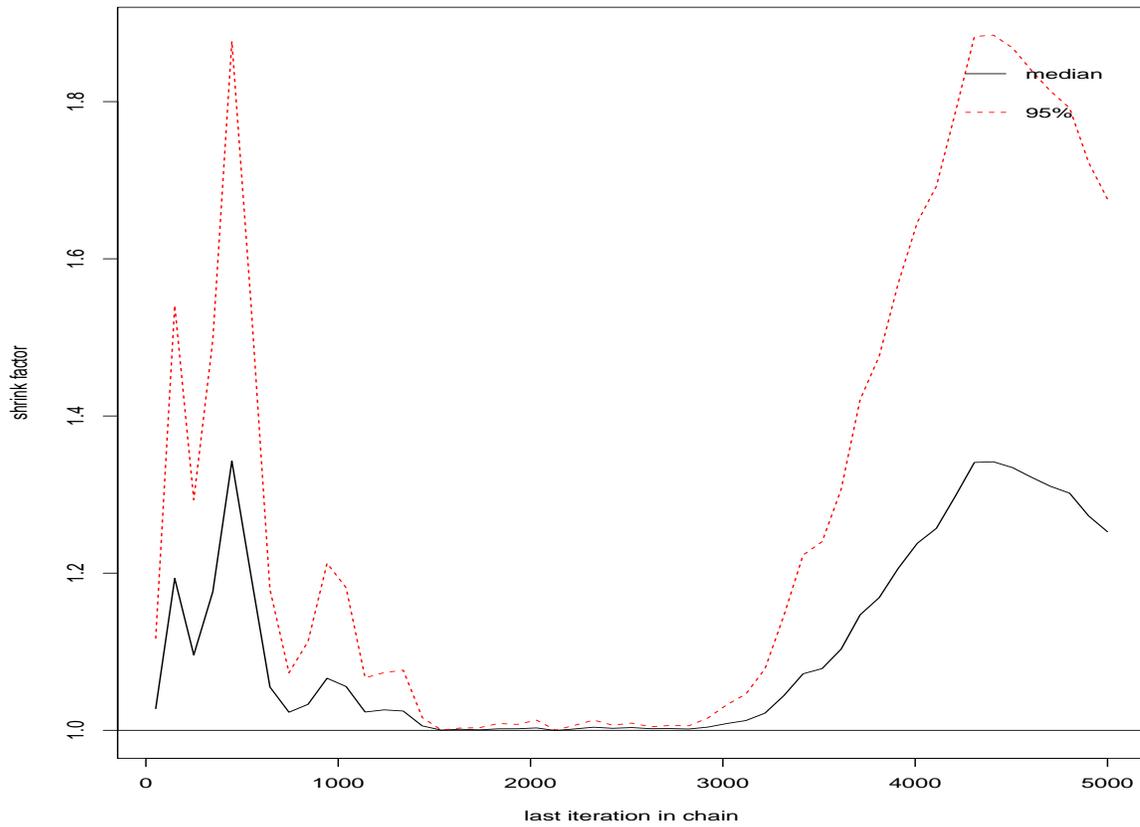
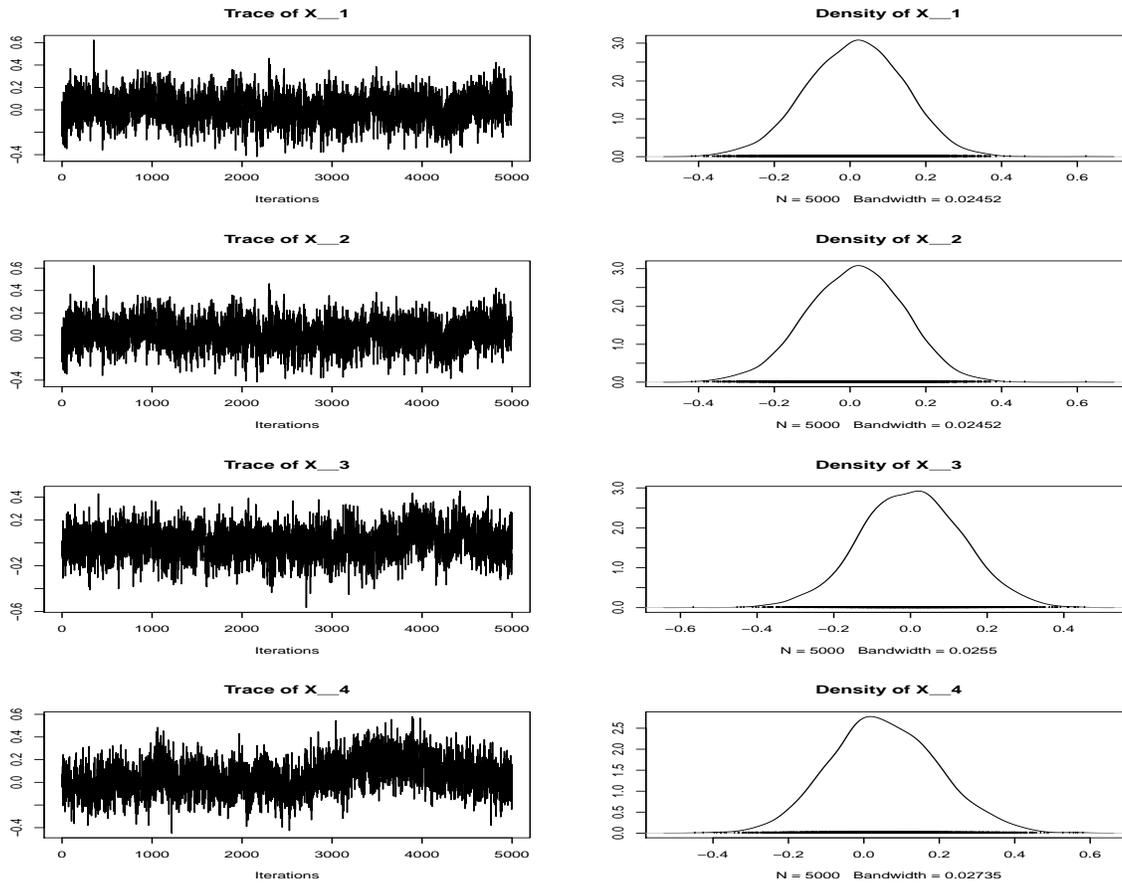
FIGURA A.11. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro ($\beta_{3,4}$)

FIGURA A.12. Traza y densidades: Parámetro ($\beta_{3,4}$)A.1.5. Σ_t : Parámetro (σ_3) para octubre de 2005 ($t = 16$)TABLA A.13. Media y desviación empírica: Parámetro (σ_3)

Empirical mean and standard deviation				
Draws	Mean	SD	Naive SE	Time-series SE
X__1	0.9757	0.02479	0.0003506	0.0009681
X__2	0.9757	0.02479	0.0003506	0.0009681
X__3	0.9776	0.02611	0.0003693	0.0009270
X__4	0.9747	0.02520	0.0003563	0.0007017

TABLA A.14. Mediana y cuantiles empíricos: Parámetro (σ_3)

Quantiles					
	2.5 %	25 %	50 %	75 %	97.5 %
X_1	0.9292	0.9590	0.9751	0.9921	1.025
X_2	0.9292	0.9590	0.9751	0.9921	1.025
X_3	0.9274	0.9607	0.9771	0.9947	1.031
X_4	0.9251	0.9581	0.9745	0.9910	1.025

TABLA A.15. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro (σ_3)

Gelman Diagnostic		
confidence	Point est.	Upper C.I.
80 %	1.01	1.02
85 %	1.01	1.03
90 %	1.01	1.03
95 %	1.01	1.04

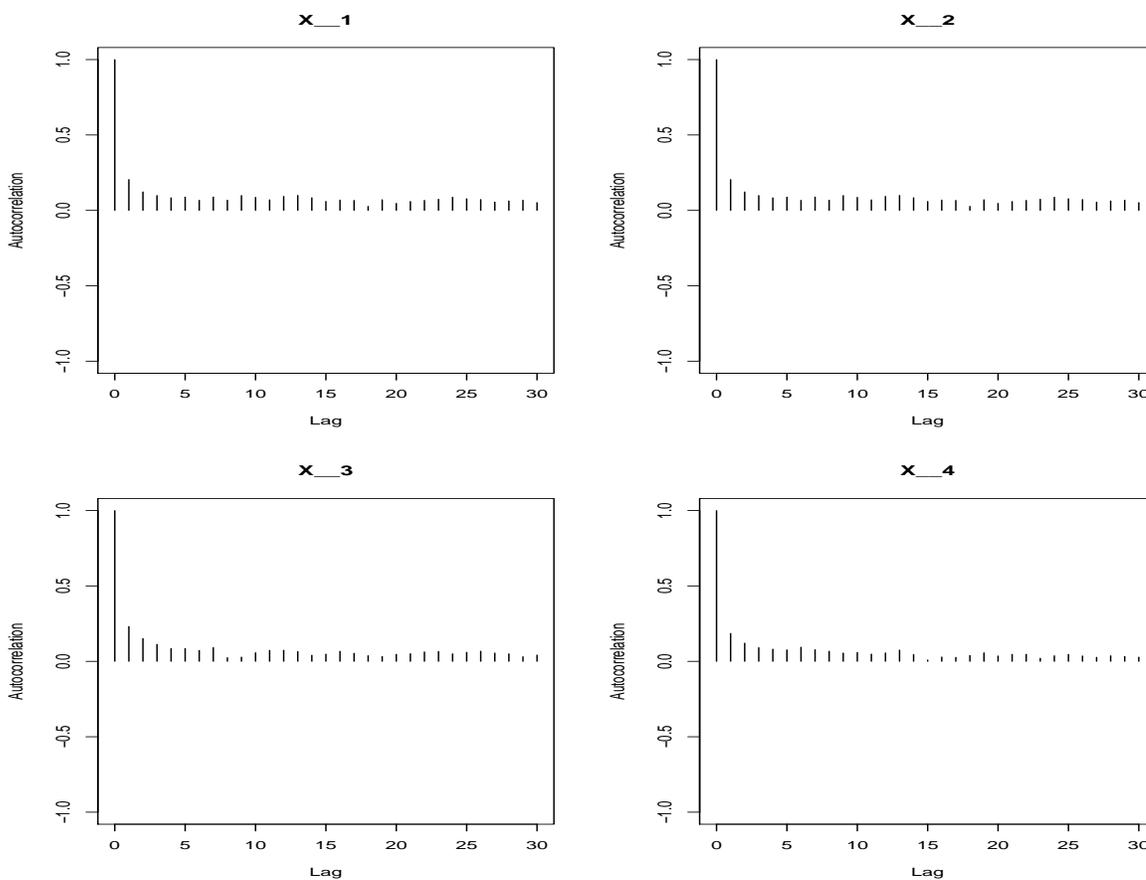
FIGURA A.13. Correlogramas cadenas de markov: Parámetro (σ_3)

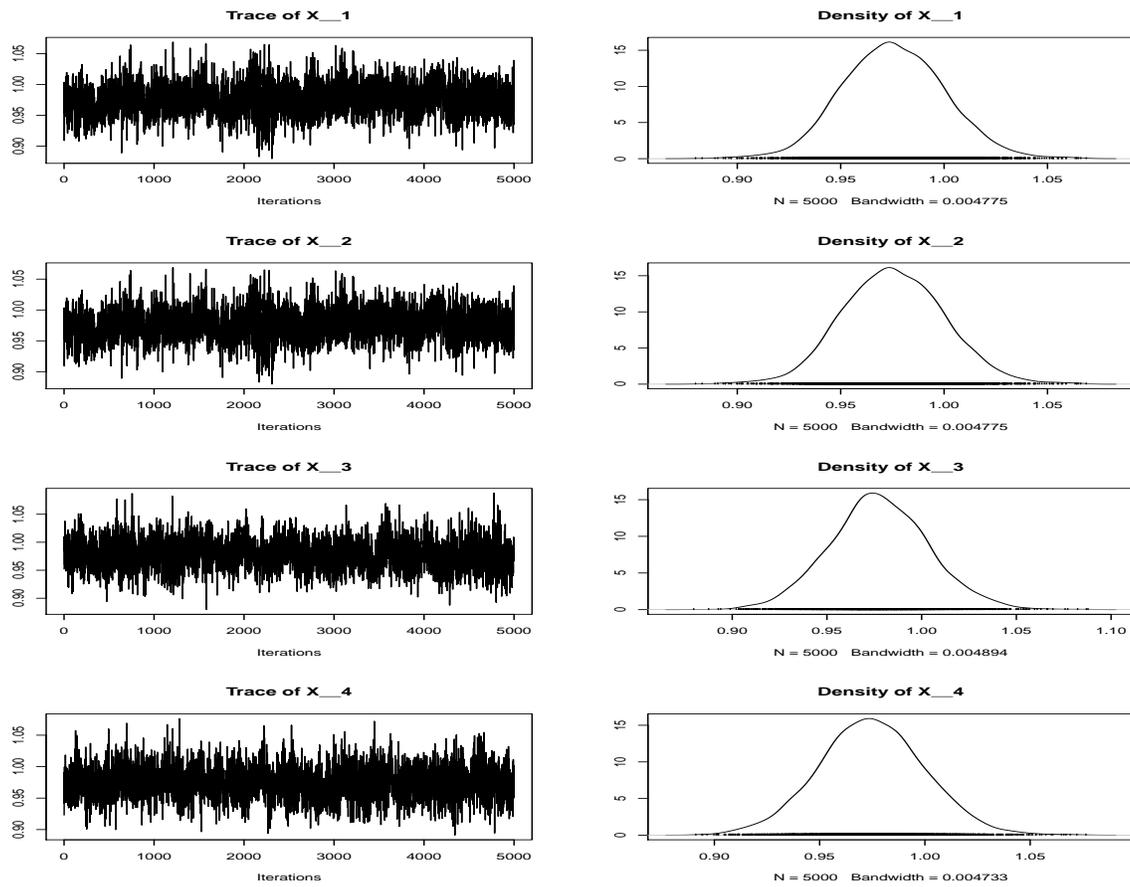
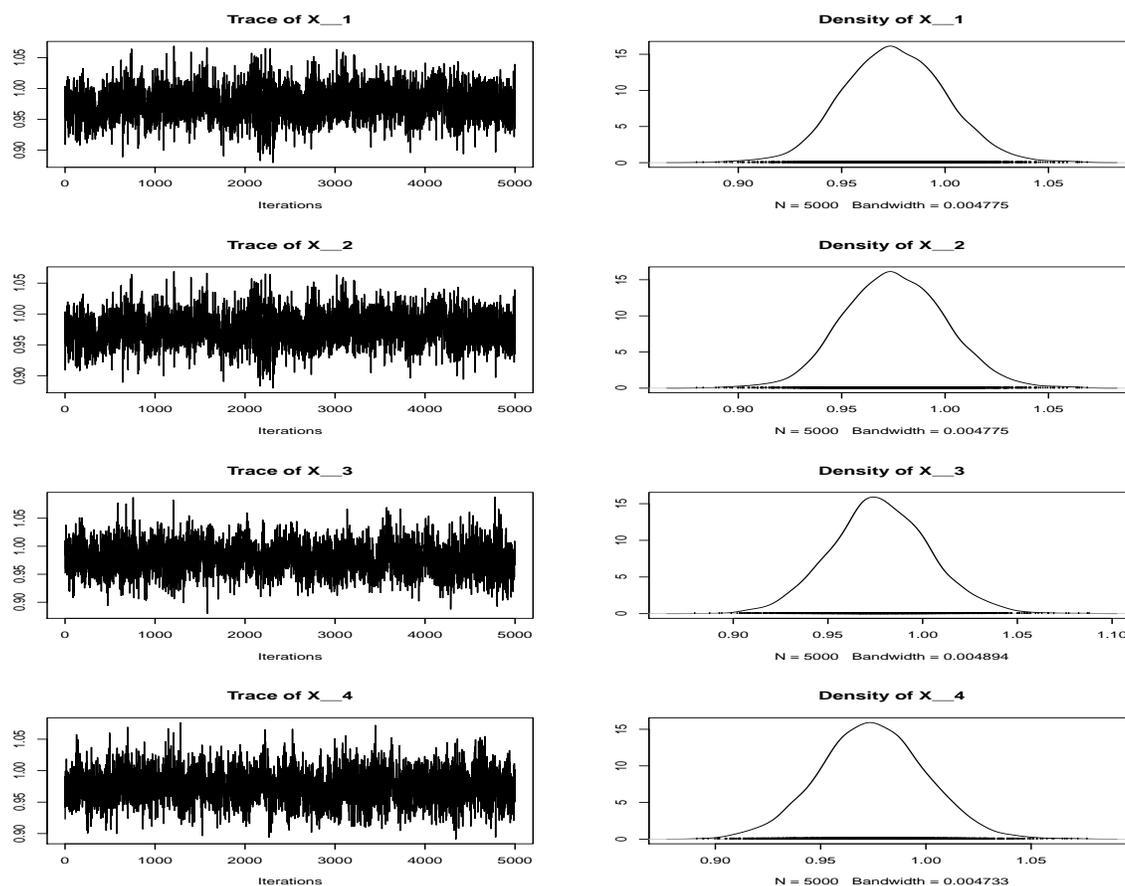
FIGURA A.14. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro (σ_3)

FIGURA A.15. Trazas y densidades: Parámetro (σ_3)A.1.6. Σ_t : Parámetro (σ_4) para abril de 2015 ($t = 130$)TABLA A.16. Media y desviación empírica: Parámetro (σ_4)

Empirical mean and standard deviation				
Draws	Mean	SD	Naive SE	Time-series SE
X_1	1.012	0.08201	0.001160	0.006951
X_2	1.012	0.08201	0.001160	0.006951
X_3	1.043	0.08244	0.001166	0.003914
X_4	1.029	0.08156	0.001153	0.006693

TABLA A.17. Mediana y cuantiles empíricos: Parámetro (σ_4)

Quantiles					
	2.5 %	25 %	50 %	75 %	97.5 %
X__1	0.8626	0.9566	1.008	1.063	1.186
X__2	0.8626	0.9566	1.008	1.063	1.186
X__3	0.8923	0.9874	1.038	1.093	1.217
X__4	0.8881	0.9732	1.024	1.079	1.211

TABLA A.18. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro (σ_4)

Gelman Diagnostic		
confidence	Point est.	Upper C.I.
80 %	1.02	1.03
85 %	1.02	1.03
90 %	1.02	1.04
95 %	1.02	1.04

FIGURA A.16. Correlogramas cadenas de markov: Parámetro (σ_4)

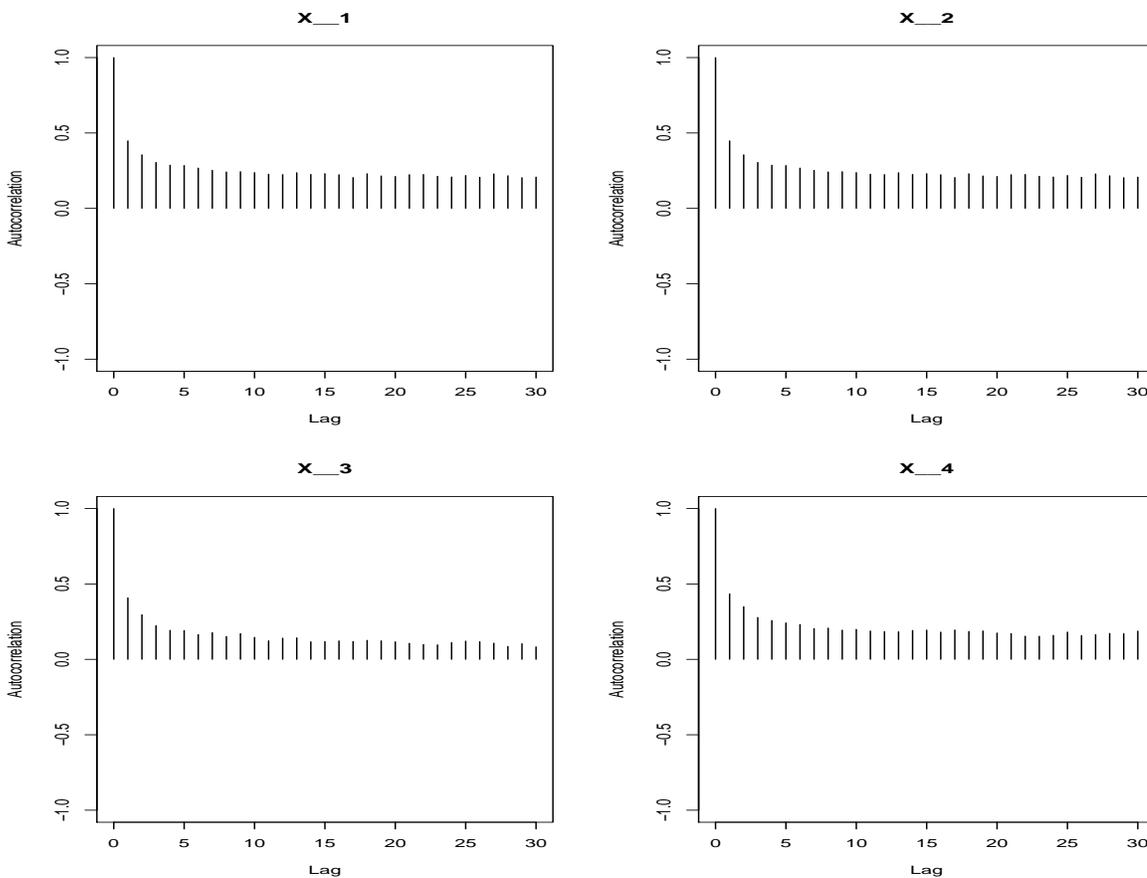


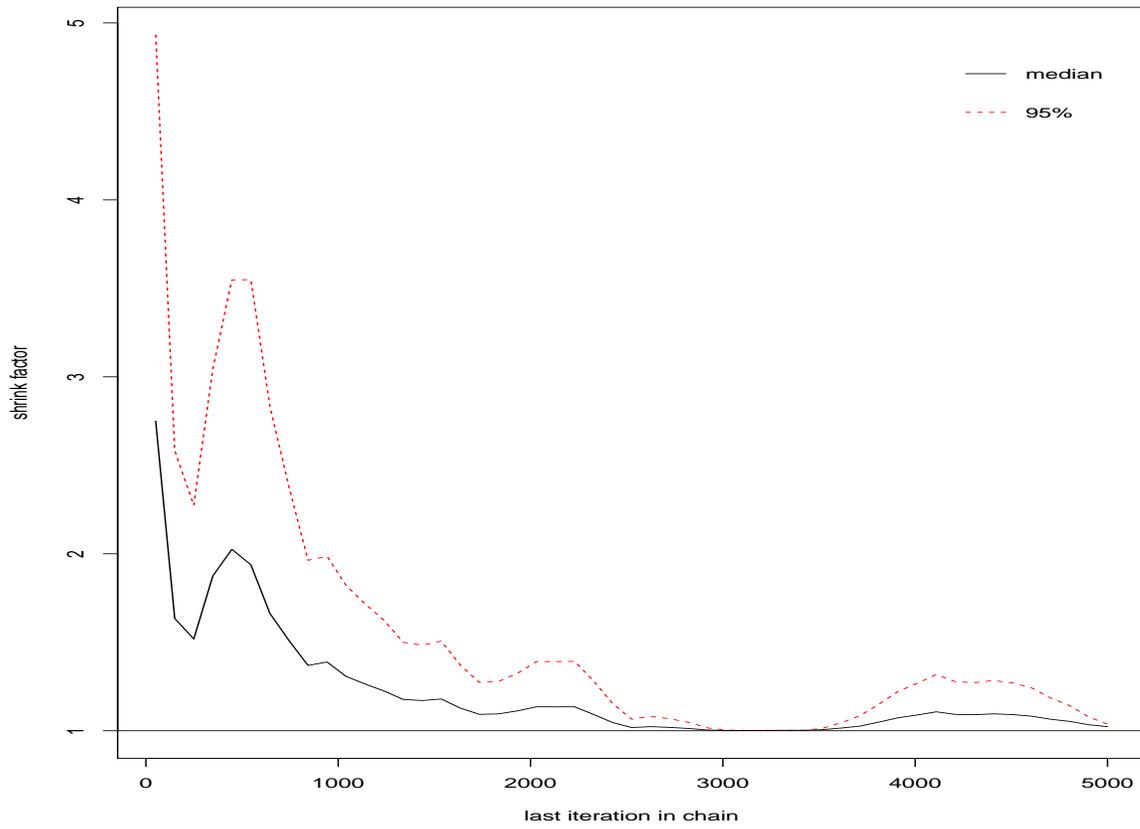
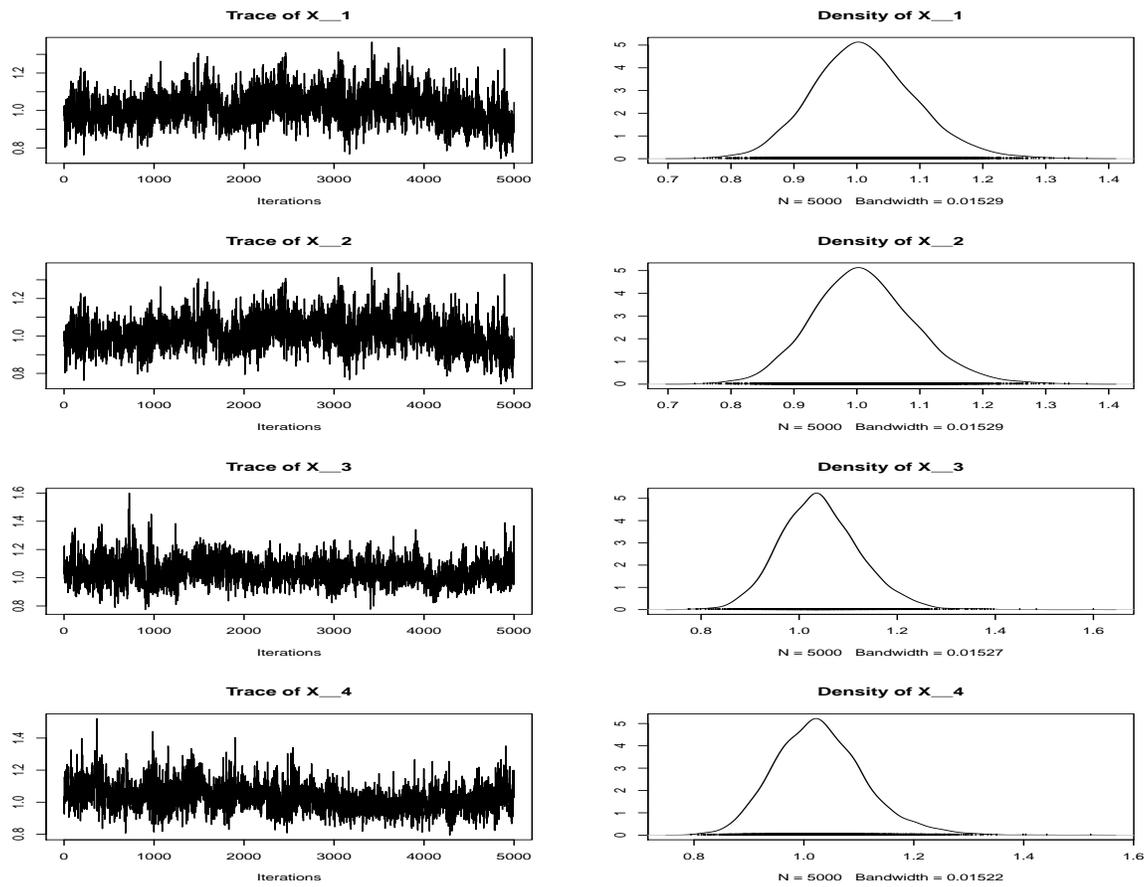
FIGURA A.17. Prueba de Gelman and Rubin (1992): Parámetro (σ_4)

FIGURA A.18. Traza y densidades: Parámetro (σ_4)

A.2. Elección del número óptimo de rezagos

A.2.1. Modelo A: Con inflación total

TABLA A.19. Selección número de rezagos: criterios de información

Modelo A			
Lag	AIC	SC	HQ
0	15.01685	15.09539	15.04875
1	6.057462	6.450162	6.216968
2	5.672014	6.378874*	5.959124*
3	5.623432	6.644452	6.038147
4	5.512191*	6.847371	6.054511
5	5.573404	7.222744	6.243329
6	5.576653	7.540153	6.374183
7	5.603348	7.881008	6.528483
8	5.572290	8.164110	6.625029

A.2.2. Modelo B: Con inflación básica

TABLA A.20. Selección número de rezagos: criterios de información

Modelo B			
Lag	AIC	SC	HQ
0	14.96456	15.04310	14.99646
1	5.348530	5.741230	5.508036
2	5.014665	5.721525*	5.301775*
3	4.964285	5.985305	5.379000
4	4.846919*	6.182099	5.389239
5	4.929828	6.579168	5.599753
6	4.947731	6.911231	5.745261
7	4.960382	7.238042	5.885516
8	4.981807	7.573627	6.034546

A.3. Pruebas de Autocorrelación residuales estandarizados: corregidos por volatilidad

A.3.1. Modelo A: Con inflación total

TABLA A.21. Pruebas de Autocorrelación modelo TVP-VAR-SV residuales estandarizados

Modelo TVP-VAR-SV										
	MahdiMcLeod		LiMcLeod		BoxPierce		LjungBox		Hosking	
lags	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value
1	19,49591	0,272727	19,08077	0,266733	18,982	0,266733	19,33571	0,266733	19,0999	0,266733
2	46,67523	0,020979	53,91412	0,004995	53,61783	0,004995	54,83742	0,004995	54,16868	0,004995
3	67,283	0,006993	71,67462	0,010989	71,08203	0,010989	72,85082	0,010989	71,96239	0,010989
4	81,9981	0,010989	84,62183	0,032967	83,63417	0,032967	85,87962	0,033966	84,83231	0,033966
5	96,29221	0,012987	97,40901	0,074925	95,92753	0,074925	98,72109	0,077922	97,51718	0,077922
6	110,3826	0,017982	116,4771	0,072927	114,403	0,072927	118,1441	0,073926	116,7033	0,073926
7	124,528	0,023976	131,0891	0,104895	128,3237	0,104895	132,873	0,106893	131,2526	0,106893
8	138,955	0,02997	154,172	0,055944	150,6164	0,055944	156,6133	0,054945	154,7034	0,054945
9	152,4968	0,034965	171,2299	0,055944	166,7854	0,055944	173,9448	0,057942	171,8235	0,057942
10	166,5653	0,043956	196,3493	0,020979	190,9172	0,020979	199,9817	0,021978	197,5429	0,021978

A.3.2. Modelo B: Con inflación básica

TABLA A.22. Pruebas de Autocorrelación modelo TVP-VAR-SV residuales estandarizados

Modelo TVP-VAR-SV										
	MahdiMcLeod		LiMcLeod		BoxPierce		LjungBox		Hosking	
lags	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value
1	23,27544	0,132867	22,88086	0,122877	22,78209	0,122877	23,2066	0,122877	22,9236	0,122877
2	38,87883	0,127872	44,39303	0,067932	44,09673	0,067932	45,05411	0,067932	44,50467	0,067932
3	53,46478	0,148851	61,94706	0,081918	61,35446	0,081918	62,85454	0,081918	62,08802	0,081918
4	71,23649	0,093906	93,32164	0,011988	92,33398	0,011988	95,01049	0,010989	93,85183	0,010989
5	87,78332	0,072927	110,415	0,016983	108,9335	0,016983	112,3501	0,015984	110,98	0,015984
6	103,7278	0,062937	127,5866	0,018981	125,5125	0,018981	129,7793	0,018981	128,1966	0,018981
7	118,9238	0,05994	146,8731	0,011988	144,1077	0,011988	149,4542	0,013986	147,6316	0,013986
8	134,4671	0,056943	173,9811	0,004995	170,4255	0,004995	177,481	0,004995	175,3166	0,004995
9	151,7221	0,044955	198,8139	0,001998	194,3695	0,001998	203,1464	0,001998	200,6691	0,001998
10	169,237	0,036963	226,5151	0,000999	221,083	0,000999	231,969	0,000999	229,1401	0,000999

A.4. Pruebas de Normalidad residuales estandarizados: corregidos por volatilidad

A.4.1. Modelo A: Con inflación total

TABLA A.23. Estadísticas descriptivas de los residuales estandarizados del modelo TVP-VAR-SV

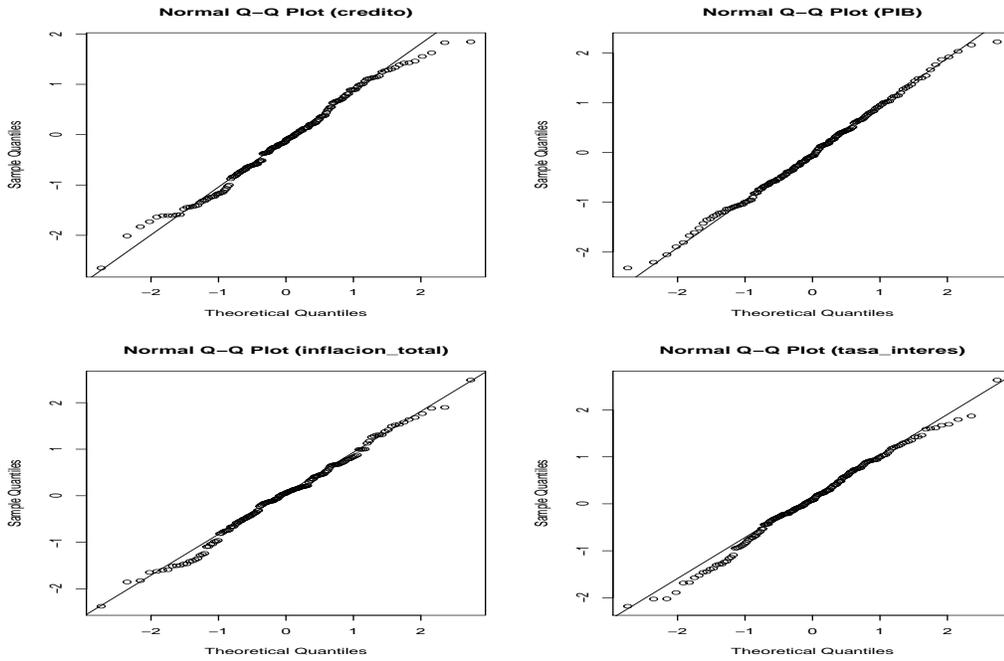
Modelo TVP-VAR-SV									
n=162 obs	Mean	Std.Dev	Median	Min	Max	25th	75th	Skew	Kurtosis
$CRED_t$	-0,1220	0,9105	-0,1178	-2,6492	1,8440	-0,7322	0,5489	-0,0413	-0,6168
PIB_t	-0,0191	0,9274	-0,0672	-2,3200	2,2244	-0,6504	0,6335	0,0640	-0,3474
π_t	0,0169	0,8930	0,0608	-2,3732	2,4854	-0,5403	0,6465	-0,0469	-0,2173
r_t	0,0911	0,9064	0,0766	-2,1823	2,6367	-0,4320	0,7466	-0,1689	-0,2463

TABLA A.24. Pruebas de Normalidad univariada del modelo TVP-VAR-SV (Residuales estandarizados)

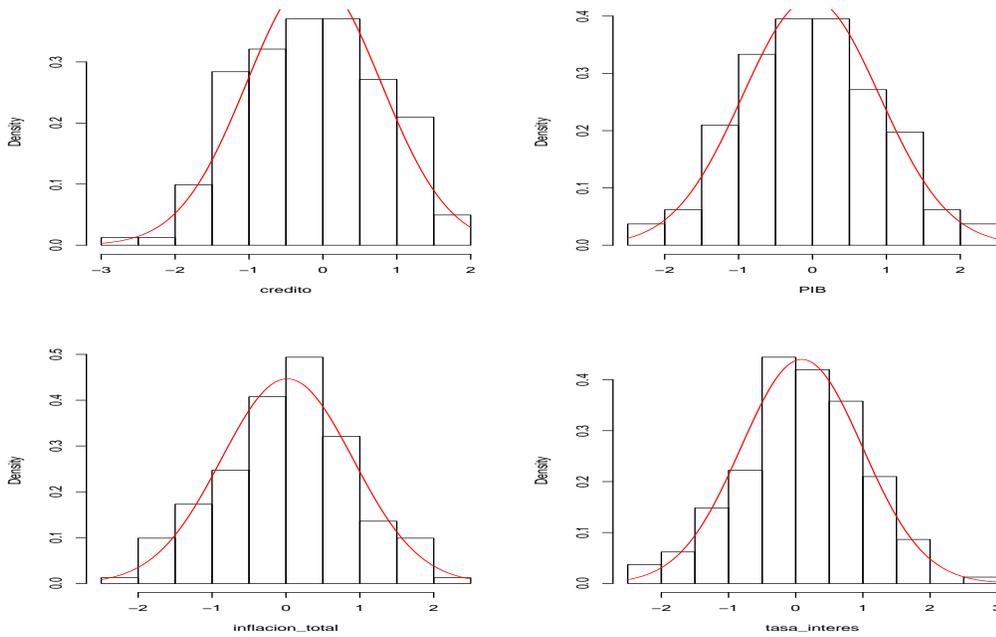
Modelo TVP-VAR-SV				
Test	Variable	Statistic	p value	Normality
Shapiro-Wilk	credito	0.9889	0.2304	YES
Shapiro-Wilk	PIB	0.9957	0.9223	YES
Shapiro-Wilk	inflacion_basica	0.9934	0.6767	YES
Shapiro-Wilk	tasa_interes	0.9926	0.5742	YES

TABLA A.25. Pruebas de Normalidad multivariada del modelo TVP-VAR (Residuales estandarizados)

TVP-VAR-SV		
Test	Estadístico	p value
Doornik-Hansen	2,815964565	0,94537043
Henze-Zirkler	0,838358385	0,4835648
Mardia Skewness	16,28515261	0,69878371
Mardia Kurtosis	-1,115006758	0,26484753
Royston	1,937722543	0,74723861



(A) QQ-plot



(B) Histograma

FIGURA A.19. QQ plot e histograma de residuales estandarizados (modelo A)

A.4.2. Modelo B: Con inflación básica

TABLA A.26. Estadísticas descriptivas de los residuales estandarizados del modelo TVP-VAR-SV

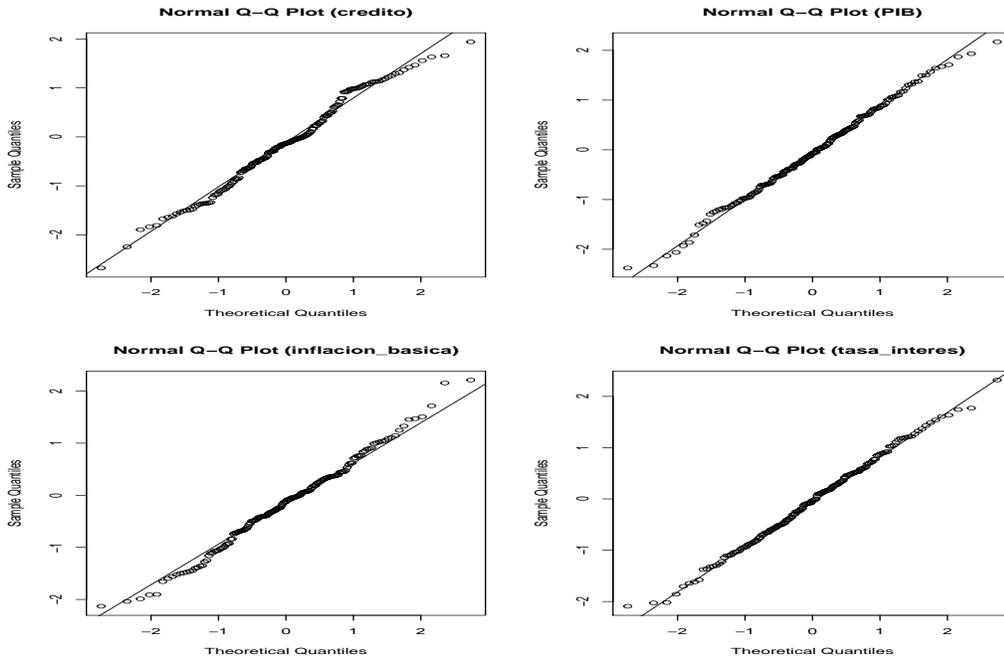
Modelo TVP-VAR-SV									
n=162 obs	Mean	Std.Dev	Median	Min	Max	25th	75th	Skew	Kurtosis
$CRED_t$	-0,1396	0,9208	-0,1324	-2,6788	1,9425	-0,7249	0,5000	-0,0584	-0,5723
PIB_t	-0,0588	0,9096	-0,0703	-2,3769	2,1726	-0,6884	0,5753	-0,0310	-0,2635
π_t^{core}	-0,1611	0,8464	-0,1199	-2,1311	2,2121	-0,6867	0,3618	0,0550	-0,0779
r_t	-0,0420	0,8716	-0,0338	-2,0929	2,3186	-0,6544	0,5268	0,0047	-0,3897

TABLA A.27. Pruebas de Normalidad univariada del modelo TVP-VAR-SV (Residuales estandarizados)

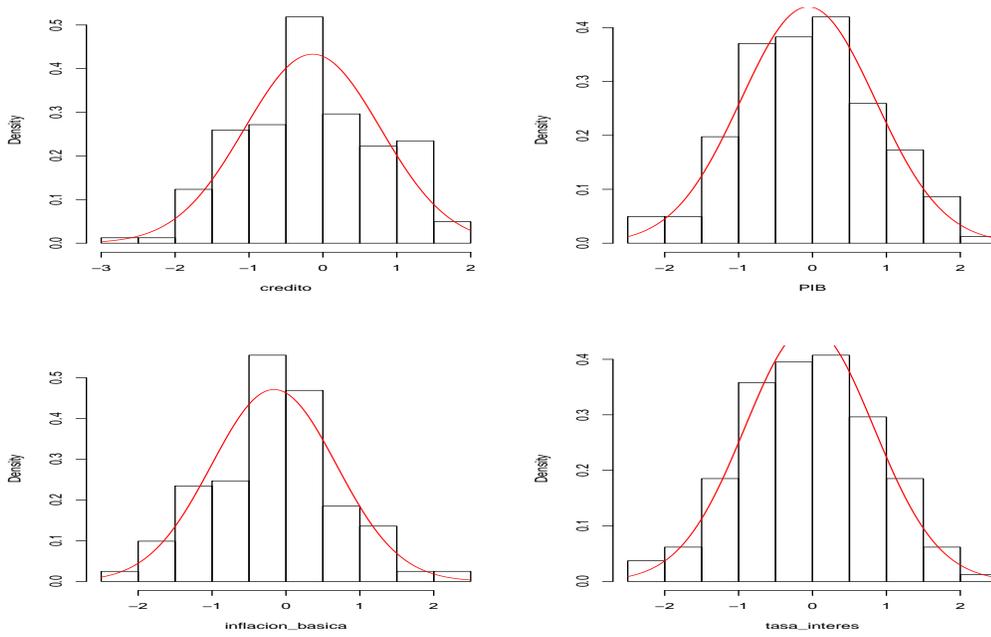
Modelo TVP-VAR-SV				
Test	Variable	Statistic	p value	Normality
Shapiro-Wilk	credito	0.9871	0.1409	YES
Shapiro-Wilk	PIB	0.9956	0.9121	YES
Shapiro-Wilk	inflacion_basica	0.9935	0.6851	YES
Shapiro-Wilk	tasa_interes	0.9959	0.9381	YES

TABLA A.28. Pruebas de Normalidad multivariada del modelo TVP-VAR (Residuales estandarizados)

TVP-VAR-SV		
Test	Estadístico	p value
Doornik-Hansen	3,150213553	0,92457999
Henze-Zirkler	0,880124101	0,32190825
Mardia Skewness	14,00234954	0,83037679
Mardia Kurtosis	-1,194769977	0,23217691
Royston	2,35014886	0,67157702



(A) QQ-plot



(B) Histograma

FIGURA A.20. QQ plot e histograma de residuales estandarizados (modelo B)

A.5. Pruebas de Autocorrelación residuales originales

A.5.1. Modelo A: Con inflación total

TABLA A.29. Pruebas de Autocorrelación modelo TVP-VAR-SV

Modelo TVP-VAR-SV										
	MahdiMcLeod		LiMcLeod		BoxPierce		LjungBox		Hosking	
lags	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value
1	16,58686	0,468531	16,18628	0,473526	16,08751	0,473526	16,38728	0,473526	16,18744	0,473526
2	45,65632	0,04995	52,46712	0,020979	52,17082	0,020979	53,37267	0,01998	52,72178	0,01998
3	69,61526	0,016983	71,39448	0,017982	70,80189	0,017982	72,58962	0,017982	71,70438	0,017982
4	90,62656	0,005994	95,84757	0,007992	94,85992	0,007992	97,56124	0,007992	96,37147	0,007992
5	110,9084	0,002997	114,3624	0,011988	112,8809	0,011988	116,3857	0,010989	114,9664	0,010989
6	128,759	0,001998	131,1217	0,015984	129,0476	0,015984	133,3815	0,015984	131,7549	0,015984
7	146,8791	0,001998	151,2561	0,011988	148,4907	0,011988	153,9535	0,011988	152,076	0,011988
8	166,4331	0,000999	179,6449	0,002997	176,0893	0,002997	183,3443	0,002997	181,1083	0,002997
9	184,3591	0,001998	188,6209	0,010989	184,1765	0,010989	192,0128	0,010989	189,6712	0,010989
10	203,232	0,000999	228,955	0,001998	223,5229	0,001998	234,4655	0,001998	231,6062	0,001998

TABLA A.30. Pruebas de Autocorrelación modelo TVP-VAR

Modelo TVP-VAR										
	MahdiMcLeod		LiMcLeod		BoxPierce		LjungBox		Hosking	
lags	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value
1	12,26356	0,741259	12,18735	0,737263	12,08859	0,737263	12,31384	0,737263	12,16367	0,737263
2	30,49608	0,426573	39,24659	0,182817	38,95029	0,182817	39,84709	0,17982	39,36115	0,17982
3	52,09297	0,167832	64,89684	0,056943	64,30425	0,056943	65,99834	0,054945	65,19348	0,054945
4	74,76815	0,05994	95,60525	0,008991	94,6176	0,008991	97,46283	0,008991	96,27426	0,008991
5	95,05054	0,030969	109,097	0,01998	107,6155	0,01998	111,0402	0,018981	109,6861	0,018981
6	114,0263	0,017982	130,048	0,010989	127,974	0,010989	132,4427	0,011988	130,8276	0,011988
7	131,8195	0,012987	146,1766	0,016983	143,4112	0,016983	148,7763	0,017982	146,962	0,017982
8	149,6553	0,00999	165,2349	0,017982	161,6793	0,017982	168,2307	0,017982	166,1791	0,017982
9	168,2292	0,007992	188,1797	0,008991	183,7353	0,008991	191,8724	0,008991	189,5325	0,008991
10	187,9284	0,004995	220,7946	0,001998	215,3625	0,001998	225,9965	0,001998	223,2404	0,001998

A.5.2. Modelo B: Con inflación básica

TABLA A.31. Pruebas de Autocorrelación modelo TVP-VAR-SV

Modelo TVP-VAR-SV										
	MahdiMcLeod		LiMcLeod		BoxPierce		LjungBox		Hosking	
lags	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value
1	22,37511	0,166833	21,84058	0,161838	21,74181	0,161838	22,14694	0,161838	21,87685	0,161838
2	42,06771	0,078921	47,50519	0,048951	47,2089	0,048951	48,2507	0,048951	47,66228	0,048951
3	63,90095	0,040959	74,9093	0,008991	74,31671	0,008991	76,21096	0,007992	75,28156	0,007992
4	84,87622	0,018981	114,2165	0,001998	113,2289	0,001998	116,6008	0,001998	115,1788	0,001998
5	105,3519	0,007992	134,7644	0,001998	133,2829	0,001998	137,549	0,001998	135,8715	0,001998
6	123,8375	0,004995	152,9362	0,001998	150,8621	0,001998	156,0297	0,001998	154,1269	0,001998
7	142,5655	0,002997	181,2899	0,000999	178,5245	0,000999	185,2982	0,000999	183,0385	0,000999
8	162,8919	0,002997	215,9512	0,000999	212,3956	0,000999	221,3688	0,000999	218,6692	0,000999
9	183,889	0,001998	238,4096	0,000999	233,9652	0,000999	244,4891	0,000999	241,5075	0,000999
10	205,7602	0,001998	278,3948	0,000999	272,9627	0,000999	286,5654	0,000999	283,0707	0,000999

TABLA A.32. Pruebas de Autocorrelación modelo TVP-VAR

Modelo TVP-VAR										
	MahdiMcLeod		LiMcLeod		BoxPierce		LjungBox		Hosking	
lags	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value
1	15,17148	0,535465	14,96268	0,528472	14,86391	0,528472	15,14088	0,528472	14,95624	0,528472
2	29,05578	0,490509	31,61822	0,463536	31,32192	0,463536	32,01034	0,463536	31,61997	0,463536
3	53,61666	0,141858	64,48467	0,068931	63,89208	0,068931	65,60471	0,066933	64,80466	0,066933
4	77,3849	0,051948	93,11861	0,018981	92,13096	0,018981	94,91595	0,018981	93,75844	0,018981
5	98,90496	0,026973	111,0155	0,017982	109,534	0,017982	113,095	0,016983	111,7158	0,016983
6	118,5347	0,017982	129,3455	0,014985	127,2715	0,014985	131,742	0,014985	130,1354	0,014985
7	137,6775	0,012987	154,0617	0,007992	151,2962	0,007992	157,1618	0,008991	155,2451	0,008991
8	158,089	0,007992	184,9948	0,001998	181,4392	0,001998	189,2621	0,001998	186,954	0,001998
9	180,1176	0,004995	210,539	0,001998	206,0946	0,001998	215,6901	0,001998	213,0597	0,001998

A.6. Pruebas de Normalidad residuales originales

A.6.1. Modelo A: Con inflación total

TABLA A.33. Estadísticas descriptivas de los residuales del modelo TVP-VAR-SV

Modelo TVP-VAR-SV									
n=162 obs	Mean	Std.Dev	Median	Min	Max	25th	75th	Skew	Kurtosis
$CRED_t$	-0,0936	1,0004	-0,1119	-5,5711	2,3743	-0,6290	0,4816	-0,8713	4,9649
PIB_t	-0,0142	0,8925	-0,0554	-3,1121	2,6218	-0,5358	0,5067	-0,0680	1,0006
π_t	0,0118	0,3367	0,0163	-1,0877	1,9616	-0,1484	0,1561	0,9941	6,6518
r_t	-0,0020	0,1868	0,0107	-1,0017	0,4932	-0,0606	0,1025	-1,3887	5,2467

TABLA A.34. Estadísticas descriptivas de los residuales del modelo TVP-VAR

Modelo TVP-VAR									
n=162 obs	Mean	Std.Dev	Median	Min	Max	25th	75th	Skew	Kurtosis
$CRED_t$	-0,1383	1,0082	-0,1878	-5,4806	2,7528	-0,7049	0,4206	-0,7572	4,0438
PIB_t	-0,0053	0,8788	0,0402	-3,1403	2,7455	-0,5140	0,4860	-0,1352	1,1735
π_t	-0,0144	0,3374	-0,0072	-0,9238	1,8881	-0,2051	0,1661	0,9355	5,5265
r_t	-0,0001	0,1776	0,0177	-0,8469	0,5328	-0,0792	0,1033	-1,0474	3,5987

TABLA A.35. Pruebas de Normalidad univariada del modelo TVP-VAR-SV

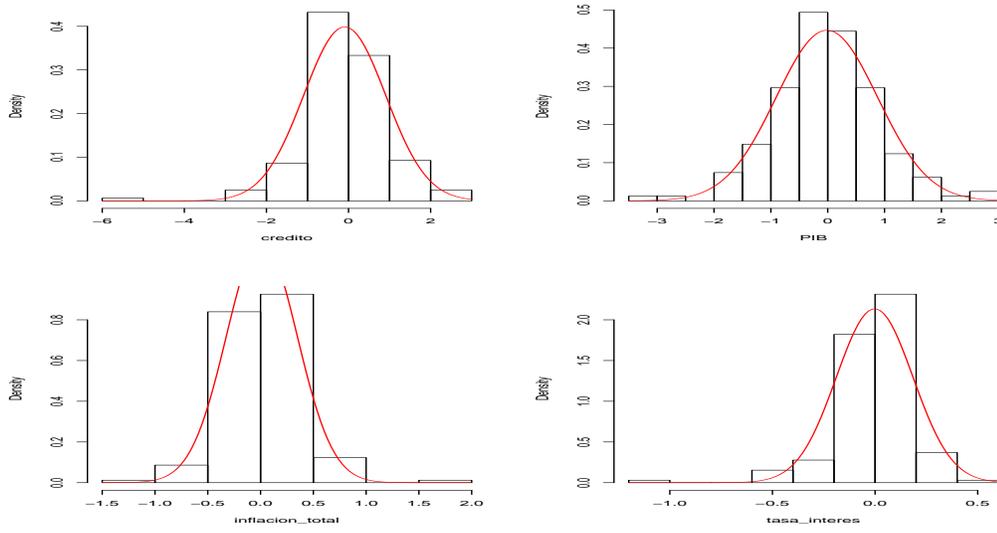
Modelo TVP-VAR-SV				
Test	Variable	Statistic	p value	Normality
Shapiro-Wilk	credito	0,9361	<0,001	NO
Shapiro-Wilk	PIB	0,9878	0,1703	YES
Shapiro-Wilk	inflacion_total	0,9175	<0,001	NO
Shapiro-Wilk	tasa_interes	0,9034	<0,001	NO

TABLA A.36. Pruebas de Normalidad univariada del modelo TVP-VAR

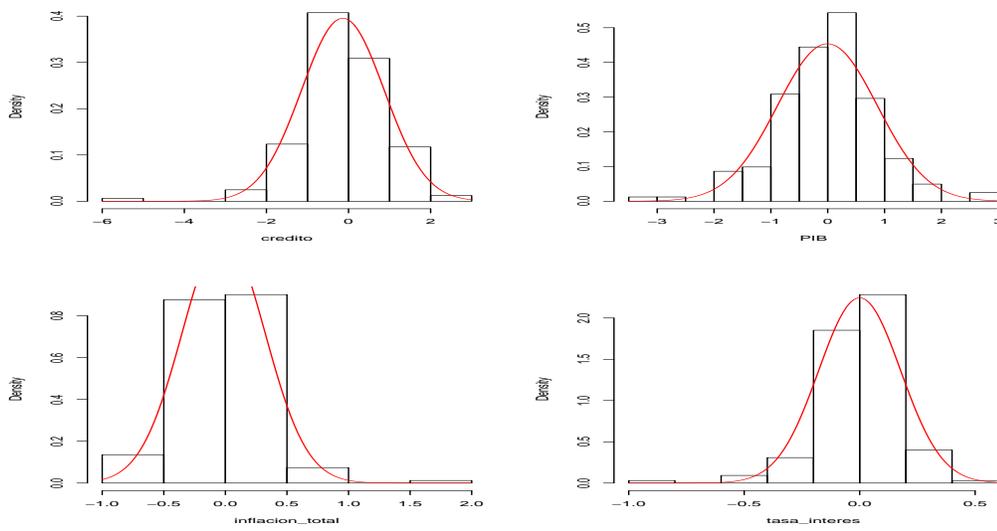
Modelo TVP-VAR				
Test	Variable	Statistic	p value	Normality
Shapiro-Wilk	credito	0,9551	<0,001	NO
Shapiro-Wilk	PIB	0,9862	0,1095	YES
Shapiro-Wilk	inflacion_total	0,9373	<0,001	NO
Shapiro-Wilk	tasa_interes	0,9313	<0,001	NO

TABLA A.37. Pruebas de Normalidad Multivariada

Test	TVP-VAR-SV		TVP-VAR	
	Estadístico	p value	Estadístico	p value
Doornik-Hansen	163,6269056	2,7875E-31	136,2849545	1,40429E-25
Henze-Zirkler	1,782298126	2,436E-11	1,431425251	1,46528E-06
Mardia Skewness	143,0877805	1,31E-20	109,9658918	1,99E-14
Mardia Kurtosis	16,16152011	0	14,0066671	0
Royston	96,63197343	5,1301E-20	76,82117152	8,20433E-16

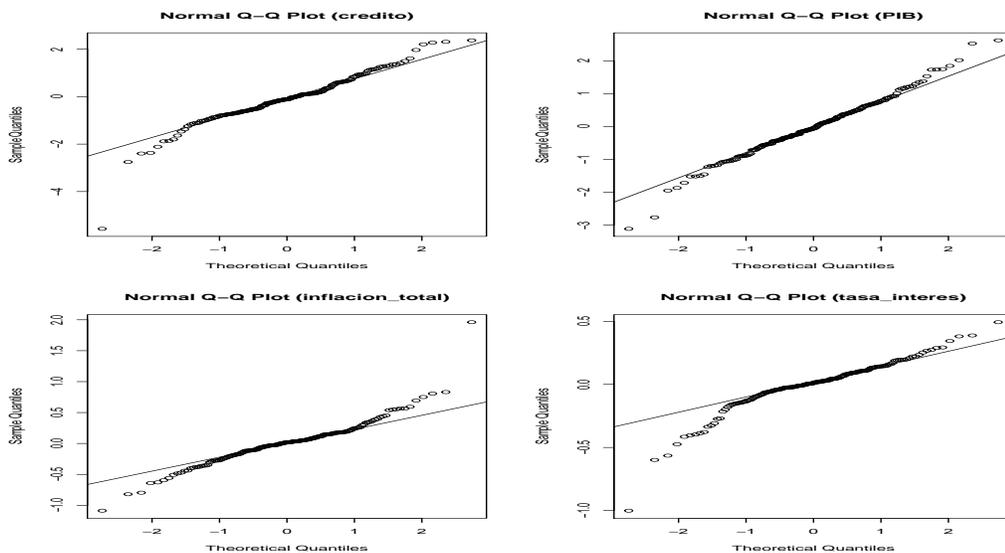


(A) Modelo TVP-VAR-SV

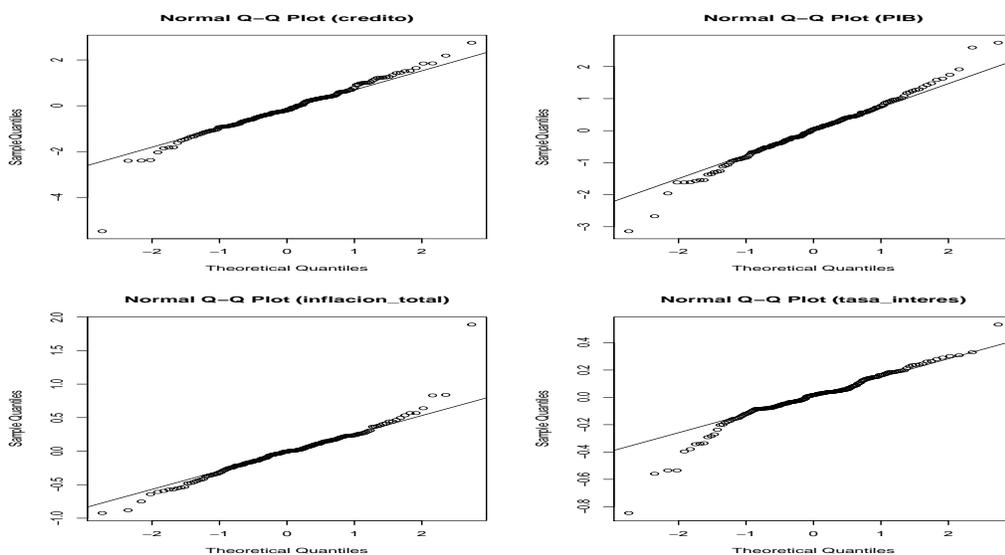


(B) Modelo TVP-VAR

FIGURA A.21. Histograma residuales (modelo A)



(A) Modelo TVP-VAR-SV



(B) Modelo TVP-VAR

FIGURA A.22. QQ plot residuales (modelo A)

A.6.2. Modelo B: Con inflación básica

TABLA A.38. Estadísticas descriptivas de los residuales del modelo TVP-VAR-SV

Modelo TVP-VAR-SV									
n=162 obs	Mean	Std.Dev	Median	Min	Max	25th	75th	Skew	Kurtosis
$CRED_t$	-0,10098	1,02876	-0,0949	-5,7147	2,4877	-0,6728	0,4614	-0,8694	4,8402
PIB_t	-0,0626	0,89623	-0,0645	-3,5944	2,2978	-0,5711	0,460	-0,2764	1,2428
π_t^{core}	-0,01751	0,23629	-0,0152	-1,1513	1,9696	-0,0809	0,0462	3,2204	32,81
r_t	-0,01489	0,18558	-0,0037	-1,0654	0,4294	-0,0841	0,0794	-1,6137	6,5559

TABLA A.39. Estadísticas descriptivas de los residuales del modelo TVP-VAR

Modelo TVP-VAR									
n=162 obs	Mean	Std.Dev	Median	Min	Max	25th	75th	Skew	Kurtosis
$CRED_t$	-0,0776	1,0303	-0,0858	-6,0334	2,6542	-0,6675	0,5245	-1,0000	5,9672
PIB_t	-0,0717	0,9000	-0,0980	-3,1797	2,5679	-0,5670	0,4641	-0,0922	0,7465
π_t^{core}	-0,0018	0,2305	0,0090	-0,8461	1,8282	-0,1195	0,0928	2,7412	23,7959
r_t	-0,0175	0,1871	-0,0112	-0,9455	0,3709	-0,1026	0,0944	-1,0241	3,4612

TABLA A.40. Pruebas de Normalidad univariada del modelo TVP-VAR-SV

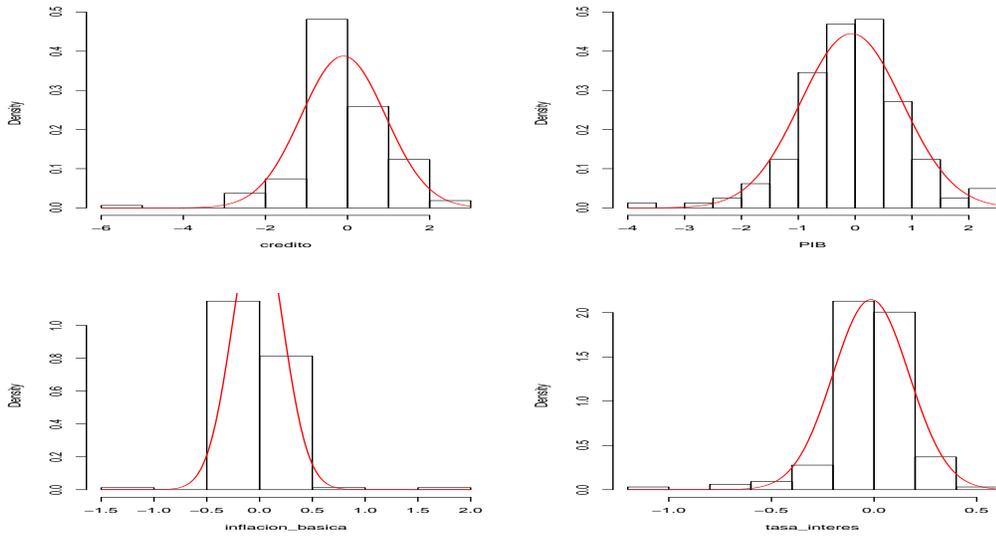
Modelo TVP-VAR-SV				
Test	Variable	Statistic	p value	Normality
Shapiro-Wilk	credito	0,9361	<0,001	NO
Shapiro-Wilk	PIB	0,9844	0,0653	YES
Shapiro-Wilk	inflacion_basica	0,6593	<0,001	NO
Shapiro-Wilk	tasa_interes	0,8937	<0,001	NO

TABLA A.41. Pruebas de Normalidad univariada del modelo TVP-VAR

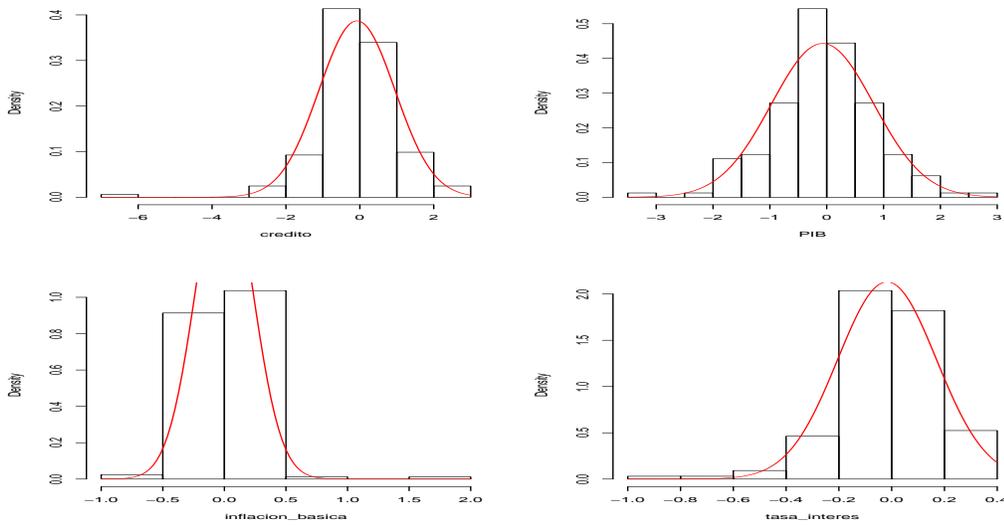
Modelo TVP-VAR				
Test	Variable	Statistic	p value	Normality
Shapiro-Wilk	credito	0,9334	<0,001	NO
Shapiro-Wilk	PIB	0,9902	0,3296	YES
Shapiro-Wilk	inflacion_basica	0,7803	<0,001	NO
Shapiro-Wilk	tasa_interes	0,9426	<0,001	NO

TABLA A.42. Pruebas de Normalidad Multivariada

Test	TVP-VAR-SV		TVP-VAR	
	Estadístico	p value	Estadístico	p value
Doornik-Hansen	163,6269056	2,7875E-31	136,2849545	1,40429E-25
Henze-Zirkler	1,782298126	2,436E-11	1,431425251	1,46528E-06
Mardia Skewness	143,0877805	1,31E-20	109,9658918	1,99E-14
Mardia Kurtosis	16,16152011	0	14,0066671	0
Royston	96,63197343	5,1301E-20	76,82117152	8,20433E-16

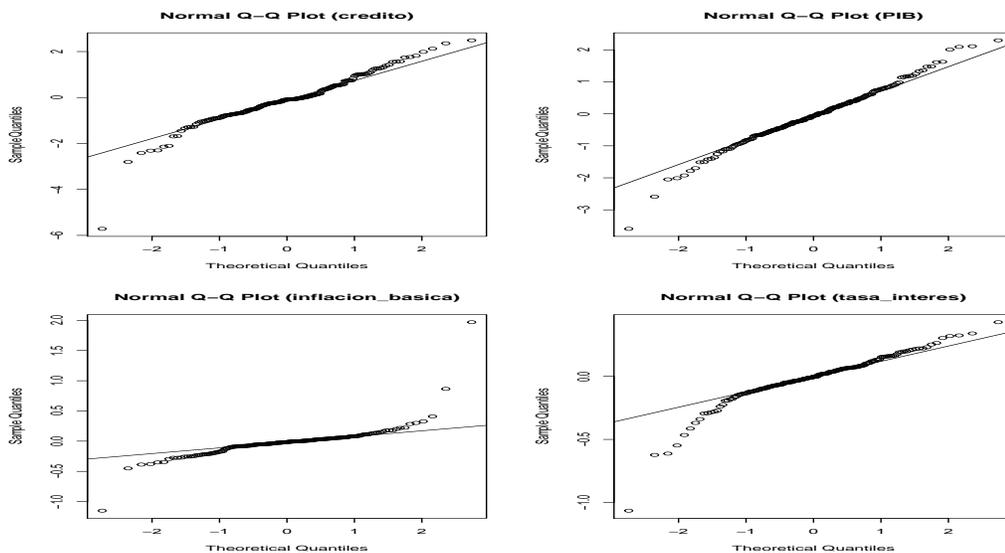


(A) Modelo TVP-VAR-SV

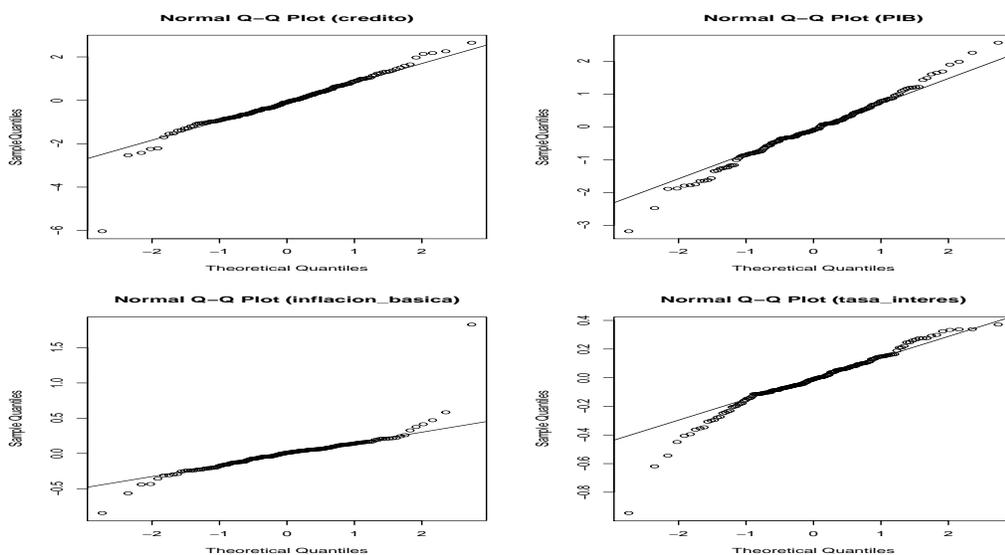


(B) Modelo TVP-VAR

FIGURA A.23. Histograma residuales (modelo B)



(A) Modelo TVP-VAR-SV



(B) Modelo TVP-VAR

FIGURA A.24. QQ plot residuales (modelo B)

Inferencia Bayesiana

A continuación se presenta un breve recuento de conceptos relacionados con la inferencia bayesiana relacionados con el desarrollo del presente trabajo. ¹

B.1. Conceptos de probabilidad

Definición B.1. Sean $(\Omega, \mathfrak{S}, P)$ un espacio de probabilidad. Si $A, B \in \mathfrak{S}$ con $P(A) > 0$, entonces se define la probabilidad del evento B bajo la condición A como sigue:

$$P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}$$

A esto se denomina la *probabilidad condicionada*, en este caso la probabilidad condicionada de B dado A.

Teorema B.1. teorema de probabilidad total Sea A_1, A_2, \dots , una partición finita o numerable de Ω , es decir $A_i \cap A_j = \Phi$ para todo $i \neq j$ y $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i = \Omega$, tal que $P(A_i) > 0$ para todo i . Entonces para cualquier $B \in \mathfrak{S}$ se satisface:

$$P(B) = \sum_n P(B|A_n)P(A_n)$$

Como **corolario** se obtiene el resultado conocido como **Regla de Bayes**. Sea A_1, A_2, \dots una partición finita o numerable de Ω con $P(A_i) > 0$ para todo i , entonces se satisface para todo $B \in \mathfrak{S}$ con $P(B) > 0$ lo siguiente:

¹Este apartado está basado en un trabajo previo de mi autoría (Ver Parra (2014)). Considero que esto complementa de manera importante el presente estudio por lo que tome ciertos segmentos de la investigación previamente desarrollada.

$$P(A_i|B) = \frac{P(A_i)P(B|A_i)}{\sum_j P(B|A_j)P(A_j)} \text{ para todo } i$$

Definición B.2. Un **proceso estocástico** es una colección de variables aleatorias $X = \{X_t\}$ con $t \in T$ y $T \neq \emptyset$, definidas todas sobre el mismo espacio de probabilidad, con valores en un espacio medible llamado espacio de estados. El conjunto de parámetros T se llama el dominio de definición del proceso. Se dice que X es real si las variables aleatorias X_t son de valor real para todo $t \in T$.

Si $X = \{X_t\}_{t \in T}$ es un proceso real, para cada $\omega \in \Omega$, la aplicación

$$t \mapsto X_t(\omega)$$

se denomina una trayectoria o ω -trayectoria o realización del proceso estocástico real.

Para un proceso estocástico $X = \{X_t\}_{t \in T}$, al fijar un conjunto de instantes finitos $M = \{0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_n\} \subseteq \mathbb{R}$ se obtiene un vector aleatorio

$$\begin{aligned} (X_{t_1}, \dots, X_{t_n}) : \Omega &\rightarrow \mathbb{R}^n \\ \omega &\mapsto (X_{t_1}(\omega), \dots, X_{t_n}(\omega)) \end{aligned}$$

La distribución de $(X_{t_1}, \dots, X_{t_n})$ está dada por:

$$P_M(A) = P_{t_1, \dots, t_n}(A) = (P \circ (X_{t_1}, \dots, X_{t_n})^{-1})(A) = P((X_{t_1}, \dots, X_{t_n}) \in A)$$

para A un booreliano en \mathbb{R}^n .

La familia de distribuciones de probabilidades $\{P_M\}_{M \subseteq T}$, $\emptyset \neq M \subseteq T$ finito se llama familia de distribuciones finito dimensionales del proceso estocástico X . Las propiedades pueden ser consultadas en Billingsley (1986) o en Blanco and Muñoz (2003).

Definición B.3. Sea $\{X\}$ un proceso estocástico, donde cada X_t asume una valor en el espacio Θ . El proceso $\{X_t\}$ es un *proceso de Markov*, si este tiene dentro de sus propiedades lo siguiente: dado el valor de X_t , los valores de X_j , $j > t$, no dependen de los valores de X_s , $s < t$. En otras palabras, $\{X_t\}$ es un *proceso de Markov* si su función de distribución condicional satisface:

$$P(X_j|X_s, s \leq t) = P(X_j|X_t), \quad h > t \tag{B.1}$$

Si $\{X\}$ es un proceso estocástico discreto, la anterior propiedad se vuelve:

$$P(X_j|X_t, X_{t-1}, \dots) = P(X_j|X_t), \quad h > t \tag{B.2}$$

Sea \mathbf{A} un subconjunto de Θ . La función:

$$P_t(\theta, j, \mathbf{A}) = P(X_j \in \mathbf{A}|X_t = \theta), \quad h > t \tag{B.3}$$

es llamada la función de transición del *proceso de Markov*. Si la probabilidad de transición depende de $h - t$, pero no de t , entonces el proceso tiene una distribución de transición estacionaria.

B.2. Filtro de Kalman

El filtro de Kalman (Ver Kalman (1960)) es un enfoque recursivo usado para estimar variables de estado en un sistema que está representado por un modelo dinámico y por un conjunto de observaciones disponibles². Este asume que en cada instante de tiempo, la función de densidad posterior del problema es gaussiana. En la práctica, al utilizar esta herramienta se habla a menudo de filtrado de las series a partir de la solución de un sistema de estado-espacio, pero éste también puede ser visto como un problema de inferencia bayesiana. Para mostrar lo anterior, se puede partir del siguiente sistema:

$$\begin{aligned} y_t &= H_t h_t + v_t && \text{(ecuación de observación-medida)} \\ h_t &= F_{t-1} h_{t-1} + \omega_{t-1} && \text{(ecuación de evolución-estado)} \end{aligned} \tag{B.4}$$

donde h_t es el estado del sistema en el momento t y está asociado a variables que no son observables, y_t son las observaciones conocidas en el momento t . F_{t-1} y H_t son matrices conocidas y $v_t \sim N(0, R_t)$ y $\omega_t \sim N(0, Q_t)$ son mutuamente independientes y están asociados con los términos de ruido en las ecuaciones de observación y de estado. R_t y Q_t son las varianzas de v_t y ω_t , respectivamente. En el enfoque bayesiano, (B.4) puede escribirse de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} y_t &\sim N(H_t h_t, R_t) \\ h_t &\sim N(F_{t-1} h_{t-1}, Q_{t-1}) \end{aligned} \tag{B.5}$$

El algoritmo del filtro de Kalman puede ser formulado como sigue (Ver Kalman (1960) y Chui and Chen (1991))

$$\begin{aligned} p(h_t | y_{1:(t-1)}) &= N_{h_t}(\hat{h}_{t|t-1}, P_{t|t-1}) \\ p(h_t | y_{1:t}) &= N_{h_t}(\hat{h}_{t|t}, P_{t|t}) \end{aligned} \tag{B.6}$$

Siguiendo la notación Chui and Chen (1991), las medias y las covarianzas del sistema (B.6) están expresadas³

²Bajo las condiciones de perturbaciones gaussianas y linealidad en el modelo, el filtro de Kalman encuentra una solución óptima.

³También se sugiere al lector Anderson and Moore (1979).

$$\begin{aligned}
\widehat{h}_{t|t-1} &= F_{t-1}\widehat{h}_{t-1|t-1} \\
P_{t|t-1} &= Q_{t-1} + F_{t-1}P_{t-1|t-1}F'_{t-1} \\
\widehat{h}_{t|t} &= \widehat{h}_{t|t-1} + K_t(y_t - H_t\widehat{h}_{t|t-1}) \\
P_{t|t} &= P_{t|t-1} - K_tS_tK'_t
\end{aligned} \tag{B.7}$$

donde $S_t = H_tP_{t|t-1}H'_t + R_t$ corresponde a la covarianza del términos de correctivo $(y_t - H_t\widehat{h}_{t|t-1})$ y $K_t = P_{t|t-1}H'_tS_t^{-1}$ es la ganancia del filtro. El filtro de Kalman calcula recursivamente la media y covarianza de la *posterior* $(p(h_t|y_{1:t}))$, lo cual bajo el supuesto de Gaussianidad, es una condición suficiente para conocer completamente la distribución (Ver demostración Kalman (1960) y Hamilton (1994)). Con ello, el algoritmo encuentra la solución óptima para el problema de estimación del sistema (B.4). No obstante, la *posterior* no es necesariamente Gaussiana en la práctica por lo que en esos casos el filtro deja de ser óptimo. Algo similar ocurre cuando el sistema no cumple con el supuesto de linealidad (Hamilton (1994)). En el contexto de los modelos de volatilidad estocástica no se cuenta con la propiedad de linealidad, por lo que la utilización de este algoritmo dificulta encontrar una solución óptima. En el presente documento se utilizó el algoritmo propuesto por Carter and Kohn (1996) que combina las propiedades del filtro de kalman y las bondades de las simulaciones de Monte Carlo para el caso de modelos no lineales como el estimado en este trabajo de tesis.

B.3. Simulaciones de Monte Carlo (MCMC)

Una alternativa para solucionar el sistema (B.4), cuando no se logra contar con todos los supuestos requeridos por el filtro de Kalman (linealidad, principalmente), son los métodos desarrollados en la teoría de simulaciones de Monte Carlo. En ellos la solución, sub-óptima, se encuentra mediante algoritmos de iteración que aproximan las integrales y las densidades de probabilidad del problema en cuestión.

Teniendo en cuenta la definición (B.3), el problema de inferencia que se plantea en este apartado utiliza las cadenas de Markov para simular un *proceso de Markov* sobre un espacio generado por los parámetros Θ , el cual tiene una distribución $P(\theta|\mathbf{Y})$, la cual se asume es conocida antes de iniciar la simulación. θ es un vector de parámetros ($\theta \in \Theta$) y \mathbf{Y} son los datos.

De esta manera, la clave en las simulaciones de Monte Carlo radica en crear un *proceso de Markov*, cuya distribución de transición estacionaria se especifica a través de $P(\theta|\mathbf{Y})$, y luego, se corre un número suficientemente grande de simulaciones con las que la distribución de los valores actuales del proceso se haga lo más cercana posible a la distribución de transición estacionaria. En general, los métodos que usan este tipo de simulaciones para obtener la distribución $P(\theta|\mathbf{Y})$ son denominados métodos MCMC (*Markov Chain Monte Carlo*).

B.3.1. Algoritmo de muestreo Gibbs

El algoritmo de muestreo de Gibbs (*Gibbs sampling*) de (Geman and Geman (1984), Gelfand and Smith (1990)) es el más popular de los métodos de MCMC. Para introducir la idea del muestreo de Gibbs enseguida se expone el funcionamiento de dicho procedimiento. Para comenzar, se supone que el problema a tratar busca la estimación de tres parámetros $(\Theta = (\theta_1, \theta_2, \theta_3))'$. Cabe señalar que la palabra parámetro en la descripción que se va a realizar en este apartado es usada en un sentido muy general. Por ejemplo, una observación faltante puede ser considerada como un parámetro dentro del campo de MCMC. De igual forma, un conjunto de variables no observables, tal como la volatilidad de un activo en cada momento del tiempo, también puede ser considerada como una agrupación de parámetros de tamaño T , donde T es el tamaño de muestra.

Suponga que se tienen tres parámetros no conocidos $(\Theta = (\theta_1, \theta_2, \theta_3))'$, una colección de datos disponibles \mathbf{Y} y una estructura o formulación de un modelo que relaciona los parámetros con los datos M . El objetivo es estimar los parámetros de la manera más óptima posible, lo cual puede hacerse mediante el ajuste e inferencia del modelo M y la maximización de la función de verosimilitud. Esta última se obtiene a través de la función de densidad conjunta $(f(\theta_1, \theta_2, \theta_3, \mathbf{Y}, M))$, que en adelante es referenciada en el texto como *la conjunta* de los parámetros. En la práctica, muchas veces no se cuenta con esta última, pero si se dispone de las funciones de densidad condicionadas de cada uno de los parámetros. En este ejemplo, se asume que las siguientes tres funciones de densidad condicionadas son conocidas:

$$f_1(\theta_1|\theta_2, \theta_3, \mathbf{Y}, M), \quad f_2(\theta_2|\theta_3, \theta_1, \mathbf{Y}, M), \quad f_3(\theta_3|\theta_1, \theta_2, \mathbf{Y}, M) \quad (\text{B.8})$$

donde $f_i(\theta_i|\theta_{l \neq i}, \mathbf{Y}, M)$ denota la función de densidad condicional de parámetros θ_i dado los datos, el modelo y los otros dos parámetros. En adelante en el texto se nombra a f_i como *la condicional* del parámetro i . Empíricamente, no se necesita conocer las formas exactas de las distribuciones condicionales, de hecho, se pueden generar selecciones de números o realizaciones aleatorias para cada de las tres funciones f_i . El algoritmo funciona de la siguiente manera:

Algoritmo de Muestreo de Gibbs (Gibbs Sampling)

1. Se parte de una condición inicial para los parámetros, es decir $\theta_{1,0}, \theta_{2,0}, \theta_{3,0}$ son conocidos. Donde $\theta_{i,j}$ indican i el número del parámetro y j el número de la simulación o iteración.
2. Se genera una muestra aleatoria de realizaciones de $f_1(\theta_1|\theta_{2,0}, \theta_{3,0}, \mathbf{Y}, M)$.
De allí, se obtiene una realización aleatoria para $\theta_{1,1}$, el parámetro 1 para la iteración 1.
3. Se genera una muestra aleatoria de realizaciones de $f_2(\theta_2|\theta_{3,0}, \theta_{1,1}, \mathbf{Y}, M)$.
Se incorpora el parámetro $\theta_{1,1}$ que se obtuvo en el paso anterior. A partir de esto, se puede tener una realización aleatoria para $\theta_{2,1}$, el parámetro 2 para la iteración 1.
4. Se genera una muestra aleatoria de realizaciones de $f_3(\theta_3|\theta_{1,1}, \theta_{2,1}, \mathbf{Y}, M)$.
Se incorporan los parámetros $\theta_{1,1}$ y $\theta_{2,1}$ que se obtuvieron en los dos pasos anteriores. A partir de esto, se puede tener una realización aleatoria para $\theta_{3,1}$, el parámetro 3 para la iteración 1.
5. Se repiten m veces los pasos 2 al 5. En cada iteración se actualizan f_1, f_2 y f_3 , condicionándolas sobre con los parámetros previamente hallados.
Con ello se obtienen los parámetros $\theta_{1,m}, \theta_{2,m}, \theta_{3,m}$ de las m iteraciones de la simulación.

Como resultado del algoritmo anterior, se logra tener una secuencia de realizaciones aleatorias de los parámetros:

$$(\theta_{1,1}, \theta_{2,1}, \theta_{3,1}), (\theta_{1,2}, \theta_{2,2}, \theta_{3,2}), \dots, (\theta_{1,m}, \theta_{2,m}, \theta_{3,m}). \quad (\text{B.9})$$

Bajo ciertas condiciones⁴, y para un número suficientemente alto de m , se puede mostrar que $(\theta_{1,m}, \theta_{2,m}, \theta_{3,m})$ es aproximadamente equivalente a una realización aleatoria proveniente de *la conjunta* de los tres parámetros. El teorema de convergencia incorporado en la teoría de cadenas de Markov (Ver Tierney (1994)) garantiza que dado un valor inicial arbitrario de los parámetros (*prior*), las iteraciones del algoritmo de Gibbs permite a los parámetros (θ) cambiar y vincularse completamente con el espacio (Θ).

Por último, es común cuando m es grande, que se descarten las primeras b observaciones con el fin de eliminar cualquier efecto que pueda generar sobre las simulaciones la adopción de la condición arbitraria inicial. A esto se le denomina *burn-in sample*. En este trabajo de tesis se tomaron los valores de m y de b de acuerdo al criterio de investigaciones previas (Ver Lopes and Tsay (2011)), sin embargo

⁴En general, esto hace referencia a que la función de distribución objetivo sea invariante en la cadena de Markov, es decir que la cadena sea ergódica y aperiódica. El lector puede consultar dichas propiedades en Robert and Casella (2004) y Gamerman and Lopes (2006).

si el lector quiere profundizar sobre el criterio de selección para b y para m puede consultar Gelman and Rubin (1992) y Raftery and Lewis (2010).

Bibliografía

- Abril, D., Melo, L. F., and Parra, D. (2016a). Impacto de la semana santa sobre los índices de producción sectoriales de la industria colombiana. *Revista de Economía del Rosario*, 19(1):59–84.
- Abril, D., Melo, L. F., and Parra, D. (2016b). Impactos de los fenómenos climáticos sobre el precio de los alimentos en Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, 34(80):146–158.
- Anderson, B. D. and Moore, J. B. (1979). *Optimal Filtering*. Dover Publications.
- Arango, L. E. and Arosemena, M. (2003). El tramo corto de la estructura a plazo como predictor de expectativas de inflación en Colombia. Technical report, Banco de la República. Borradores de Economía No. 264.
- Arango, L. E. and Flórez, L. (2008). Tramo corto de la curva de rendimientos, cambio de régimen inflacionario y expectativas de inflación en Colombia. Technical report, Banco de la República. Borradores de Economía No. 360.
- Arias, F., Garrido, D., Parra, D., and Rincón (2013). ¿responden los diferentes tipos de flujos de capitales a los mismos fundamentos y en el mismo grado? evidencia reciente para países emergentes. In Rincón, H. and Velasco, A. M., editors, *Flujos de capitales, choques externos y respuestas de política en países emergentes*, chapter 2, pages 53–82. Banco de la República and Universidad Externado de Colombia.
- Arize, A., Osang, T., and Slottje, D. (2000). Exchange Rate Volatility and Foreign Trade: evidence from thirteen LDCs. *Journal of Business and Economic Statistics*, 18(1):10–17.
- Bailey, M. and Tavlas, G. (1991). Exchange rate variability and direct investment. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 516(1):106–116.
- BanRep (2009). *Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República, marzo 2009*. Banco de la República.
- BanRep (2012). *Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República, marzo 2012*. Banco de la República.
- BanRep (2014). *Informe sobre Inflación, septiembre 2014*. Banco de la República.
- BanRep (2015). *Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República, marzo 2015*. Banco de la República.

- BanRep (2016a). *Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República, marzo 2016*. Banco de la República.
- BanRep (2016b). *Informe sobre Inflación, marzo 2016*. Banco de la República.
- Becerra, O. and Melo, L. (2006). Una aproximación a la dinámica de las tasas de interés de corto plazo en Colombia a través de modelos GARCH multivariados. Technical report, Banco de la República. Borradores de Economía No. 366.
- Becerra, O. and Melo, L. F. (2010). Metas de inflación y la transmisión de tasas de interés. In Mahadeva, L. and Jalil, M., editors, *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, chapter 2, pages 135–172. Banco de la República and Universidad Externado de Colombia.
- Beltrán-Saavedra, P. A. (2015). Precio del petróleo y el ajuste de las tasas de interés en las economías emergentes. Technical report, Banco de la República. Borradores de Economía No. 901.
- Bernanke, B. (1986). Alternative Explanations of the Money-income Correlations. Technical Report 25, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy.
- Bernanke, B. and Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 78-2:435–39.
- Bernanke, B., Laubach, T., Mishkin, F., and Posen, A. (1998). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton University Press.
- Bernanke, B. S. and Blinder, A. S. (1995). Is It Money or Credit, or Both, or Neither?: Credit, Money and Aggregate Demand. *American Economic Review*, 9.
- Bernanke, B. S., Boivin, J., and Elias, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (favar) approach. *The Quarterly journal of economics*, 120(1):387–422.
- Betancourt, R., Misas, M., and Bonilla, L. (2010). La transmisión de las tasas de interés en Colombia: un enfoque multivariado con cambio de régimen. In Mahadeva, L. and Jalil, M., editors, *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, chapter 3, pages 135–172. Banco de la República and Universidad Externado de Colombia.
- Billingsley, P. (1986). *Probability and Measure*. John Wiley and Sons, second edition.
- Blanco, L. and Muñoz, M. (2003). *Notas de Clase: Análisis Estocástico*. Universidad Nacional de Colombia, second edition.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31:307–327.
- Canova, F. and De Nicolò, G. (2002). Monetary disturbances matter for business fluctuations in the g-7. *Journal of Monetary Economics*, 49(6):1131–1159.
- Canova, F. and Gambetti, L. (2009). Structural Changes in the US Economy: Is there a Role for Monetary Policy? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33(2):477–490.

- Cárdenas-Hurtado, C. A., Garavito-Acosta, A. L., and Toro-Córdoba, J. H. (2018). Asymmetric effects of terms of trade shocks on tradable and non-tradable investment rates: The colombian case. Technical report, Banco de la República. Borradores de Economía No. 1043.
- Carter, C. K. and Kohn, R. (1996). Markov chain monte carlo in conditionally gaussian state space models. *Biometrika*, 83(3):589–601.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., and Evans, C. L. (1996). Identification and the effects of monetary policy shocks. *Financial Factors in Economic Stabilization and Growth*, pages 36–74.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., and Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In Taylor, J. B. and Woodford, M., editors, *Handbook of Macroeconomics*, chapter 2, pages 65–148.
- Chui, C. K. and Chen, G. (1991). *Kalman Filtering with Real-Time Applications*. New York: Springer-Verlag, second edition.
- Clavijo, S., Janna, M., and Munoz, S. (2004). La vivienda en colombia: sus determinantes socioeconómicos y financieros. Technical Report 300, Banco de la República.
- Cochrane, J. H. (1998). What do the vars mean? measuring the output effects of monetary policy. *Journal of monetary economics*, 41(2):277–300.
- Cogley, T. and Sargent, T. J. (2001). Evolving Post-world War II US Inflation Dynamics. *NBER macroeconomics annual*, 16:331–373.
- Cogley, T. and Sargent, T. J. (2005). Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US. *Review of Economic Dynamics*, 8(2):262–302.
- Dornbusch, R. (1987). Exchanges Rates and Prices. *American Economic Review*, 77(1):93–106.
- Echavarría, J. J., López, E., and Misas, M. (2009). Intervenciones cambiarias y política monetaria en colombia. un análisis de var estructural. Technical report, Banco de la República. Borradores de Economía No. 580.
- Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of uk inflation. *Econometrica*, 50(4):987–1008.
- Fleming, J. M. (1962). Domestic Financial Policies Under Fixed and Under Floating Exchange Rates. *International Monetary Fund Staff papers*, 9:369–380.
- Freixas, X. and Rochet, J. C. (1999). *Economía bancaria*. Antoni Bosch editor.
- Gamerman, D. and Lopes, H. (2006). *Markov Chain Monte Carlo: Stochastic Simulation for Bayesian Inference*. Chapman and Hall/CRC, second edition.
- Gelfand, A. E. and Smith, A. F. M. (1990). Sampling-based approaches to calculating marginal densities. *Journal of the American Statistical Association*, 85:398 – 409.
- Gelman, A. and Rubin, D. (1992). Inference from iterative simulation using multiple sequences. *Statistical Science*, 7:457–511.

- Geman, S. and Geman, D. (1984). Stochastic relaxation, gibbs distributions, and the Bayesian restoration of images. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 6:721–741.
- Giordani, P. (2004). An alternative explanation of the price puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 51(6):1271–1296.
- Gómez, J. E. and Morales, P. (2009). Bank Lending Channel of Monetary Policy: Evidence for Colombia using a firms Panel Data. Technical report, Banco de la República. Borradores de Economía No. 545.
- González, A., Rincón, H., and Rodríguez, N. (2010). La transmisión de los choques a la tasa de cambio sobre la inflación de los bienes importados en presencia de asimetrías. In Mahadeva, L. and Jalil, M., editors, *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, chapter 7, pages 135–172. Banco de la República and Universidad Externado de Colombia.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, first edition.
- Huertas, C., Jalil, M., Olarte, S., and Romero, J. V. (2005). Algunas consideraciones sobre el canal del crédito y la transmisión de tasas de interés en Colombia. Technical report, Banco de la República. Borradores de Economía No. 351.
- Isard, P. (1977). How far can we push the Law of One Price. *American Economic Review*, 67:942–948.
- Kalman, R. E. (1960). A new approach to linear filtering and prediction problems. *Journal of Basic Engineering*, 82(1):35–45.
- Kalmanovitz, S. (2013). El banco de la república y el desarrollo económico. In Alonso, G., editor, *Banco de la República: 90 años de la banca central en Colombia*, chapter 4, pages 32–46. Banco de la República.
- Kim, S. and Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural var approach. *Journal of Monetary Economics*, 45(3):561–586.
- Koop, G. (2003). *Bayesian Econometrics*. Wiley.
- Koop, G., Poirier, D. J., and Tobias, J. L. (2007). *Bayesian econometric methods*. Cambridge University Press.
- Korobilis, D. (2013). Assessing the transmission of monetary policy using time-varying parameter dynamic factor models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(2):157–179.
- Krolzig, H.-M. (1997). *Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems. Springer Science, Berlin.
- Krolzig, H.-M. (2000). *Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes*. Nuffield College Oxford.
- Lopes, H. F. and Tsay, R. S. (2011). Particle filters and bayesian inference in financial econometrics. *Journal of Forecasting*, 30(1):168–209.

- López, E. and Salamanca, A. (2010). Un análisis del efecto riqueza de la vivienda en la transmisión de la política monetaria en Colombia. In Mahadeva, L. and Jalil, M., editors, *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, chapter 7, pages 135–172. Banco de la República and Universidad Externado de Colombia.
- López, E., Vargas, H., and Rodríguez, N. (2017). La estrategia de inflación objetivo en Colombia. In Uribe, J. D., editor, *Historia del Banco de la República, 1923-2015*, chapter 11, pages 465–540. Banco de la República.
- López, M. (2005). House Prices and Monetary Policy in Colombia. Technical Report 372, Banco de la República.
- Lozano, I. (2009). Caracterización de la política fiscal en Colombia y análisis de su postura frente a la crisis internacional. Technical report, Banco de la República. Borradores de Economía No. 566.
- Melo, L. F. and Granados, J. (2012). Expectativas y prima por riesgo inflacionario con una medida de compensación a la inflación. *El trimestre económico*, 79(316):839–864.
- Melo, L. F. and Parra, D. (2015). Efectos calendario sobre la producción industrial en Colombia. Technical report, Banco de la República. Borradores de Economía No. 820.
- Melo, L. F. and Riascos, A. (2004). Sobre los efectos de la política monetaria en Colombia. *Revista de Ensayos de Política Económica (ESPE)*, 45(1):172–221.
- Mishkin, F. (1996). The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. *NBER Working Paper*, Num 5464.
- Mishkin, F. (2001). The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy. Technical report, National bureau of economic research.
- Modigliani, F. and Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3):261–297.
- Mumtaz, H. and Theodoridis, K. (2017). The changing transmission of uncertainty shocks in the US. *Journal of Business & Economic Statistics*, pages 1–14.
- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(04):475–485.
- Nakajima, J., Kasuya, M., and Watanabe, T. (2011). Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy. *Journal of the Japanese and International Economies*, 25(3):225–245.
- Parra, D. (2014). Estimación de la volatilidad de la tasa de cambio peso-dólar a través de un modelo de volatilidad estocástica. Tesis de maestría, Universidad Nacional de Colombia.
- Parra, J. C. (2010). La sensibilidad de los precios del consumidor a la tasa de cambio en Colombia: Una medición de largo plazo. In Mahadeva, L. and Jalil, M., editors, *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, chapter 9, pages 135–172. Banco de la República and Universidad Externado de Colombia.

- Primiceri, G. E. (2005). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *Review of Economic Studies*, 72(3):821–852.
- Raftery, A. and Lewis, S. (2010). How many iterations in the Gibbs Sampler? In Bernardo, J., Berger, J., Dawid, A., and Smith, A., editors, *Bayesian Statistics*, volume 4, pages 763–773. Oxford University Press.
- Restrepo, M. and Restrepo, D. (2006). ¿ existe el canal del crédito bancario?: evidencia para colombia en el período 1995-2005. *Revista Perfil de Coyuntura Económica*, (8):121–140.
- Restrepo, M. and Restrepo, D. (2007). El canal del crédito bancario en colombia: 1995-2005. una aproximación mediante modelos de umbral. *Lecturas de Economía*, 67:99–118.
- Rincón, H., Caicedo, E., and Rodríguez, N. (2005). Exchange rate pass-through effects: A disaggregate analysis of colombian imports of manufactured goods. Technical report, Banco de la República. Borradores de Economía No. 330.
- Rincón, H. and Rodríguez, N. (2016). Nonlinear pass-through of exchange rate shocks on inflation: A bayesian smooth transition var approach. Technical report, Banco de la República. Borradores de Economía No. 930.
- Robert, C. P. and Casella, G. (2004). *Monte Carlo Statistical Methods*. New York: Springer Press, second edition.
- Romer, D. and Chow, C. (2006). *Advanced Macroeconomic Theory*. McGraw-hill, third edition.
- Rudebusch, G. D. (1998). Do measures of monetary policy in a var make sense? *International economic review*, pages 907–931.
- Sarno, L. and Taylor, M. (2002). *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge university press.
- Shephard, N. and Pitt, M. K. (1997). Likelihood analysis of non-gaussian measurement time series. *Biometrika*, 84:653–667.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 48(1):1–48.
- Sims, C. A. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European economic review*, 36(5):975–1000.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (2002). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(2):147–162.
- Svensson, L. (2005). Optimal inflation target: Further developments of inflation targeting. In Schmidt-Hebbel, K., editor, *Monetary Policy under Inflation Targeting*. Central Bank of Chile.
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, 44(7):1389–1408.
- Tierney, L. (1994). Markov chains for exploring posterior distributions. *Annals of Statistics*, 22:1701–1762.

-
- Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1):15–29.
- Toro, J., Mora, R., and Parra, D. (2013). Flujos de capital, la crisis financiera internacional y los desbalances macroeconómicos. In Rincón, H. and Velasco, A. M., editors, *Flujos de capitales, choques externos y respuestas de política en países emergentes*, chapter 1, pages 1–52. Banco de la República and Universidad Externado de Colombia.
- Villar, L., Romero, J. V., and Pábon, C. (2015). Política cambiaria, monetaria y fiscal: ¿ha aprendido Colombia a mitigar los efectos de las crisis? Technical report, Fedesarrollo. Reportes de investigación No. 30.