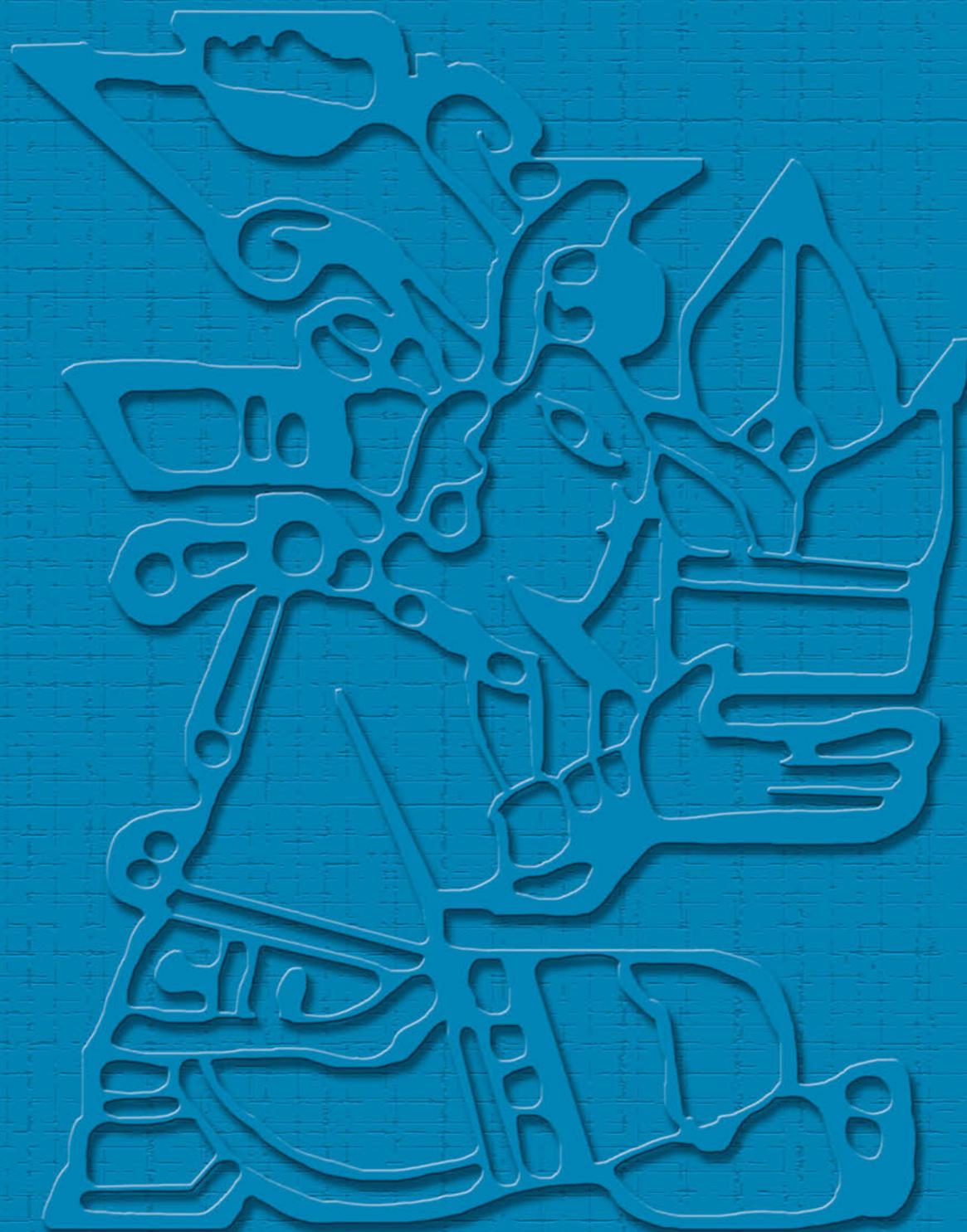




Banca Central

No. 76 - julio / diciembre - 2018 - Año XXVII - Guatemala, C. A.



BANCO DE GUATEMALA

7a. avenida 22-01, zona 1, Guatemala, C. A.

Apartado Postal: 365

Teléfono: PBX (502) 2429 6000 / 2485 6000

Télex: 5231 / 5461

Fax: (502) 22534035

Telegramas: GUATEBANCO

Página Internet: www.banguat.gob.gt

BANCA CENTRAL NO. 76

(julio-diciembre 2018)

Consejo Editorial

DIRECTOR

JOHNY RUBELCY GRAMAJO MARROQUÍN

CONSEJEROS

EDGAR ROLANDO LEMUS RAMÍREZ

LEONEL MORENO MÉRIDA

JUAN CARLOS CASTAÑEDA FUENTES

CARLOS EDUARDO CASTILLO

COORDINACIÓN

IVAR ERNESTO ROMERO CHINCHILLA

PRODUCCIÓN

SERGIO ARMANDO HERNÁNDEZ RODAS

RONALD VINICIO RUIZ ALONZO

LEONEL ENRIQUE DUBÓN QUIÑONEZ

DIAGRAMACIÓN

PEDRO MARCOS SANTA CRUZ LÓPEZ

SERVICIOS SECRETARIALES

ANA LUCERO HERRARTE PANTALEÓN

EDICIÓN

JUAN FRANCISCO SAGÜÍ ARGUETA

IMPRESO POR

RAQUEL GONZÁLEZ

Banca Central es una publicación semestral, divulgativa del pensamiento institucional del Banco de Guatemala. Debido a que es una Revista de amplio criterio, también está abierta a ideas no necesariamente coincidentes con las del Banco.

Los colaboradores de la Revista son entera y exclusivamente responsables por sus opiniones y, por consiguiente, estas no reflejan la posición oficial del Banco, a menos que ello se haga constar expresamente.

Es libre la reproducción de los artículos, gráficas y cifras que figuren en la Revista, siempre y cuando se mencione la fuente.

Toda correspondencia deberá dirigirse a: Revista *Banca Central*, Banco de Guatemala, 7ª. avenida, 22-01, zona 1. Código Postal No. 01001.

ÍNDICE

Presentación 3

Trabajos premiados en el Certamen Permanente de Investigación sobre Temas de Interés para la Banca Central "Dr. Manuel Noriega Morales", edición 2017-2018

Primer Lugar

Análisis del canal del crédito en presencia de racionamiento: evidencia para Centroamérica y la República Dominicana 5

*Miguel Alejandro Jiménez Polanco,
Francisco Alberto Ramírez de León*

Segundo Lugar

Flujo de remesas, enfermedad holandesa y desempleo: un Modelo TVP-VAR Bayesiano para la economía guatemalteca 21

Eduardo Enrique Samayoa Alvarado

Tercer Lugar

Construcción de una base de datos para el sector inmobiliario en Guatemala con una aplicación en el análisis de precios hedónicos 43

*Jesús Gilberto Otero Cardona,
Jeisson Arley Cardenas Rubio*

Mención Honorífica

Las comunicaciones del Banco de Guatemala y sus efectos en las expectativas de inflación privadas: un análisis usando minería de textos 59

Jeannie Mary Rodriguez

Secciones permanentes

Junta Monetaria 73

Autoridades y funcionarios superiores del Banco de Guatemala 74

Red nacional de Bibliotecas del Banco de Guatemala 75



La revista **Banca Central** publica en su edición de julio-diciembre 2018 los trabajos premiados en el Certamen Permanente de Investigación sobre Temas de Interés para la Banca Central “Dr. Manuel Noriega Morales”, 2017-2018.

El **Primer Lugar** fue otorgado a los autores dominicanos **Miguel Alejandro Jiménez Polanco** y **Francisco Alberto Ramírez de León** por su investigación *Análisis del canal del crédito en presencia de racionamiento: evidencia para Centroamérica y la República Dominicana*, en la cual tratan sobre los determinantes del crédito privado y su vínculo con la política monetaria, para las economías de Centroamérica y República Dominicana, en el lapso 2006-2017. Los autores utilizan un modelo de desequilibrio para estimar funciones de oferta y demanda de crédito y analizan los episodios de racionamiento. Jiménez y Ramírez encuentran evidencia de racionamiento de crédito para las economías estudiadas, con excepción de Guatemala. Consideran esta evidencia para indagar sobre la existencia de un mecanismo de transmisión de la política monetaria a través del canal de crédito para cada una de las economías tratadas. También incorporan la información relativa a la demanda y oferta de crédito privado, para verificar que un choque contractivo de política monetaria reduce la cantidad de crédito disponible (oferta) en la economía, paralelamente con la contracción del producto y la inflación.

El **Segundo Lugar** correspondió al trabajo *Flujo de remesas, enfermedad holandesa y desempleo: un Modelo TVP-VAR Bayesiano para la economía guatemalteca*, del investigador guatemalteco **Eduardo Enrique Samayoa Alvarado**, quien, usando métodos bayesianos y datos trimestrales de Guatemala, estima un modelo de Vectores Autorregresivos con Parámetros Variantes en el Tiempo (TVP-VAR) para examinar el impacto de las remesas en las principales variables macroeconómicas. Los resultados le muestran que un incremento en el flujo de remesas causa que la composición de la relación del valor agregado del sector transable respecto al no transable cambie a favor del producto no transable, impulsando una reasignación de recursos que ponen en peligro el desempeño del sector transable guatemalteco. Advierte Samayoa que no solo el fenómeno de la enfermedad holandesa se hace presente, sino que también un *shock* en las remesas provoca un aumento en la tasa de desempleo. Afirma el autor que las remesas son pro cíclicas con el producto, lo cual significa que las remesas están impulsadas por ganancias. Los hallazgos empíricos le muestran que la tasa de desempleo aumenta como resultado de un incremento en el flujo de remesas, lo que puede interpretarse como evidencia de que una proporción de las remesas está impulsada por motivaciones altruistas. Los métodos cuantitativos implementados por Samayoa le permitieron distinguir que en general los años 2002 y 2016 no fueron tan sensibles a los *shocks* como lo fueron en el lapso 2008-2010.



Deidad maya que aparece en los billetes de veinte quetzales. Es una estilización elaborada por el pintor guatemalteco Alfredo Gálvez Suárez que tomó la figura representada en la página doce del Códice Maya, conservado en la biblioteca de Dresde, Alemania. Dicha figura fue identificada por los historiadores J. Antonio Villacorta C. y Carlos A. Villacorta en su libro *Códices Mayas*—impreso en la Tipografía Nacional de Guatemala en 1930— como “Dios E: con un vaso de plantas en las manos y una cruz en el adorno de la cabeza. Su signo está en el jeroglífico 2; representa la divinidad del maíz o de la agricultura, llamada *Yun Kax*”.

Los autores colombianos **Jesús Gilberto Otero Cardona** y **Jeisson Arley Cardenas Rubio** se hicieron acreedores al **Tercer Lugar** con su investigación *Construcción de una base de datos para el sector inmobiliario en Guatemala con una aplicación en el análisis de precios hedónicos*, en el que exponen que la vivienda es probablemente el activo más importante del portafolio financiero de los hogares y en virtud de ello la literatura económica en el área de economía urbana le ha dedicado un esfuerzo considerable al estudio del comportamiento de los precios de la vivienda a través del tiempo y del espacio. Exponen que en las últimas décadas trabajos de diversos autores han identificado efectos de propagación, en los que las variaciones en los precios de la vivienda en una región tienden a afectar los de otros lugares. La magnitud de estos efectos a su vez, argumentan, depende de consideraciones espaciales, flujos de migración y transferencias de propiedad, entre otros factores. Otero y Cardenas añaden que el aspecto a resaltarse aquí es que para el estudio de dichos efectos de propagación, tanto a nivel macroeconómico como microeconómico, se requiere de información de precios y características de la vivienda con un alto nivel de desagregación.

El jurado calificador otorgó **Mención Honorífica** al trabajo *Las comunicaciones del Banco de Guatemala y sus efectos en las expectativas de inflación privadas: un análisis usando minería de textos*, de la autora estadounidense **Jeannie Mary Rodriguez**, quien en su investigación tiene como propósitos implementar, por primera vez, un enfoque basado en minería de textos a la política monetaria en Guatemala, centrando en particular su interés en los comunicados de prensa emitidos por la Junta Monetaria, órgano máximo del banco central guatemalteco. Los algoritmos de minería de textos utilizados le permitieron evaluar de manera cuantitativa y empírica la comunicación del banco central, con lo cual pudo inferir los factores más importantes y los riesgos relevantes en la conducción de la política monetaria en Guatemala, usando solo documentos textuales como *input* y sin necesidad de recurrir a estadísticas (numéricas) oficiales del país. Otro de los objetivos de Rodriguez fue evaluar el efecto de los comunicados del Banco de Guatemala en las expectativas de inflación, tal como sugieren la teoría económica y los recientes estudios publicados sobre las estrategias de comunicación de un banco central, en un contexto de metas explícitas de inflación.

Análisis del canal del crédito en presencia de racionamiento: evidencia para Centroamérica y la República Dominicana

Miguel Alejandro Jiménez Polanco,
Francisco Alberto Ramírez de León

Resumen

Esta investigación trata sobre los determinantes del crédito privado y su vínculo con la política monetaria, para las economías de Centroamérica y la República Dominicana (CARD), durante el periodo 2006-2017. Utilizando un modelo de desequilibrio, se estiman funciones de oferta y demanda de crédito y se analizan los episodios de racionamiento (*credit crunch*). Se encuentra evidencia de racionamiento de crédito para las economías bajo estudio en el periodo señalado, con excepción de Guatemala. Asimismo, tomando en consideración esta evidencia, se indaga sobre la existencia de un mecanismo de transmisión de la política monetaria a través del canal de crédito para cada una de las economías de CARD. En particular, incorporando la información relativa a la demanda y oferta de crédito privado, se verifica que un choque contractivo de política monetaria reduce la cantidad de crédito disponible (oferta) en la economía, paralelamente con la contracción del producto y la inflación. Estos resultados relativos al canal del crédito se observan para todas las economías consideradas, con la excepción de Costa Rica.

1. Introducción

Entre 1970 y 2015 el crédito bancario al sector privado como proporción del Producto Interno Bruto (PIB) en las economías de Centroamérica y la República Dominicana se ha triplicado, al pasar de un promedio alrededor de 15% a 45%. Este proceso de profundización financiera ha venido acompañado de la modernización de la política monetaria en las economías mencionadas, en las cuales cada vez es más frecuente el uso de instrumentos de política monetaria cuyos efectos sobre las variables objetivo como inflación, crecimiento y tipos

de cambio, se materializan a través del impacto sobre las condiciones crediticias en el sistema bancario.

La literatura sobre mecanismos de transmisión advierte que el cambio en las condiciones monetarias inducido por el Banco Central, tiene impacto sobre los objetivos finales a través de distintos canales: tasas de interés, expectativas, tipo de cambio y el denominado canal del crédito. En cuanto a este último canal, los choques monetarios contractivos impactan negativamente los balances de las instituciones financieras e induciendo el racionamiento de la oferta de crédito.

La evidencia para los países de la región CARD en torno a los determinantes del crédito, los episodios de racionamiento crediticio y el rol que juega el canal del crédito bancario como mecanismo de transmisión de la política monetaria es escasa. A excepción de los trabajos sobre la existencia de un canal del crédito de Mayorga y Torres (2004), Castillo et al (2008) y Barquero y Vázquez (2012), todos estos para Costa Rica; Bencosme (2007) y Ramírez (2012) para la República Dominicana; Barquero y Treminio (2017) para Nicaragua; y el estudio sobre los determinantes del crédito de Miranda (2011) también para Nicaragua, no existen trabajos de estos tópicos para los demás países de la región, y que evalúen la implicancia de la presencia de episodios de racionamiento y su interacción con la política monetaria.

En ese sentido, el propósito de este documento es estudiar los determinantes del crédito privado y evaluar la hipótesis de la existencia de un canal del crédito bancario como mecanismo de transmisión de la política monetaria, para las economías de Centroamérica y la República Dominicana (CARD). Mediante un modelo de desequilibrio, se estiman funciones de oferta y

demanda de crédito para cada una de las economías de CARD. Este análisis permite identificar la existencia de episodios de racionamiento crediticio (*credit crunch*) en la región. Luego, con la información obtenida de dichas funciones, se levanta evidencia sobre la existencia del canal del crédito bancario como mecanismo de transmisión de la política monetaria.

Con esta estrategia empírica se busca contribuir a la literatura empírica sobre los determinantes del crédito, los episodios de racionamiento crediticio, y la existencia de este canal como mecanismo de transmisión de la política monetaria para los países de la región CARD.

Los resultados sugieren que para las economías bajo estudio se pueden identificar las ofertas y demandas de crédito, y en particular, con excepción del caso de Guatemala, la existencia de periodos de racionamiento de la oferta de crédito y periodos de rápida expansión de las condiciones crediticias.

El análisis impulso-respuesta, estimadas a partir de un modelo VAR que incorpora la oferta y demanda estimadas, sugiere que las innovaciones de la política monetaria tienen efectos contractivos sobre el producto y la inflación y las variables del mercado de préstamos. En particular, exceptuando el caso de Costa Rica, se evidencia una contracción de la oferta de crédito en los periodos subsiguientes del choque de política monetaria, lo que sugiere un rol activo del canal de crédito como mecanismo de transmisión de la política monetaria.

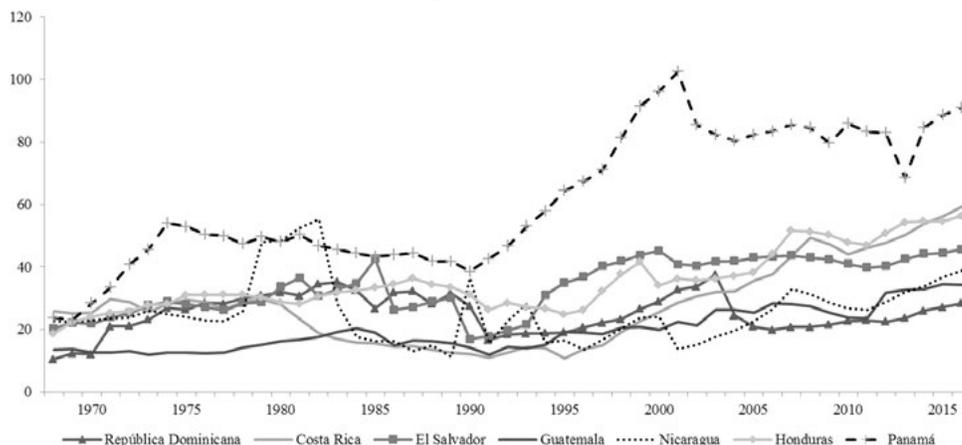
El resto del documento abunda sobre los argumentos esbozados y está estructurado de la siguiente manera: la sección 2 presenta la evolución histórica del crédito doméstico privado para las economías de Centroamérica y la República

Dominicana. La sección 3 enumera una revisión exhaustiva sobre el canal del crédito como mecanismo de transmisión de la política monetaria, así como de los determinantes del crédito. La sección 4 explica la estrategia empírica del documento. Primero, se describe la identificación y estimación de la oferta y la demanda de crédito del sector privado en el contexto de un modelo de desequilibrios de mercado y luego, se explica la estimación de un vector autorregresivo estructural (SVAR), que incorpora la información de la demanda y oferta de crédito obtenida en la etapa previa. La sección 5 presenta una descripción detallada de los datos utilizados. Mientras que los resultados se muestran en la sección 6. Finalmente, la sección 7 resume las conclusiones del estudio.

2. Evolución del crédito privado en Centroamérica y la República Dominicana

Durante las últimas cinco décadas el crédito al sector privado como porcentaje del PIB muestra una tendencia positiva en la región de Centroamérica y la República Dominicana. Al inspeccionar el gráfico 1, se puede visualizar que el crédito doméstico privado como porcentaje del PIB, pasó de niveles entre 10 y 25% del PIB en 1968 a niveles de 28 a 91% del PIB en 2016. Dicho aumento es debido, en parte, al crecimiento y profundización del sector bancario en la región. En todos los países, el crédito privado doméstico como porcentaje del PIB al año 2016 se duplicó, con relación a su valor inicial de 1968, con excepción de Nicaragua. Otro hecho importante es que el crédito privado en Honduras y Panamá (medido por esta razón) se triplicó, pasando de 18% y 23% en 1968 a 56% y 91% en 2016.

Gráfico I. Evolución histórica del crédito doméstico privado por país, 1968-2016 (Centroamérica y la República Dominicana, como % del PIB)



Fuente: Elaboración de los autores con datos del Banco Mundial

De igual manera, al analizar el crédito doméstico privado como porcentaje del PIB para distintos periodos (cuadro I), se desprenden algunos resultados importantes. Primero, en la República Dominicana y Nicaragua el crédito se ha mostrado estable, oscilando entre el 20 y el 27% del PIB para los distintos periodos muestrales. Para Costa Rica, esta razón ha aumentado significativamente, pasando de 15% en el periodo 1990-2000 a 42% del PIB para el periodo 2000-2016. Mientras que para El Salvador, Guatemala y Honduras, en el periodo 2000-2016 la razón crédito/PIB creció, al compararse con el periodo de 1990-2000. Llama la atención el caso de Panamá, donde esta razón fue de 85% en el periodo 2000-2016.

Cuadro I. Promedio del crédito doméstico al sector privado (% del PIB)

País	1968-2016	1990-2000	2000-2016
República Dominicana	25.1	21.9	25.5
Costa Rica	28.0	15.5	42.3
El Salvador	33.8	31.8	42.5
Guatemala	19.6	17.0	27.3
Nicaragua	25.5	21.2	26.8
Honduras	35.4	30.6	45.9
Panamá	61.4	64.6	85.1

Fuente: Elaboración de los autores con datos del Banco Mundial

Al analizar los préstamos reales al sector privado por destino económico (véase gráfico A1, sección de anexos), se extraen varias conclusiones generales para todos los países. Primero, los préstamos al sector privado deflactados por el IPC general del país en cuestión, han ido incrementando con el paso del tiempo. Segundo, para todos los países, los préstamos al consumo constituyen la mayor proporción de la composición del crédito privado por destino económico. También, se observa que hay otros destinos económicos importantes, tales como los préstamos a la vivienda o actividades inmobiliarias, los préstamos al comercio y préstamos al sector servicio.

3. Revisión de literatura

3.1. Mecanismos de transmisión de la política monetaria: el canal del crédito

Se define como mecanismos de transmisión de la política monetaria a la forma en que las acciones de política de un Banco Central afectan la actividad real y los precios. Los trabajos empíricos sobre este tema tienen como objetivo cuantificar los efectos de la política monetaria sobre las variables macroeconómicas en términos de magnitud,

dinámica y duración del choque (ver ejemplos en Romer y Romer (1989), Bernanke y Blinder (1992); Christiano, Eichenbaum y Evans (1994); Christiano, Eichenbaum y Evans (1996); Gordon y Leeper (1994) para los EE UU; Cushman y Tao (1995) para las economías pequeñas y abiertas con tipo de cambio flexible y Kim (1999) para las economías del G7).

Mishkin (1995) identifica 4 mecanismos de transmisión monetaria: el canal de las tasas de interés, el canal del tipo de cambio, el canal del precio de los activos y el canal del crédito. En lo que concierne a este último, este se manifiesta en dos vertientes: por un lado, el canal de préstamos bancarios y, por otro, el canal de las hojas de balance (Bernanke y Gertler, 1995). Según estos últimos, el canal de la hoja de balance hace énfasis en el impacto potencial de los cambios de la política monetaria en las hojas de balance de los prestatarios y sus estados de ingresos, incluyendo variables tales como la riqueza neta, el flujo de caja y los activos líquidos. Mientras que el canal de los préstamos bancarios, se enfoca más en los posibles efectos que tienen las acciones de política monetaria, sobre la oferta de préstamos por parte de las instituciones de depósito.

Bernanke y Gertler (1995) explican que un endurecimiento de la política monetaria debilita de manera *directa* las hojas de balance de los prestatarios de dos maneras. Primero, un incremento de la tasa de interés eleva los costos de las empresas por concepto de pagos interés, reduciendo así el flujo de caja neto y debilitando la posición financiera de los prestatarios. Segundo, una subida de las tasas de interés está típicamente asociada con una caída del precio de los activos que, entre otras cosas, produce una caída en el valor del colateral de los prestatarios.

Del mismo modo, Bernanke y Gertler (1995) señalan que un endurecimiento de la política monetaria puede que reduzca los flujos de caja neto y el valor del colateral de una empresa de manera *indirecta*. Un endurecimiento de la política monetaria hace que disminuya el gasto de los consumidores. Esto hace que los ingresos de una empresa caigan, mientras que sus costos fijos o cuasi fijos (pago de intereses y salarios) no se ajuntan en el corto plazo. Por lo tanto, el incremento de la brecha entre los recursos utilizados por la firma y la fuente de ingresos, afectan negativamente la riqueza neta y solvencia de la empresa.

Sobre el canal de los préstamos bancarios, Bernanke y Gertler (1995) resaltan que la política monetaria también

puede afectar la prima externa financiera, desplazando la oferta de crédito intermedio, particularmente, los préstamos de los bancos comerciales. Si la oferta de préstamos se interrumpe, los prestatarios dependientes del crédito bancario (generalmente, las pequeñas y medianas empresas) se verían forzados a incurrir en costos asociados a la búsqueda de un nuevo prestamista o establecer una nueva relación de crédito. Por lo tanto, una reducción del crédito bancario, relativa a otras formas de crédito, podría reducir la actividad real.

Para la región de Centroamérica y la República Dominicana (CARD) existen varios trabajos que documentan hallazgos empíricos sobre el canal del crédito como mecanismo de transmisión de política monetaria. Los estudios empíricos de Mayorga y Torres (2004), Bencosme (2007), Castillo et al (2008), Barquero y Vázquez (2012), y Barquero y Treminio (2017) versan sobre la existencia de un canal del crédito para distintos países de CARD.

Para el caso de Costa Rica, Mayorga y Torres (2004) muestran que el canal de transmisión del crédito bancario al sector privado no es importante. Los autores resaltan que aunque las innovaciones de la tasa de interés de política monetaria influyen en las condiciones del mercado crediticio, no hay consecuencias significativas sobre el crecimiento del PIB y la inflación. No obstante, Castillo et al (2008) señalan que si bien es cierto que este canal no es importante al utilizarse datos hasta 2006, cuando se incluye el periodo de mayor flexibilidad cambiaria, el canal del crédito comienza a adquirir cierta relevancia, pero con un rezago mayor a los quince meses. Por lo tanto, estos autores consideran que no es un canal oportuno para influir sobre el producto y los precios. También observan que un choque crediticio directo aumenta el gasto de consumo final. Por último, utilizando un enfoque con microdatos, Barquero y Vázquez (2012) encuentran que existe un mecanismo de transmisión de la tasa de interés al crédito, pero solamente los bancos privados muestran evidencia de este canal.

Bencosme (2007) muestra evidencia a favor de la existencia de un canal de crédito bancario para el caso de la República Dominicana. Utilizando un panel de datos de bancos comerciales, encuentra que una política contractiva provoca una disminución en la oferta de préstamos de los bancos comerciales. En particular, dicha contracción monetaria afecta con mayor magnitud a los bancos menos líquidos y más pequeños. También, resalta

que los préstamos destinados al consumo son los más afectados.

Para Nicaragua, Barquero y Treminio (2017) muestran que hay presencia débil del canal del crédito. Estos autores calculan que un aumento de un punto porcentual de la tasa de interés de letras, disminuye la oferta de crédito entre 0.3 y 0.5 puntos porcentuales con 4 semestres de rezago. Adicionalmente, resaltan que el efecto de la tasa de interés sobre los préstamos, depende de las características de las entidades financieras. Es decir, a mayor rentabilidad, solvencia y dolarización de la cartera de crédito, disminuye el efecto que tiene la tasa de interés de las letras sobre la emisión de crédito del sistema financiero.

3.2 Determinantes del crédito

En términos generales, los trabajos que tratan de explicar los determinantes del crédito pueden ser agrupados en dos grupos: enfoques de equilibrio y desequilibrio. El primer enfoque afirma que existe una tasa de interés activa que garantiza que tanto la oferta de crédito como la demanda, sean equivalentes. Bajo este enfoque, la escasez o abundancia de crédito provoca ajustes en el precio del crédito (e. g. tasa de interés activa) y no hay espacio para que se produzcan racionamientos crediticios. Un segundo enfoque es el desarrollado por Stiglitz y Weiss (1981), donde se reconoce que hay problemas de información, lo que dificulta que los agentes económicos tomen decisiones con certidumbre.

Bajo el enfoque de Stiglitz y Weiss (1981) la asimetría de información y el problema de selección adversa juegan un rol central. Esto es debido a que el inversionista tiene más información acerca de los riesgos del proyecto que el banco, el cual tiene que realizar la “debida diligencia” para tratar de medir los riesgos del proyecto, incurriendo en “costos de agencia”. Es decir, surge el problema de selección adversa que da origen al racionamiento de crédito.

Los estudios empíricos sobre los determinantes del crédito privado suelen identificar qué factores afectan tanto la oferta como la demanda de crédito. Un grupo de autores como Melitz y Pardue (1973), Heremans et al (1976), Friedman y Kuttner (1993), Fase (1995) y Catao (1997) analizan el mercado de crédito estimando simultáneamente ecuaciones para la oferta y la demanda de crédito. Otro enfoque es estimar modelos de desequilibrio, Blundell – Wignal y Gizycki (1992), entre otros. Mientras que Hicks

(1980) y Panagopoulos y Spiliogis (1998) estiman modelos uniecuacionales.

Para la región de Centroamérica y la República Dominicana también existen varios trabajos sobre determinantes del crédito. Para el caso de la República Dominicana, Ramírez (2012) muestra que la evolución del crédito al sector privado es un fenómeno eminentemente restringido por el lado de la oferta, con la disponibilidad de recursos y el nivel esperado de la actividad económica como los principales determinantes. Mientras que por el lado de la demanda, el costo de los préstamos y el nivel de actividad tienen un peso importante. Para Nicaragua, Miranda (2011) muestra que la tasa de interés activa no es factor determinante en la oferta y demanda de crédito.

4. Estrategia empírica

En esta sección se presenta la estrategia empírica empleada para caracterizar el mecanismo del canal de crédito, considerando la presencia de racionamiento en el mercado por préstamos bancarios.

La estrategia consiste en dos etapas:

- 1) Identificación y estimación de la oferta y la demanda de crédito del sector privado en el contexto de un modelo de desequilibrios de mercado.
- 2) Estimación de un Vector Autorregresivo Estructural (SVAR, por sus siglas en inglés), incorporando la información de la demanda y oferta de crédito obtenida en la etapa previa.

La metodología de modelos de desequilibrios permite contabilizar los episodios de racionamiento del crédito en las economías bajo análisis. A continuación, esta información es utilizada para caracterizar los mecanismos de transmisión de la política monetaria. En particular, el denominado canal del crédito. El resto de esta sección contiene los pormenores de la estrategia empírica propuesta.

4.1 Estimación de la oferta y demanda de crédito en un contexto de racionamiento

Para la estimación de la oferta y demanda de crédito se propone un modelo de desequilibrio en el cual existe la posibilidad de racionamiento del crédito. Los trabajos pioneros usando esta metodología son Sealey (1979), y Laffond y García (1997), así como los trabajos de Pazarbasiglu (1996), Ghosh y Ghosh (1999), Liteas y

Legnini (2000), Barajas, López y Oliveras (2001), entre otros, como Schmidt (2003).

Esta estrategia empírica permite identificar evidencia sobre los determinantes de la oferta y demanda del crédito para el periodo bajo estudio. Adicionalmente, se construye evidencia acerca de la probabilidad de racionamiento de crédito en diferentes periodos de la muestra.

La descripción del modelo parte de considerar la posibilidad de racionamiento, siendo el equilibrio de mercado un caso particular. En este sentido, la cantidad observada del stock de préstamos (L_t) es el mínimo entre la oferta (L_t^o) y demanda (L_t^d) de crédito:

$$L_t = \min(L_t^o, L_t^d) \quad (4.1)$$

Nótese que tanto la oferta como la demanda son variables latentes (no observadas).

La expresión anterior sugiere que un episodio de racionamiento es posible cuando $L_t^o < L_t^d$. En esa situación, se dice que las condiciones crediticias están limitadas por factores de oferta. Por otro lado, si $L_t^d < L_t^o$ se tiene una situación donde las condiciones en el mercado de crédito están siendo definidas por factores de demanda, en el sentido de que la demanda no absorbe el exceso de recursos prestables.

La especificación de las funciones de oferta y demanda considera los determinantes presentes en la literatura mencionada: variables de costo del crédito, de capacidad para prestar y de condiciones e incertidumbre macroeconómicas.

La función de demanda depende de la tasa de interés real activa de préstamos (r_t) y el nivel de actividad económica (y_t) como determinantes fundamentales. El primero representa el costo del crédito, mientras que el segundo es un indicador de la necesidad de financiamiento por parte de los hogares y las empresas. Asimismo, se controla por el impacto que tiene la incertidumbre macroeconómica sobre la demanda de crédito. Como medidas de este factor se consideran la brecha de producto, la inflación y su volatilidad, así como la variación del tipo de cambio y su volatilidad. La ecuación (4.2) muestra dicha relación:

$$L_t^d = \beta_0 + \beta_1 r_t + \beta_2 y_t + \beta_3 y_t^{brecha} + \beta_5 \pi_t + \beta_5 \Delta e_t + \beta_6 \pi_t^2 + \beta_7 \Delta e_t^2 + \varepsilon_t^d \quad (4.2)$$

La función de oferta depende de la tasa de interés real activa, la capacidad de préstamos por parte del sistema bancario, aproximada por los depósitos en el sistema

bancario menos el encaje legal (lc_t). La capacidad de repago es aproximada a través del nivel de actividad económica y el porcentaje de la cartera vencida (cv_t). El primero se espera tenga un efecto positivo (a mayor actividad económica, mejora la capacidad del sector privado de cubrir los pasivos), mientras que el segundo un efecto negativo, debido a que el incremento de la morosidad restringe la disponibilidad de crédito. La siguiente ecuación resume esta relación:

$$L_t^o = \alpha_0 + \alpha_1 r_t + \alpha_2 lc_t + \alpha_3 y_t + \alpha_4 cv_t + \varepsilon_t^o \quad (4.3)$$

La estimación del sistema de ecuaciones, utilizando el enfoque de mercados en desequilibrios se realiza por máxima verosimilitud, utilizando el enfoque de Maddala y Nelson (1974). Esto autores parten definiendo la probabilidad de que en el periodo t la cantidad de crédito sea determinada por la oferta como:

$$\phi_t = \text{prob}(L_t^d > L_t^o) = F\left(\frac{L_t^d - L_t^o}{\sigma_o + \sigma_d}\right) \quad (4.4)$$

Donde σ_o y σ_d son los errores estándar de la oferta y la demanda de crédito, respectivamente, mientras que F es la función de probabilidad normal acumulada.

Para la construcción de la función de verosimilitud, defínase a $P(L_t|L_t = L_t^d) = \int_{L_t^o}^{\infty} \frac{f(L_t|L_t^d)}{\phi_t} dL_t^o$, como la función de densidad de los datos (L_t) cuando la observación t está sobre la función de demanda, y a $P(L_t|L_t = L_t^o) = \int_{L_t^d}^{\infty} \frac{f(L_t|L_t^o)}{1-\phi_t} dL_t^d$, como la función de densidad de L_t cuando se produce racionamiento. La densidad incondicional de L_t viene dada por:

$$P(L_t) = \phi_t P(L_t|L_t = L_t^d) + (1 - \phi_t) P(L_t|L_t = L_t^o)$$

mientras que el logaritmo de la función de verosimilitud viene dada por

$$\log \mathcal{L} = \sum_{i=0}^T \log(P(L_i))$$

Un aspecto final de importancia a resaltar es que la estimación del modelo debe ser llevada a cabo con variables en niveles, por lo que la validación del modelo requiere contrastar la presencia de cointegración. La estimación con variables no estacionarias es necesaria debido a que la diferenciación de las series imposibilita la identificación de los periodos de racionamiento (o viceversa), debido a que el hecho que la demanda esté creciendo a una tasa mayor que la oferta de crédito no significa que se esté en un escenario de racionamiento.

4.2 Estimación de un VAR monetario en presencia de oferta y demanda de crédito

La segunda etapa de la estrategia empírica consiste en la estimación del impacto de la política monetaria sobre las variables macroeconómicas considerando información del mercado crediticio, de tal manera que se pueda interpretar y discutir el rol del canal de crédito en el proceso de transmisión de la política monetaria.

La estimación del impacto de los choques mencionados se obtiene a través de un SVAR que considera las variables macroeconómicas usuales, así como variables del mercado crediticio.

En el caso del bloque de crédito se incorpora la tasa de interés activa y las estimaciones de oferta y demanda de crédito obtenidas del paso anterior.

$$Y_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \Gamma_{1i} Y_{t-i} + \Gamma_2 X_t + e_t$$

Donde $Y_t = [\Delta y_t, \pi_t, \Delta l_t^d, \Delta l_t^o, r_t^a, r_t^{tpm}, \Delta tcr_t]$.

El vector de datos Y_t está compuesto por el crecimiento del índice de actividad económica (Δy_t), la tasa de inflación interanual (π_t), el crecimiento de la oferta (Δl_t^o) y demanda de crédito (Δl_t^d), según sea el caso. Asimismo, la tasa de interés nominal activa (r_t^a), la tasa de política monetaria (r_t^{tpm}), y el crecimiento del tipo de cambio real (Δtcr_t).

Dado el carácter de economías pequeñas y abiertas, el VAR incluye de manera exógena el crecimiento de la demanda externa (Δy_t^*), el crecimiento del precio del petróleo (Δoil_t), la inflación importada (π_t^*) y la tasa de interés externa (i_t^*).

5. Datos

La estrategia empírica descrita en la sección anterior, se implementa utilizando información macroeconómica y de préstamos bancarios al sector privado de un conjunto de economías pequeñas y abiertas que componen el Consejo Monetario Centroamericano (CMCA). En particular, se analizan los casos de Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Panamá y la República Dominicana.

La fuente de información son las estadísticas macroeconómicas y las estadísticas monetarias y financieras compilados por el CMCA, para el periodo 2006-2017, en frecuencia mensual. Este periodo es seleccionado acorde con la disponibilidad de información.

En cuanto a las variables empleadas en la primera etapa de la estrategia empírica consistente en la estimación de la oferta y demanda de crédito, se utilizó la información disponible del crédito al sector privado y la tasa de interés activa como proxy del costo por financiamiento. En cuanto a la variable de capacidad de financiamiento, la misma fue construida utilizando con información sobre el total de los depósitos menos el encaje legal efectivo.

Los indicadores de actividad fueron aproximados a través de los indicadores de actividad mensual (IMAE) de cada país. Asimismo, para el cómputo de la inflación se utilizaron los IPC de cada economía. Como medidas de riesgo de cartera se emplea, el indicador de cartera vencida sobre cartera de préstamos vigentes.

Finalmente, respecto a los indicadores de volatilidad e incertidumbre macroeconómica, se utilizan la brecha de producto (computada como desviaciones porcentuales respecto de la tendencia del IMAE), la inflación, la variación relativa del tipo de cambio nominal y los términos cuadráticos de estos últimos. El cuadro A1 muestra las pruebas de raíz unitaria de las variables mencionadas.

Para el análisis empírico de la transmisión de política monetaria en presencia del canal del crédito se estima un SVAR para cada uno de los países mencionados que considera variables domésticas y como variables exógenas un vector de variables del resto del mundo. En relación a las variables domésticas, el producto es aproximado por el IMAE, mientras que la inflación es medida a través de la variación anual del IPC. Asimismo, la tasa de interés activa corresponde a la tasa activa promedio ponderado de los sistemas bancarios, mientras que se considera la tasa pasiva promedio como indicador a partir del cual se identifican las innovaciones monetarias, por ser la tasa de corto plazo disponible. El tipo de cambio real es construido a partir del tipo de cambio nominal, el IPC doméstico y el IPC de Estados Unidos.

Finalmente, como variables de control (exógenas) se incorporan el producto, la inflación y las tasas externas, ambas aproximadas por la producción industrial, el IPC de EE UU y las tasas de fondos federales. Se utiliza el WTI como medida del precio del petróleo.

6. Resultados

En esta sección se discuten los resultados del análisis empírico llevado a cabo. En primer lugar se analizan los resultados de la estimación e identificación de los

desequilibrios en cada una de estas economías acorde con la metodología descrita. A continuación, en función de los hallazgos, se analizan las estimaciones de los efectos de la política monetaria en presencia de variables que capturan y podrían ayudar a comprender el funcionamiento del canal de crédito en estas economías.

6.1) Estimación de los desequilibrios en el mercado crediticio

Una de las características de los datos descritos en la sección anterior es el comportamiento no estacionario de la mayoría de estas variables (cuadro A1). De acuerdo a Ghosh y Ghosh (1999), la validez empírica de las estimaciones de las elasticidades de las funciones de oferta y demanda en un contexto de series de tiempo no estacionarias, depende la verificación de una potencial relación de integración. Para estos fines, se realiza un contraste de cointegración de Johansen (1995) para el caso de cada uno de los países. El cuadro 2 muestra los resultados.

Cuadro 2. Contrastes de cointegración de Johansen (1995)

País	Traza		Máx. Eigenvalue		Rezagos VAR (Criterio AIC)	
	Oferta	Demanda	Oferta	Demanda	Oferta	Demanda
CR	103.8 ***	98.8 ***	44.7 ***	45.1 ***	4	3
ES	101.1 ***	38.4 ***	54.0 ***	26.1 ***	2	3
GT	195.6 ***	91.7 ***	90.3 ***	62.5 ***	12	12
HN	143.2 ***	53.0 ***	62.6 ***	31.1 ***	12	12
NI	68.8 *	47.6 *	33.1 *	23.9	2	3
PN	180.2 ***	31.1	79.2 ***	15.8	12	3
RD	91.1 ***	114.4 ***	36.6 ***	48.3 ***	2	2

Nota: *** significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10% CR: Costa Rica; ES: El Salvador; GT: Guatemala; HN: Honduras; NI: Nicaragua; PN: Panamá; RD: República Dominicana

Fuente: Elaborado por los autores.

Los resultados muestran que se verifica al menos una relación de cointegración entre la medida de crédito privado y los determinantes de las funciones de oferta y demanda en las economías consideradas, con excepción de Panamá (PN), donde, acorde con los estadísticos considerados, no se identifica cointegración con los determinantes de la demanda. Basado en la evidencia de relación de largo plazo entre los factores mencionados, el cuadro 3 resume los resultados de las estimaciones de las funciones de oferta y demanda para cada una de las economías bajo análisis (columnas).

Cuadro 3. Resultado de las estimaciones de funciones de oferta y demanda de crédito privado

Variables	CR		ES		GT		HN		NI		PN		RD	
	β	σ_β												
Función de Oferta														
const.	2.91	1.64 *	3.39	0.82 ***	0.05	0.27	0.46	0.35	3.60	0.28 ***	-3.23	0.44 ***	-1.81	1.11
r_t	1.42	0.79 *	0.18	0.20	-0.02	0.28	0.39	0.17 **	0.12	0.04 ***	0.17	0.25	0.80	0.17 ***
lc_t	1.29	0.06 ***	0.94	0.16 ***	1.08	0.09 ***	0.89	0.04 ***	0.34	0.04 ***	0.47	0.05 ***	0.47	0.10 ***
y_t	-1.09	0.33 ***	-0.51	0.18 ***	-0.07	0.17	0.08	0.08	0.39	0.04 ***	1.10	0.08 ***	1.34	0.37 ***
cv_t	4.43	8.15	-5.76	1.03 ***	1.74	0.98 *	2.87	0.63 ***	-14.31	1.71 ***	17.93	2.97 ***	0.55	2.40
$\sigma_{e,o}$	0.10	0.01 ***	0.03	0.00 ***	0.02	0.00 ***	0.02	0.00 ***	0.00	0.00 **	0.04	0.00 ***	0.01	0.00
Función de Demanda														
const.	-2.09	0.84 **	-9.78	0.58 ***	-1.62	0.11 ***	0.18	1.28	0.85	0.34 **	-2.02	0.05 ***	-3.20	0.12 ***
r_t	-4.96	0.51 ***	-3.88	1.92 **	-2.83	0.46 ***	0.32	1.34	-2.53	0.44 ***	2.23	0.26 ***	-0.14	0.07 **
y_t	3.08	0.17 ***	2.70	0.11 ***	1.84	0.01 ***	1.22	0.28 ***	1.19	0.06 ***	1.39	0.01 ***	2.41	0.03 ***
y_t^{brecha}	-2.27	0.34 ***	-3.31	0.22 ***	-1.95	0.09 ***	-2.34	0.78 ***	-1.32	0.18 ***	-1.18	0.13 ***	-2.19	0.09 ***
π_t	-3.50	0.31 ***			-2.77	0.40 ***			-2.47	0.49 ***				
π_t^2													-1.20	0.91
Δe_t									-6.10	27.10			-0.85	2.73
Δe_t^2	-5.78	1.47 ***			-2.18	0.48 ***								
$\sigma_{e,d}$	0.01	0.00 ***	0.01	0.00 ***	0.01	0.00 ***	0.12	0.04 ***	0.07	0.01 ***			0.02	0.00 ***
Log.Lik	204.96		324.35		427.86		237.76		191.07		319.68		341.77	
SC	-2.69		-4.58		-6.14		-3.27		-2.47		-4.54		-4.81	

Nota: *** significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10% CR: Costa Rica; ES: El Salvador; GT: Guatemala; HN: Honduras; NI: Nicaragua; PN: Panamá; RD: República Dominicana
Fuente: Elaborado por los autores.

En relación a la oferta de crédito, en general los resultados van en línea con lo documentado en la literatura. La capacidad de ofrecer crédito por parte del sistema bancario, lc_t , afecta positivamente la oferta de crédito, con coeficientes cercanos a la unidad para el caso de Costa Rica (CR), El Salvador (ES), Guatemala (GT) y Honduras (HN), y con menor incidencia en el resto de los países.

La tasa de interés activa tiene un efecto positivo y acorde con la teoría y la evidencia, pero solo estadísticamente significativa en Costa Rica (CR), Honduras (HN), Nicaragua (NI), y la República Dominicana (RD). Con excepción de CR, los países donde dicha elasticidad resultó significativa se verifican por debajo de la unidad, revelando la existencia de funciones de oferta relativamente inelásticas.

En cuanto al indicador de actividad económica, el signo para NI, PN y la RD es positivo, sugiriendo que el incremento de la actividad económica mejora la rentabilidad de las empresas y estimula la oferta de crédito por parte de las entidades bancarias. El otro canal a través del cual la oferta de crédito

reacciona positivamente a un incremento en la actividad, es el incremento de ingresos de las familias. Para el resto de las economías, se observan signos negativos (CR y ES) y estadísticamente no significativos en GT y HN.

Los resultados relativos al impacto de la cartera vencida como indicador de las condiciones de la banca son mixtos. Acorde con la evidencia documentada en la literatura, la oferta de crédito debería existir una correlación negativa entre estos indicadores. No obstante, esto solo es observado en ES y NI, mientras que no es significativa para CR y la RD.

En cuanto a la función de demanda, las estimaciones muestran que la dinámica de la demanda de crédito es influenciada de manera significativa por la actividad económica, con elasticidades mayores a la unidad, y este es un resultado robusto a través de todas las economías bajo análisis. Asimismo, se encuentra evidencia de demanda elásticas para CR, ES, GT y NI. En estas economías las elasticidades son sustancialmente mayores a uno, denotando la sensibilidad de la demanda por crédito de las empresas y hogares a cambios pequeños en las tasas de interés. Mientras que para la RD se estima una elasticidad negativa y significativa, pero por debajo de la unidad. En el caso de PN la elasticidad tiene el signo contrario al esperado.

La incertidumbre macroeconómica es otro factor relevante en la determinación de la demanda de crédito. La brecha de producto y la inflación del IPC tienen un impacto negativo sobre la demanda de crédito, denotando el efecto negativo de la volatilidad macroeconómica sobre la economía. En particular, la demanda de crédito.

El gráfico 2 muestra las estimaciones de las funciones de oferta y demanda comparadas con el crédito observado (en logaritmos), así como la probabilidad de que en cada periodo la demanda sea mayor que la oferta de préstamos (eje derecho), es decir, que se verifique una situación de racionamiento de crédito. Los resultados son reveladores respecto al comportamiento e interacción de la oferta y demanda de crédito a través de los países y periodos considerados en el estudio.

En el caso de CR se identifican dos periodos con diferencias marcadas en la dinámica entre la oferta y la demanda de crédito. El primer periodo es el comprendido entre 2007 y 2012, en el cual la demanda de crédito era superior que la oferta, periodo que puede catalogarse como de racionamiento en el mercado de crédito. En este periodo, la demanda fue paulatinamente desacelerándose, principalmente a partir del

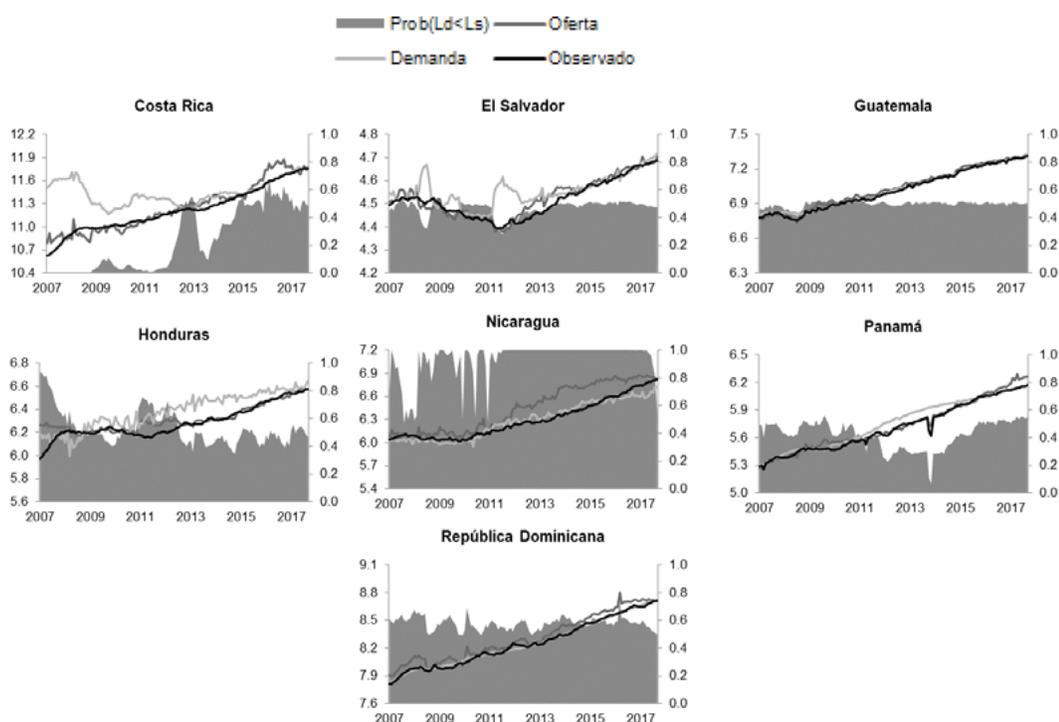
periodo de la crisis financiera internacional de 2008-2009. El segundo periodo es el observado entre 2013 y 2017, en el cual se observan dos fenómenos (1) convergencia entre el nivel de la demanda y el nivel de la oferta entre 2013-2015 y (2) crecimiento mayor de la oferta en relación a la demanda.

En relación al ES y GT, no se verifican periodos de desviaciones sostenidas entre la oferta y demanda de crédito. Para El Salvador se observa durante 2011-2012 un periodo breve, racionamiento debido a un incremento súbito en la demanda de crédito.

Dos países de la muestra con episodios de racionamiento prolongado son HN y PN. En el caso de HN, el nivel de crédito ha estado determinado por el lado de la oferta durante el periodo 2011-2017. Igual comportamiento se observa en el caso de PN entre 2011 y 2016.

Finalmente, en los casos de NI y la RD la mayor parte del periodo ha sido determinado por la demanda de crédito, con condiciones de oferta relativamente flexibles. En particular, en el caso de NI se observa entre 2011 y 2017 un periodo donde la oferta de crédito se expandió sustancialmente. En el caso de RD también se observa un periodo similar, pero más moderado.

Gráfico 2. Estimaciones de las funciones de oferta y demanda de crédito y probabilidad de que la demanda de crédito sea menor que la oferta



6.2. Transmisión de la política monetaria y el canal de crédito en CA y la RD

El análisis de las condiciones de oferta y demanda de crédito en las economías seleccionadas muestra que las condiciones crediticias son fruto de la interacción de *choques* de oferta y de demanda de crédito. Esta interacción de choques genera dinámicas disímiles entre periodos para una misma economía y puede incidir en la identificación de la transmisión de los *choques* de la política monetaria, específicamente a través del mecanismo del canal del crédito descrito en la sección 3.

En esta sección se reconsidera la estimación de los efectos de los *choques* de política monetaria sobre las variables reales y los precios. Para estos fines, tal como se describió en la sección de estrategia empírica, se estiman Vectores Autorregresivos, incorporando la información sobre la oferta y la demanda de crédito estimada en la sección anterior (6.1) con el objetivo de identificar el canal del crédito.

El gráfico A2 presenta la respuesta de las variables macroeconómicas a un choque de política monetaria considerando la oferta y de demanda de préstamos al sector. Los intervalos de confianza son calculados mediante *bootstrap* por el método sugerido por Kilian (1998).

En términos de los efectos convencionales de los choques de política monetaria, para todos los países considerados la política monetaria tiene efectos contractivos sobre la actividad económica, los precios y el tipo de cambio real, con excepción de HN, NI y PN donde se observa una respuesta en sentido contrario a lo esperado de la inflación, pese a una reducción en el producto (HN y NI) y una apreciación cambiaria (NI y PN).

Acorde con la hipótesis del canal de crédito bancario, el choque contractivo de política monetaria reduce la cantidad de crédito disponible en la economía. La evidencia presentada muestra que en efecto, para seis de las siete economías consideradas, se verifica una contracción de la oferta de crédito ante un choque monetario contractivo. Solo en el caso de CR no se encuentra evidencia de dicho canal, donde en su lugar se observa solo una caída en la demanda de crédito, acorde con la contracción del producto. La contracción monetaria es más persistente en el caso de la economía dominicana, cuyos efectos se extienden hasta dos años, acorde con las estimaciones.

7. Conclusiones

Esta investigación aborda los determinantes del crédito privado y evalúa la hipótesis de la existencia de un canal del crédito bancario como mecanismo de transmisión de la política monetaria, para las economías de Centroamérica y la República Dominicana (CARD). Mediante la estimación de funciones de oferta y demanda de crédito, se identifican los determinantes del crédito privado y cuáles han sido los episodios de racionamiento crediticio (*credit crunch*) en la región. Asimismo, se discute la existencia del canal del crédito bancario como mecanismo de transmisión de la política monetaria mediante la estimación de modelos Vectores Autorregresivos Estructurales (S-VAR), considerando la información relativa la estimación de la oferta y demanda de crédito privado.

Los resultados expuestos aportan nueva evidencia sobre los determinantes del crédito, los episodios de racionamiento crediticio, y la existencia de este canal como mecanismo de transmisión de la política monetaria para los países de la región CARD.

Se evidencia que la tasa de interés activa tiene un efecto positivo sobre la oferta de crédito, verificándose funciones de oferta relativamente inelásticas para la mayoría de los países. De igual manera, un mejoramiento de la actividad económica, aumenta la rentabilidad de las empresas, estimulando la oferta de crédito por parte de las instituciones bancarias.

Al estudiar la demanda de crédito, la actividad económica es importante, siendo las elasticidades mayores a la unidad, un resultado robusto para todas las economías en cuestión. Asimismo, se visualiza el rol central que juega la incertidumbre macroeconómica sobre la demanda de crédito.

Por último, el análisis revela que un choque contractivo de política monetaria reduce la cantidad de crédito disponible en la economía, es decir, restringe las condiciones crediticias. Por lo tanto, se encuentra evidencia sobre la existencia de un canal de crédito bancario, que responde ante las acciones de política monetaria del Banco Central.

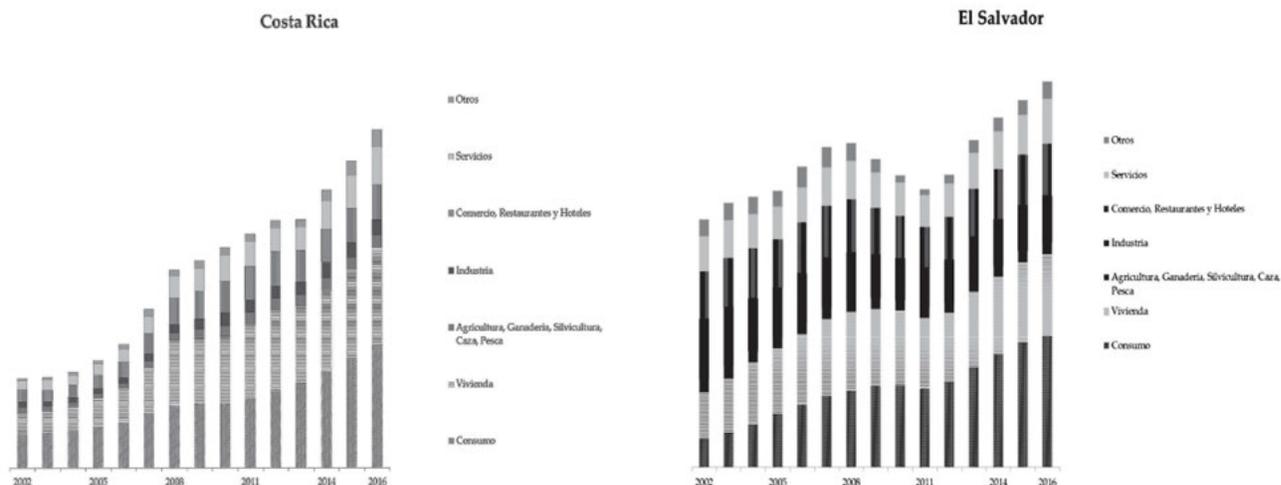
8. Referencias bibliográficas

1. Barajas, A., & Steiner, R. (2002). Why don't they lend: Credit Stagnation in Latin America. IMF Staff Papers, 156-184.
2. Barajas, A., López, E., & Oliveros, H. (2001). ¿Por qué en Colombia el crédito al sector privado es tan reducido? Banco de la República, Borradores de Economía, No. 185, Septiembre 2001, Bogotá, Colombia.
3. Barquero, J. y Vázquez, J. (2012). "Mecanismos de Transmisión del Crédito en Costa Rica", Banco Central de Costa Rica, Documento de Trabajo No.18-2012, Octubre 2012.
4. Barquero, L., y Treminio, J. (2017). "El Canal del Crédito en Nicaragua: Evidencia a partir de Datos de Panel", DT-059-Diciembre 2017, Banco Central de Nicaragua.
5. Bencosme, P. (2007). "El Canal del Crédito Bancario en la Economía Dominicana", Nueva Literatura Económica Dominicana, Premios del Concurso Biblioteca Juan Pablo Duarte 2006, Santo Domingo, Banco Central de la República Dominicana, 2007, 147-204.
6. Bernanke, B., y Blinder, A. (1992). "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", American Economic Review, Septiembre 1992, 82, 901-21.
7. Bernanke, B., y Gertler, M. (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 27-48.
8. Blundell-Wignall, A., & Gیزیki, M. (1992). "Credit Supply and Demand and the Australian Economy", Reserve Bank of Australia.
9. Castillo, D., Mora, C. y Torres, C. (2008). "Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria en Costa Rica: Periodo 1991-2007", Banco Central de Costa Rica, Documento de Investigación, DIE-07-2008-DI, Octubre 2008.
10. Catao, L. (1997). "Bank Credit in Argentina in the Aftermath of the Mexican Crisis: Supply or Demand Constrained?", IMF Working Paper.
11. Cushman, D., y Zha, T. (1995). "Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy Under Flexible Exchange Rates", Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper 95-7, Octubre 1995.
12. Christiano, L., Eichenbaum, M. y Evans C. (1994). "Identification and the Effects of Monetary Policy Choques", Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper WP-94-7, Mayo 1994.
13. Christiano, L., Eichenbaum M., y Evans C. (1996). "The Effects of Monetary Policy Choques: Evidence from the Flow of Funds", The Review of Economics and Statistics, Vol. 78, No.1, Febrero 1996, 16-34.
14. Fase, M. (1995). "The Demand for Commercial Bank Loans and the Lending Rate", Elsevier, Vol. 39, No. 1, 99-115.
15. Friedman, B., & Kuttner, K. (1993). "Economic Activity and the Short-term Credit Markets: an Analysis of prices and quantities", Federal Reserve Bank of Chicago, 193-284.
16. Gordon, D. y Leeper, E. (1994). "The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise of Tentative Identification", *Journal of Political Economy*, Vol. 102, No. 6, Diciembre 1994, 1228-1247.
17. Ghosh, S., & Ghosh, A. (1999). "East Asia in the Aftermath: Was there a Crunch?", International Monetary Fund.
18. Heremans, D., S. A., & Verheirstraeten, A. (1976). "A Money and Bank Credit Model for an Open Economy: The Belgian Experience 1960-1973", *Kredit and Kapital*, No. 3, 155-208.
19. Hicks, S. (1980). "Commercial Banks and Business Loan Behavior", *Journal of Banking and Finance*, 125-141.
20. Hofmann, B. (2001). "The Determinants of Private Sector Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter?" Bank for International Settlements.
21. Johansen, S. (1995). "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", (New York: Oxford University Press).

22. Kim, S. (1999). "Do monetary policy choques matter in the G7 Countries? Using common identification assumption about monetary policy across countries", *Journal of International Economics*, 48, 1999, 387-412.
23. Kilian, L. (1998). "Small-sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions", *The Review of Economics and Statistics*, Volume 80, Issue 2, May 1998, 218-230.
24. Laffont, J. J., & García, R. (1977). "Disequilibrium Econometrics for Business Loans" *Econometria*, Vol 45, No. 5, 1187-1204.
25. Literas, M., & Legnini, C. (2000). "El Canal del Crédito como Mecanismo de Transmisión Monetario". Mimeo.
26. Madala, G. y Nelson, F. (1974). "Maximum Likelihood Methods for Models of Markets in Disequilibrium", *Econometrica*, 1974, Vol. 42, Issue 6, 1013-1030.
27. Mayorga, M. y Torres C. (2004). "El Mecanismo de Transmisión del Crédito Bancario y su Relevancia para el caso de Costa Rica", Banco Central de Costa Rica, Documento de Investigación, DIE-02-2004-DI/R, Octubre 2004.
28. Melitz, J., & Pardue, M. (1973). "The Demand and Supply of Commercial Bank Loans", *Journal of Money, Credit and Banking*, 669-692.
29. Mishkin, F. S. (1995). "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism", *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 3-10.
30. Miranda, M. (2011). "Determinantes macroeconómicos del crédito en Nicaragua", Banco Central de Nicaragua, Mayo 2011.
31. Panagopoulos, Y., & Spiliogs, A. (1998). "The Determinants of Commercial Banks' Lending: Some evidence from Greece", *Journal of Post Keynesian Economics*, 649-672.
32. Pazarbasioglu, C. (1996). "A Credit Crunch? A Case Study of Finland in the Aftermath of the Banking Crisis", IMF Working Paper.
33. Ramírez, F. (2012). "Crédito al Sector Privado en República Dominicana (1997-2011): ¿Existe Evidencia de Racionamiento de Crédito? Banco Central de la República Dominicana, Serie de Estudios Económicos No. 11, Diciembre 2012.
34. Romer, C, y Romer, D. (1989). "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz", *NBER Macroeconomics Annual*, 1989, 121-70.
35. Sealey, C. (1979). Credit Rationing in the Commercial Loan Market: Estimates of a Structural Model under Conditions of Disequilibrium. *Journal of Finance*, 689-702.
36. Schmidt, T. (2003). Credit Crunch in Germany? *RWI Discussion Papers* No. 0006.
37. Stiglitz, J., & Weiss, A. (1981). Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *The American Review*, Vol. 71, No. 3, 393-410.

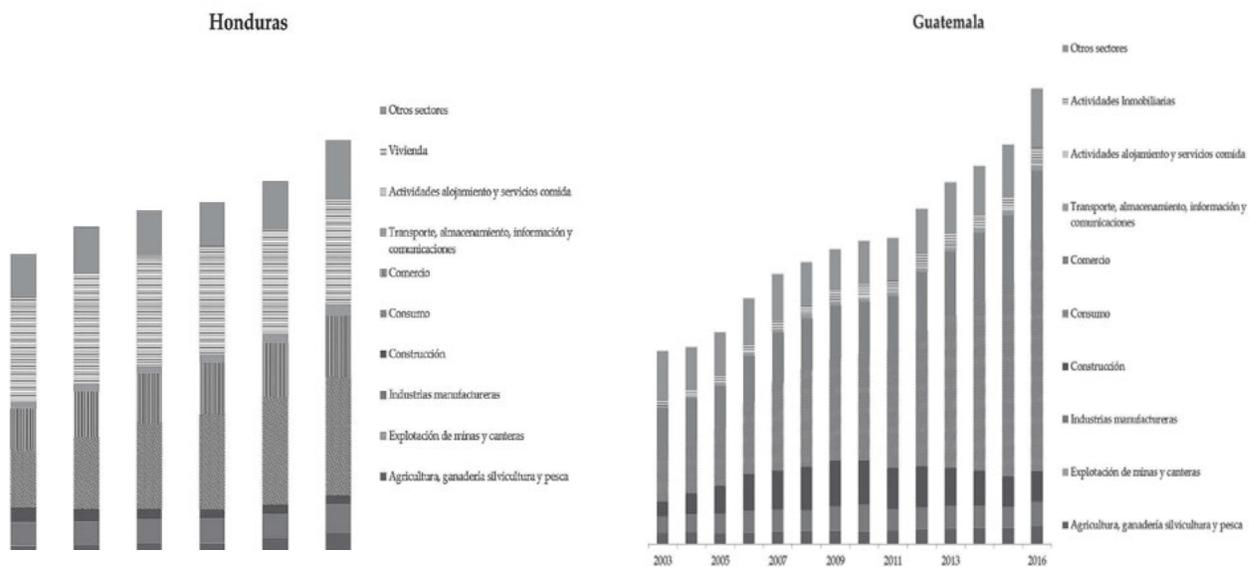
Anexos

Gráfico A1. Préstamos reales al sector privado por destino económico



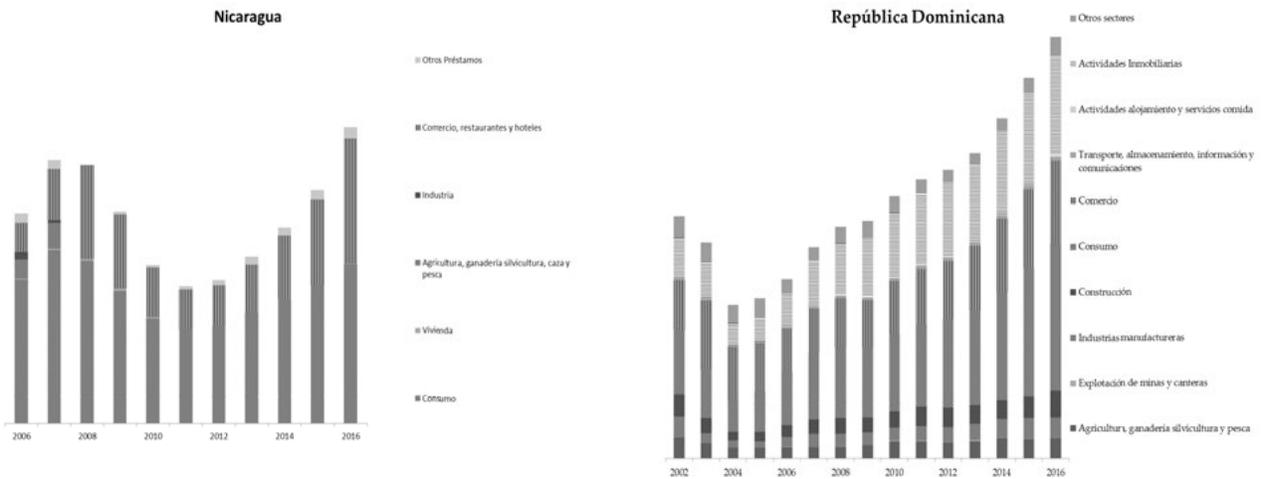
Fuente: Elaboración de los autores con datos del CMCA.

Gráfico A1. Préstamos reales al sector privado por destino económico (continuación)



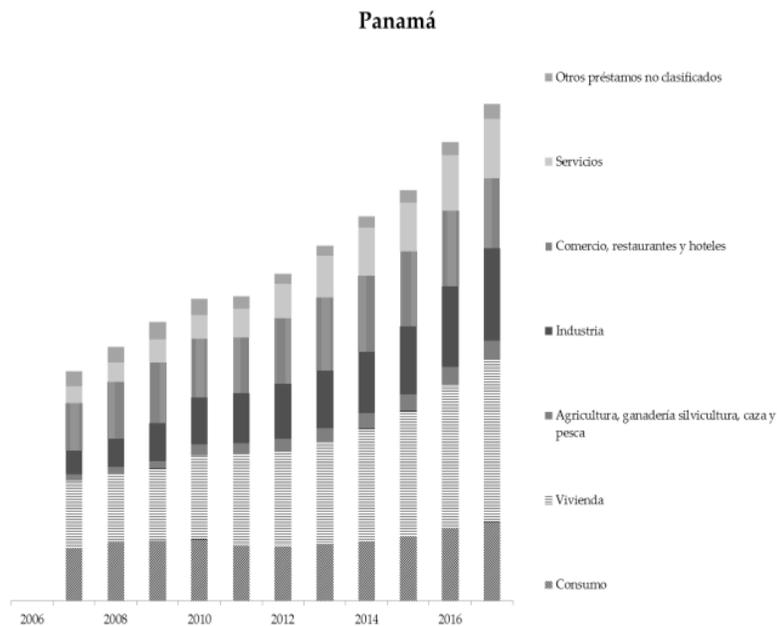
Fuente: Elaboración de los autores con datos del CMCA.

Gráfico A1. Préstamos reales al sector privado por destino económico (continuación)



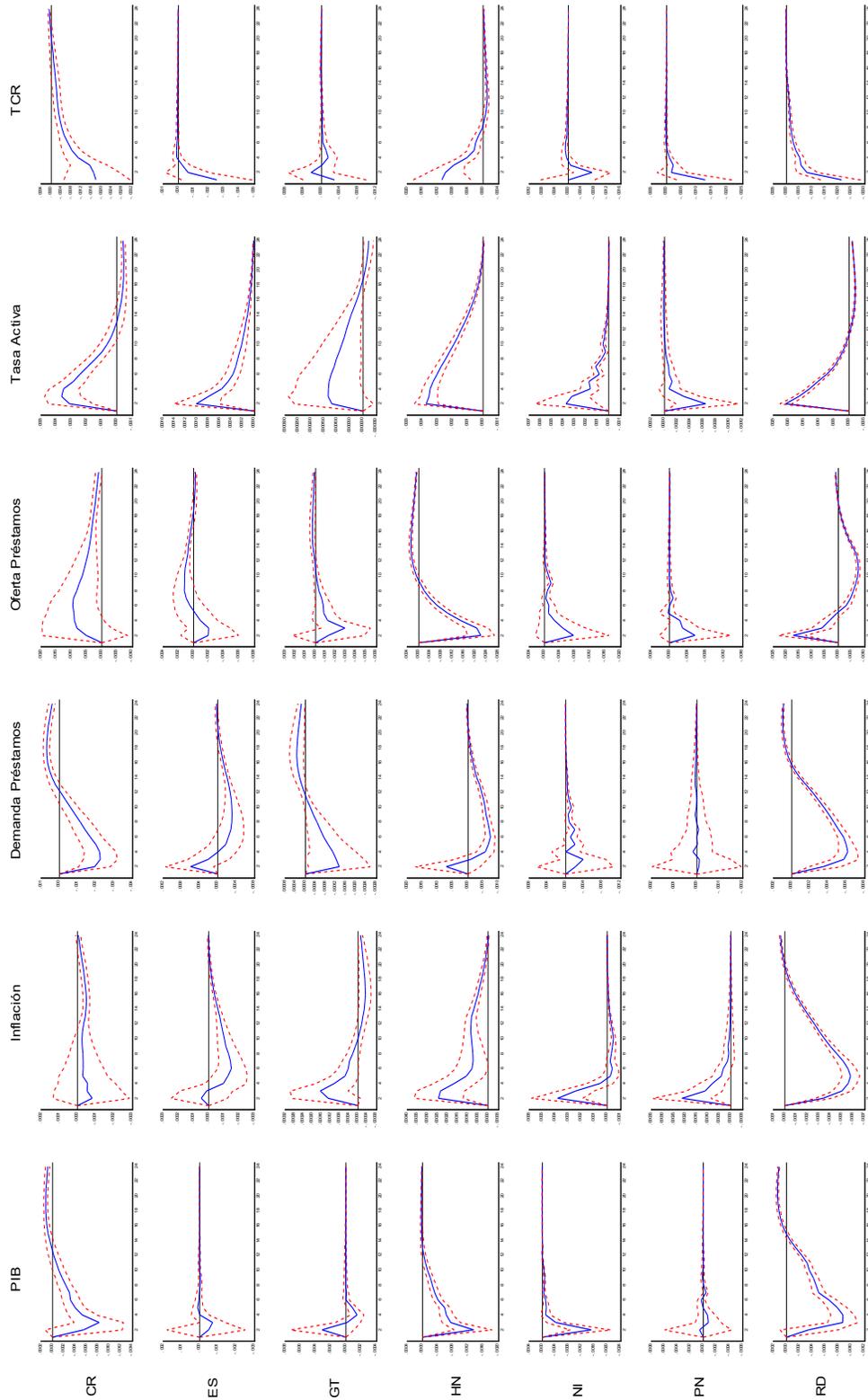
Fuente: Elaboración de los autores con datos del CMCA.

Gráfico A1. Préstamos reales al sector privado por destino económico (continuación)



Fuente: Elaboración de los autores con datos del CMCA.

Gráfico A2. Respuesta de las variables macroeconómicas a un choque de política monetaria (Una desviación Estándar). Intervalos de confianza calculados mediante *bootstrap* mediante método de Kilian (1998)



Fuente: Elaborado por los autores.

Cuadro A1. Pruebas de raíz unitaria, variables modelo de desequilibrio

Variables	CR		ES		GT		HN		NI		PN		RD	
	Nivel	1er Dif.												
I_t	-2.86	-5.00	-0.33	-8.88	-2.47	-14.98	-3.12	-4.13	-0.53	-12.13	-4.05		-2.57	-9.56
r_t	-1.80	-7.66	-2.54	-7.72	-2.60	-5.88	-1.55	-7.80	-2.04	-11.81	-1.53	-8.71	-2.54	-8.57
lc_t	-1.64	-12.57	-1.61	-12.96	-2.58	-11.21	-0.91	-10.96	-4.77		-4.95		-3.18	-10.91
y_t	-1.41	-12.02	-1.43	-13.32	-2.34	-14.56	-2.61	-13.79	-2.26	-14.70	-2.37	-13.16	-3.75	
cv_t	-1.79	-13.10	-0.22	-11.46	-2.03	-2.26	-4.37		-2.83	-9.24	-0.41	-15.81	-3.58	
y_t^{brecha}	-3.75		-2.90		-4.11		-3.67		-6.63		-2.61	-14.48	-4.45	
π_t	-1.41	-7.86			-2.65	-5.92			-2.12	-6.47	-2.43	-9.02	-2.72	
Δe_t	-2.63	-7.30			-2.58	-7.09			-4.36				-3.93	
Δe_t^2	-3.29				-3.37				-4.45					

Nota: Valores Críticos de McKinnon (1996) para los contrastes en nivel -4.03 (1%); -3.44 (5%) y -3.15 (10%).

CR: Costa Rica; ES: El Salvador; GT: Guatemala; HN: Honduras; NI: Nicaragua; PN: Panamá; RD: República Dominicana

Fuente: Elaborado por los autores.

Flujo de remesas, enfermedad holandesa y desempleo: un Modelo TVP-VAR Bayesiano para la economía guatemalteca

Eduardo Enrique Samayoa Alvarado

Usando métodos Bayesianos y datos trimestrales guatemaltecos, se estima un modelo de Vectores Autorregresivos con Parámetros Variantes en el Tiempo (TVP-VAR) para examinar el impacto de las remesas en las principales variables macroeconómicas. Los resultados muestran que un incremento en el flujo de remesas causa que la composición de la relación del valor agregado del sector transable respecto al no-transable cambie a favor del producto no-transable, impulsando una reasignación de recursos que ponen en peligro el desempeño del sector transable guatemalteco. No solo el fenómeno de la enfermedad holandesa se hace presente, sino que también un *shock* en las remesas provoca un aumento en la tasa de desempleo. Por otro lado, las remesas son pro-cíclicas con el producto, lo que implica que las remesas están impulsadas por ganancias. Además, los hallazgos empíricos muestran que la tasa de desempleo aumenta como resultado de un incremento en el flujo de remesas, lo que puede interpretarse como evidencia de que una proporción de las remesas está impulsada por motivaciones altruistas. Los métodos cuantitativos implementados permitieron distinguir que, en general, los años 2002 y 2016 no fueron tan sensibles a los *shocks* como lo fueron los años 2008-2010.

1. Introducción

Las remesas familiares se han convertido en un importante ingreso no laboral para muchas personas en Latinoamérica y otras regiones del mundo.¹ Puede decirse que las remesas han llegado a ser, en cierto sentido, una expresión económica de la migración (Castañeda y Catalán, 2007). Según la base de

datos del Banco Mundial, al final de los años 70 las remesas recibidas en Latinoamérica y el Caribe representaban únicamente un 0.2% del producto interno bruto (PIB), pero para el año 2003 (máximo histórico en más de tres décadas), estas representaban el 1.9% del PIB. En Guatemala, las remesas familiares recibidas por individuos y hogares en los años 70 representaban un 0.3% del PIB guatemalteco, pero para el año 2016 representaban un 10.4%.² Para algunos países como Guatemala, este flujo representa una fuente significativa de recursos financieros externos y constituyen un ingreso básico no laboral para muchos individuos y hogares. Según el Banco Interamericano de Desarrollo, para el año 2014, uno de cada diez guatemaltecos fueron receptores de remesas, haciendo hincapié en que el 69% fueron mujeres, el 88% de los hogares beneficiarios estaba en pobreza o en riesgo de caer en pobreza, y las remesas constituyeron un 44% del ingreso total de dichos hogares.

Del mismo modo, el número de guatemaltecos que viven en el extranjero ha aumentado considerablemente en los últimos años a pesar de la incertidumbre en las políticas migratorias de las recientes administraciones de los Estados Unidos de América (EE UU). Según la Organización Internacional para las Migraciones (OIM, 2017) el 94% de los emigrantes guatemaltecos envían remesas a sus familiares en Guatemala, y el 97.1% de los ciudadanos guatemaltecos que enviaron remesas viven en los EE UU. Debido a esta evidencia, un impacto en el flujo de remesas puede ser una fuente de fluctuaciones en los ciclos económicos.³ El terremoto del

² Más de 7 billones de dólares americanos

³ Por lo tanto, como se argumentará más adelante, *shocks* a las remesas pueden ser una fuente de fluctuaciones en los ciclos económicos en Guatemala.

¹ De acuerdo con la base de datos del Banco Mundial

año 76, la crisis económica y la incertidumbre política de los 80, motivaron la emigración guatemalteca hacia los EE UU y, por consiguiente, el flujo financiero proveniente de las remesas se incrementó considerablemente.

Debido a que las remesas han llegado a representar la segunda fuente más importante de recursos financieros internacionales para los países en desarrollo,⁴ muchos bancos centrales incorporan las remesas entre sus modelos económicos y le prestan especial atención a su desempeño. Chami, Cosimano y Gapen (2006) manifiestan que un país con un ingreso de remesas importante debería implementar una política monetaria óptima diferente de aquellos países que reciben significativamente menos remesas. Asimismo, los responsables de formular políticas, las casas de cambio, los investigadores, los bancos comerciales, entre otros, dedican esfuerzos evaluando la implicación económica de las remesas y su relación con otras variables importantes. Por ejemplo, Adams (2004) señala que la pobreza en Guatemala se reduce en severidad, nivel y profundidad debido a las remesas que reciben las familias que se encuentran en esa condición.

Concretamente en este estudio se evalúa el impacto de las remesas en el desempeño macroeconómico de la economía guatemalteca y su relación con el tipo de cambio real y el desempleo, entre otras variables. Principalmente, existen dos problemas indeseables que pueden surgir cuando las remesas representan una proporción significativa en relación con el tamaño de la economía receptora. El primero es el hecho de que un ingreso significativo de divisas podría causar una apreciación del tipo de cambio real, que a su vez puede causar una pérdida de competitividad internacional. A este hecho se le conoce como al fenómeno de la enfermedad holandesa (*dutch disease phenomenon*). La apreciación del tipo de cambio real generada por las remesas podría conducir a una contracción del sector transable y a una expansión del sector no-transable. Según la OIM (2006), el 50.3% de las remesas recibidas se destina al consumo, el 21.5% a actividades de ahorro e inversión, el 14.1% a consumo intermedio y el 14.2% a educación y asuntos relacionados a la salud.⁵ Por lo tanto, un aumento en el flujo de remesas podría incrementar la demanda de bienes no-transables, así como los precios correspondientes. Por lo tanto, los precios relativos entre los bienes transables y no-transables se verían afectados junto con el tipo de cambio real.

⁴ Solo por detrás de la Inversión Extranjera Directa (IED)

⁵ Del 50.3% utilizado en consumo, 43.1% es utilizado en comida, 3.0% en ropa y el 1% en transporte

El segundo problema indeseable está motivado por la idea de que, con el tiempo, los individuos que reciben remesas pueden cambiar sus hábitos de empleo, abandonar el mercado laboral y utilizar sus ingresos no laborales para cubrir sus gastos. El análisis de cómo las familias gastan sus ingresos no laborales está fuera del alcance de este estudio, pero se considera necesario evaluar la relación de mediano y largo plazo entre las remesas y la oferta laboral en general. Itzigsohn (1995) y Matute (2014) indican que los adultos que viven en hogares que reciben remesas trabajan menos horas por semana, menos horas por mes, están menos involucrados en el mercado laboral y, aunque participan en el mercado laboral, tienen una tasa de ocupación más baja que los que no reciben remesas.

Desde la perspectiva metodológica, se utiliza un modelo Bayesiano⁶ de Vectores Autorregresivos con Parámetros Variantes en el Tiempo (TVP-VAR) y volatilidad estocástica (SV),⁷ siguiendo principalmente los trabajos de Primiceri (2005) y Nakajima (2011). Una de las principales ventajas de los modelos TVP-VAR sobre los modelos VAR estándar es la flexibilidad para estimar un conjunto diferente de parámetros para distintos periodos de tiempo de la muestra. Del mismo modo, el esquema de Parámetros Variables en el Tiempo (TVP) nos permite evaluar las funciones impulso-respuesta en diferentes momentos en el tiempo. La crisis financiera de los EE UU se produjo justo a la mitad del periodo de la muestra utilizada en este estudio y, además, se implementaron diferentes políticas migratorias en EE UU durante los años posteriores a la crisis, lo que dio como resultado un aumento de las deportaciones de emigrantes guatemaltecos.⁸ Por estas razones, un modelo TVP-VAR es el esquema más conveniente para analizar los datos obtenidos.

El resto de este estudio está organizado de la siguiente manera: la sección 2 proporciona una revisión de la literatura sobre remesas, modelos TVP-VAR y una visión general de investigaciones previas relacionadas con la economía guatemalteca; la sección 3 describe el proceso metodológico de la estimación econométrica, se discute la implementación empírica, y se proporciona una visión general del conjunto de datos; la sección 4 presenta y analiza los hallazgos

⁶ Véase el Apéndice B para una introducción respecto a la econometría bayesiana.

⁷ *Time-Varying Parameter Vector Autoregressive model*, es decir, TVP-VAR model.

⁸ Según las estadísticas de la Dirección General de Migración de Guatemala, en los años 2010, 2012 y 2014 las deportaciones aumentaron en 2%, 27% y 21%, respectivamente.

empíricos y proporciona un modelo *benchmark*; finalmente, la sección 5 ofrece algunas consideraciones finales.

2. Revisión de literatura

Estudios teóricos comúnmente usan modelos de equilibrio general dinámico estocástico (DGSE). En esta área, Castañeda y Catalán (2007), así como Morán y Macal (2012) contribuyeron significativamente a la literatura económica guatemalteca. El primer estudio expone que, en un esquema totalmente optimizador donde se permiten remesas, estas generan una apreciación del tipo de cambio real, lo que lleva a una contracción del sector transable y una expansión del sector no-transable. El segundo estudio expone que cuanto mayor es el grado de exclusión financiera, mayor es el impacto de las remesas en la economía en general. Los autores también mostraron que el impacto de las remesas en el producto y la inflación no son significativamente diferentes en los dos contextos diferentes de alta y baja credibilidad de la política monetaria. Estos resultados son importantes ya que permiten desarrollar una intuición sobre el impacto teórico que las remesas generan en la economía guatemalteca.

Algunos autores analizan otros aspectos, por ejemplo la tendencia a mediano-largo plazo de las remesas. Utilizando técnicas en datos de panel, Chami, Fullenkamp y Jahjah (2003) encuentran que las remesas tienden a ser anti-cíclicas. Por el contrario, Giuliano y Ruiz-Aranz (2006) proponen que las remesas no son anti-cíclicas, sino pro-cíclicas y, por lo tanto, impulsadas por ganancias. En este sentido, al evaluar la respuesta de las remesas a un impacto en el producto, es posible inferir si las remesas, en su conjunto, son altruistas o motivadas por intereses propios.

Con respecto a la relación entre las remesas y el fenómeno de la enfermedad holandesa, Acosta, Lartey y Mandelman (2009) desarrollan un modelo teórico para El Salvador, en el que demuestran que un aumento en las remesas provoca una apreciación del tipo de cambio real que pone en peligro el rendimiento del sector transable. Además, Fajnzylber y López (2006) tomaron las ocho economías latinoamericanas en las cuales existe la relación remesas/ingresos más alta (incluida la guatemalteca) y mostraron gráficamente que en siete de los ocho países existe una apreciación del tipo de cambio real que se desenvuelve paralelamente junto con el aumento en la relación remesas/ingresos. De manera similar, Amuedo-Dorantes y Pozo (2004) utilizaron un panel de 13 países de América Latina y el Caribe y encontraron una apreciación del tipo de cambio real del 22% debido a un aumento en las remesas.

Debido a que una pérdida de competitividad internacional puede ocurrir por la apreciación del tipo de cambio real, es importante investigar este tema con detenimiento. Por lo tanto, el estudio del impacto de las remesas debe acomodarse dentro de los aspectos macroeconómicos de una economía, haciendo evidente la necesidad de estudiar su impacto en las principales relaciones macroeconómicas. Los resultados muestran que este tipo de análisis es de extrema importancia en una economía como la guatemalteca, donde la proporción de remesas con respecto al producto es relativamente alta.⁹

Con respecto a la relación entre el mercado laboral y las remesas, investigaciones previas sugieren que el impacto de las remesas en la oferta laboral es ambiguo. Según la OIM (2017), para el año 2016, alrededor de 6.2 millones de personas recibieron remesas en Guatemala, lo que representa aproximadamente el 39% de la población total. Al respecto, es razonable suponer que las estadísticas de desempleo pueden reflejar, hasta cierto punto, una relación importante con las remesas. El efecto ingreso puede surgir cuando las remesas provocan un aumento en la demanda de ocio, disminuyendo la participación en la fuerza laboral. Por otro lado, el efecto sustitución puede surgir cuando se considera que la migración implica una reducción directa de la fuerza laboral, lo que con el tiempo puede generar una presión al alza sobre los salarios. Esto, a su vez, puede cambiar las decisiones laborales, aumentando la oferta de mano de obra debido a la disminución de demanda de ocio.

Hanson (2005) y Acosta (2006) afirmaron que las remesas tienden a reducir la participación en la fuerza laboral en México y El Salvador, respectivamente, pero Funkhouser (1992) argumenta que las remesas no generan un efecto significativo en la fuerza laboral en Nicaragua. Fajnzylber y López (2006) obtuvieron resultados para 10 países de América Latina y el Caribe que sugieren que las remesas tienen un impacto negativo en el número de horas trabajadas por semana. Concluyeron que el efecto de las remesas en la oferta laboral varía considerablemente entre los diferentes grupos socioeconómicos y países, pero generalmente existe un vínculo negativo entre las dos variables.

Desde la perspectiva metodológica, los modelos VAR se convirtieron en una herramienta poderosa en la investigación macroeconómica aplicada desde el trabajo pionero de Sims (1980). Los modelos VAR capturan la

⁹ Según el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA), para el año 2015 Guatemala era el tercer país en Latinoamérica con el mayor porcentaje de remesas en proporción con el PIB, precedido por el Salvador y Honduras.

dinámica y las relaciones entre las diferentes variables, resumiendo el primer y segundo momento de los datos. Sin embargo, los modelos VAR tienen la desventaja de estimar parámetros constantes, conduciendo a una estimación engañosa si la muestra abarca muchos años. Debido a ello, los modelos VAR con Parámetros Variantes en el Tiempo gozan de una ventaja notable. Sims (1993), Canova (1993), Stock y Watson (1996), así como Cogley y Sargent (2001), entre otros, discutieron este tipo de modelo.

Otra propiedad importante que popularizó este tipo de modelos es la facultad de la matriz de varianza-covarianza para variar en el tiempo. Black (1976) propuso originalmente la idea de la volatilidad estocástica, y después de él muchos investigadores en econometría financiera desarrollaron sistemas que utilizaban volatilidad estocástica. En el campo de la macroeconomía, la noción de volatilidad estocástica se puede encontrar en investigaciones de Uhlig (1997), Cogley (2003), Cogley y Sargent (2003), Primiceri (2005) y Nakajima (2011). El trabajo de Primiceri es una investigación sobresaliente en el tema, ya que no impone restricciones a la evolución futura de los elementos que componen la matriz de varianzas y covarianzas, siendo esta una diferencia fundamental con respecto a previas investigaciones. A pesar de esta importante ventaja, se debe de tener en cuenta que los parámetros del modelo a ser estimados se incrementan considerablemente.

Finalmente, los modelos TVP-VAR también son capaces de capturar los cambios estructurales observables en los datos. Si se permite que un modelo tenga parámetros variables en el tiempo, pero una volatilidad constante, será posible cuestionar si se han sesgado los parámetros estimados ya que se estará ignorando la volatilidad potencial de las perturbaciones. Nakajima (2011) afirma que la incorporación de volatilidad estocástica en los modelos mejora significativamente la estimación del mismo. En este estudio se asume volatilidad estocástica en el modelo TVP-VAR para otorgarle flexibilidad al proceso de estimación. Es importante mencionar que el esquema de volatilidad estocástica constituye una alternativa válida a los modelos ARCH introducidos por Engle (1982).¹⁰

¹⁰ Las diferencias entre los dos enfoques se analizarán más a fondo en la Sección 3.1. También se puede leer Shephard (1996) o Kim *et al* (1998) para una comparación completa de las propiedades estadísticas de la volatilidad estocástica y los modelos ARCH.

3. Metodología y datos

3.1 El modelo econométrico

Los parámetros variantes en el tiempo del modelo permiten capturar posibles no-linealidades o variaciones en el tiempo con respecto a la estructura de los retardos del modelo especificado. El uso del esquema de volatilidad estocástica tiene como objetivo capturar la heterocedasticidad potencial de los *shocks* (Primiceri, 2005). El hecho de no pasar por alto la heterocedasticidad residual puede mejorar considerablemente el modelo y proporcionar una estimación y dinámica apropiadas en los parámetros aleatorios, como lo destacan Cogley y Sargent (2003). Así mismo, las características de este tipo de modelos permiten a los datos determinar si la variación en el tiempo de la estructura lineal se deriva de cambios en el tamaño de los *shocks* (impulso) o de los cambios en el mecanismo de propagación (respuesta).

El modelo se construye siguiendo los trabajos de Primiceri (2005), Koop y Korobilis (2010) y Nakajima (2011). Se considera la forma reducida de la representación heterocedástica del modelo TVP-VAR dada por:

$$y_t = c_t + A_t^1 y_{t-1} + A_t^2 y_{t-2} + \dots + A_t^p y_{t-p} + e_t, e_t \sim N(0, \Omega_t) \quad (1)$$

para $t = 1 \dots T$, donde y_t es un vector M -dimensional de variables endógenas; c_t es un vector M -dimensional de interceptos variantes en el tiempo; A_t^i es una matriz $M \times M$ de parámetros variantes en el tiempo para las variables endógenas con M -th rezagos; y e_t es un vector M -dimensional de errores aleatorios heterocedásticos que siguen una distribución $e_t \sim N(0, \Omega_t)$ donde Ω_t es una matriz $M \times M$ de covarianzas no constantes en el tiempo. Es importante tener en cuenta que sería imposible estimar un modelo como (1) utilizando el enfoque frecuentista porque el problema de sobre-parametrización causaría un modelo inmanejable. Sin embargo, los métodos Bayesianos se ocupan de este problema al contraer parámetros (Koop y Korobilis 2010). En la práctica, esto se logra al utilizar una distribución *a priori* que contraiga hacia cero algunos o todos los parámetros y luego se actualicen recursivamente usando un algoritmo Monte Carlo vía Cadenas de Markov (MCMC). Mediante identificación recursiva,¹¹ las relaciones simultáneas del *shock* estructural se especifican asumiendo una reducción triangular de la matriz definida positiva Ω_t , establecida por:

¹¹ La identificación recursiva para el sistema VAR proviene de la suposición de una matriz triangular inferior para Λ_t , que se usa ampliamente en la estimación de modelos estructurales. Ver Christiano, Eichenbaum y Evans (1999).

$$\Lambda_t \Omega_t \Lambda_t' = \Sigma_t \Sigma_t' \text{ or } \Omega_t = \Lambda_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' \Lambda_t^{-1} \quad (2)$$

donde Λ_t es una matriz triangular inferior de covarianzas no constantes en el tiempo con los elementos diagonales

$$\Lambda_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ \lambda_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \lambda_{n1,t} & \dots & \lambda_{n(n-1),t} & 1 \end{bmatrix}$$

y Σ_t es la matriz diagonal de las desviaciones estándar de los errores variantes en el tiempo:

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_{n,t} \end{bmatrix}$$

Posteriormente, la ecuación (1) se puede reescribir como:

$$y_t = c_t + A_t^1 y_{t-1} + A_t^2 y_{t-2} + \dots + A_t^p y_{t-p} + \Lambda_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, V(\varepsilon_t) = I_n \quad (3)$$

en donde $e_t = \Lambda_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t$. Si definimos un vector reglón apilado $A = [c_t \ A_t^1 \ A_t^2 \ \dots \ A_t^p]$, (3) se reescribe como:

$$y_t = X_t' A_t + \Lambda_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, \quad (4)$$

en donde $X_t' = I_n \otimes [1, y_{t-1}', \dots, y_{t-p}']$, y el símbolo \otimes denota el producto Kronecker. La factorización triangular de Ω_t da como resultado innovaciones aditivas de ε , y se puede demostrar que una propiedad deseada que se mantiene bajo esta notación es permitir que la matriz de covarianza sea igual a $E(\varepsilon \varepsilon') = \text{var}(\varepsilon) = I_n$, donde I_n es una matriz identidad M -dimensional. Bajo este esquema, el objetivo es modelar los parámetros del proceso (4) en lugar del proceso (1).

Dada la definición del vector reglón A , se procede a definir un nuevo vector reglón apilado de no-cero y no-uno elementos variantes de la matriz Λ_t , $\lambda_t = (\lambda_{21,t} \ \lambda_{31,t} \ \lambda_{32,t} \ \lambda_{41,t} \ \dots \ \lambda_{n(n-1),t})'$, permitiendo que $\sigma_t = \text{diag}(\Sigma_t) = (\sigma_{1,t}, \sigma_{2,t}, \dots, \sigma_{n,t})$ sea un vector apilado de los elementos variantes en el tiempo de la matriz Σ_t . Bajo estas especificaciones, ahora es posible establecer que la dinámica de los parámetros variantes en el tiempo del modelo se estima como un proceso de caminata aleatoria, y se especifica de la siguiente manera:

$$A_{t+1} = A_t + v_t \quad (5)$$

$$\lambda_{t+1} = \lambda_t + \zeta_t \quad (6)$$

$$\log \sigma_{t+1} = \log \sigma_t + \eta_t \quad (7)$$

Se asume que todas las innovaciones del modelo siguen de forma conjunta una distribución normal y son independientes entre sí para toda t . También se asume la siguiente forma en la matriz varianza-covarianza:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \sim N \left[0, \begin{pmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_v & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_\zeta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_\eta \end{pmatrix} \right]$$

para $t = p + 1, \dots, n$, donde $A_{t+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{v_0})$, $\lambda_{t+1} \sim N(\mu_{\alpha_0}, \Sigma_{\zeta_0})$ y $\log \sigma_{t+1} \sim N(\mu_{\eta_0}, \Sigma_{\eta_0})$. Es importante observar que la estructura de la varianza y covarianza para las innovaciones de los parámetros variantes en el tiempo se rige por los parámetros Σ_v , Σ_ζ y Σ_η , que son matrices definidas positivas, y se asume por simplicidad que son matrices diagonales.¹²

Anteriormente se asumió que los parámetros del modelo no siguen un proceso estacionario, sino que evolucionan como un proceso de caminata aleatoria. Los modelos TVP-VAR generalmente se enfrentan a problemas de sobreparametrización, y la suposición de un proceso de caminata aleatoria para la innovación de parámetros permite reducir el número de parámetros durante el proceso de estimación. De este modo, se puede obtener un modelo flexible que permite cambios temporales y permanentes a través del tiempo.

Una suposición adicional importante y necesaria es la especificación de caminatas aleatorias geométricas para las desviaciones estándar de los términos de error (σ_t), la cual es una alternativa de especificación válida en comparación con los modelos ARCH.¹³ Mientras que los modelos ARCH son más restrictivos suponiendo que los procesos son estacionarios y con propiedades de reversión a la media (*mean-reversion*),¹⁴ los parámetros variantes en el tiempo tienen la ventaja de que son capaces de capturar posibles no-linealidades, es decir, cambios estructurales, cambios graduales, cambios en la media y varianzas de los procesos, etc.

¹² Nakajima (2011) indica que, en comparación con la suposición no-diagonal de Σ_v , los resultados no son sensibles. Ver el Apéndice C para más información.

¹³ Kim *et al* (1998) expone con mayor profundidad, con respecto al esquema Bayesiano, las diferencias entre los modelos ARCH y los modelos de volatilidad estocástica.

¹⁴ Es decir, que existe una tendencia de la volatilidad a revertir a su media de largo plazo.

Resumiendo, el sistema recursivo compuesto por las ecuaciones (4), (5), (6) y (7) pertenece a la forma de modelos conocidos como Modelo Espacio-Estado No-lineal.¹⁵ Dentro de la literatura sobre Modelos Espacio-Estado, (4) se llama *ecuación de medición* y (5), (6) y (7) se denominan *ecuaciones de estado* del sistema y siguen sus propiedades de distribución previamente expuestas.

3.1.1 Inferencia Bayesiana, distribuciones a priori e hiperparámetros

En este estudio, la inferencia Bayesiana se utiliza para evaluar las distribuciones *a posteriori* de los parámetros de interés (A^T, Λ^T, Σ^T), los estados no observables, y los hiperparámetros de la matriz varianza-covarianza de todas las innovaciones del modelo. A fin de lograrlo, también se requiere especificar las distribuciones *a priori* de los parámetros principales. Se asume que los estados iniciales de los parámetros, las covarianzas, las volatilidades logarítmicas y los hiperparámetros son independientes entre sí, y a fin de completar la representación del espacio-estado, es necesario determinar el comportamiento de todos los estados iniciales. Además, una variante particular de los métodos de Monte Carlo vía Cadenas de Markov (MCMC), conocido como el muestreo de Gibbs, se emplea para la evaluación numérica posterior de los parámetros de interés.¹⁶

Uno de los enfoques más utilizados en la implementación empírica en lo que respecta a la estimación de los modelos TVP-VAR es el esquema de Cogley y Sargent (2005) y Primiceri (2005), que implica estimar de un modelo VAR estándar y utilizar los estimadores MCO puntuales como calibración para las distribuciones *a priori*. Por lo tanto, para la media y la varianza de A_0 y Λ_0 se pueden seleccionar los estimadores MCO puntuales, y en el caso de $\log \sigma_0$ es común usar el logaritmo natural de los estimadores MCO puntuales de los errores estándar como la media de la distribución. Se asume que el estado inicial de la dinámica del modelo de parámetros variantes en el tiempo

se distribuye normalmente. Como se discutirá al final de esta sección, el procedimiento de utilizar estimaciones MCO puntuales tiene desventajas cuando se trabaja con una muestra pequeña.

Con respecto a los hiperparámetros Σ_v, Σ_ζ y Σ_η , se asume que sus distribuciones *a priori* son independientes entre sí con una distribución Wishart-Inversa (*Inverse Wishart*) con *uno + la dimensión de cada matriz* como grados de libertad para Σ_ζ y Σ_η , y *el tamaño de la submuestra inicial* como grados de libertad para Σ_v . La distribución Wishart-Inversa se emplea comúnmente en la estadística Bayesiana debido a sus propiedades, ya que permite obtener de una forma conveniente la distribución *a posteriori* para su inspección analítica, es decir, calcula la media analíticamente, utilizando una distribución *a priori* conjugada (*conjugate prior*) para las matrices de covarianzas, siendo una probabilidad Gaussiana conjugada.

Resumiendo, las distribuciones iniciales de los parámetros y las covarianzas toman la siguiente forma:

$$A_0 \sim N(\hat{A}_{MCO}, 4 \cdot V(\hat{A}_{MCO}))$$

$$\Lambda_0 \sim N(\hat{\Lambda}_{MCO}, 4 \cdot V(\hat{\Lambda}_{MCO}))$$

$$\log \sigma_0 \sim N(\log \hat{\sigma}_{MCO}, I_n)$$

$$\Sigma_{v0} \sim IW(k_{\Sigma_v}^2 \cdot (1 + m_A) \cdot V(\hat{A}_{MCO}), (1 + m_A))$$

$$\Sigma_{\zeta 0} \sim IW(k_{\Sigma_\zeta}^2 \cdot (1 + m_\Lambda) \cdot V(\hat{\Lambda}_{MCO}), (1 + m_\Lambda))$$

$$\Sigma_{\eta 0} \sim IW(k_{\Sigma_\eta}^2 \cdot (1 + m_{\log \sigma}) \cdot V(\log \hat{\sigma}_{MCO}), (1 + m_{\log \sigma}))$$

donde los hiperparámetros $k_{\Sigma_v}^2, k_{\Sigma_\zeta}^2$ y $k_{\Sigma_\eta}^2$ toman los valores 0.01, 0.1 y 1, respectivamente. Las especificaciones de las distribuciones *a priori* descritas con anterioridad dan como resultado distribuciones *a priori* difusas y relativamente no-informativas, en lugar de distribuciones *a priori* planas, lo cual es importante porque evita el uso de antecedentes informativos subjetivos que impacten significativamente las distribuciones *a posteriori* y pueden ser cuestionados.

A pesar de que el escenario propuesto por Primiceri (2005) es el esquema teórico básico para implementar un modelo TVP-VAR con volatilidad estocástica, se deben hacer algunos ajustes al usarlo con una muestra pequeña. En este estudio, como se describirá en la próxima sección, se cuentan con 64 observaciones por variable, y para obtener los estimadores MCO puntuales descritos, la muestra para la calibración utilizaría un número relativamente alto de

¹⁵ Debido al hecho de que la volatilidad estocástica no puede definirse en la forma de un modelo lineal normal de espacio-estado, los métodos Bayesianos tratan con modelos de espacio-estado no lineales particulares con volatilidad estocástica. Ver Koop y Korobilis (2010) para una descripción completa sobre modelos del espacio-estado Bayesianos y la volatilidad estocástica.

¹⁶ En una descripción muy general, el muestreo de Gibbs genera muestras posteriores al descomponer distribuciones conjuntas complejas de alta dimensión en distribuciones condicionales de baja dimensión. Ver el Apéndice D para una explicación detallada sobre la implementación del muestreo de Gibbs relacionada a este estudio.

observaciones de la muestra total. Debido al procedimiento computacional y las características de los datos utilizados, la estimación del modelo TVP-VAR sería ineficiente si se utilizan menos de 30 observaciones para obtener los estimadores MCO puntuales. Por lo tanto, el algoritmo MCMC no funcionará correctamente porque surgirán matrices definidas no-positivas, y la inferencia de los estados del coeficiente no tendrá lugar. Si se procediese como se explicó, se estimaría el modelo TVP-VAR con las 34 observaciones restantes. Con un número relativamente bajo de observaciones, las funciones impulso-respuesta para diferentes periodos de muestra no mostrarían variación entre ellas.

Tomando en cuenta la lógica antes expuesta, se hace evidente la necesidad de modificar el esquema de Primiceri. Debido a ello, el esquema de Nakajima (2011) permite trabajar con el mismo marco teórico expuesto por Primiceri, pero evita usar una muestra para la calibración, más bien se establece un esquema en donde las distribuciones *a priori* sean razonablemente no-informativas con respecto a su estado inicial, lo que significa que no tenemos información sobre el estado *a priori*. Bajo estas condiciones, se procede a utilizar la muestra completa para calcular las funciones impulso-respuesta en distintos periodos de tiempo y estimar un modelo TVP-VAR con volatilidad estocástica.¹⁷

3.2 Un modelo para la economía guatemalteca

Los datos son de frecuencia trimestral y el periodo de estudio abarca el intervalo 2001: I - 2016: IV,¹⁸ así como seis variables con rezago: remesas (rem), tipo de cambio real (rer), producción (y), relación del valor agregado del sector transable respecto al no-transable (tnt), tasa de desempleo (ump) e índice de precios al consumidor (ipc).¹⁹ Es importante hacer mención que un modelo podría sufrir de errores correlacionados serialmente al elegir incluir menos rezagos. Con respecto a este *trade-off*, la elección del número de rezagos se fundamenta en la búsqueda de un modelo que no sufra de sobre-parametrización, logrando una estimación más eficiente y menos exigente desde el punto de vista computacional.

¹⁷ El Apéndice E expone resultados de un modelo pequeño obviando el esquema de Nakajima.

¹⁸ No existe cifra oficial de desempleo para el 2017 al momento de realizar este estudio.

¹⁹ Los datos respecto a las remesas, el índice de precios al consumidor, el PIB, el producto transable y el no-transable fueron obtenidos del Banco de Guatemala. El tipo de cambio real fue obtenido del Consejo Monetario Centroamericano. Los datos de desempleo se obtienen del Instituto Nacional de Estadísticas.

3.2.1 Tratamiento de los datos

Los datos mensuales fueron convertidos en datos trimestrales utilizando un promedio simple, cuando correspondía. En el caso de los datos de desempleo, se realizó una interpolación cuadrática en media (*quadratic-match average*) para convertir los datos anuales en una frecuencia más alta.²⁰

Una de las características que hace deseable el uso de la inferencia Bayesiana en contraste con el enfoque frecuentista es que nuestro modelo no se verá afectado por la presencia de raíces unitarias o relaciones de cointegración (Sims, 1988). En el modelo implementado en este estudio, se asume que las especificaciones de caminata aleatoria indicadas anteriormente toman en cuenta cualquier relación de no estacionariedad o cointegración que pueda existir entre las variables. Por lo tanto, no es necesario realizar ninguna prueba de raíz unitaria para estacionariedad (prueba de Phillips-Perron o Dickey-Fuller aumentada), y tampoco ninguna prueba de cointegración (prueba de Johansen o Engle-Granger).²¹ Además, se adoptan transformaciones logarítmicas para las variables en niveles tal como sugieren Acosta, Lartey y Mandelman (2009).

3.2.2 Proceso de estimación del modelo

En la estimación del modelo, la identificación recursiva se lleva a cabo ingresando las variables en el siguiente orden: tasa de desempleo, relación producto transable/no-transable, producción, tipo de cambio real, remesas e índice de precios al consumidor.²² Acosta, Lartey y Mandelman (2009) utilizan un orden muy similar con la diferencia de que no incorporan al sistema la tasa de desempleo, la cual es una de las novedades del modelo aquí expuesto. Otra novedad es el cálculo de las funciones impulso-respuesta, el cual se

²⁰ La interpolación cuadrática en media es un método local que realiza una interpolación cuadrática ajustando un polinomio cuadrático local para cada observación de baja frecuencia. Luego es posible, utilizando el mismo polinomio, completar todas las observaciones de frecuencias más altas. Desafortunadamente, no es posible encontrar datos trimestrales de la tasa de desempleo en el rango de muestra empleado en este estudio, pero la interpolación cuadrática en media permite obtener datos trimestrales. Por lo tanto, es posible evaluar el desempeño a largo plazo del desempleo en la economía, ya que el método local utilizado mantiene los cambios, la dirección y la tendencia de las series de tiempo.

²¹ Ignorar estos argumentos y proceder a realizar transformaciones debido a la sospecha de unidad raíz o imponer cualquier relación de cointegración, provocará una pérdida significativa de información que es útil cuando se estiman modelos del tipo TVP-VAR.

²² Se realizaron transformaciones logarítmicas para las variables Producción, Tipo de Cambio Real, Remesas e Índice de Precios al Consumidor.

realiza de dos maneras diferentes como se explicará en la sección 4.3.

Debido a que los parámetros variantes en el tiempo siguen un proceso de caminata aleatoria y que la estimación de este tipo de modelos requiere una alta demanda computacional, es común encontrar que algunas respuestas a *shocks* específicos pueden generar procesos explosivos (Janhuba, 2012). Además, es importante tener en cuenta que es posible obtener un proceso explosivo incluso cuando la media *a posteriori* indica estabilidad y el algoritmo MCMC converge correctamente.²³ Este problema no imposibilita el uso del modelo estimado, pero se requieren algunos ajustes. Una de las soluciones más comunes que se aplica a este problema es ejecutar el modelo con menos rezagos,²⁴ lo que mejora la estimación de las funciones impulso-respuesta y produce procesos estables. Esta solución es otra razón por la que elegimos utilizar un rezago, lo que también ayuda a que la estimación sea más eficiente y menos exigente desde el punto de vista computacional, como se indicó anteriormente. Otras soluciones incluyen utilizar distribuciones *a priori* más informativas o aumentar la muestra, lo cual no es posible en nuestro caso.

3.2.3 Proceso de convergencia del algoritmo Monte Carlo vía Cadenas de Markov

Para lograr la convergencia del algoritmo MCMC, extraemos 10,000 muestras del algoritmo de simulación (iteraciones del muestreo de Gibbs) después de descartar las primeras 1,000 (*burn-in period*). En la sección 4.2, tabla 1 y gráfica 3 se muestran los resultados del algoritmo MCMC, concluyendo que se producen muestras posteriores del algoritmo de simulación de manera eficiente. Se mostrará que el proceso empleado en este estudio exhibe tanto estacionariedad como ergodicidad. Como prueba de robustez, se extrajo un número diferente de muestras sin cambios significativos en los resultados, por lo que se decidió no reportarlas.

²³ Ver Koop y Korobilis (2010) para más información sobre este tema.

²⁴ Una advertencia: errores correlacionados serialmente pueden surgir como consecuencia de no usar rezagos o menos rezagos. Empíricamente, muchas investigaciones deciden usar dos rezagos al estimar modelos pequeños TVP-VAR de tres variables. En el presente estudio se estima un modelo considerablemente más grande (seis variables), que representa un alto número de parámetros para ser estimados. Debido a que se busca evitar procesos explosivos, enfrentamos una disyuntiva entre el número de rezagos y el número de variables en el modelo. Las rutas explosivas pueden ocurrir debido al proceso de generación de datos de las ecuaciones de estado, las cuales evolucionan como un proceso de caminata aleatoria.

4. Resultados empíricos

4.1 Análisis gráfico de los datos

La gráfica 1 muestra el desempeño de las variables macroeconómicas del modelo en toda la muestra. La gráfica 1(a) ilustra la evolución de las remesas, las cuales sufrieron, con cierto rezago, una desaceleración a raíz de la crisis financiera en los EE UU. En este sentido, el mercado laboral en los EE UU desempeñó un papel determinante. La gráfica 1(b) ilustra la evolución del PIB mostrando una clara tendencia ascendente durante los últimos 16 años y una evidente caída en el primer trimestre de 2009, cuando la crisis financiera se reflejó en la economía guatemalteca.²⁵

Las gráficas 1(c) y 1(d) nos permiten ver la conexión económica que nos hace suponer la existencia del fenómeno de la enfermedad holandesa, debido a que el tipo de cambio real se ha apreciado a lo largo del periodo estudiado²⁶ y, paralelamente, se observa una tendencia a la baja de la relación producto transable/no-transable. El índice de precios al consumidor, que tiene una tendencia positiva, puede considerarse un indicador *proxy* de la evolución de la inflación no-transable.²⁷

En la gráfica 2, las seis variables se reescalan y se grafican. Se observa que la evolución de la tasa de desempleo fluctúa en toda la muestra sin una tendencia clara en el mediano y largo plazo. Aparte de la tasa de desempleo y la relación producto transable/no-transable, las demás variables se presentan en su transformación logarítmica. Además, se grafican en el orden en que ingresaron en el modelo.

4.2 Convergencia del muestreo de Gibbs (algoritmo MCMC)

La tabla 1 y la gráfica 3 presentan los resultados con respecto a la estimación de las varianzas de los residuos de las ecuaciones de estado del modelo TVP-VAR. Los resultados, tanto en la tabla como en la gráfica, ayudan a verificar la convergencia del algoritmo MCMC, lo que implica que el muestreo de Gibbs se ejecutó de manera adecuada y, por lo tanto, las estimaciones *a posteriori* son válidas.

²⁵ A fines de 2008, la autoridad económica de Guatemala reportó solo un 0.5% de crecimiento económico.

²⁶ La nomenclatura utilizada implica que un aumento en el tipo de cambio real representa una depreciación.

²⁷ Según Acosta, Larrey y Mandelman (2009), un posible mecanismo de remesas es un esquema donde un mayor ingreso desencadena un aumento en la demanda agregada, que culmina en precios relativos más altos de bienes no-transables que llevan a una expansión de ese sector (efecto de movimiento de recursos).

Específicamente, la tabla 1 presenta los resultados de las estimaciones de las medias *a posteriori*, las desviaciones estándar, el intervalo de credibilidad del 95%, el diagnóstico de convergencia (CD) propuesto por Geweke (1992) y el factor de ineficiencia.²⁸ Según el diagnóstico de convergencia, es posible afirmar que a un nivel de significancia del 5% no rechazamos la hipótesis nula de convergencia de la distribución *a posteriori*. Además, otra indicación de que los parámetros y las variables de estado se muestrearon de manera eficiente es que los factores de ineficiencia son bajos, lo que significa que la MCMC se mezcló apropiadamente y que la autocorrelación es baja.

La gráfica 3 es un complemento de la tabla 1, en donde encontramos la función de autocorrelación muestral, las rutas del muestreo y las densidades *a posteriori* de los parámetros discutidos previamente. Después de descartar la muestra del periodo *burn-in*, una inspección visual deja en claro que las autocorrelaciones muestrales decrecen de forma estable y se contraen rápidamente (primera fila) y que las trayectorias muestrales son estables y siguen un patrón persistente explorando el espacio posterior (segunda fila). En otras palabras, se puede afirmar con total certeza que el algoritmo utilizado es eficiente en la producción y extracción de observaciones posteriores. En la tercera fila, se encuentran las distribuciones condicionales *a posteriori* que son, aproximadamente, las densidades de los parámetros. A la luz de esta evidencia, no es necesario un periodo *burn-in* más prolongado.

4.3 Simulación del modelo TVP-VAR

Las funciones impulso-respuesta permiten trazar la ruta de tiempo de los diferentes *shocks* sobre las variables contenidas en el sistema. Este tipo de simulaciones muestra las reacciones (respuestas) de las variables explicadas en el sistema ante cambios en los errores, tomando en cuenta el tamaño promedio de la volatilidad estocástica. La gráfica 4 y la gráfica 5 ilustran las funciones impulso-respuesta de dos maneras diferentes, siendo la gráfica 4 el enfoque más común encontrado en la literatura con respecto a los modelos TVP-VAR.

4.3.1 Funciones impulso-respuesta #1

La gráfica 4 ilustra *shocks* empezando en tres trimestres específicos: 2002: I, 2009: I, 2016: I. Luego, las respuestas se calculan para los siguientes 12 periodos. Los resultados

más significativos e interesantes son los siguientes:

- a) Innovaciones en la productividad que cambian la proporción de producto transable y no-transables a favor de los transables parecen impulsar el aumento del producto total en los siguientes cuatro trimestres. Además, es posible observar que, en el impacto, el tipo de cambio real se deprecia, pero a mediano y largo plazo comienza a apreciarse.
- b) La respuesta del tipo de cambio real a una perturbación positiva en el ingreso resulta en una apreciación real. Nótese que la respuesta del año 2002 no es tan sensible como las respuestas de los años 2009 y 2016, y tiende a retornar con mayor rapidez a su estado estacionario que las respuestas de los años 2009 y 2016.
- c) Una clara respuesta positiva ocurre en las remesas cuando existe una innovación positiva en el producto. Este resultado implica que las remesas son procíclicas, es decir, impulsadas por beneficios.
- d) Por un lado, el mecanismo que resulta en una depreciación del tipo de cambio real parece ser contracíclico con las remesas. Por otro lado, un impacto en las remesas genera una apreciación significativa del tipo de cambio real. La respuesta del año 2002 parece reaccionar menos que la respuesta de los años después de la crisis financiera de EE UU.
- e) Las proporciones de la relación del producto transable/no-transable cambian debido a un *shock* en las remesas y la respuesta parece estar impulsada por una reasignación de recursos que pone en peligro el desempeño del sector transable. Por lo tanto, tenemos evidencia de que un *shock* de este tipo provocaría el fenómeno de la enfermedad holandesa. La respuesta es más drástica en el año 2009, evidenciando el bajo rendimiento del sector transable en ese año debido a la crisis financiera.
- f) La evolución de los precios no-transables puede deducirse utilizando el índice de precios al consumidor como *proxy*, el cual reacciona positivamente a un aumento en los flujos de remesas.
- g) En el año 2009, la tasa de desempleo aumenta ligeramente debido a un *shock* en las remesas. La relación entre ambas variables es evidente, observando también que un *shock* en la tasa de desempleo provoca una respuesta positiva en las remesas (canal altruista).

²⁸ Consulte el Apéndice F para obtener una explicación detallada sobre los diagnósticos de convergencia y el factor de ineficiencia.

h) Con algunas excepciones, se puede observar que las respuestas del año 2002 son menos sensibles que las respuestas de los años 2009 y 2016. Otros casos muestran que las respuestas de los años 2002 y 2016 son similares en comportamiento, pero diferentes en comparación con las respuestas del año 2009.

4.3.2 Funciones impulso-respuesta #2

La gráfica 5 muestra el resultado de calcular de manera diferente las respuestas a *shocks*. Se especifican horizontes ($t = 4, 8$ y 12 periodos adelante) y las trayectorias finales se proyectan siguiendo el horizonte estipulado para todos los años de la muestra. En otras palabras, se trazan las respuestas en series temporales mostrando el tamaño de las respuestas para los horizontes a lo largo del tiempo. Por lo tanto, no se muestran las reacciones puntuales del impacto en un año en particular, sino que un promedio de acuerdo con su horizonte especificado, abarcando toda la muestra. Como principales características de la gráfica 5 podemos mencionar:

- a) Las respuestas del producto a las innovaciones de productividad a favor del sector transable permanecen, en promedio, negativas y cercanas a cero, especialmente a partir de la segunda mitad de la muestra. En los ocho y doce periodos siguientes, se observa una apreciación del tipo de cambio real, pero en el horizonte de cuatro periodos se observa al comienzo de la muestra una depreciación del tipo de cambio real, antes de entrar en una apreciación real.
- b) Las respuestas de las remesas a una perturbación positiva del ingreso siguen siendo positivas en los tres horizontes. En este sentido, podemos argumentar que las remesas son, en promedio, pro-cíclicas, es decir, impulsadas por beneficios.
- c) Las respuestas del tipo de cambio real a un *shock* positivo a las remesas muestran un camino hacia una apreciación real en toda la muestra, lo que también es consistente con la gráfica 4.
- d) Un *shock* en las remesas impacta negativamente al sector transable, donde la relación producto transable/no-transable cae rápidamente entre los años 2001-2009, con una recuperación débil desde el año 2009 en adelante. Por lo tanto, el fenómeno de la enfermedad holandesa está presente, contrayéndose el sector transable, que en este contexto va, en general, de la mano con una expansión del sector no-transable.
- e) La respuesta del índice de precios al consumidor ante un *shock* en las remesas avanza en terreno positivo durante toda la muestra, lo que motiva el hecho de que el índice de precios al consumidor puede reflejar muy bien la evolución de los precios no-transables.
- f) La tasa de desempleo reacciona positivamente ante un *shock* en las remesas desde el inicio de la muestra, decayendo después del año 2009. Por lo tanto, se ha corroborado que existe una relación relevante entre las dos variables.

4.4 Modelo *Benchmark*: estándar VAR

Se estima un modelo VAR estándar estipulando el mismo orden de las variables para la identificación recursiva como en el modelo TVP-VAR.²⁹ Además, se utilizó el Criterio de Información de Akaike (AIC) para la elección del número de rezagos del modelo, encontrando que dos rezagos es el óptimo en el esquema de un modelo VAR estándar, teniendo así un mejor ajuste del modelo.³⁰ También, siguiendo la prueba de Dickey-Fuller Aumentada, la mayoría de las series son estacionarias en primera diferencia, excepto la relación producto transable/no-transable y la tasa de desempleo. La gráfica 9 (Apéndice G) ilustra las funciones impulso-respuesta dado un *shock* a las remesas y a la producción.

Mediante una inspección visual y una comparación con las gráficas 4 y 5, en la gráfica 9 se observa que algunas de las respuestas a *shocks* del VAR estándar son ligeramente diferentes a los de un VAR con parámetros variantes en el tiempo, tanto en la duración del *shock* como en el desenlace del comportamiento. Es esencial recordar que las respuestas de un modelo de VAR estándar son, en cierta medida, un promedio de las respuestas en el modelo de VAR con parámetros variantes en el tiempo, pero tiene sus limitaciones y se hacen evidentes en esta comparación.³¹ La gráfica 9(a) ilustra las respuestas de las variables a un *shock* en las remesas. La respuesta del tipo de cambio real es hacia una apreciación en el mediano plazo. También vemos que,

²⁹ Ver Christiano, Eichenbaum y Evans (1999) para más información sobre el esquema empleado, la identificación recursiva y la descomposición de Cholesky en los modelos VAR.

³⁰ Aunque el Criterio de información puede dar resultados contradictorios entre las diferentes pruebas, elegimos el criterio AIC, que es uno de los más empleados en este tipo de modelos. Consulte el Apéndice H para ver los resultados de un modelo con diferente longitud de retardo, como un control de robustez.

³¹ También, el modelo VAR estándar se estimó utilizando econometría frecuentista, no Bayesiana, como en el caso del modelo TVP-VAR estimado en este estudio.

en el impacto, el fenómeno de la enfermedad holandesa está presente, pero su duración es menor a lo esperado. Sin embargo, el rendimiento del sector transable se contrae, en comparación con el sector no-transable. En el mismo marco conceptual, aumenta el desempleo, que va en el mismo sentido que las respuestas del modelo TVP-VAR. De la gráfica 9(b) es posible notar que las remesas reaccionan positivamente ante un *shock* al producto, lo que significa que las remesas son pro-cíclicas.³²

5. Consideraciones finales

La reasignación de recursos entre el sector transable y el no-transable tiene lugar en la economía guatemalteca debido a un *shock* en las remesas. El mecanismo estudiado implica que un aumento en el flujo de remesas aumenta el poder de gasto de los hogares receptores de este ingreso no laboral y, por lo tanto, aumenta la demanda relativa y los precios relativos de los bienes y servicios no-transables. Esto provoca que el capital y la fuerza laboral se desplacen hacia el sector no-transable, lo que afecta directamente al sector transable, resultando en la pérdida de competitividad internacional. Así mismo, un flujo de remesas provoca una apreciación del tipo de cambio real, que conlleva al aumento de los precios relativos no-transables. Considerar estos escenarios es importante para una economía que depende en gran medida de un flujo financiero como el expuesto en este estudio.

La pérdida de competitividad internacional no solo se notará a través de la balanza de pagos sino también en otros aspectos de la economía. Uno de los principales impulsores de la economía guatemalteca es su sector transable, que se compone de las actividades: 1) Agricultura, ganadería, caza, silvicultura y pesca, 2) Explotación de minas y canteras, y 3) Industrias manufactureras. La primera y tercera actividades económicas mencionadas representan la segunda y la cuarta actividad económica con más peso individual dentro del PIB (18.33% y 10.45%, respectivamente). Al mismo tiempo, el sector transable total proporciona alrededor del 54.8% del empleo en la economía formal.³³

Para reducir el impacto de una contracción en el sector transable y, por lo tanto, la pérdida de competitividad del país, los hacedores de política deben poner en marcha políticas estatales a favor de la educación (programas de

mejora de habilidades) e infraestructura que aumenten la competitividad del país en los mercados externos. El refuerzo adicional de las políticas internas de competencia conducirá a mejoras en la dinámica económica que podría captar, en principio, los ingresos adicionales de los hogares y brindar oportunidades adecuadas de inversión.

Al mismo tiempo, el ajuste macroeconómico de la política monetaria y la política fiscal es vital. En este sentido, es importante recalcar que la presencia de remesas altera la política monetaria y fiscal óptima. Este estudio y sus implicaciones macroeconómicas ponen en relieve la necesidad de que los responsables de la formulación de políticas seleccionen los instrumentos de política correctos (o los que menos distorsiones causen).

Estudios muestran que, en economías sin un flujo de remesas, la política gubernamental óptima sigue la regla de Friedman. En general, las economías con remesas establecen tasas más altas de impuestos al empleo, mayores niveles de deuda, y crecimiento monetario a medida que el gobierno busca financiar el mismo nivel de gasto mientras aumenta sus ingresos por medio de una menor base de producción doméstica. La política monetaria óptima en presencia de remesas, por lo tanto, se desvía de la regla de Friedman ya que el gobierno considera que es óptimo usar el impuesto inflacionario.

Al elegir una combinación de política fiscal y monetaria, la autoridad fiscal y el Banco de Guatemala deben tener en cuenta la relación entre esta combinación de políticas, las remesas, el producto transable/no-transable y oferta laboral familiar para minimizar las distorsiones económicas. Por otro lado, la política fiscal y monetaria tienen una correlación negativa más fuerte con la producción en las economías con remesas en relación con las economías sin remesas. Por lo tanto, si bien su impacto en el producto es pro-cíclico, las remesas sirven para aumentar la contraciclicidad de la política gubernamental.

En este contexto, identificar a tiempo el rumbo que las remesas puedan tomar contribuye a mantener las condiciones que aseguren un desempeño y crecimiento económico sostenible, teniendo en cuenta el desarrollo de los factores externos relevantes para nuestra economía.

Referencias bibliográficas

- Adams, R. (2004): “Remittances and Poverty in Guatemala”, World Bank Policy Research Working Paper 3418, September.
- Acosta, P., Lartey, E. and F. Mandelman (2009): “Remittances and the Dutch disease”, *Journal of International Economics* 79, 102 -116.

³² Consultar el Apéndice G para el resto de las funciones impulso-respuesta y su debida explicación.

³³ Encuesta de Empleo e Ingresos 2016 (Instituto Nacional de Estadística de Guatemala)

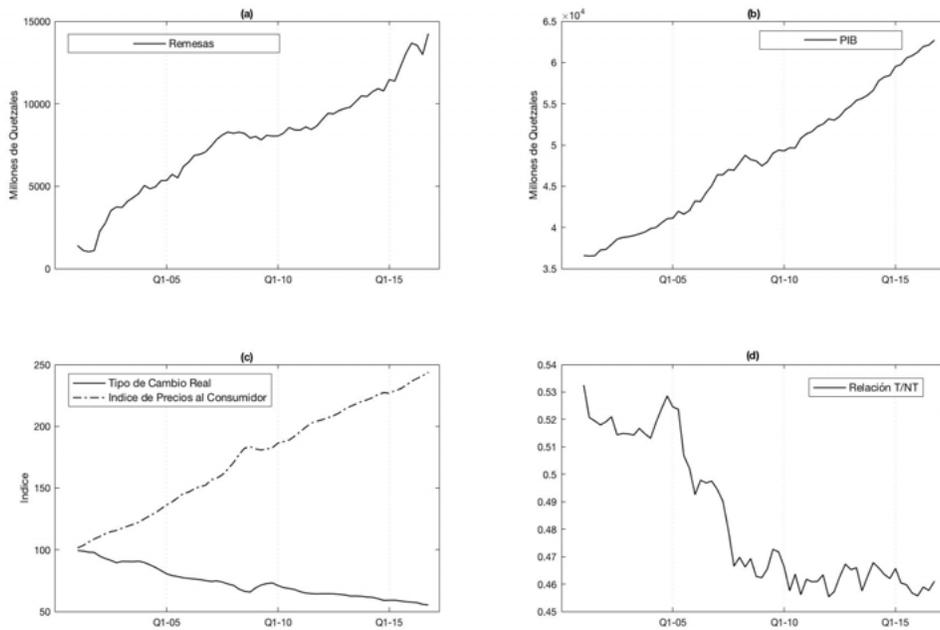
- Amuedo-Dorantes, C. and Pozo, S. (2004): "Workers' Remittances and the Real Exchange Rate: A Paradox of Gifts", *World Development Journal*, August, v. 32, iss. 8, pp. 1407-17.
- Canova, F. (1993): "Modelling and Forecasting Exchange Rates with a Bayesian Time-Varying Coefficient Model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 233-261.
- Carter, C. and Kohn, R. (1994): "On Gibbs sampling for state space models". *Biometrika* 81, 541-53.
- Castañeda, J. and Catalán, J. (2007): "Emigrant Remittances and the Real Exchange Rate in Guatemala: An Adjustment-Cost Story", *Money Affairs*, XXI, issue 1, p. 31-71.
- Chami, R., Fullenkamp, C., and Jahjah, S. (2003): "Are Immigrant Remittance Flows a Source of Capital for Development", *IMF Working Papers* 03/189.
- Chami, R., T. Cosimano, and Gapen, M. (2006): "Beware of Emigrants Bearing Gifts: Optimal Fiscal and Monetary Policy in the Presence of Remittances", *International Monetary Fund Working Paper*, WP/06/61.
- Cogley, T. (2003): "How Fast Can the New Economy Grow? A Bayesian Analysis of the Evolution of Trend Growth", *Mimeo*, University of California, Davis.
- Del Negro M. and Primiceri, G. (2013): "Time-Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy: A Corrigendum", *Staff Reports* 619, Federal Reserve Bank of New York.
- Engle, R. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50 (4), 987-1007.
- Fajnzylber, P. and López, H. (2006): "Close to Home: The Development Impact of Remittances in Latin America", *World Bank*.
- Geweke, J. (1992): "Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to Calculating Posterior Moments", in *Bayesian Statistics Vol. 4*, Oxford University Press, 168-188.
- Itzigsohn, J. (1995): "Migrant Remittances, Labor Markets and Household Strategies: A Comparative Analysis of Low-Income Household Strategies in the Caribbean Basin", *Social Forces*, vol. 74, number. 2.
- Janhuba, R. (2012): "Volatility Spillovers in New Member States: A Bayesian Model". Charles University in Prague, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies.
- Keller, L. and Rouse, R. (2016): "La población receptora de remesas en Guatemala", Fondo Multilateral de Inversiones (FOMIN), Inter-American Development Bank.
- Kim, S., Shephard, N. and Chib, S. (1998): "Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models.", *Review of Economic Studies* 65(3): pp. 361-93.
- Koop, G. and Korobilis, D. (2010): "Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics", *Foundations and Trends in Econometrics Journal*, Now publishers, 3(4), 267-358.
- Morán, H. and Macal, F. (2012): "Macroeconomic Impact of Remittances in a Small Open Economy: A Model for the Guatemalan Economy", *Center for Latin American Monetary Studies*.
- Nakajima J. (2011): "Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications," *IMES Discussion Paper Series* 11-E-09, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.
- Primiceri, G. (2005): "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy", *Review of Economic Studies*, Oxford University Press, 72(3), 821-852.
- Sims, C. A. (1988): "Bayesian Skepticism on Unit Root Econometrics," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, 12 (2-3), 463-474.
- Sims, C. (1980): "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, *Econometric Society*, 48 (1), 1- 48.

Apéndices

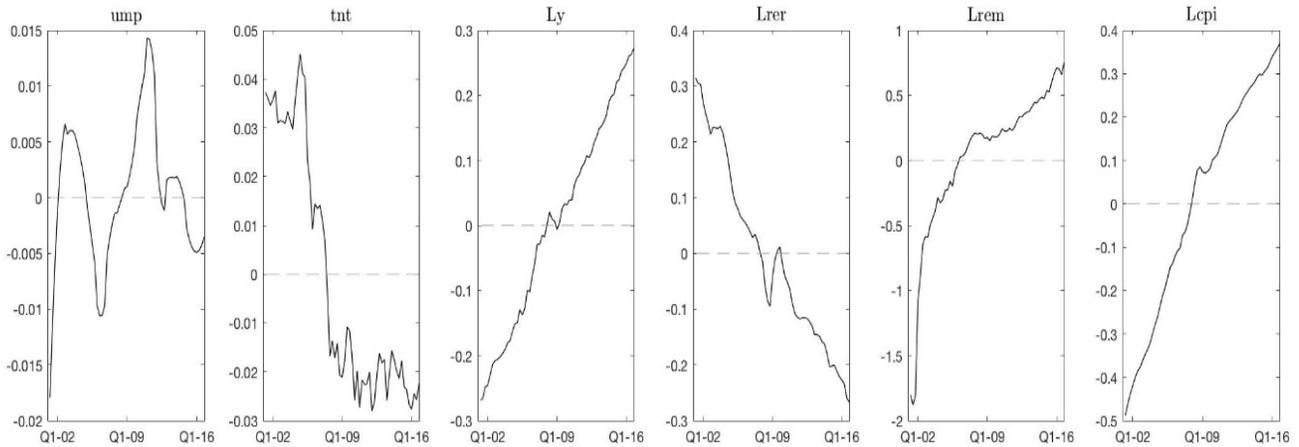
Apéndice A: tabla y gráficas

Parámetro	Media	DesvEst.	Intervalo 95%	Geweke CD	F. Ineficiencia
$\Sigma_{\nu_{11}}$	0.0023	0.0003	0.0018-0.0028	0.812	2.36
$\Sigma_{\nu_{22}}$	0.0023	0.0003	0.0018-0.0029	0.268	1.97
$\Sigma_{\zeta_{11}}$	0.0057	0.0018	0.0034-0.0104	0.689	16.99
$\Sigma_{\zeta_{22}}$	0.0055	0.0016	0.0033-0.0096	0.491	13.45
$\Sigma_{\eta_{11}}$	0.0032	0.0004	0.0026-0.0040	0.306	4.23
$\Sigma_{\eta_{22}}$	0.0032	0.0004	0.0026-0.0041	0.118	5.71

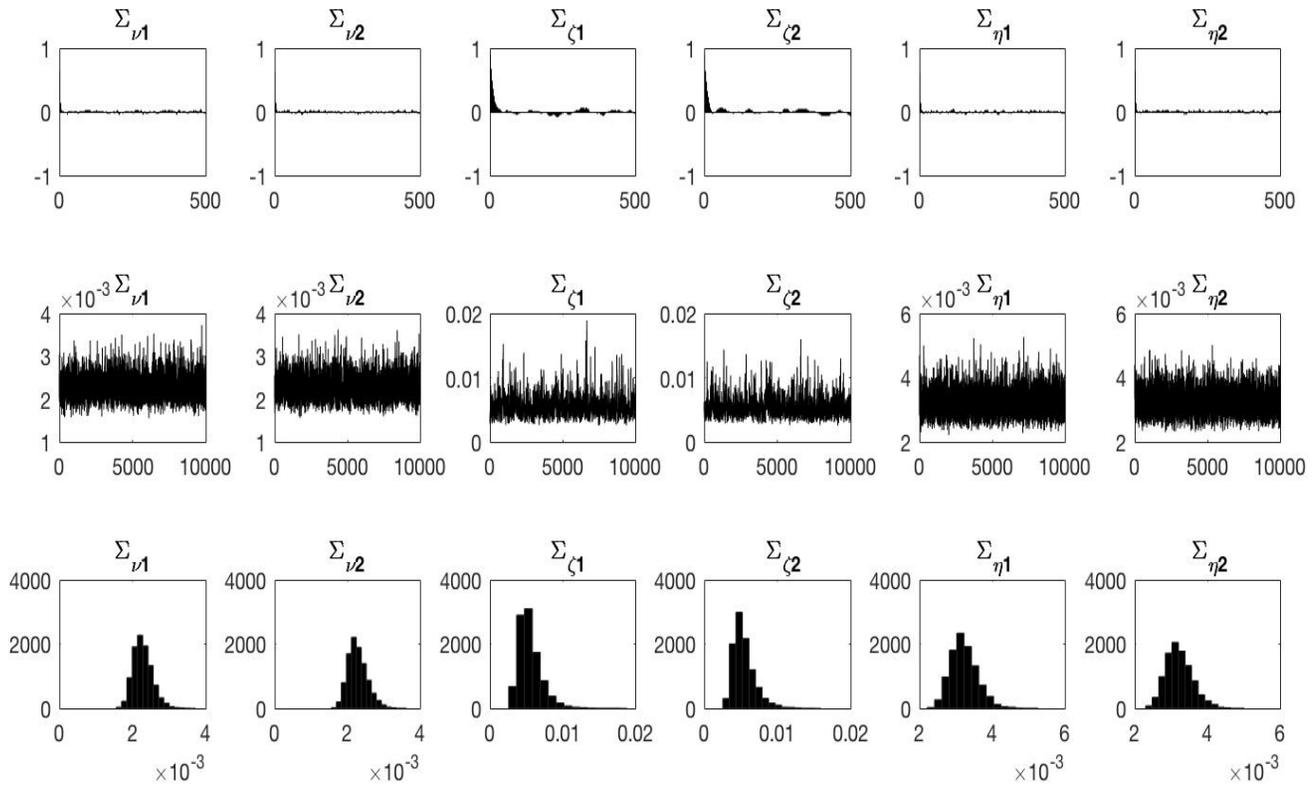
Tabla 1: Diagnóstico de convergencia y resultados de estimación de los parámetros Σ_{ν} , Σ_{ζ} y Σ_{η}



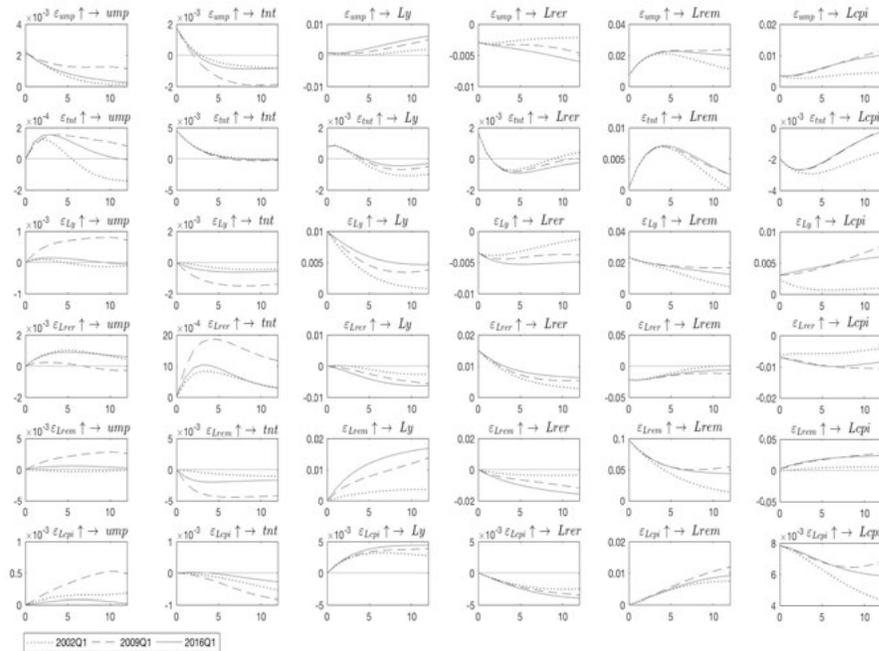
Gráfica 1: Variables macroeconómicas guatemaltecas relacionadas a las remesas



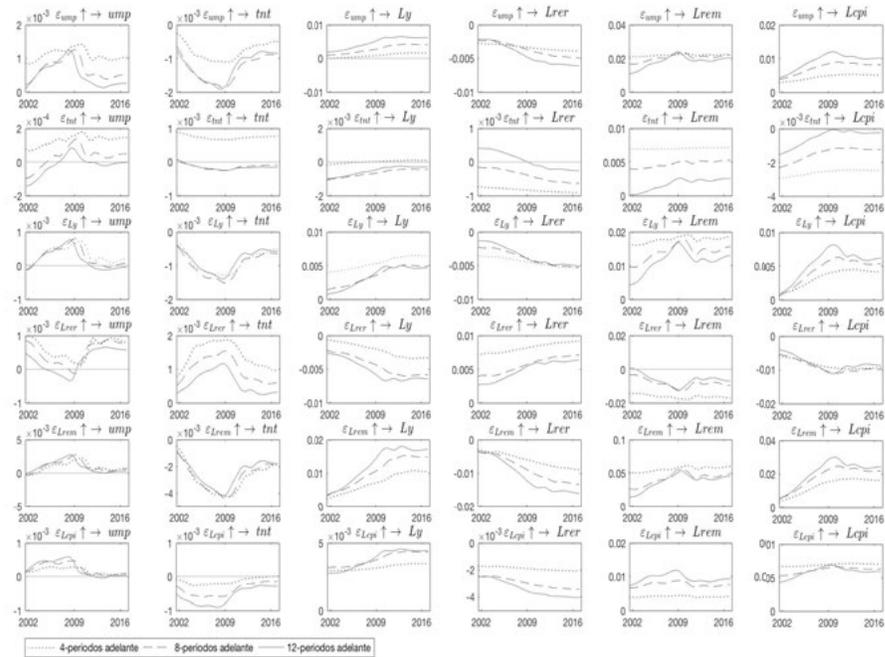
Gráfica 2: Variables macroeconómicas del modelo TVP-VAR



Gráfica 3: Autocorrelaciones muestrales, rutas del muestreo y densidades *a posteriori*



Gráfica 4: Funciones impulso-respuesta variantes en el tiempo



Gráfica 5: Funciones impulso-respuesta variantes en el tiempo

Apéndice B: Nociones de econometría Bayesiana

El objetivo de este apéndice es proporcionar los conceptos básicos de la econometría bayesiana para aquellos lectores que no están familiarizados con este campo. Dorfman (1997), Bauwens et al (1999) y Koop (2003) brindan una explicación completa y detallada sobre la econometría bayesiana y su implementación para aquellos que buscan profundizar más en esta área.

En términos generales, el competidor de la econometría bayesiana, llamado econometría frecuentista, ve los parámetros de interés como valores verdaderos pero no observables, y utilizando la econometría frecuentista se intenta encontrar estimaciones que estén lo más cerca posible de tales valores verdaderos. Por otro lado, la econometría bayesiana trata estos parámetros como variables aleatorias, por lo tanto, estamos interesados en sus propiedades distribucionales. La estimación de modelos avanzados generalmente requiere el uso de *software* numérico para calcular integrales multidimensionales analíticamente insolubles que a menudo se requieren en la inferencia bayesiana.

El teorema de Bayes es el pilar de la econometría bayesiana y su forma más simple se puede expresar como:

$$p(B|A) = \frac{p(A|B)p(B)}{p(A)} \quad (8)$$

donde A y B son variables aleatorias. Siguiendo las reglas estándar de probabilidad, es fácil de obtener (8). Generalmente, a menudo se expresan algunas creencias de probabilidad sobre cualquier variable como A o B, pero es común tener interés en un conjunto de parámetros de variables específicas. Por lo tanto, podemos reescribir (8) como

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)} \quad (9)$$

donde θ es un conjunto de parámetros que queremos estimar usando y (donde y generalmente es un conjunto de variables observables). La probabilidad $p(\theta)$ se denomina densidad *a priori*, o por simplicidad, *prior*, $p(y|\theta)$ se denomina función de verosimilitud, y $p(\theta|y)$ habitualmente se denomina densidad *a posteriori*. Una notación común implica descartar el denominador $p(y)$ porque normalmente nos interesa un conjunto de parámetros θ sin la necesidad de tener en cuenta la probabilidad $p(y)$. Por esta razón, la ecuación (9) se convierte en

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta) \quad (10)$$

Siguiendo la relación resultante en (10), el teorema de Bayes puede formularse expresando que la densidad *a posteriori* es proporcional a la función de verosimilitud multiplicada por la densidad *a priori* (Koop, 2003). Por lo tanto, las densidades *a priori* se actualizan continuamente a través del teorema de Bayes utilizando los datos disponibles y, por lo tanto, resulta en densidades *a posteriori* condicionales, junto con diferentes momentos, es decir, medias y varianzas.

La expresión $p(\theta)$ es una función de probabilidad que puede expresar creencias que el investigador tiene sobre θ antes de que se tenga en cuenta alguna evidencia, es decir, antes de ver los datos. La información previa es un aspecto controvertido, ya que a veces se considera no-científica. Teóricamente, la densidad *a priori* debe ser independiente de los datos, sin embargo, a menudo es común el uso de *priors* basados en datos que implican el establecimiento de supuestos previos utilizando los datos disponibles. Aunque *priors* basados en datos violan, en principio, la condición de independencia, tienden a funcionar bien en el análisis empírico.

Existen diferentes *priors* disponibles para el investigador, entre los cuales encontramos los siguientes: *prior* informativo (*informative prior*), *prior* no-informativo (*non-informative prior*), *prior* conjugada (*conjugate prior*), *prior* conjugada natural (*natural conjugate prior*), entre otros. Un *prior* que se utiliza comúnmente en muchos métodos avanzados es el *prior* jerárquico (*hierarchical prior*), que depende de otros parámetros que también se calculan utilizando métodos bayesianos y tienen su propia *prior*. Los parámetros obtenidos se llaman hiperparámetros.

Apéndice C: Supuesto No-Diagonal de la matriz Σ_v

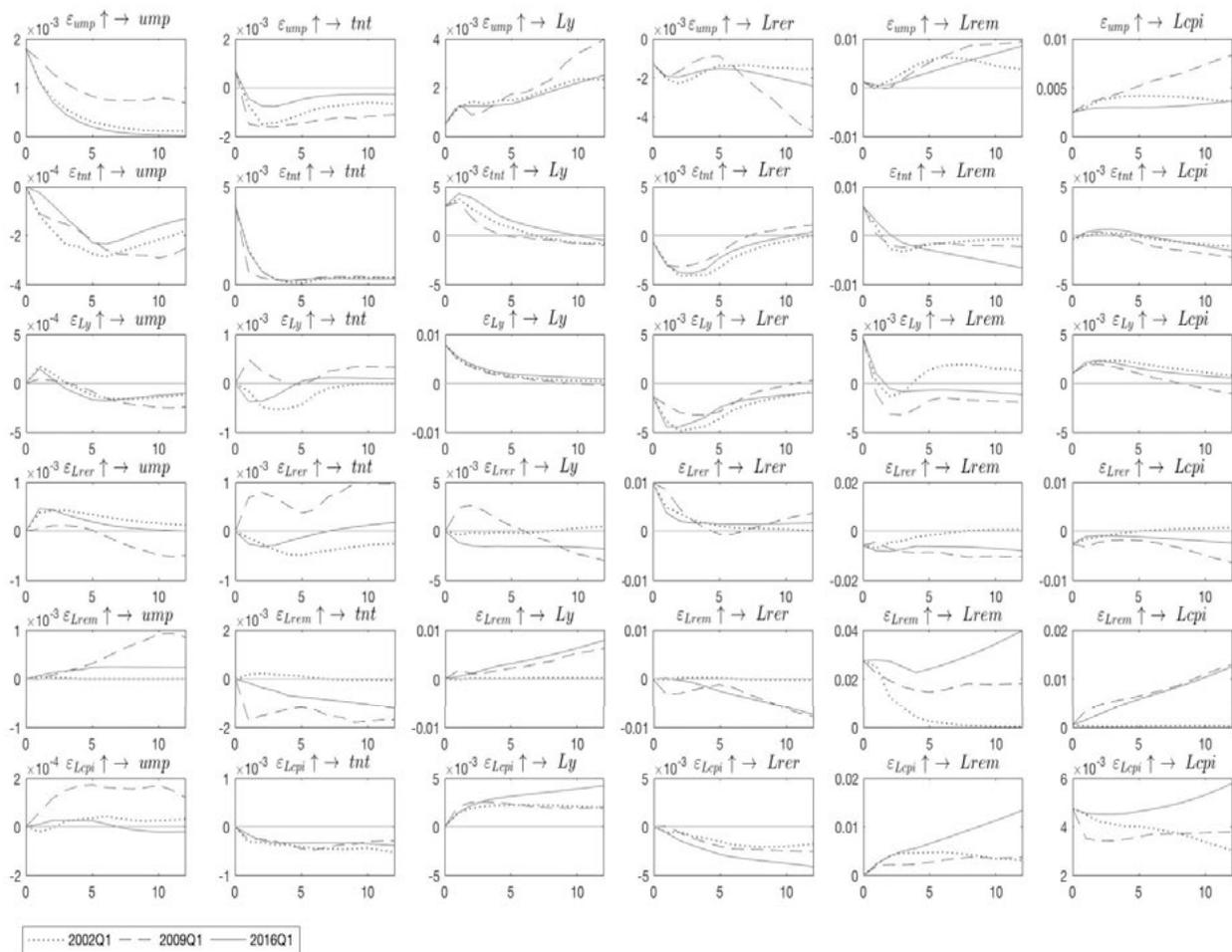
Nakajima (2011) indica que la suposición de una matriz diagonal Σ_v no es estrictamente necesaria, y si se desea, se puede relajar esa suposición y establecer una matriz no diagonal en el modelo. Una de las razones para dejar que la matriz Σ_v sea diagonal es que ya tenemos un número elevado de parámetros, y agregar una matriz no diagonal haría que el cálculo fuera más lento. Además, requeriría una especificación más sensible de una distribución *a priori* para evitar que los parámetros se comporten de una manera inadecuada.

En este apéndice se muestran los resultados de establecer una matriz no diagonal Σ_v . La gráfica 6 es muy similar a la gráfica 4, pero la principal diferencia es que las funciones

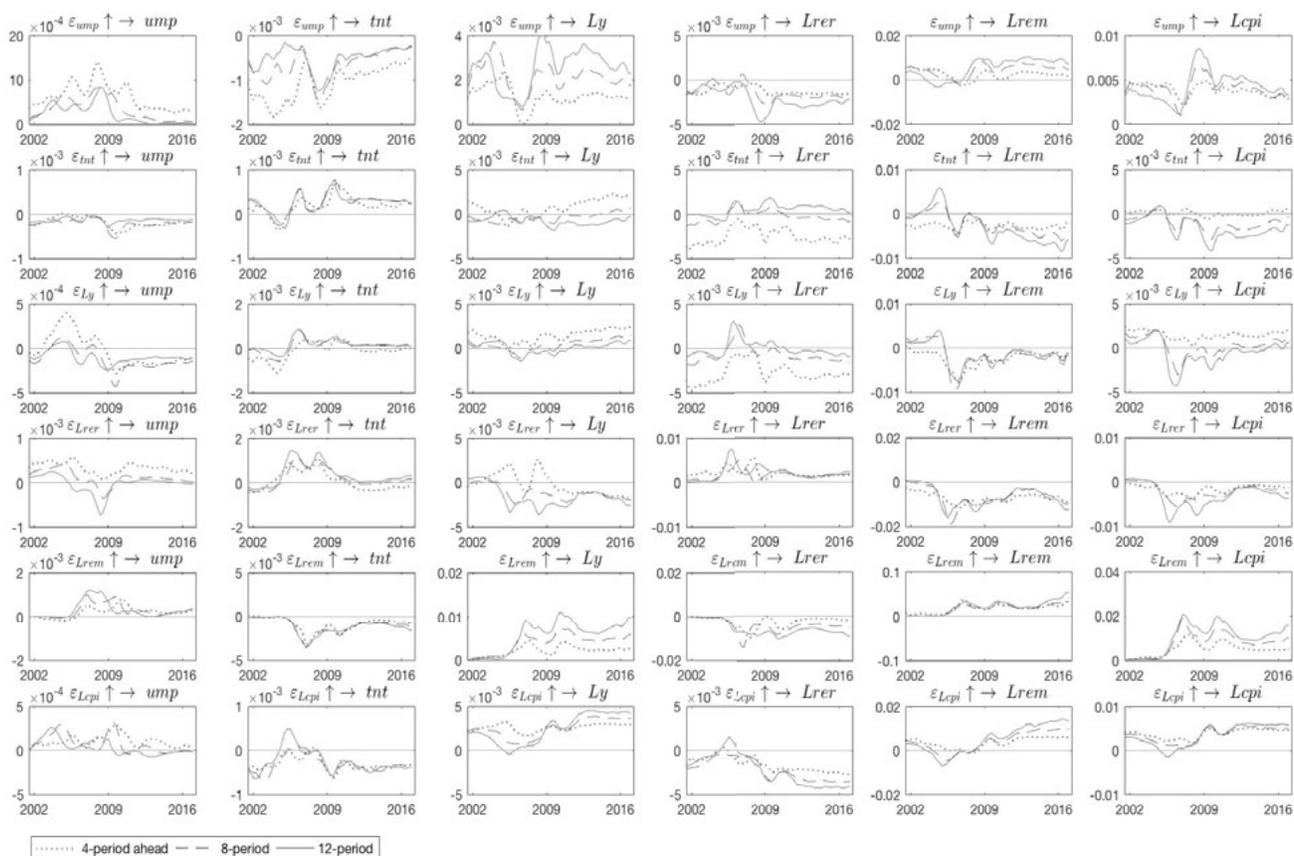
impulso-respuesta del año 2002 son más sensibles que las funciones impulso-respuesta cuando establecemos una matriz diagonal Σ_v , y en solo unos pocos casos, la ruta es diferente de la esperada. Es importante señalar que el fenómeno de la enfermedad holandesa todavía está presente utilizando este esquema. Debido a un *shock* en las remesas, la proporción de transables/no-transables disminuye, lo que significa que el sector transable se está contrayendo. Además, el tipo de cambio real se aprecia cuando las remesas aumentan. Adicionalmente, la tasa de desempleo aumenta debido al mismo tipo de *shock* y las remesas muestran ser pro-cíclicas. Podemos ver que, utilizando una

matriz no diagonal Σ_v , nuestros hallazgos clave no cambian, aunque se sacrifica tiempo y eficiencia en el proceso.

La gráfica 7 se compara con la gráfica 5, y observamos que las funciones impulso-respuesta adoptan una mayor volatilidad estocástica a lo largo de toda la muestra y en los tres horizontes diferentes. Sin embargo, el tipo de cambio real se aprecia, el sector transable se contrae y el desempleo aumenta, todo debido a un *shock* en las remesas. De nuevo, el fenómeno de la enfermedad holandesa está presente, y nuestras principales conclusiones no cambian cuando se utiliza una matriz no diagonal Σ_v .



Gráfica 6: Funciones impulso-respuesta variantes en el tiempo



Gráfica 7: Funciones impulso-respuesta variantes en el tiempo

Apéndice D: Algoritmo MCMC: Muestreo de Gibbs

Los modelos TVP-VAR con volatilidad estocástica requieren el uso de métodos MCMC en su proceso de estimación. En nuestro estudio se utiliza el algoritmo correspondiente al muestreo de Gibbs, y en este apéndice se explican los pasos principales del algoritmo. Si el lector desea más detalles, se aconseja leer Kim, Shepard y Chib (1998), Nakajima (2011) o Del Negro y Primiceri (2013). Como paso preliminar, las distribuciones *a priori* debieron haber sido elegidas antes de poner en marcha el algoritmo. Los siguientes pasos son los que se siguen con la finalidad de extraer distribuciones condicionales utilizando el algoritmo de muestreo de Gibbs:

1. Inicializar $\Lambda^T, A^T, \Sigma^T, h^T$ y V , donde $h^T = \log \sigma^2$ y V se refiere a la matriz diagonal que contiene

las innovaciones del modelo. En este caso, estas innovaciones se denotan por Σ_v, Σ_ζ y Σ_η .

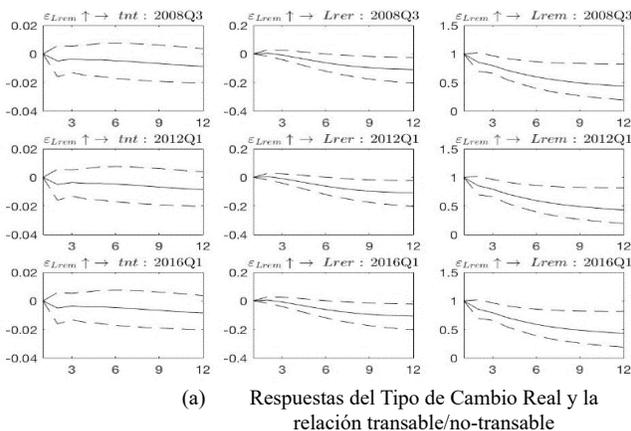
2. Inferir los estados de los parámetros: muestrear A^T de $p(A^T | y^T, \Lambda^T, \Sigma^T, V)$. Para dibujar el vector de A^T 's, se usa el algoritmo de Carter y Kohn (1994). La razón es que la ecuación de observación es lineal con innovaciones Gaussianas con varianza conocida, y también es condicional en Λ^T, Σ^T y V . A continuación, utilizando el filtro de Kalman y recursiones hacia atrás (*backward recursions*), el cálculo aplicado a la forma de espacio de estado en ecuaciones (4) y (5) se lleva a cabo.
3. Inferir los estados de las covarianzas: muestrear Λ^T de $p(\Lambda^T | y^T, A^T, \Sigma^T, V)$. Es importante tener en cuenta que el filtro estándar de Kalman no se puede usar aquí para calcular las distribuciones condicionales.

La razón es que el modelo toma una representación de estado espacial Gaussiana no lineal. Debido a que el modelo supone que Σ_{ζ} es una matriz diagonal de bloques, la solución natural es aplicar, ecuación por ecuación, el filtro de Kalman y recursión hacia atrás (*backward recursion*).

4. Inferir los estados de volatilidad: muestrear Σ^T de $p(\Sigma^T | y^T, \Lambda^T, A^T, h^T, V)$. En este paso, la representación del espacio de estado es no lineal y no Gaussiana. Kim, Shepard y Chib (1998) propusieron una metodología en la que el sistema se transforma en un sistema lineal y con características Gaussianas. Al hacerlo, es posible usar filtros de simulación estándar y suavizadores para obtener los posteriores condicionales mediante inferencia recursiva.
5. Muestrear h^T de $p(h^T | y^T, \Lambda^T, \Sigma^T, V)$. Con h^T ocurre lo mismo que en el paso 4, donde se necesita transformar el sistema en un sistema lineal y una aproximación de un sistema gaussiano. Después de eso, posteriores condicionales pueden obtenerse adecuadamente.
6. Inferir los hiperparámetros: Muestrear V al utilizar primero un muestreo de Σ_v, Σ_{ζ} y Σ_{η} de $p(\Sigma_v, \Sigma_{\zeta}, \Sigma_{\eta} | y^T, \Lambda^T, A^T, \Sigma^T) = p(\Sigma_v | y^T, \Lambda^T, A^T, \Sigma^T) \cdot p(\Sigma_{\zeta} | y^T, \Lambda^T, A^T, \Sigma^T) \cdot p(\Sigma_{\eta}, 1, \dots, \Sigma_{\eta}, 2 | y^T, \Lambda^T, A^T, \Sigma^T)$
7. Ir al paso 2 y repetir el proceso.

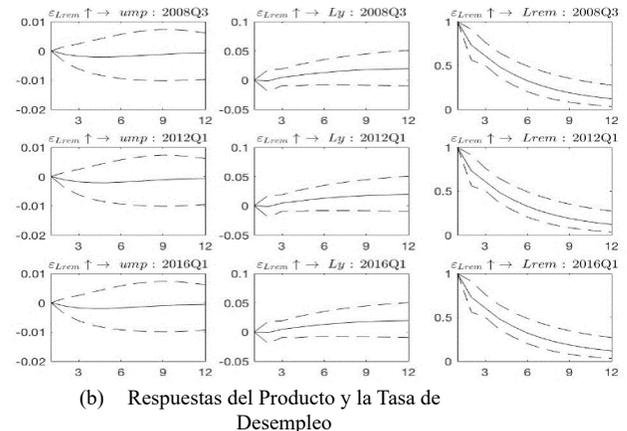
Apéndice E: Ejercicio: Esquema TVP-VAR con estimadores MCO puntuales

En este apéndice se presenta una estimación de un modelo más pequeño para la economía guatemalteca



utilizando el esquema de Primiceri (2005). La diferencia principal, como se explica en la Sección 3.1.1, es el uso de estimaciones MCO puntuales para calibrar las distribuciones *a priori* del modelo. Las razones de por qué este esquema no es útil para nuestros datos y modelo se explicaron en la sección mencionada.

A modo de ilustración para demostrar la necesidad de incorporar el esquema de Nakajima en este estudio, la gráfica 8(a) muestra las funciones impulso-respuesta del tipo de cambio real y la relación producto transable/no-transable a un *shock* en las remesas. La gráfica 8(b) muestra las funciones impulso-respuesta del producto y la tasa de desempleo a un *shock* en las remesas. Tres comentarios son importantes en este aspecto: Primero, los tres periodos de muestra son 2008: III, 2012: I y 2016: I. La razón es que perdemos 30 de 64 observaciones solo para calibrar las distribuciones *a priori* del modelo TVP-VAR, y por lo tanto no podemos medir las respuestas al impulso antes del trimestre 2008: III. Este problema limita considerablemente el modelo. Segundo, la forma en que se han trazado las respuestas a los *shocks* nos permite observar que las respuestas son las mismas para las tres muestras diferentes, haciendo menos atractivo el uso de un enfoque de parámetros variantes en el tiempo. Tercero, el tipo de cambio real se aprecia debido a un *shock* en las remesas, pero la respuesta de la relación producto transable/no-transable no es significativamente diferente de cero, que es el mismo caso para la tasa de desempleo. Tal como se mencionó, tener una muestra más grande sería útil para aplicar el esquema de Primiceri. Esto sugiere una alternativa para futuras investigaciones.



Gráfica 8: Impulso-respuesta del modelo TVP-VAR con estimadores MCO puntuales

Apéndice F: Diagnóstico de Convergencia de Geweke y el Factor de Ineficiencia

Geweke (2012) sugiere que una forma de verificar la convergencia de la cadena de Markov es comparar las primeras n_0 y las últimas n_1 observaciones extraídas del algoritmo, eliminando las observaciones intermedias. Nakajima (2011) proporciona los detalles de esta prueba de diagnóstico, donde básicamente el cálculo del diagnóstico de convergencia (CD) se denota por:

$$CD = (\bar{x}_0 - \bar{x}_1) / \sqrt{\hat{\sigma}_0^2/n_0 + \hat{\sigma}_1^2/n_1} \quad (11)$$

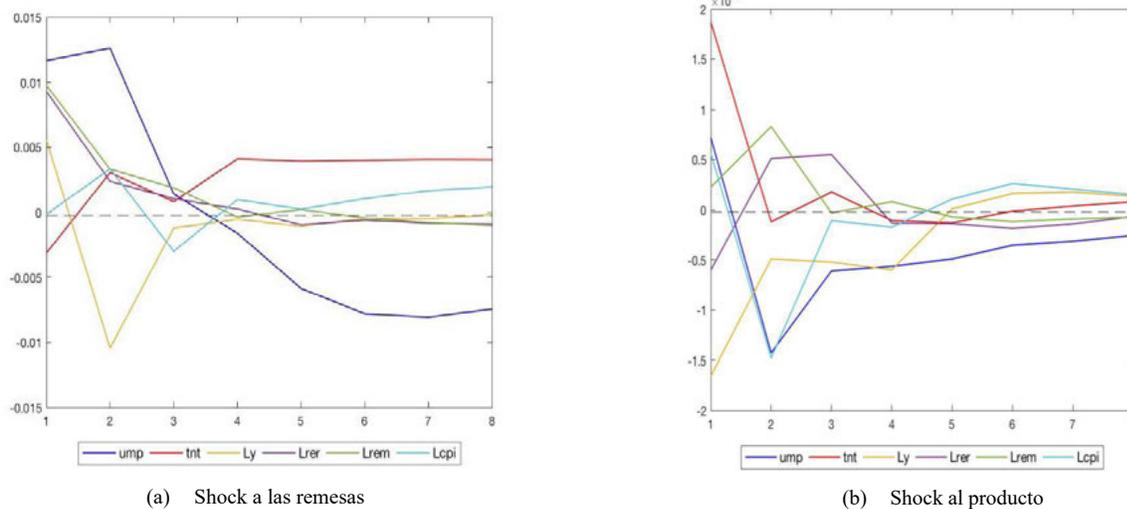
donde $\bar{x}_j = \left(\frac{1}{n_j}\right) \sum_{i=m_j}^{m_j+n_j-1} x^{(i)}$, $x^{(i)}$ denota la i -th observación extraída del algoritmo de simulación, y $\sqrt{\hat{\sigma}_j^2/n_j}$ es el error estándar de \bar{x}_j , respectivamente para $j = 0, 1$. Si encontramos que la secuencia del muestreo MCMC es estacionaria, significa que converge a una distribución normal estándar. La tabla 1 en el Apéndice A muestra los resultados de los diagnósticos de convergencia y, como se dijo, se encontró convergencia en la serie, lo que significa que la primera y la última observación extraída del algoritmo de simulación de la cadena de Markov tienen las mismas propiedades de distribución.

Además, el factor de ineficiencia es una medida de qué tan bien se mezcla la cadena MCMC. Básicamente, el

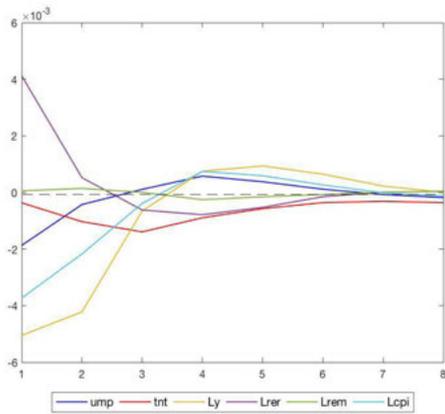
factor de ineficiencia está denotado por $1 + 2 \sum_{s=1}^{Bm} \rho_s$, donde ρ_s es la autocorrelación muestral en el rezago s . Refiriéndonos nuevamente a los resultados en la tabla 1, es posible observar que el factor de ineficiencia es muy bajo, lo que significa que el muestreo de la cadena MCMC se mezcló muy bien y que el proceso denota baja autocorrelación. Los investigadores deben de hacer algo al respecto si el factor de ineficiencia está por encima del número 40, pero también está sujeto a la discreción del investigador y al tipo de información que se utiliza.

Apéndice G: Funciones impulso-respuesta del modelo VAR Benchmark

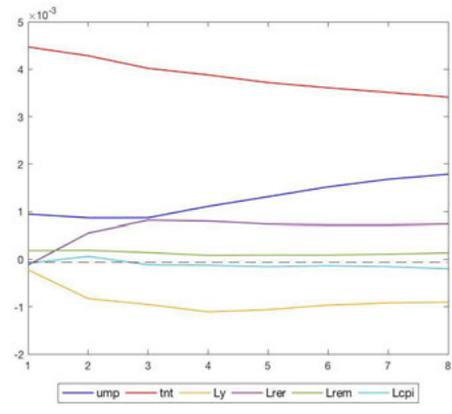
Se presentan todas las funciones impulso-respuesta con respecto al modelo VAR estándar presentado en la Sección 4.4. Ya que en la sección mencionada se describió la gráfica 9, ahora se procede a describir brevemente la gráfica 10 y la gráfica 11. Resumiendo, la respuesta de la producción total a un *shock* en el tipo de cambio real es negativa (igual que el modelo TVP-VAR) y la producción total disminuye debido a un *shock* en la razón transables/no-transables (diferente del modelo TVP-VAR). Además, las remesas aumentan como respuesta a un *shock* a la tasa de desempleo (igual que TVP-VAR).



Gráfica 9: Funciones impulso-respuesta del modelo VAR estándar

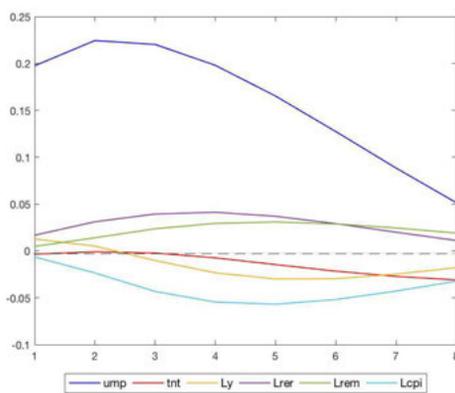


(a) Shock al Tipo de Cambio Real

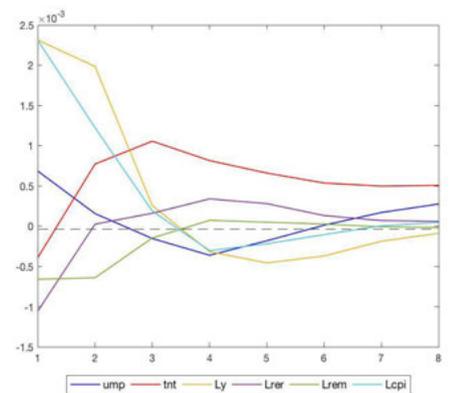


(b) Shock a la relación transable/no-transable

Gráfica 10: Funciones impulso-respuesta del modelo VAR estándar



(a) Shock al desempleo



(b) Shock al Índice de Precios al Consumidor

Gráfica 11: Funciones impulso-respuesta del modelo VAR estándar

Apéndice H: Prueba de Robustez: Modelo VAR estándar

En este apéndice se estimó un modelo VAR estándar como prueba de robustez al modelo estimado en la Sección 4.4. La única diferencia es que en este apéndice se estimó el modelo usando tres rezagos en lugar de dos. Se ha utilizado el mismo orden al ingresar las variables al modelo, siguiendo la misma identificación recursiva que en el modelo TVP-VAR. Siguiendo la prueba de Dickey-Fuller Aumentada, la mayoría de las series de tiempo son estacionarias en diferencia, excepto la relación de producto transable/no-transable y la tasa de desempleo.

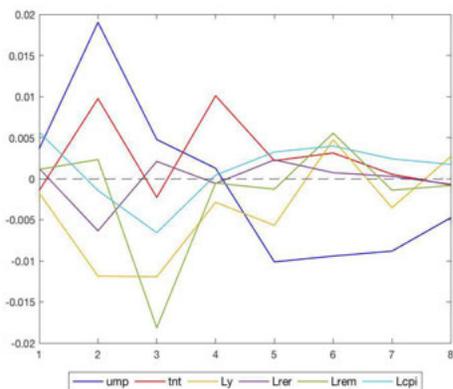
La gráfica 12 representa las funciones impulso-respuesta a un shock a las remesas y a la producción. La gráfica 13

representa las funciones impulso-respuesta a un shock al tipo de cambio real y relación producto de transable/no-transable. La gráfica 14 representa las funciones impulso-respuesta a un shock a la tasa de desempleo y al índice de precios al consumidor.

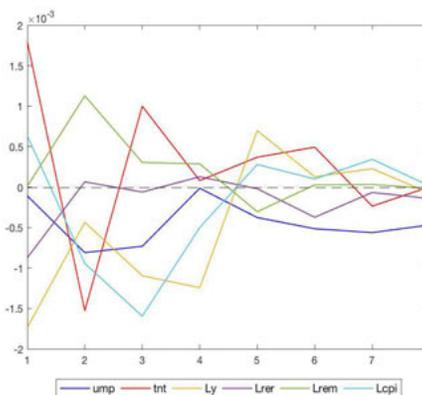
Como resultados generales de este ejercicio, es posible decir que las remesas son pro-cíclicas con la producción, lo que denota que las remesas son, en general, impulsadas por los beneficios. Sin embargo, las remesas también responden positivamente, aunque débilmente, a un shock en la tasa de desempleo, es decir, por motivos altruistas. Además, el tipo de cambio real se aprecia durante el primer año después del impacto de las remesas. Además, el fenómeno de la enfermedad holandesa aparece en el

impacto, pero se vuelve más claro que la reasignación de recursos que daña el desempeño del sector transable ocurre

en el mediano plazo. Finalmente, en general, los resultados son muy similares a los presentados en la Sección 4.4.

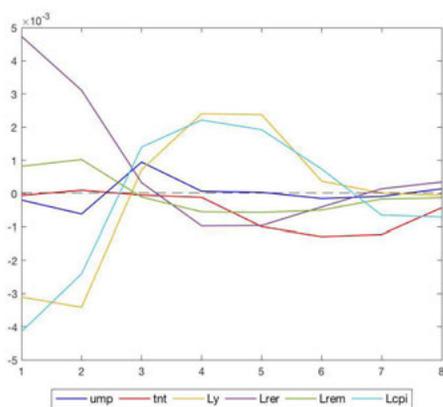


(a) Shock a las Remesas

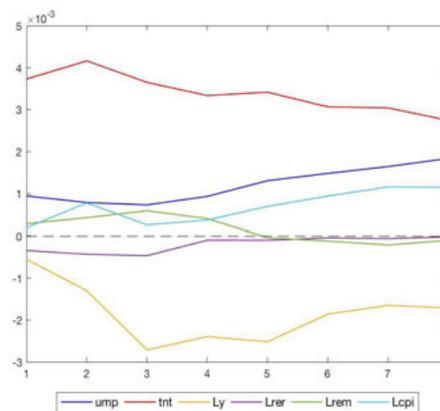


(b) Shock al Producto

Gráfica 12: Funciones impulso-respuesta del modelo VAR estándar

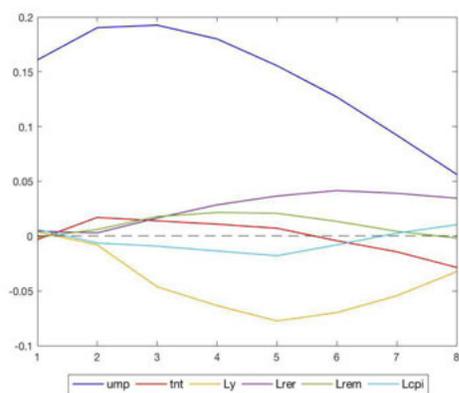


(a) Shock al Tipo de Cambio Real

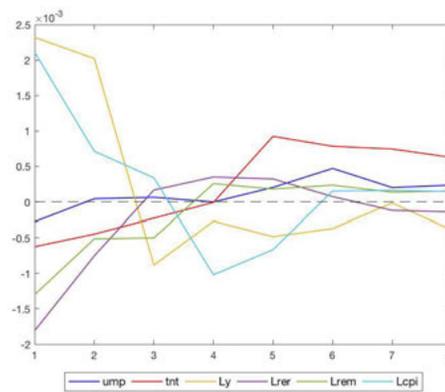


(b) Shock a la relación transable/no-transable

Gráfica 13: Funciones impulso-respuesta del modelo VAR estándar



(a) Shock al desempleo



(b) Shock al Índice de Precios al Consumidor

Gráfica 14: Funciones impulso-respuesta del modelo VAR estándar

Construcción de una base de datos para el sector inmobiliario en Guatemala con una aplicación en el análisis de precios hedónicos

*Jesús Gilberto Otero Cardona,
Jeisson Arley Cardenas Rubio*

1. Introducción

La vivienda es probablemente el activo más importante del portafolio financiero de los hogares. Por este motivo, la literatura económica en el área de economía urbana le ha dedicado un esfuerzo considerable al estudio del comportamiento de los precios de la vivienda a través del tiempo y el espacio. En efecto, en las últimas décadas trabajos como los de Meen (1996, 1999), Holly *et al* (2011), Holmes y Grinnes (2008) y Holmes *et al* (2011, 2017) han identificado “efectos de propagación”, en los que las variaciones en los precios de la vivienda en una región tienden a afectar los de otros lugares. La magnitud de estos efectos, a su vez, depende de consideraciones espaciales, flujos de migración y transferencias de propiedad, entre otros factores. El aspecto que debe resaltarse aquí es que para el estudio de dichos efectos de propagación, tanto a nivel macroeconómico como microeconómico, se requiere de información de precios y características de la vivienda con un alto nivel de desagregación.

El propósito de este documento es utilizar herramientas informáticas del análisis de grandes volúmenes de datos, para descargar y analizar la información contenida en los anuncios de venta y alquiler de vivienda de una de las principales páginas en internet que registra la actividad del mercado inmobiliario en Guatemala. La información recolectada se almacena de manera sistemática y automatizada en una base de datos que incluye las características y precios (de venta o alquiler) de los inmuebles disponibles en el mercado en un momento determinado. Debido a que la información disponible es bastante detallada, se abre la posibilidad de construir indicadores de precios de venta y alquiler de y para

diferente periodicidad (mensual, trimestral o anual), tipo de vivienda (casa o apartamento) y ubicación geográfica. Una de las principales ventajas que ofrece la base de datos que se presenta en este documento es que podría ser actualizada de manera automatizada, con el propósito de contar con una fuente de información detallada del mercado inmobiliario en Guatemala. Esto representa un ahorro significativo en tiempo y esfuerzo comparado con el caso en que la recolección de información se efectúa de manera manual.

La información contenida en la base de datos de precios y características de vivienda ofrece diversos usos potenciales. A nivel macroeconómico, se abre la posibilidad de estudiar, por ejemplo, la relación existente entre precios de vivienda y actividad económica (Goodhart y Hofmann, 2007), y construir modelos econométricos con el fin de predecir la tasa de retorno financiero de la vivienda teniendo en cuenta aspectos de economía espacial (Caplin *et al*, 2008). De otra parte, a nivel microeconómico se podría investigar el efecto de políticas de infraestructura y transporte sobre los precios y rentas de la vivienda (Efthymiou y Antoniou, 2013), y explicar la variabilidad de los precios en función de variables como la localización geográfica de la vivienda, y amenidades como el área construida, y el número de habitaciones y de baños, entre otras (Pow *et al*, 2014).

El documento está organizado de la siguiente manera. La sección 2 describe brevemente la metodología utilizada para descargar la información de precios y características de las viviendas en el mercado inmobiliario de Guatemala. La sección 3 presenta algunas de las principales estadísticas descriptivas que se pueden calcular a partir de la información descargada de internet, durante algo más

de un año de operación de los códigos que se escribieron específicamente para el estudio de la información del sector inmobiliario en Guatemala. La sección 4 estima un modelo de precios hedónicos utilizando la información recolectada con el propósito de ilustrar uno de los posibles usos que se le podría dar a la información recolectada. La sección 5 concluye.

2. Metodología y disponibilidad de información

Para la construcción de la base de datos de precios y características de las viviendas en el mercado inmobiliario de Guatemala, se procedió a recolectar, de manera automatizada, la información contenida en los avisos de venta/alquiler de apartamentos/casas que se encuentra contenida en la página de internet <http://guatemala.inmobilia.com/>. Esta página fue seleccionada debido a que ofrece la ventaja de presentar la información de los avisos de forma estructurada, y también porque contiene un número significativo de observaciones por mes.

El panel superior de la Figura 1 ilustra la información disponible en <http://guatemala.inmobilia.com/> para consultar las diferentes ofertas de vivienda en Guatemala. Dentro de esta información se encuentra la ciudad y zona en la que se encuentra localizado el inmueble, si está en venta o alquiler, su precio, área y número de habitaciones. Una vez seleccionado el anuncio, se puede obtener información más detallada del inmueble ofrecido, tal y como se muestra en el panel inferior de la Figura 1. En el caso específico del inmueble que se presenta en esta figura, el anuncio incluye información del tipo de inmueble (casa o apartamento), precio (dólares o quetzales), área construida, número de habitaciones, número de baños, número de estacionamientos, y ubicación geográfica (departamento, ciudad y zona). Para algunos inmuebles incluso se cuenta con la latitud y longitud de forma que se hace posible su localización exacta.

Dados estos registros de información, los cuales están disponibles para el público en general, se desarrolló un código en el lenguaje de programación R (R Core Team, 2013) para consultar cada uno de los anuncios de vivienda, extraer la información contenida ahí, y construir de manera automatizada una base de datos de precios y características de la vivienda en Guatemala. El código desarrollado se ejecutó cada 15 días a partir de enero de 2017, donde la duración de cada proceso de captura y organización de la información de apartamentos/casas en arriendo/venta es de aproximadamente 7 horas, utilizando el computador

portátil de uno de los autores del documento (la principal variable que afecta la duración del proceso de captura de la información es la velocidad de la conexión a internet que se disponga). En este punto vale la pena destacar que aunque en la actualidad seguimos descargando la información de precios y características de las viviendas cada 15 días, los resultados que se presentan a continuación en este documento están basados en la información recolectada desde la segunda semana de enero de 2017 hasta la segunda semana de enero de 2018. La Tabla 1 resume las variables contenidas en la base de datos después de procesar el código.

3. Estadísticas descriptivas de la base de datos consolidada

En la Tabla 2 se pueden observar las principales estadísticas que describen los precios de los inmuebles ofrecidos en Guatemala durante el período de análisis. En total para este estudio se utiliza la información contenida en 11,853 anuncios de apartamentos en arriendo, 6,536 casas en arriendo, 6,132 apartamentos en venta y 16,102 casas en venta. Para calcular las estadísticas descriptivas se decidió eliminar los rangos extremos de la distribución de precios (esto es, valores inferiores y superiores al 5 y 95%, respectivamente). Lo anterior, con el propósito de evitar distorsiones ocasionadas principalmente por errores de digitación por parte del individuo que vende o arrienda el inmueble. Como es de esperar, la eliminación de estos valores extremos no afecta la estimación de la mediana de las diversas variables de interés. De otra parte, en el caso del área construida de los inmuebles, en algunos anuncios esta información no existía, razón por la cual estas observaciones no pudieron ser tenidas en cuenta. Por este motivo, el número de observaciones que se utiliza para calcular el precio mediano por metro cuadrado de los diferentes tipos de vivienda es menor al número de observaciones que se utiliza para el cálculo del precio mediano de los inmuebles, en general.

Como se puede observar en la Tabla 2, el precio mediano de un apartamento en arriendo es de 8,066 quetzales mientras para los de una casa en arriendo es de 11,169 quetzales. Sin embargo, el precio mediano por metro cuadrado para los apartamentos en arriendo es mayor que el metro cuadrado de casas en arriendo. De igual forma sucede con los precios de apartamentos y casas en venta, donde el precio es 1,610,634 y 1,750,000 quetzales, respectivamente, mientras que el precio mediano por metro cuadrado para

los apartamentos y casas en venta es de 10,730 y 6,192 quetzales, respectivamente. La Tabla 2 también presenta estadísticas descriptivas como el precio promedio, precio máximo, precio mínimo y la desviación estándar por tipo de inmueble y tipo de negocio. El precio máximo de un apartamento en venta es de 4,252,951 quetzales mientras para una casa en venta es de 6,425,668 quetzales. Sin embargo, cuando la comparación del valor máximo se hace relativa al área construida, los apartamentos en venta tienen un mayor valor (16,855 quetzales) en comparación con las casas en venta (14,354 quetzales).

Teniendo en cuenta que en algunos casos el anunciante publica la ubicación del inmueble, se pueden estimar y analizar los precios de los inmuebles a nivel departamental. Como se observa en la Tabla 3, el precio mediano por metro cuadrado en ciudad de Guatemala de un apartamento en venta es de 10,810 quetzales, mientras que una casa en venta en la misma ciudad cuesta alrededor de 4,800 quetzales. Por otra parte, en Huehuetenango e Izabal se encuentran los mayores precios por metro cuadrado de casas y apartamentos en venta, respectivamente. Con respecto al valor del arriendo por metro cuadrado, en Zacapa y en Sacatepéquez están los precios más altos para casas y apartamentos en arriendo, respectivamente.

La Tabla 4 presenta en mayor detalle los precios y los precios medianos para cada una de las zonas que componen la ciudad de Guatemala, debido a que esta es la zona en la que se encuentra la mayor parte de los anuncios. En este caso, se destaca la dispersión de precios que hay entre cada una de las zonas en que se divide la capital del país. En efecto, las zonas 8, 10 Oakland y 15 presentan los mayores precios por metro cuadrado de casas en venta (10,094, 9,003 y 8,873 quetzales, respectivamente). Al otro extremo de la distribución de precios, los menores valores medianos por metro cuadrado para el mismo tipo de inmueble y negocio se encuentran en las zonas 19, 21 y 5 (2,224, 2,553 y 4,033 quetzales, respectivamente). Por su parte, en las zonas 4, 2 y 14 de ciudad de Guatemala se encuentran los precios más altos para apartamentos en venta (14,358, 11,873 y 11,554 quetzales, respectivamente), mientras que en las zonas 18, 12 y 7 se ubican las viviendas del mismo tipo y negocio con menores precios. Asimismo, el precio mediano de un apartamento en venta o arriendo por metro cuadrado tiende a ser mayor que el precio mediano de las casas en venta o

en arriendo independiente de la zona donde se ubica el inmueble.

En el caso de los anuncios de inmuebles que reportan la localización exacta (dada por la latitud y longitud), se pueden realizar mapas georreferenciados de los diferentes inmuebles dependiendo del rango de precios. Lo anterior constituye el punto de partida para la realización de análisis econométrico espacial con el fin de determinar cómo se encuentran concentrados los precios de las viviendas, y cómo estos pueden verse afectados dependiendo de la cercanía con otras viviendas u otro tipo de edificaciones, entre otros temas. Por ejemplo, para la ciudad de Guatemala se dispone respectivamente de 1,711 y 980 apartamentos en arriendo y venta con localización exacta; también se cuenta con 1,010 y 1,558 casas en arriendo y venta con su respectiva georreferenciación. Las Figuras 2 a 5 muestran los mapas de ciudad de Guatemala con las coordenadas donde se ubican los diferentes inmuebles dependiendo de su precio. Aunque se tiene información de las viviendas ofrecidas para venta o arriendo en buena parte de la ciudad, los anuncios se concentran en el suroriente. Asimismo, en dichas figuras y en la Tabla 4 se observa que los altos precios de vivienda tienden a concentrarse en las zonas 10 Oakland y 14.

De otra parte, teniendo en cuenta que la base de datos incluye información descargada entre la segunda semana de enero de 2017 y la segunda semana de enero de 2018, se facilita la creación de series temporales de los precios de los diferentes inmuebles. En consecuencia, se pueden analizar cómo se desenvuelve el precio de cada tipo de vivienda (casas o apartamentos) y negocio (venta o arriendo) durante el año de estudio. En las Figuras 6 a 13 se puede observar el precio mediano de los apartamentos ofrecidos en arriendo. Cuando se analiza el precio de los inmuebles por metro cuadrado, se puede observar que los precios tienden a aumentar a partir de agosto hasta diciembre.

A partir de la información recolectada también se pueden conocer otras características de las viviendas que se ofrecen para la venta o arriendo, y que pueden ayudar a explicar la variabilidad en los niveles de precios del mercado inmobiliario. En la Tabla 5 se observa que la mediana del área construida de los apartamentos y casas en arriendo

es de 120 y 260 metros cuadrados, respectivamente. En contraste, los apartamentos y casas en venta son inmuebles relativamente con más espacio, 143 y 275 metros cuadrados, respectivamente.

Con respecto a otras características de las viviendas, la Tabla 6 ilustra que 43.2% de los apartamentos en arriendo tienen 2 habitaciones, mientras que el 54.1% de las casas para arriendo tenían 3 habitaciones. La mayoría de apartamentos y casas en venta se ofrecieron con 3 habitaciones. Por su parte, la Tabla 7 presenta la proporción del número de baños por tipo de vivienda y negocio. La mayoría de los apartamentos y casas en venta, y apartamentos en arriendo se ofrecieron con 2 baños, mientras que la mayoría de las casas en arriendo se ofrecieron con 3 baños.

Por último, las Figuras 14 a 17 muestran la asociación positiva existente entre el precio de arriendo/venta de apartamentos/casas versus el área construida, el número de baños y el número de habitaciones.

4. Utilización de la base de datos consolidada en el análisis de precios hedónicos

La cuantificación del efecto que la calidad de un bien tiene sobre su precio es un aspecto que ha recibido bastante atención por parte de la literatura económica mediante la estimación de los llamados modelos de precios hedónicos. En el caso específico del mercado inmobiliario, estos modelos tienen por objeto explicar el precio de una vivienda en términos de variables relacionadas con características de las viviendas (área, antigüedad, materiales de construcción, habitaciones, baños, etcétera), así como variables relacionadas con características del vecindario (cercanía a parques, hospitales, escuelas, seguridad en la zona, etcétera).

Waugh (1928) es probablemente uno de los primeros autores que analiza la relación precio-calidad de un producto en un momento en el tiempo. En este trabajo, el autor utiliza análisis de regresión múltiple para estudiar los factores de calidad que hacen que el precio de un producto sea alto o bajo. Específicamente, utilizando información para tres vegetales (espárrago, tomate y pepino), Waugh investiga si características físicas como el tamaño, forma, color, madurez y uniformidad, entre otras, afectan los precios de estos productos. Waugh esperaba que los resultados de su análisis empírico fueran tenidos en cuenta por los agricultores con el fin de que estos pudieran adaptar su producción y prácticas de mercadeo a los requerimientos de los mercados de sus productos.

Court (1939), por su parte, indica que cuando la relación precio-calidad se mide a través del tiempo, es indispensable que para que la comparación sea válida el precio del producto debe ser definido en términos de su utilidad y de sus características físicas deseables. Basado en estos principios "utilitarios" o de felicidad alcanzada, Court propone un método alternativo que denomina "precios hedónicos". La aplicación original de los modelos de precios hedónicos por parte de Court fue para el caso de los automóviles. La idea detrás del método era que la utilización del automóvil produce una serie de servicios que los individuos disfrutan. Sin embargo, teniendo en cuenta que en la práctica es difícil cuantificar esta utilidad, resulta razonable suponer que los individuos derivan utilidad de las características físicas de los vehículos, por ejemplo de aspectos cuantificables como la potencia del motor, la velocidad, el espacio interno, y la comodidad de los asientos, entre otras.

Aplicado al caso de la vivienda, DiPasquale y Wheaton (1996) señalan que cuando los individuos evalúan las diferentes alternativas ofrecidas en el mercado, están utilizando un proceso de valoración basado en los atributos específicos de cada unidad, por ejemplo el año en que la vivienda fue construida, su área, número de alcobas, y número de baños, entre muchas otras variables que pueden ser cuantificadas. El número de autores que ha estimado ecuaciones de precios hedónicos para viviendas es ciertamente elevado. Al respecto se recomienda consultar por ejemplo el trabajo de Maurer *et al* (2004), así como algunas de las referencias ahí contenidas.

En su forma más sencilla, las ecuaciones de precios hedónicos se pueden postular en términos del modelo clásico de regresión lineal, dado por:

$$\ln(P_i) = \beta_1 + \beta_2 H_i + u_i, \quad (1)$$

donde P_i es la variable cuya variabilidad se desea explicar, en este caso el precio de la vivienda, medido en logaritmos, H_i es una variable que reúne los atributos o características físicas de la vivienda, β_1 y β_2 son parámetros poblacionales desconocidos, que se pueden estimar por ejemplo por el método de mínimos cuadrados ordinarios, u_i es el término de error que se asume satisface los supuestos del modelo clásico de regresión, y por último $i = 1, \dots, N$ es el número de viviendas que se utilizan en la estimación. Por supuesto, en la especificación de las ecuaciones de precios hedónicos la variable dependiente no necesariamente debe estar medida en logaritmos; ver, por ejemplo, Halvorsen y Pollakowski (1981) para un

procedimiento estadístico formal que escoge la forma funcional de la ecuación.

DiPasquale y Wheaton (1996) mencionan que la gran utilidad de los modelos de precios hedónicos es que permiten tener una idea del valor que los individuos les asignan a las características de la vivienda, y esta es la clave para el desarrollo exitoso del mercado residencial. En efecto, es de esperar que en el largo plazo las preferencias de los individuos y su disposición a pagar por estas dicten el tipo y configuración de las unidades residenciales que se construyan. En otras palabras, se hace indispensable que los constructores conozcan y busquen satisfacer las preferencias de su clientela.

La Tabla 8 resume los resultados de estimar ecuaciones de precios hedónicos para la ciudad de Guatemala correspondientes a apartamentos y casas en arriendo y venta. Es importante mencionar que la literatura de precios hedónicos tradicionalmente sugiere utilizar precios transados como variable dependiente; sin embargo, debido a que se cuenta con precios ofrecidos, utilizamos también el valor del alquiler como proxy del precio transado. Como se puede observar, el ajuste de los modelos, medido por el coeficiente de determinación R^2 , es bastante alto en la medida que las variables independientes explican al menos el 60% de la variabilidad de la variable dependiente. Los coeficientes asociados a las variables área (en logaritmos) y baños tienen en todos los modelos el signo positivo esperado y son estadísticamente distintos de cero. De otra parte, en los modelos de apartamentos en arriendo y de casas en venta el coeficiente de la variable número de habitaciones es negativo, contrario a lo esperado, y estadísticamente distinto de cero. Una posible explicación para este resultado tiene que ver con el supuesto de “ceteris paribus”. En efecto, el coeficiente negativo nos está diciendo que un incremento en el número de habitaciones, manteniendo todas las demás variables constantes, en especial el área construida del inmueble, puede resultar en una reducción en el área de las demás habitaciones, entre otros. De igual forma, es posible que el signo negativo no esperado pueda deberse a un sesgo ocasionado por la omisión de variables relevantes. Dentro de este grupo se encuentran principalmente aquellas variables que tienen una connotación espacial, por ejemplo la distancia a amenidades como escuelas, universidades, oficinas de administración pública, estaciones de policía y restaurantes, así como la presencia de parques, fábricas y terminales de transporte público en el vecindario en el que está ubicado el inmueble. La incorporación de variables

de carácter espacial en los modelos de precios hedónicos estimados, sin embargo, va más allá del alcance del presente documento. Por último, en cuanto a la magnitud de los coeficientes estimados, el efecto de un baño adicional sobre el precio tiende a ser mayor que el efecto de una habitación adicional, lo cual se puede explicar por la mayor inversión requerida en la construcción de un baño que en la de una habitación.

5. Conclusiones

Este documento ilustra la utilización de herramientas informáticas del análisis de grandes volúmenes de datos para la construcción de una base de datos con información de precios y características de viviendas ofrecidas en venta y alquiler en el mercado inmobiliario de Guatemala. Estas herramientas ofrecen la ventaja de reducir los tiempos de recolección de la información, aminorar posibles errores de medición de las variables y minimizar los riesgos asociados a posibles sesgos de selección. La información recolectada, durante un año de operación de los códigos, fue posteriormente consolidada de manera automatizada con el fin de ofrecer una caracterización inicial del sector inmobiliario en Guatemala.

Se espera que la base de datos pueda seguir siendo actualizada en el futuro, y que la información ahí contenida sirva como insumo para la construcción de indicadores del estado y dinámica del sector inmobiliario en Guatemala. De igual forma, los microdatos que conforman la base de información pueden ser utilizados para contrastar hipótesis de interés en economía. En efecto, con el fin de ilustrar tan solo uno de los posibles usos de la información contenida en la base de datos, en este documento se estiman algunos modelos de la literatura de los precios hedónicos de la vivienda. Los resultados obtenidos arrojan resultados interesantes en términos del signo y magnitud de los coeficientes estimados. De igual forma, muestran la posibilidad de complementar el análisis mediante la inclusión de variables que tengan en cuenta aspectos de economía espacial.

Tabla 1. Variables de la base de vivienda en venta o arriendo en Guatemala

Variable	Definición
Precio	Precio original del inmueble
Moneda	Moneda del precio del inmueble
Precio_USD	Precio del inmueble en dólares
Precio_Qtz	Precio del inmueble en quetzales
Id	Llave de identificación del inmueble
Apartamento	Variable indicadora (1 es apartamento, 0 es casa)
Longitud	Longitud de la ubicación del inmueble
Latitud	Latitud de la ubicación del inmueble
Municipio	Municipio donde está ubicado el inmueble
Departamento	Departamento donde está ubicado el inmueble
Zona	Zona donde está ubicado el inmueble
Dirección	Dirección del inmueble
Código	Identificación del inmueble en la página de internet
Operación	Indica si el inmueble está en venta o arriendo
Baños	Número de baños
Área	Área del inmueble en metros cuadrados
Piso	Piso en el que se encuentra ubicado el inmueble
Habitaciones	Número de habitaciones
Estacionamiento	Número de estacionamientos
Fecha	Fecha en que se publica el inmueble
Fecha de descarga	Fecha en la cual se realizó la descarga de la información
Año_Descarga	Año en que se realizó la descarga del inmueble
Mes_Descarga	Mes en que se realizó de la descarga del inmueble
Día_Descarga	Día en que se realizó la descarga
TC	Tasa de cambio promedio en el mes de descarga

Tabla 2. Estadísticas descriptivas del precio de la vivienda en Guatemala (quetzales)

Total Nacional	Apartamentos			
	Arriendo		Venta	
	Precio	Precio m2	Precio	Precio m2
Observaciones	11,853	10,593	6,132	5,512
Promedio	8,740	65	1,758,094	10,960
Mediana	8,066	64	1,610,634	10,730
Máximo	20,310	109	4,252,951	16,855
Mínimo	4,037	37	675,000	6,594
Desviación	3,499	16	832,500	2,422

Casas

Total Nacional	Arriendo		Venta	
	Precio	Precio m2	Precio	Precio m2
Observaciones	6,536	5,884	16,102	14,450
Promedio	11,169	38	2,104,568	6,680
Mediana	8,893	34	1,750,000	6,192
Máximo	32,738	95	6,425,668	14,354
Mínimo	3,800	19	475,000	2,991
Desviación	6,171	16	1,337,866	2,413

Fuente: Cálculos de los autores basados en la información descargada.

Tabla 3. Precio mediano por departamento de Guatemala (quetzales)

Apartamentos

Departamento	Arriendo		Venta	
	Precio	Precio m2	Precio	Precio m2
Chimaltenango	-	-	-	-
Chiquimula	-	-	-	-
Escuintla	6,394	58	3,541,413	15,199
Guatemala	8,071	65	1,619,090	10,810
Huehuetenango	-	-	-	-
Izabal	-	-	3,079,723	25,664
Jutiapa	-	-	-	-
Quetzaltenango	2,850	29	-	-
Retalhuleu	-	-	-	-
Sacatepéquez	5,508	69	1,100,721	16,027
Santa Rosa	-	-	1,463,900	9,468
Zacapa	-	-	-	-
Sololá	-	-	-	-

Casas

Departamento	Arriendo		Venta	
	Precio	Precio m2	Precio	Precio m2
Chimaltenango	19,120	19	2,049,460	8,671
Chiquimula	-	-	5,780,640	7,364
Escuintla	14,613	57	1,578,899	6,560
Guatemala	8,893	35	1,724,306	5,997
Huehuetenango	-	-	2,905,659	13,089
Izabal	11,006	31	5,796,018	6,330
Jutiapa	-	-	1,200,000	3,727
Quetzaltenango	-	-	1,420,000	6,850
Retalhuleu	-	-	915,000	7,188
Sacatepéquez	7,411	38	1,955,755	7,374
Santa Rosa	16,876	34	2,373,112	5,622
Zacapa	8,000	44	-	-
Sololá	-	-	1,880,534	5,373

Fuente: Cálculos de los autores basados en la información descargada.

Tabla 4. Precio mediano por zona de ciudad de Guatemala (quetzales)

Zona	Apartamentos			
	Arriendo		Venta	
	Precio	Precio m2	Precio	Precio m2
1	5,093	74	630,932	10,137
2	-	-	725,000	11,873
3	-	-	-	-
4	5,125	81	800,300	14,358
5	5,600	66	873,796	10,390
6	-	-	-	-
7	4,373	47	700,000	8,503
8	2,350	107	-	-
9	4,884	75	1,093,836	9,458
10	8,433	68	1,799,187	11,135
10 Oakland	9,707	73	2,127,171	10,582
11	5,500	50	977,878	9,777
11 Las Charcas	5,376	81	950,000	10,417
12	4,817	29	807,820	6,400
13	6,018	67	1,203,450	9,348
14	9,779	67	2,078,069	11,554
15	7,411	65	1,636,084	11,217
16	6,299	60	1,000,662	10,096
17	7,341	37	-	-
18	10,201	73	125,000	1,838
19	-	-	-	-
21	-	-	-	-

Tabla 4 (cont.). Precio mediano por zona de ciudad de Guatemala (quetzales)

Zona	Casas			
	Arriendo		Venta	
	Precio	Precio m2	Precio	Precio m2
1	20,000	43	1,461,265	4,762
2	7,663	33	1,384,677	6,038
3	9,500	19	1,400,000	4,811
4	5,376	54	985,000	5,828
5	4,955	29	1,263,994	4,033
6	-	-	1,200,000	5,455
7	3,500	25	1,541,010	6,295
8	4,100	15	4,037,435	10,094
9	20,000	35	5,138,553	8,763
10	11,016	42	2,386,709	8,324
10 Oakland	10,956	44	3,635,092	9,003
11	6,000	30	1,687,221	6,045
11 Las Charcas	5,500	20	1,761,315	6,609
12	8,805	28	1,491,415	5,585
13	11,016	47	1,978,651	6,850
14	14,292	51	2,260,378	7,979
15	11,858	40	2,896,406	8,873
16	8,078	33	2,518,377	7,798
17	3,800	15	990,235	4,954
18	7,160	35	625,000	4,167
19	-	-	278,000	2,224
21	-	-	600,000	2,553

Fuente: Cálculos de los autores basados en la información descargada.

Tabla 5. Estadísticas descriptivas del área de la vivienda en Guatemala

Apartamentos		
Total Nacional	Arriendo	Venta
Promedio	143	171
Mediana	120	143
Máximo	809	650
Mínimo	10	21
Desviación	79.07	94.42

Casas		
Total Nacional	Arriendo	Venta
Promedio	302	320
Mediana	260	275
Máximo	1600	2000
Mínimo	10	48
Desviación	159.70	192.94

Fuente: Cálculos de los autores basados en la información descargada.

Tabla 6. Proporción del número de habitaciones por tipo de vivienda

Apartamentos		
Habitaciones	Arriendo	Venta
1	18.21%	10.26%
2	43.21%	40.83%
3	36.22%	45.05%
4	2.24%	3.40%
Más de 4	0.12%	0.46%

Casas		
Habitaciones	Arriendo	Venta
1	0.73%	0.44%
2	2.94%	3.48%
3	54.09%	49.53%
4	29.24%	34.75%
Más de 4	13.00%	11.81%

Fuente: Cálculos de los autores basados en la información descargada.

Tabla 7. Proporción del número de baños por tipo de vivienda

Apartamentos		
Baños	Arriendo	Venta
1	22.40%	16.44%
2	51.91%	68.71%
3	21.71%	9.88%
4	3.60%	3.74%
Más de 4	0.38%	1.22%

Casas		
Baños	Arriendo	Venta
1	2.12%	7.05%
2	29.62%	45.87%
3	39.12%	15.86%
4	19.88%	18.76%
Más de 4	9.26%	12.46%

Fuente: Cálculos de los autores basados en la información descargada.

Tabla 8. Regresiones de precios hedónicos

Variables	Apartamentos		Casas	
	Venta Log(p) (1)	Arriendo Log(p) (2)	Venta Log(p) (3)	Arriendo Log(p) (4)
Log(área)	0.696*** (0.008)	0.467*** (0.006)	1.009*** (0.012)	0.569*** (0.015)
Baños	0.056*** (0.004)	0.106*** (0.003)	0.011*** (0.004)	0.079*** (0.005)
Habitaciones	0.034*** (0.004)	-0.014*** (0.003)	-0.034*** (0.004)	0.065*** (0.007)
Constante	9.969*** (0.040)	6.427*** (0.029)	8.811*** (0.064)	5.716*** (0.088)
Observaciones	10,771	20,459	9,879	6,081
R2	0.748	0.592	0.655	0.590

Notas: En todos los modelos la variable dependiente es el logaritmo natural del precio (medido en quetzales). Errores estándar robustos a heterocedasticidad en paréntesis. Todos los modelos de regresión incluyen variables indicadoras de zona de localización del inmueble, mes de descarga y año de descarga. *** indica significancia estadística al 1%.

Figura 1. Ejemplo de la información contenida en <http://guatemala.inmobilia.com/>

The screenshot shows the Guatemala Inmobilia website interface. At the top, there is a search bar with the URL <http://guatemala.inmobilia.com/es/inmuebles/todo/todo/todo/Apartamentos/Venta>. Below the search bar, there are filters for "Apartamentos" and "Venta". The main content area displays several property listings:

- Property 1:** "Apartamento de 3 habitacion...". Price: USD 265,000.00. Features: 3 Hab., 145 m². Location: Guatemala, Ciudad Guatemala, Zona 15.
- Property 2:** "Espectacular Loft en Venta ...". Price: USD 535,000.00. Features: 2 Hab., 340 m². Location: Guatemala, Ciudad de Guatemala, Unica.
- Property 3:** "VENTA EN EXCELENTE PRECIO A...". Price: USD 275,000.00. Features: APARTAMENTO para estrenar de tres dormitorios, el principal con walkin closet y baño... Location: Guatemala, Ciudad Guatemala, Zona 15.

On the left side, there are filters for "Piscina" and "Ciudades" (Guatemala, Huehuetenango, Izabal, Jalapa, Jutiapa, Quetzaltenango, Retalhuleu, Sacatepéquez, Santa Rosa). There is also a "Búsqueda por Código" section and a "Destaca tu Inmueble" advertisement.

Descripción del Inmueble

Código: PB-1952
 193.95 metros cuadrados
 Totalmente Remodelado con finos acabados.
 3 Habitaciones
 Master con Baño y WC
 Secundarias comparten Baño
 Sala
 Comedor
 Cocina
 Sala Familiar
 Baño de Visitas
 Área de Lavandería
 Habitación de Servicio
 2 Parqueos
 Renta: \$1,500.00 Incluye Mantenimiento - IVA
 Venta: \$350,000.00 Mas IVA y Gastos de Escrituración

Sobre el Inmueble

- ▮ Precio: USD 350,000.00
- ▮ Operación: Venta
- ▮ Número de Baños: 3
- ▮ Área de Construcción: 194 m²
- ▮ Habitaciones de Servicios: 1
- ▮ Última Actualización: 05-02-2018
- Código: 269814
- Tipo: Apartamentos
- Baños de Servicios: 1
- Habitaciones: 3
- Puestos de Estacionamientos: 2

Ubicación

País: Guatemala Municipio: Ciudad Guatemala
 Departamento: Guatemala Sector - Zona: Zona 14



Figura 2. Mapa de casas en arriendo en ciudad de Guatemala y alrededores

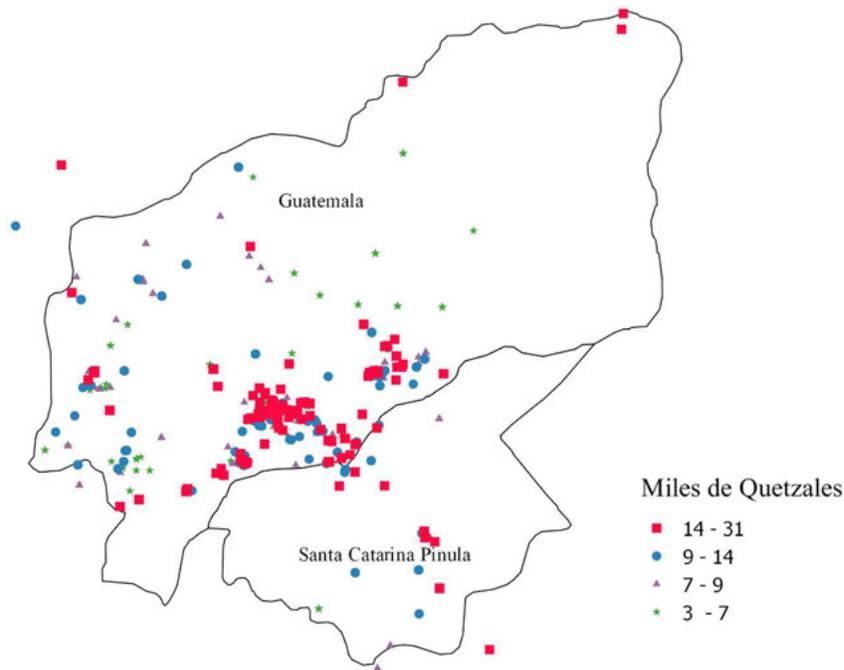


Figura 3. Mapa de apartamentos en arriendo en ciudad de Guatemala y alrededores

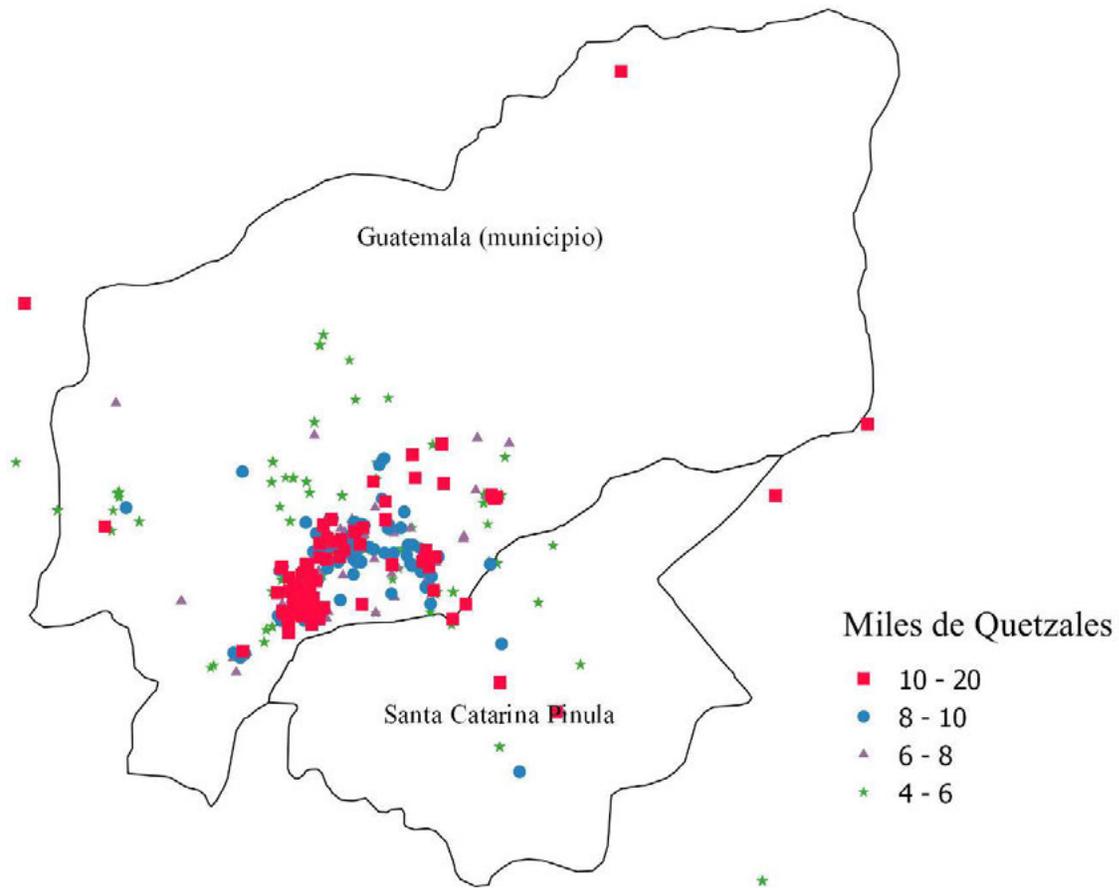


Figura 4. Mapa de apartamentos en venta en ciudad de Guatemala y alrededores

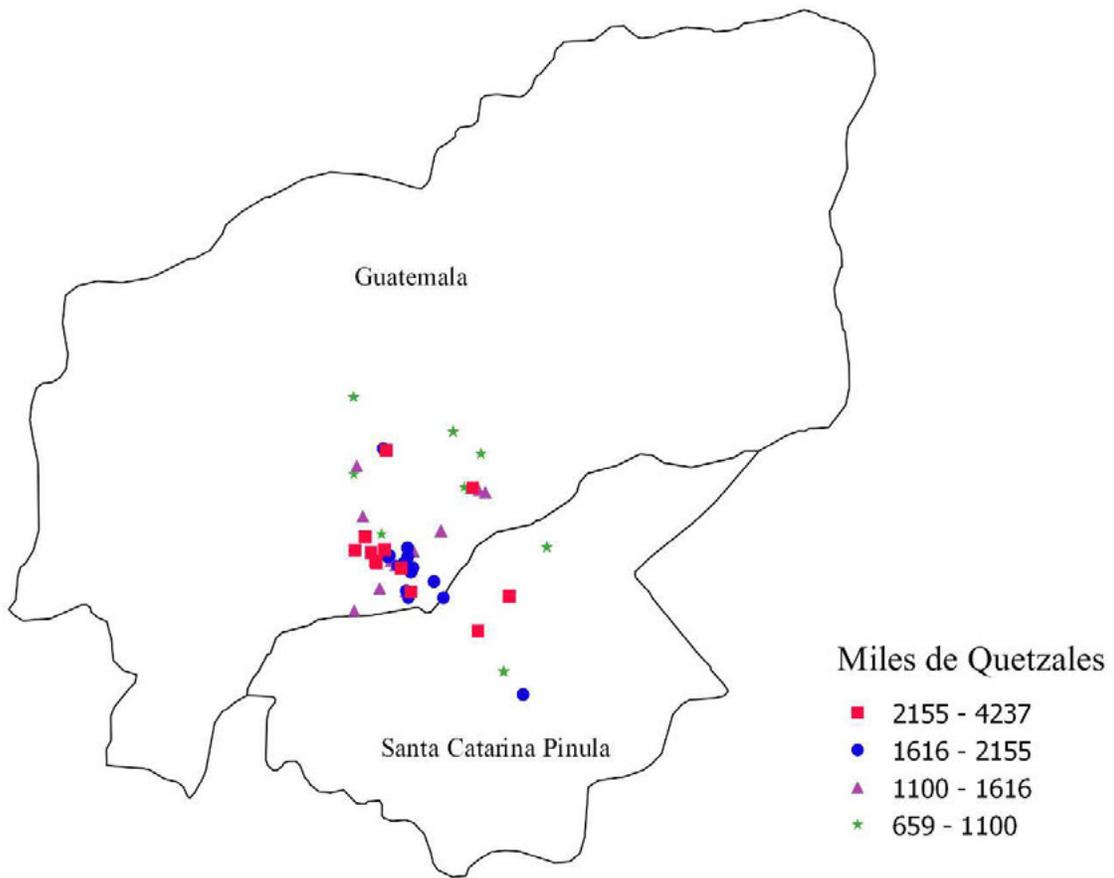


Figura 5. Mapa de casas en venta en ciudad de Guatemala y alrededores

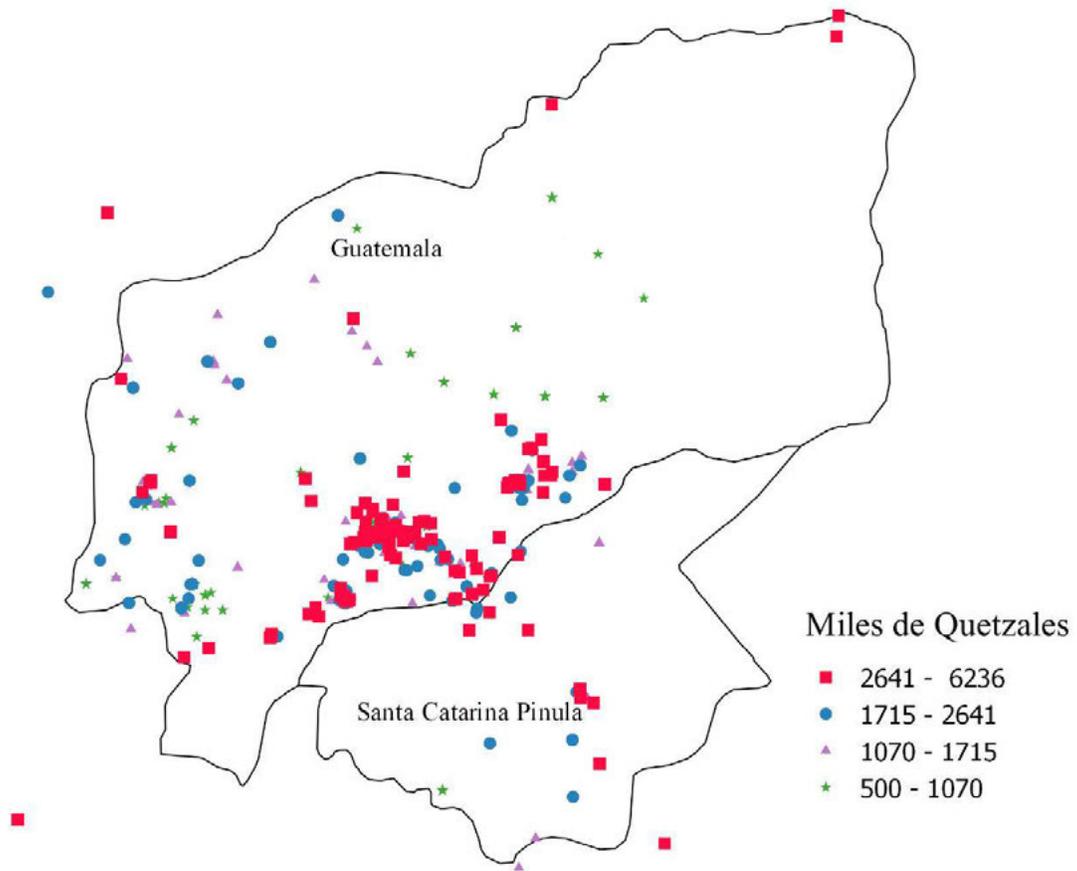


Figura 6. Precio mediano de apartamentos en arriendo en Guatemala

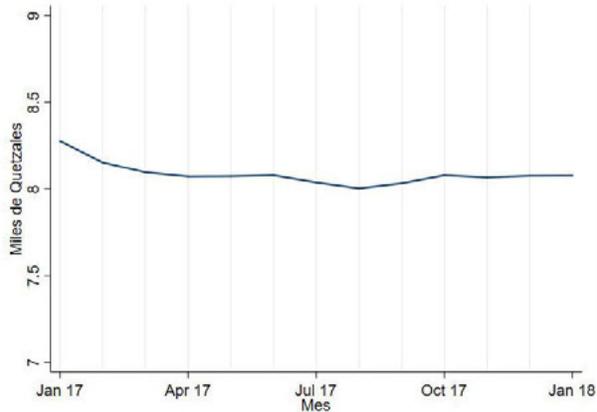


Figura 9. Precio mediano de casas en venta en Guatemala

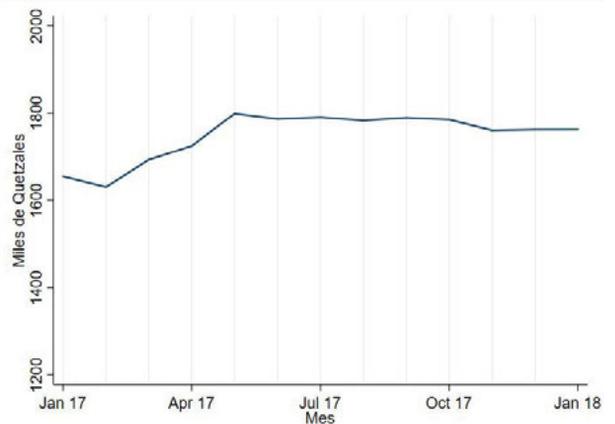


Figura 7. Precio mediano de apartamentos en venta en Guatemala

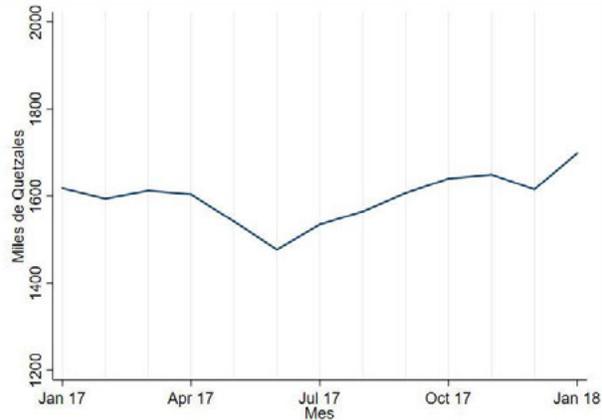


Figura 10. Precio mediano de apartamentos en arriendo Guatemala

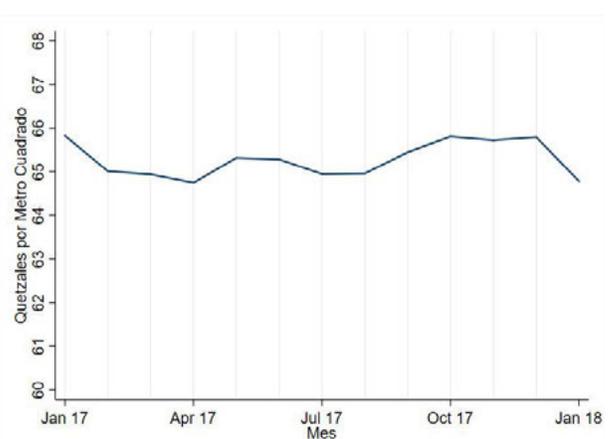


Figura 8. Precio mediano de casas en arriendo en Guatemala

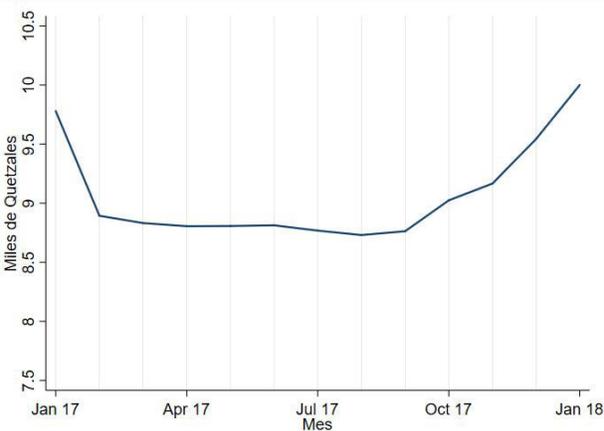


Figura 11. Precio mediano de apartamentos en venta en Guatemala

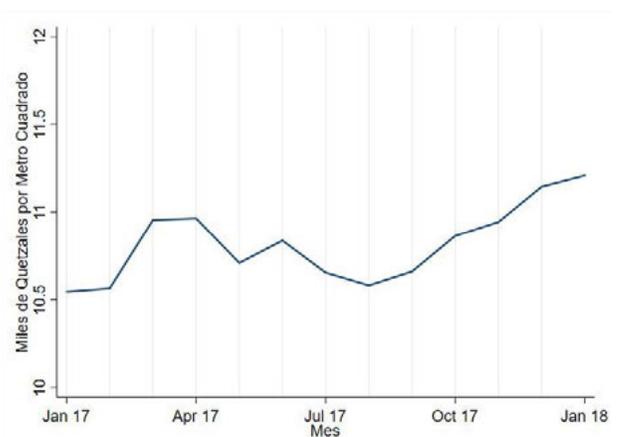


Figura 12. Precio mediano de casas en Arriendo en Guatemala

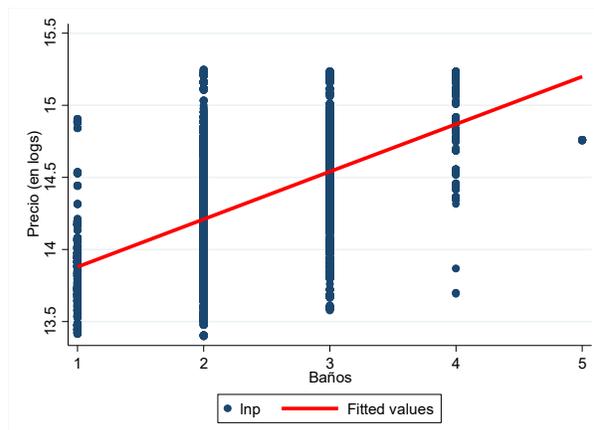
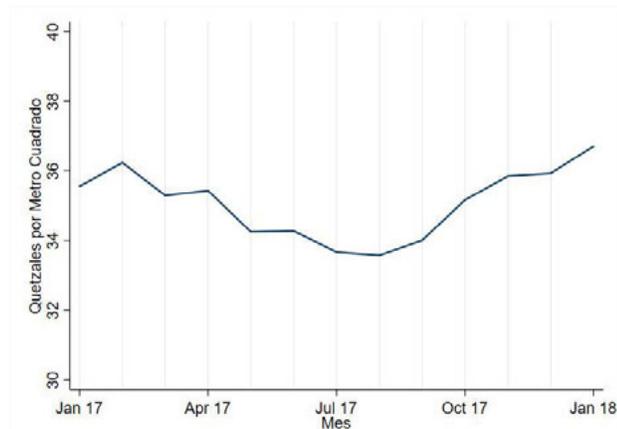


Figura 13. Precio mediano de casas en venta en Guatemala

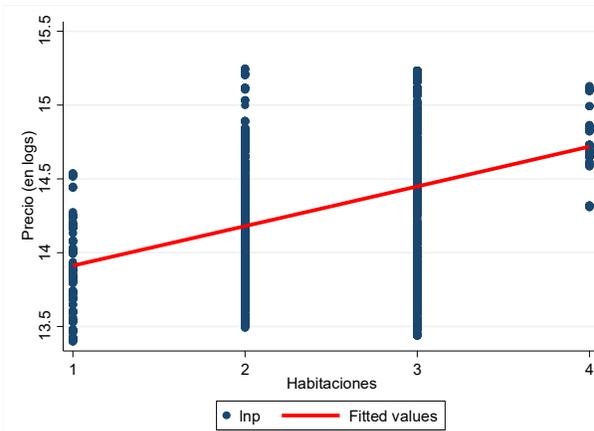
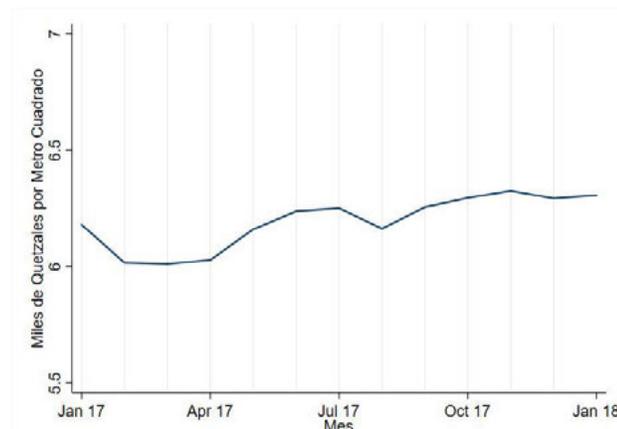


Figura 14. Apartamentos en venta: precios vs. área, número de baños y habitaciones

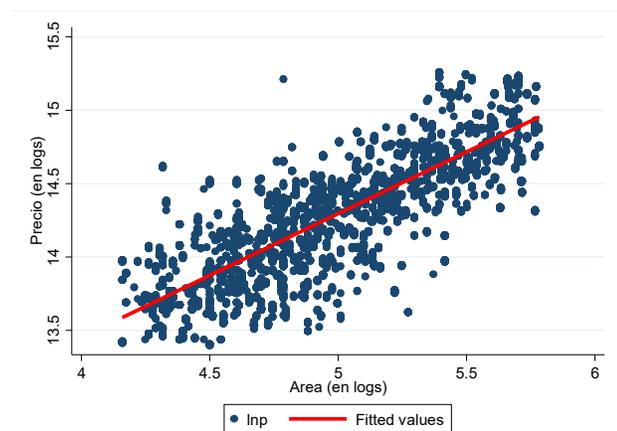
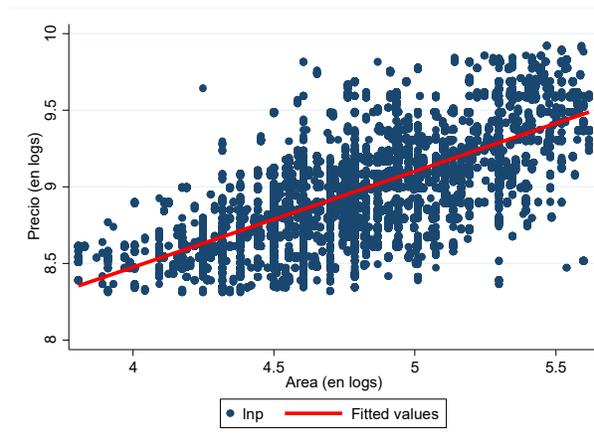


Figura 15. Apartamentos en arriendo: precios vs. área, número de baños y habitaciones



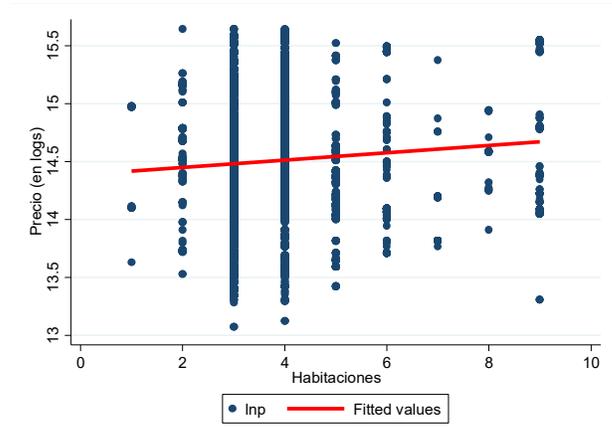
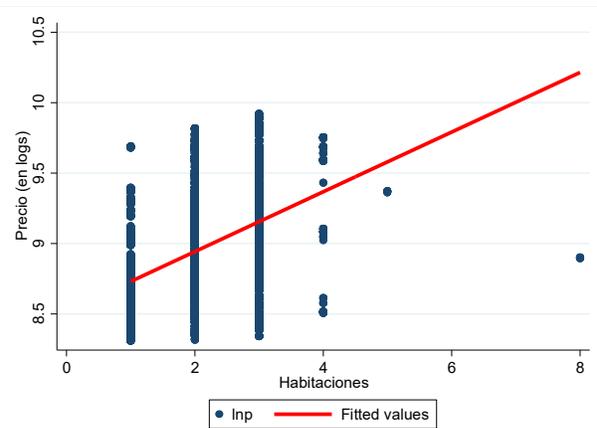
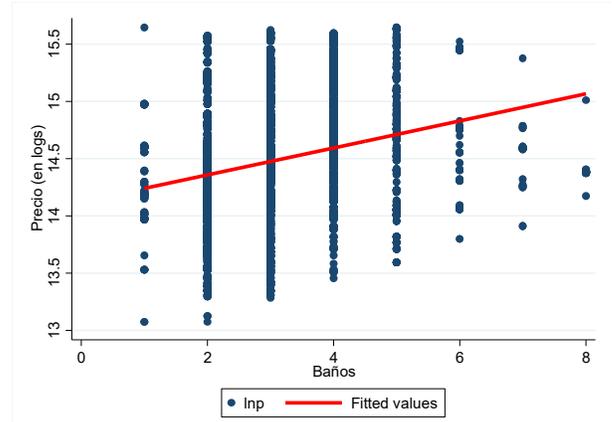
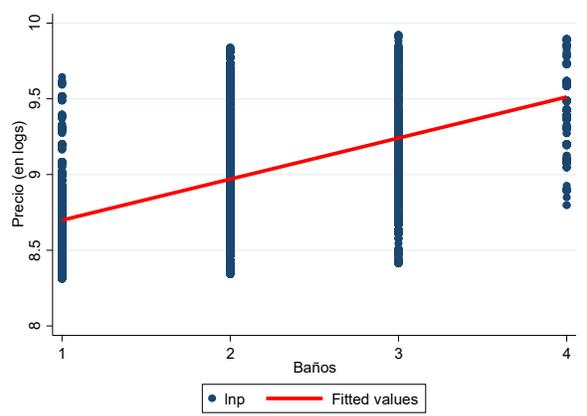
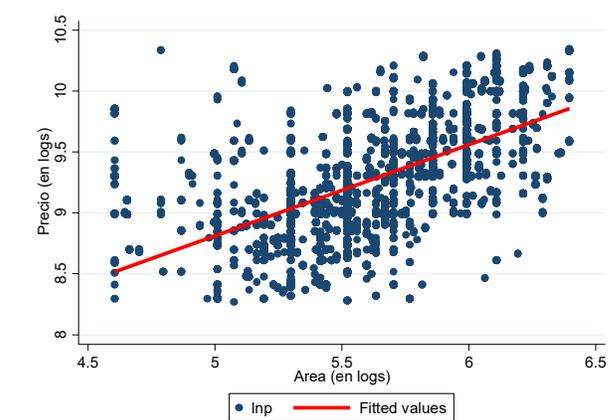
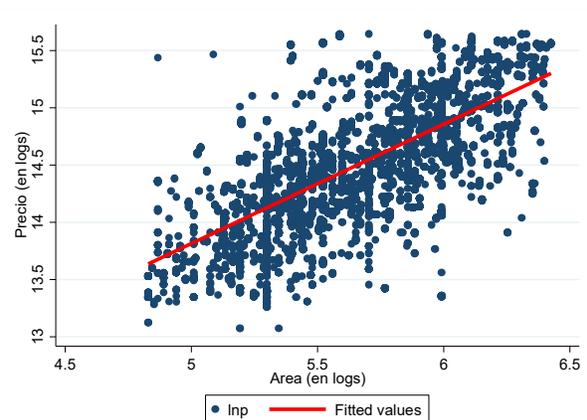
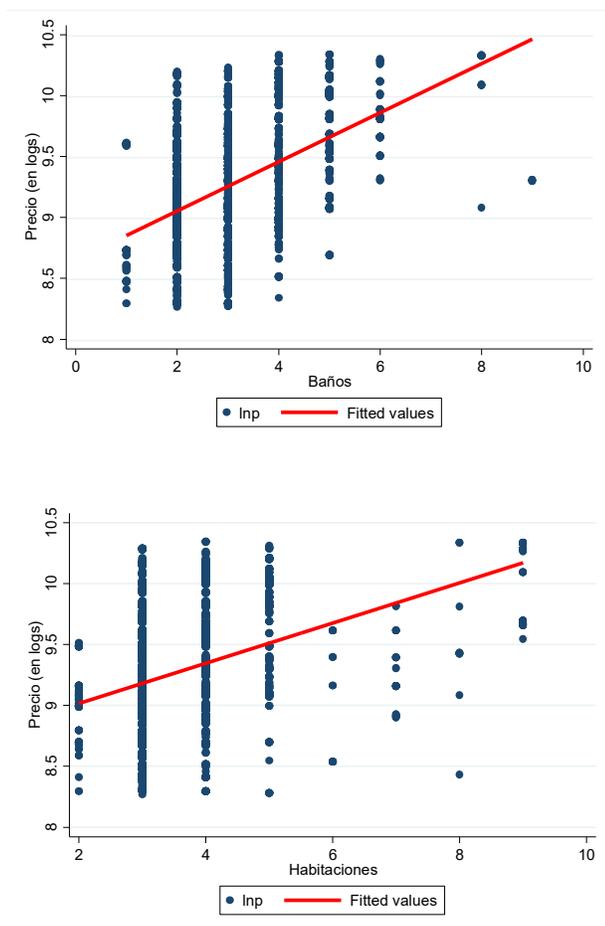


Figura 16. Casas en venta: precios vs. área, número de baños y habitaciones

Figura 17. Casas en arriendo: precios vs. área, número de baños y de habitaciones





6. Bibliografía

- Caplin, A., S. Chopra, J. V. Leahy, Y. LeCun, y T. Thampy (2008). Machine learning and the spatial structure of house prices and housing returns. Disponible en SSRN 1316046.
- Court, A. T. (1939). Hedonic price indexes with automotive examples. En "The Dynamics of Automobile Demand" (98-119). NY: General Motors.
- DiPasquale, D., y W. C. Wheaton (1996). Urban Economics and Real Estate Markets. Upper Saddle River NJ, Prentice Hall.
- Efthymiou, D., y C. Antoniou (2013). How do transport infrastructure and policies affect house prices and rents? Evidence from Athens, Greece. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 52, 1-22.
- Goodhart, C. y B. Hofmann (2007). House Prices and the Macroeconomy. Implications for Banking and Price Stability. Oxford, Oxford University Press.
- Halvorsen, R., y H. O. Pollakowsky (1981). Choice of functional form for hedonic Price equations. *Journal of Urban Economics* 10, 37-49.
- Holly, S., M. H. Pesaran y T. Yamagata (2011). The spatial and temporal diffusion of house prices in the UK. *Journal of Urban Economics* 69, 2-23.
- Holmes, M. J. y A. Grimes (2008). Is there long-run convergence among regional house prices in the UK? *Urban Studies* 45, 1531-1544.
- Holmes, M. J., J. Otero y T. Panagiotidis (2011). Investigating regional house price convergence in the United States: Evidence from a pair-wise approach. *Economic Modelling*, 28, 2369-2376.
- Holmes, M. J., J. Otero y T. Panagiotidis (2017). A pair-wise analysis of intra-city price convergence within the Paris housing market. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 54, 1-16.
- Maurer, R., M. Pitzer y S. Sebastian (2004). Hedonic Price indices for the Paris housing market. *Allgemeines Statistisches Archiv* 88, 303-326.
- Meen, G. (1996). Spatial aggregation, spatial dependence and predictability in the UK housing market. *Housing Studies* 11, 345-372.
- Meen, G. (1999). Regional house prices and the ripple effect: a new interpretation. *Housing Studies*, 14, 733-753.
- Pow, N., E. Janulewicz y L. Liu (2014). Applied Machine Learning Project 4 Prediction of real estate property prices in Montréal.
- R Core Team (2013). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <http://www.R-project.org/>.
- Waugh, F. V. (1928). Quality factors influencing vegetable prices. *Journal of Farm Economics* 10, 185-196.

Las comunicaciones del Banco de Guatemala y sus efectos en las expectativas de inflación privadas: un análisis usando minería de textos

Jeannie Mary Rodriguez

1. Introducción

El esquema de Metas Explícitas de Inflación se caracteriza, aparte del anuncio de una meta inflacionaria específica, por un alto grado de transparencia, una clara y fluida comunicación con el público y mecanismos de rendición de cuentas explícitos. Debido a las mejoras en las tecnologías de procesamiento de la información y a que los mercados financieros están cada vez más conectados, los agentes económicos tienen una mayor capacidad de anticipar las medidas/políticas de los bancos centrales, lo que ha llevado a una pérdida de la efectividad de la política monetaria basada en sorpresas (Woodford, 2001). Como respuesta a estos acontecimientos, los bancos centrales comenzaron a cambiar su estrategia hacia un enfoque más transparente en el que permiten que los mercados conozcan más sobre el proceso de política monetaria y las decisiones de política futuras.

La estrategia de metas de inflación hizo necesario dar a los bancos centrales la tarea de asegurar la estabilidad de precios y darles la independencia para lograr ese deber. Esa independencia trajo consigo una carga de responsabilidad y causó que los bancos centrales sean más transparentes en sus acciones políticas para lograr la legitimidad democrática a los ojos del público (Yilmaz & Kahveci, 2014; 5). Qué decisiones se tomaron, y las razones detrás de las decisiones se convirtieron en un aspecto importante de la estrategia de comunicación del banco central. Como resultado, la estrategia de comunicación se convirtió en una herramienta importante para los bancos centrales y se hicieron esfuerzos para aumentar su efectividad (Blinder *et al.*, 2008; 4).

La comunicación de un banco central se convierte en crucial para influir sobre las expectativas de los actores económicos. Una vez que el público comprenda más claramente la “función de reacción” de un banco central, sus expectativas sobre el curso de la política monetaria se pueden gestionar mejor.

Las comunicaciones de la autoridad monetaria sobre las decisiones de política tienen como objetivo: i) explicar las acciones de política tomadas, o ii) conducir/influir en las expectativas de inflación. En ese sentido, Blinder, Ehrmann, Fratzcher, Haan y Jansen (2008) señalan que:

“...La evidencia sugiere que la comunicación puede ser una parte importante y poderosa del conjunto de herramientas del Banco Central, ya que tiene la capacidad de mover los mercados financieros, para mejorar la previsibilidad de las decisiones de política monetaria, y potencialmente para ayudar a alcanzar los objetivos macroeconómicos de los Bancos Centrales”.

La comunicación puede ayudar a que los bancos centrales sean transparentes y, por lo tanto, contribuyan a su responsabilidad y a la gestión de las expectativas de los agentes económicos. Si bien estos roles son generalmente importantes, se vuelven aún más relevantes en tiempos no convencionales, cuando los bancos centrales necesitan explicar los fundamentos y el funcionamiento de las diversas nuevas herramientas de políticas que emplean, cuando el público querrá entender cómo usará el banco central las nuevas herramientas, y cómo el banco central eventualmente querrá salir del uso de estas herramientas.

Gestionar las expectativas de los agentes económicos sobre el curso futuro de la política monetaria es esencial en tales circunstancias, también porque en una situación de elevada incertidumbre, el banco central debería esforzarse por minimizar cualquier incertidumbre sobre su propio comportamiento, en la medida de lo posible.

Lo explicado ha conducido al desarrollo de una nueva línea de investigación que estableció que las comunicaciones del banco central son cruciales en la política monetaria como un mecanismo para guiar las expectativas del mercado. Sin embargo, el desafío empírico más grande para analizar las comunicaciones de un banco central, es convertir los comunicados, formados por textos típicamente compuestos por palabras, en cantidades (i. e. vectores numéricos) que sean significativos y que puedan ser analizadas sistemáticamente. (Hansen 2016). Sin embargo, emplearemos técnicas de minería de textos que nos permitan realizar esta tarea.

La minería de textos (también llamada a veces procesamiento del lenguaje natural o lingüística computacional) es un término que abarca un amplio rango de herramientas computacionales y técnicas estadísticas cuya finalidad es cuantificar los datos textuales. Se puede afirmar que la minería de textos es similar a la lectura en el sentido de que ambas actividades involucran extraer el significado de cadenas de caracteres. Sin embargo, el análisis computacional y estadístico de un texto difiere de la lectura en dos aspectos importantes. Por un lado el análisis computacional de los textos le permite al investigador procesar, analizar y resumir grandes volúmenes de información textual, que sería prácticamente imposible que un ser humano la realice. Por otro lado, los algoritmos de minería de textos son capaces de extraer cierta información que podría pasar inadvertida ante los ojos de un lector, quien podría no identificar ciertos patrones ocultos en el texto. A pesar de haber sido ampliamente utilizada en otros campos del conocimiento, tales como ciencias políticas, *marketing*, entre otras, la minería textual ha sido históricamente menos utilizada en la investigación económica. Sin embargo, estas técnicas son relevantes para los bancos centrales ya que hacen manejable un gran número de fuentes de datos que son importantes para evaluar la estabilidad monetaria y financiera, y que no podrían ser evaluados cuantitativamente por otros medios (Bholat, Hansen *et al*, 2015). Algunos de estos datos textuales relevantes para un banco central incluyen noticias de economía y finanzas, reportes financieros y de inteligencia de mercado, opciones de expertos en diversos medios de comunicación escritos, entre

otros. Con los algoritmos de minería de textos podemos evaluar un solo documento, sin embargo, usualmente estamos interesados en evaluar una colección de ellos (un corpus)

En particular, en esta investigación nuestro corpus está compuesto por los comunicados emitidos por la Junta Monetaria después de cada reunión en la que se decide el comportamiento de la tasa líder. Para un compendio de las ventajas que podría traerle a un banco central usar técnicas de minería de textos se le sugiere al lector revisar (Bholat, Hansen *et al*, 2015).

La minería de textos es una rama extensa del aprendizaje de máquinas o *Machine Learning*. En este estudio emplearemos técnicas de aprendizaje de máquinas conocidas como métodos no supervisados. Los algoritmos de aprendizaje de máquinas no supervisado involucran tomar observaciones no clasificadas (o no etiquetadas) y descubrir los patrones ocultos en los datos. La principal ventaja de usar este enfoque de la minería de textos, es que el *output* de los algoritmos no supervisados puede ser usado como *input* en un modelo econométrico para predecir alguna variable de interés. El objetivo del presente trabajo es evaluar de manera cuantitativa y empírica la comunicación del banco central de Guatemala, y poder inferir cuáles son los factores más importantes y los riesgos relevantes en la conducción de la política monetaria en el país, usando solamente documentos textuales como *input*, y sin la necesidad de recurrir a estadísticas (numéricas) oficiales del país. Para llevar a cabo estas tareas, analizamos los comunicados de prensa que acompañan las decisiones de política emitidas por la Junta Monetaria entre enero del 2010 y diciembre del 2017.

Utilizamos un método de minería de textos, denominado *Latent Semantic Analysis* (LSA) para estos fines. La ventaja de este método es que nos permite obtener de manera directa series de tiempo asociadas al uso de cada uno de los Tópicos latentes identificados en los comunicados del banco central. Estas series de tiempo serán usadas posteriormente dentro de un modelo SVAR para evaluar si las comunicaciones del Banco de Guatemala tienen efectos en las expectativas de los agentes.

2. Metodología empírica

2.1 Análisis textual: *Latent Semantic Analysis*

En esta sección describimos LSA (*Latent Semantic Analysis*), la técnica de minería de texto usada para el análisis de los

comunicados emitidos por el Banco de Guatemala. Primero explicamos los fundamentos matemáticos y estadísticos que sustentan esta teoría. En seguida se detallan los pasos para llevar a cabo este tipo de análisis en la práctica. Por último se presentan los resultados de aplicar LSA a los textos y se muestran los Factores o Tópicos Latentes más importantes, extraídos de los comunicados del Banco de Guatemala relacionados con sus decisiones de política monetaria. Estos factores obtenidos mediante el algoritmo LSA, serán posteriormente utilizados dentro de un modelo VAR estructural para probar la hipótesis de que los *shocks* vinculados a los comunicados de prensa relacionados con decisiones de política, pueden afectar las expectativas de inflación.

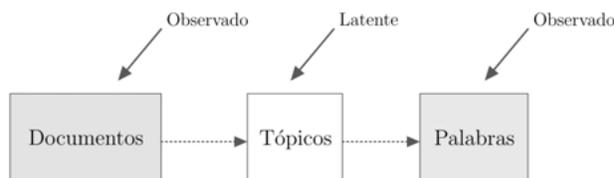
Para llevar a cabo estas tareas analizamos los comunicados de prensa que acompañan las decisiones de política emitidas por la Junta Monetaria entre enero del 2010 y diciembre del 2017. Una explicación más detallada del conjunto de comunicados que conforman nuestro corpus se presenta más adelante.

LSA

En esta investigación usamos una técnica de minería de textos basada en álgebra lineal llamada *Latent Semantic Analysis* (LSA), el cual es un método estadístico usado para representar numéricamente las palabras presentes en un texto. Sin embargo, el principal atributo del método LSA es que nos permite deducir las relaciones subyacentes entre palabras, derivadas de su uso en diferentes contextos (en diferentes documentos).

En ese sentido, LSA es considerado en la literatura como parte de la familia de modelos de “variable latente”. Estos modelos parten de la siguiente premisa: las palabras (observables) presentes en un documento (observables) no son independientes sino que están relacionadas a través de Tópicos subyacentes no observables (latentes).

Gráfico: Esquema de los modelos de variable latente



Elaboración propia

LSA y Modelamiento de Tópicos

Por lo explicado, LSA es considerado como un algoritmo de Modelamiento de Tópicos (o *Topic Modeling*, en inglés). Para entender mejor el Modelamiento de Tópicos y su relación con los modelos de variables latentes veamos el siguiente ejemplo.

Supongamos que tenemos un texto, que puede ser expresado mediante un diccionario D conformado por las siguientes palabras:

$$D = \{\text{mano de obra, salario, trabajo}\}$$

Es directo inferir que, en el documento (D), cada palabra se relaciona con un Tópico subyacente: el mercado laboral. El supuesto implícito es que no podemos observar directamente los Tópicos en el texto, sino que solamente observamos las palabras que esos Tópicos (subyacentes) suelen contener. Por ello es natural que modelemos los Tópicos por medio de variables latentes. Cabe señalar que, al igual que en ejemplo provisto, la interpretación de los Tópicos es tarea del investigador; sin embargo, cuando los algoritmos de Modelamiento de Tópicos son usados adecuadamente dicha tarea es sencilla.

Estas técnicas de modelamiento de Tópicos han venido siendo aplicadas a los documentos formales emitidos por un banco central en los cuales anuncia la toma de decisiones de política monetaria. Por ejemplo, Boukus y Rosenberg (2006) analizan mediante LSA las minutas de la FED; Hendry y Madeley (2010) analizan mediante la misma técnica las comunicaciones del Bank of Canada; y Takeda y Keida (2017) estudian los reportes del Banco de Japón usando LSA.

Otros algoritmos de Modelamiento de Tópicos usados en la literatura son pLSA (*Probabilistic Latent Semantic Analysis*), *Latent Dirichlet Allocation*, LDA (Blei, Ng, Jordan, 2002), entre otros. Todas estas técnicas han sido ampliamente utilizadas en ciencias de la computación y estadística, y están empezando a aparecer en la investigación económica. Por ejemplo, Hansen y coautores (2017), en una reciente investigación publicada en el *Quarterly Journal of Economics*, estudian los efectos de un incremento en la transparencia del banco central haciendo uso del algoritmo LDA.

La ventaja de usar el método LSA es doble. Por un lado, nos permitirá develar los Factores o Tópicos (latentes) subyacentes más importantes presentes en los comunicados

de prensa del Banco de Guatemala. Gracias a ello podremos evaluar de manera cuantitativa y empírica la comunicación del banco central, y podremos inferir cuáles son los Factores más importantes y los riesgos relevantes en la conducción de la política monetaria en el país, usando solamente documentos textuales como *input*, y sin la necesidad de recurrir a estadísticas (numéricas) oficiales del país.

Por otro lado, el método LSA nos permitirá construir una serie de tiempo, a partir de la descomposición de valores singulares (método que se explica más adelante), que podrá ser usada como una variable adicional dentro de un modelo de vectores autorregresivos (VAR), para evaluar el efecto de los comunicados del Banco de Guatemala en las expectativas de inflación.

A continuación presentamos cada uno de los pasos para usar el algoritmo LSA con los datos de los comunicados del Banco de Guatemala.

Construcción de la matriz de Términos de los Documentos

El punto de partida de todos los algoritmos de “*Topic Modeling*” es la matriz conocida como “Matriz de Términos del Documento” (MTD) o también conocida como matriz de co-ocurrencias.

Si nuestro corpus está compuesto por n documentos y el vocabulario total (número total de palabras en el corpus) está dado por m palabras o términos, entonces podemos obtener una matriz X de dimensión $m \times n$, donde cada elemento de la matriz, $x_{i,j}$ es definido por una frecuencia ponderada del término i en el documento j.

En la siguiente tabla se muestra una matriz término-documento simple, en la cual cada columna representa un documento en la colección (corpus), y cada fila un término (del vocabulario total). Por tanto, cada elemento de la tabla/matriz representa la ocurrencia del término i en el documento j. Por ejemplo, podemos ver que el término 1 aparece en el documento 1 y 3, pero no en los otros dos documentos.

	Documento 1	Documento 2	Documento 3	Documento 4
Término 1	1	0	1	0
Término 2	0	0	1	1
Término 3	0	1	1	0

En términos matriciales, la matriz término-documento se denotaría:

$$X = \begin{matrix} & D_1 & D_2 & \cdots & D_n \\ \begin{matrix} T_1 \\ T_2 \\ \vdots \\ T_m \end{matrix} & \begin{pmatrix} x_{1,1} & x_{1,2} & \cdots & x_{1,n} \\ x_{2,1} & x_{2,2} & \cdots & x_{2,n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{m,1} & x_{m,2} & \cdots & x_{m,n} \end{pmatrix} \end{matrix}$$

O simplemente:

$$X = \begin{pmatrix} x_{1,1} & \cdots & x_{1,n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{m,1} & \cdots & x_{m,n} \end{pmatrix}$$

La MTD permite evaluar la relevancia de cada palabra dentro de cada documento. Sin embargo, se ha demostrado que para mejorar el rendimiento de los algoritmos de minería de textos, en lugar de trabajar con las frecuencias absolutas de la MTD, necesitamos aplicar algún tipo de ponderación a cada uno de los términos de esta matriz. Existen diversos mecanismos de ponderación de los elementos de la MTD, siendo el más usado el conocido como TF-IDF (*Term frequency-Inverse document frequency*), por lo cual adoptamos este enfoque. El TF-IDF nos proporciona una medida numérica (ponderación) que representa qué tan relevante es una palabra para un documento en un corpus.

El valor del TF-IDF se incrementa de manera proporcional al número de veces que una palabra aparece en un documento, pero es compensada por la frecuencia de la palabra en el corpus de documentos. Esto nos permite ponderar el hecho de que algunas palabras son generalmente más comunes que otras, y no por ello son necesariamente más relevantes.

Podemos calcular el TF-IDF como el producto de dos medidas: la frecuencia de término (tf) y frecuencia inversa de documento (idf):

$$tfidf_{i,j} = tf_{i,j} \times idf_i$$

Para calcular la frecuencia de término $tf(t, d)$, se construye el siguiente cociente: la frecuencia o número total de veces que aparece la palabra i en el documento d, entre

la sumatoria de las frecuencias de todas las palabras en el documento. Esto último se hace para “normalizar” el TF y que esta medida no sea afectada por la longitud del documento.

$$tf_{i,j} = \frac{n_{i,j}}{\sum_k n_{k,j}}$$

Por su parte, la frecuencia inversa de documento (IDF) es una medida que cuantifica si el término es común o no dentro del corpus de documentos, y se puede obtener dividiendo el número total de documentos presentes en el corpus entre el número de documentos que contienen la palabra o término. Finalmente se toma el logaritmo a dicho cociente:

$$idf_i = \log\left(\frac{|D|}{|\{d \in D : t_i \in d\}|} + 1\right)$$

Donde $|D|$ es el número de documentos en el corpus y el denominador representa el número de documentos donde está presente el término t_i .

Luego de aplicar esta estrategia de ponderación para obtener una mejor medida de la relevancia de cada término, podemos reescribir la matriz X, conservando la misma dimensión:

$$X = \begin{pmatrix} tfidf_{1,1} & tfidf_{1,2} & \dots & tfidf_{1,n} \\ tfidf_{2,1} & tfidf_{2,2} & \dots & tfidf_{2,n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ tfidf_{m,1} & tfidf_{m,2} & \dots & tfidf_{m,n} \end{pmatrix}_{m \times n}$$

La matriz X es una matriz $m \times n$, donde m es el número total de palabras y n es el número total de documentos. Usualmente m es mucho más grande que n, por tanto podemos afirmar, sin pérdida de generalidad, que X no es una matriz cuadrada.

Descomposición de Valores Singulares

A pesar de que la matriz X no es una matriz cuadrada, podemos factorizarla gracias a la Descomposición de Valores Singulares (*Singular Value Decomposition* o simplemente SVD). Esta factorización, que puede considerarse también como una generalización del análisis de componentes principales (PCA), es vital para el éxito del algoritmo LSA, y lo enunciamos en el siguiente teorema:

Teorema [Descomposición de valores singulares]. Sea X una matriz real de orden $M \times N$. Entonces, existen

las matrices U y V ortogonales de orden m y n , respectivamente, y la matriz diagonal Σ de orden $m \times n$ tal que

$$U^T X V = \begin{pmatrix} \Sigma & \Theta \\ \Theta & \Theta \end{pmatrix} = \Sigma.$$

Donde $\Sigma_i = \text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_k)$ es una matriz diagonal tal que $\sigma_1 \geq \sigma_2 \geq \dots \geq \sigma_k > 0$ y Θ es la matriz nula.

Por tanto, X puede ser factorizada de la siguiente manera:

$$X = U \Sigma V^T$$

$$X = [u_1 \ u_2 \ \dots \ u_k \ u_{k+1} \ \dots \ u_m] \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 & | & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & \dots & 0 & | & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & | & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_k & | & 0 & \dots & 0 \\ - & - & - & - & + & - & - & - \\ 0 & 0 & \dots & 0 & | & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & | & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & | & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_1^T \\ v_2^T \\ \vdots \\ v_n^T \end{bmatrix}$$

donde $\sigma_1 \geq \sigma_2 \geq \dots \geq \sigma_k > 0$, u_i y v_j^T son vectores columna de orden $m \times 1$ y $n \times 1$, respectivamente, para todo $i = 1, \dots, m$ y $j = 1, \dots, n$. Finalmente, en base al Teorema de la Descomposición de valores singulares se definen los siguientes conceptos:

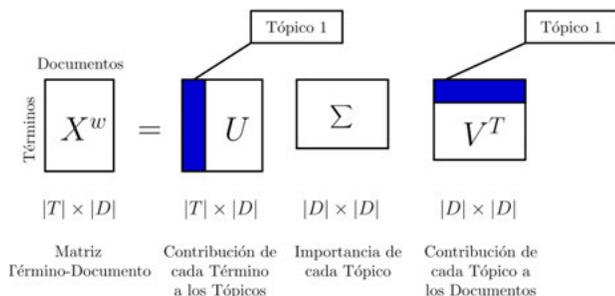
- Toda matriz real X de orden $m \times n$ posee una descomposición, $X = U \Sigma V^T$, llamada Descomposición de Valores Singulares (DVS) de X ;
- Los valores σ_i son los valores singulares de X ;
- Las columnas de las matrices U y V son llamados vectores singulares por izquierda y derecha, respectivamente, de la matriz X .

En síntesis, gracias a la SVD podemos descomponer la matriz X como el producto de 3 matrices:

$$X = U \Sigma V^T$$

Las m filas de U representan las palabras del vocabulario y sus n columnas los factores latentes (Tópicos) extraídos, los cuales representan los temas específicos presentes en los diferentes documentos del corpus, en nuestro caso los comunicados del Banco de Guatemala. El siguiente gráfico ayuda a la comprensión e interpretación del algoritmo LSA.

Gráfico: Representación gráfica del algoritmo LSA (SVD)



Elaboración propia, basado en Hendry & Madeley (2010)

El elemento $u_{i,j}$ de U es la contribución marginal de la palabra i al Tópico j . Por su parte, las n filas de V son Documentos y sus n columnas son los mismos Factores latentes (Tópicos) presentes en la columnas de U (rectángulo azul); por lo tanto, el elemento $v_{i,j}$ de la matriz V representa la importancia del Tópico j en el Documento i .

Este hecho es particularmente interesante cuando los documentos están organizados cronológicamente porque en este caso la columnas de V representan una Serie de Tiempo que refleja la importancia de cada Tópico en los comunicados del banco central. Estas Series de Tiempo serán posteriormente utilizadas en un modelo VAR estructural, para analizar el impacto de las comunicaciones en las expectativas de inflación.

Finalmente, Σ es una matriz diagonal donde cada entrada representa la importancia global de cada Tema dentro del conjunto total de documentos. De acuerdo a Hendry y Madeley (2010), esta es la importancia que tiene cada Tema para explicar la varianza del significado en todos los documentos.

Con los elementos de Σ ordenados de manera decreciente, el primer Tópico es, por tanto, el concepto subyacente más importante dentro del conjunto de Documentos. Cada tema sucesivo representa o explica una menor fracción de la varianza total de la semántica de los documentos.

Los elementos (pesos) de la matriz U guían la selección de cuántos factores o Tópicos son introducidos en el modelo VAR estructural para evaluar los efectos de las comunicaciones del Banco de Guatemala en las expectativas de inflación.

Cabe señalar que el algoritmo LSA no hace uso de la descomposición completa de la matriz X . Es usual en la

literatura trabajar con una aproximación de dimensión k , la cual se encuentra al usar solo las primeras k columnas de U y V , y la submatriz $k \times k$ superior izquierda de Σ , esto es:

$$X_{LSA} = U_k \Sigma_k V_k^T$$

El sustento matemático de esta aproximación se encuentra en el primer anexo. La intuición es que al quedarnos solo con una aproximación de dimensión k , el algoritmo LSA elimina una gran parte del “ruido” e información no relevante presente en el conjunto de documentos, de tal manera que nos quedemos solo con aquellos Factores latentes o Tópicos que explican gran parte de la variabilidad del contenido semántico del corpus. En ese sentido, se dice que X_{LSA} es la mejor aproximación posible de la matriz original X (ver esta prueba en el anexo 1).

Un punto importante a considerar es la elección de “ k ”. Esta elección depende de la muestra de documentos y palabras usadas (Hendry & Madeley, 2010); sin embargo, dado que nuestro corpus es pequeño (64 comunicados de prensa del Banco de Guatemala) finalmente usaremos solo $k=10$ Tópicos. Sabemos que hemos hecho una buena elección de k , cuando estos k Factores latentes extraídos explican más del 50% de la variabilidad del total de componentes (Boukus y Rosenberg, 2006).

Los datos: comunicados de prensa del Banco de Guatemala

Las sesiones de la Junta Monetaria (JM) son la instancia de decisión en las que la JM – autoridad máxima del Banco de Guatemala– decide los cambios a la tasa de interés líder de política monetaria. Siguiendo la práctica más común en bancos centrales de países con bajas tasas de inflación, la Junta Monetaria se reúne ocho veces al año¹ con el objetivo de decidir el futuro de la tasa líder.

Después de cada sesión, las decisiones de política monetaria tomadas por la JM son informadas al público por medio de un comunicado (“Boletín de prensa”) publicado en el sitio web del Banco de Guatemala. El comunicado incluye, en primer lugar, la decisión tomada con respecto a la tasa líder, los antecedentes más importantes de la evolución de la economía y la inflación considerados en el análisis, y una explicación de los fundamentos que respaldan la decisión adoptada por la Junta Monetaria.

¹ Las fechas de cada sesión están programadas con anticipación y se encuentran en el calendario anual de las sesiones de la Junta Monetaria, publicadas en la web del Banco de Guatemala.

Asimismo, con rezago de un mes, el Banco de Guatemala publica un resumen de los argumentos que la JM tomó en cuenta en cada sesión de política monetaria. Sin embargo, en la presente investigación, usamos los comunicados de prensa en lugar de los Resúmenes de los argumentos vertidos en cada sesión de la JM para evitar el posible ruido en el proceso de extracción de los factores o Tópicos latentes. Esto se debe a que los comunicados de prensa proporcionan información más concisa, lo cual puede mejorar la capacidad del algoritmo de *Latent Semantic Analysis* (LSA) empleado, para extraer los verdaderos Tópicos presentes en los comunicados.

Nuestro corpus de documentos está compuesto por un total de 64 comunicados de prensa (“*Boletín de prensa*”) emitidos por el Banco de Guatemala después de cada reunión de la Junta Monetaria, entre enero del 2010 y diciembre del 2017. Es decir, contamos con ocho comunicados por año, para un período total de 8 años.

Preprocesamiento de los datos textuales

Antes de poder aplicar cualquier algoritmo de minería de textos, es usual realizar una serie de pasos de preprocesamiento de los textos que conforman el corpus, con la finalidad de obtener mejores resultados.

El primer paso consiste en eliminar las líneas que hacen referencia a la propia decisión con respecto a la tasa de interés, por ejemplo:

“LA JUNTA MONETARIA REDUCE EN 25 PUNTOS BÁSICOS LA TASA DE INTERÉS LÍDER DE POLÍTICA MONETARIA”

Asimismo, se eliminan frases que se repiten sistemáticamente en todos los comunicados de prensa, por ejemplo:

“La Junta Monetaria manifestó que continuará dando seguimiento cercano a la evolución de los principales indicadores económicos, tanto externos como internos, que puedan afectar la tendencia del nivel general de precios y, por ende, de las expectativas de inflación.”

Por último, se elimina la ciudad y fecha de publicación del comunicado.

Otros pasos estándar en minería de textos incluyen:

- Eliminación de palabras vacías (*Stopwords*): estas son palabras presentes con una alta frecuencia en los

documentos, pero que no agregan mayor información sobre el contenido de los mismos. En ese grupo de palabras se encuentran los pronombres, artículos, preposiciones, conjunciones, etc. La librería de Python a usar para este propósito, NLTK, incluye una lista precargada de *stopwords* en español; sin embargo, la lista final de palabras vacías siempre debe ser definida por el investigador según el campo donde se esté aplicando los algoritmos de minería de textos.

- *Stemming*: Finalmente, las palabras restantes fueron “stemizadas” para eliminar sufijos, de manera que las palabras tales como inflación o inflacionarias se reducen a su raíz “inflac”. El objetivo de este proceso es reducir la dimensionalidad del “Corpus” y eliminar parte del ruido.

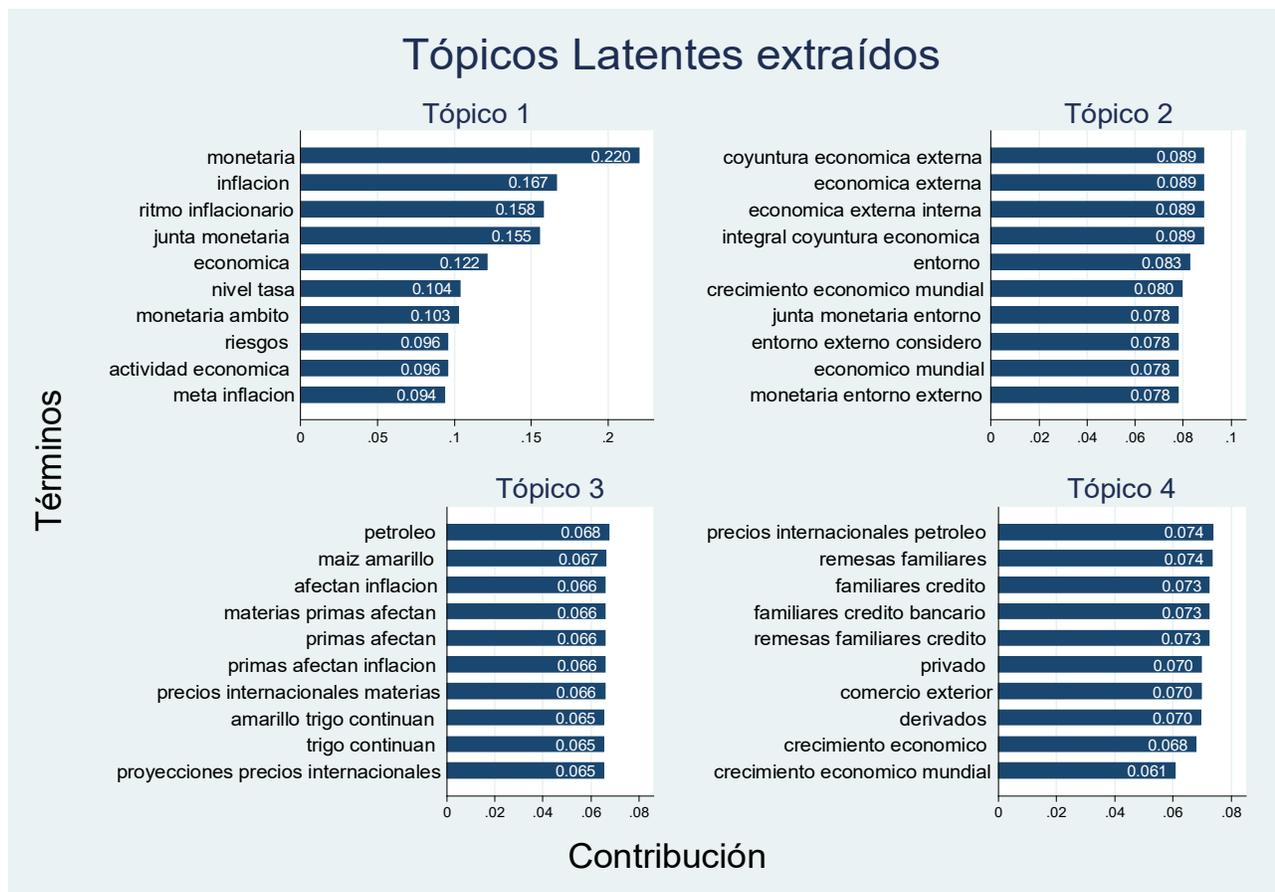
Por último, mencionar que todos los pasos del preprocesamiento de los documentos y posterior análisis del algoritmo LSA aplicado a los comunicados del Banco de Guatemala, se hacen utilizando el lenguaje Python, el cual es considerado como la *lingua franca* en el mundo de *Machine Learning* y Ciencia de Datos.

2.2 Resultados e interpretación de los Tópicos

Para proporcionar una interpretación de los Tópicos latentes obtenidos a partir de los comunicados del Banco de Guatemala, es necesario examinar de cerca la matriz U, derivada de la Descomposición de Valores Singulares (SVD), para determinar cuáles son las palabras más importantes dentro de cada Tópico extraído. El tamaño de un elemento de la matriz U representa la importancia de dicha palabra en la definición (composición) de un Tópico en particular.

Se aplicó una descomposición LSA con $k=10$, para obtener los 10 Tópicos principales “latentes” en los comunicados del Banco de Guatemala y poder inferir cuáles son los temas más relevantes en la conducción de la política monetaria, para el periodo de estudio.

El siguiente gráfico muestra las 10 palabras principales (i. e. los valores en la matriz U) para cada uno de los 4 Tópicos principales extraídos mediante el algoritmo LSA. Estos 4 Tópicos explican el 54% de la varianza total de los Tópicos latentes presentes en el corpus completo, por ello resulta relevante analizarlos, siendo el primer Tópico extraído el más importante dentro de los comunicados del Banco de Guatemala.



Como se puede ver en el gráfico anterior, el Tópico Latente más importante está relacionado principalmente con los términos: política monetaria, la inflación, ritmo inflacionario, riesgos, meta de inflación, etc. En consecuencia, es directo inferir que este Tópico está muy relacionado con la política monetaria y la inflación. Las palabras que conforman este Tópico le dan más peso a la inflación que a la actividad económica (9na. palabra). Por tanto, los comunicados de prensa parecen mostrar que en Guatemala, la autoridad monetaria pondera más la inflación que la actividad económica real, y que a cualquier otra variable. Esto es coherente con el tipo de régimen de política monetaria que sigue el Banco de Guatemala (metas explícitas de inflación).

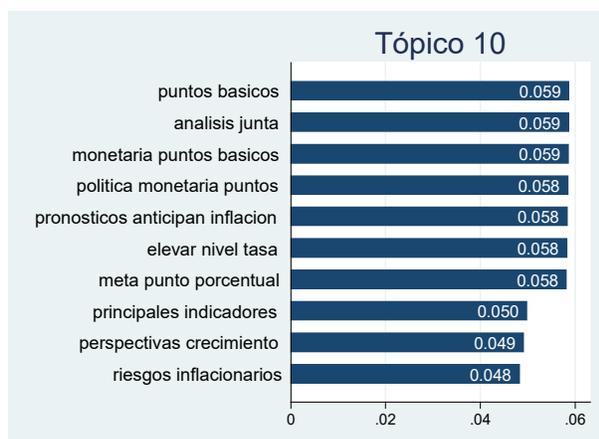
El segundo Tópico extraído está relacionado con la coyuntura económica externa. Guatemala al ser una economía pequeña y abierta al resto del mundo depende de las condiciones económicas mundiales. Nuestro análisis

sugiere, entonces, que el Banco de Guatemala toma en cuenta la situación del resto del mundo, al momento de decidir el futuro de la tasa líder.

El tercer Tópico extraído está relacionado con los precios de las materias primas que importa Guatemala (petróleo, maíz amarillo, trigo, etc.) y sus efectos en la inflación. Estos precios internacionales pueden afectar el ritmo inflacionario, por tanto, el Banco de Guatemala siempre está monitoreando su comportamiento a fin de evaluar sus impactos sobre la inflación doméstica.

El cuarto Tópico extraído es otro concepto relacionado con factores externos, entre ellos destacan las “remesas familiares”. Los flujos de remesas han venido incrementándose hasta llegar a niveles históricos en el 2017, por tanto, Banguat monitorea su comportamiento y sus posibles impactos en la inflación y el tipo de cambio, debido al exceso de divisas (dólares) que vienen ingresando a la economía.

Por otro lado, otro Tópico extraído particularmente interesante es el Tópico 10. Este es menos importante que los 9 primeros, sin embargo, muestra términos clave que describen el comportamiento del Banco de Guatemala ante un aumento de los pronósticos de inflación, a lo cual responde elevando la tasa líder de política monetaria. Es razonable que este Factor sea menos relevante que los anteriores, pues en el periodo de estudio 2010-2017 solo hubo dos momentos en los que la inflación superó el rango meta.



2.3 Metodología empírica y resultados

En esta siguiente sección, de acuerdo con Hendry & Madeley (2010), Hansen & McMahon (2016) y Arango, Pantoja y Velásquez (2017), incorporamos las series temporales, que se derivan de los factores latentes más importantes extraídos, en un modelo VAR estructural (SVAR), para analizar si las comunicaciones del Banco de Guatemala tienen algún efecto sobre las expectativas de inflación de los agentes.

El vector de variables endógenas para nuestro modelo VAR está dado por:

$$Z_t = \begin{pmatrix} y_t \\ \pi_t^e \\ s_t \end{pmatrix}$$

Donde y_t es el logaritmo del IMAE², una proxy de la actividad económica publicado mensualmente por

² Se realiza una transformación logarítmica del IMAE. Asimismo, se desestacionaliza para quitarle el componente estacional y los efectos calendario.

el Instituto Nacional de Estadística, π_t^e representa las expectativas de inflación, por último, s_t representa a cualquiera de los Factores latentes más importantes, usando LSA, presentes en los comunicados de prensa del Banco de Guatemala. Dado que los comunicados de prensa son emitidos después de cada sesión de la JM, se emiten 8 comunicados al año. Por ello, tomaremos los mismos periodos en los que se publican estos comunicados, como los puntos temporales para las demás series usadas en el modelo VAR.

Cabe señalar que las expectativas de inflación son tomadas de la Encuesta de Expectativas Económicas al Panel de Analistas Privados (EEE), ante la ausencia de instrumentos de mercado que permitan inferir las expectativas de inflación de largo plazo (*break-even inflation*). De la EEE consideramos las expectativas de inflación a horizonte fijo (1 y 2 años hacia adelante). Por ejemplo, para el valor de la expectativa de inflación para febrero del 2017, se usó el pronóstico a 24 meses que realizaron el panel de analistas privados en febrero del 2015, cuando participaron de la encuesta de expectativas económicas.

Estrategia de identificación del modelo SVAR

En cualquier problema econométrico, la identificación de los “efectos causales” es importante para poder obtener resultados confiables. Dentro del contexto de los modelos de Vectores Autorregresivos (VAR), la ortogonalización de los *shocks* es una de las formas más usadas y eficaces para lograr este propósito (Pérez-Forero, 2016).

La forma reducida de estas series (en primera diferencia) que conforman nuestro modelo VAR puede escribirse como:

$$\Delta Z_t = a + \sum G_k \Delta Z_{t-k} + u_t$$

En la ecuación anterior, el término de error $u_t \sim N(0, \Sigma_u)$ corresponde al vector de choques de la forma reducida. En este caso, la matriz de varianzas y covarianzas Σ_u no es diagonal, por lo tanto, los choques u_t no son ortogonales entre sí, lo que imposibilita realizar un análisis de las funciones de impulso-repuesta de los choques considerados en el modelo, pues las variables afectadas por el choque estarían correlacionadas.

Por otro lado, el Modelo Estructural puede ser representado como un proceso $MA(\infty)$:

$$\Delta Z_t = b + \sum_{k=1}^{\infty} C_k e_{t-k}$$

Donde v_t representa un vector de 3 *shocks* estructurales:

- Un *shock* de oferta agregada (o *shock* tecnológico)
- Un *shock* de demanda agregada
- Y un *shock* relacionado con el componente de la comunicación de la estrategia de metas explícitas de inflación

Existen varias formas alternativas de llevar a cabo la identificación de un modelo VAR, entre las cuales se encuentran los métodos propuestos por Sims (1980), Blanchard y Perotti (2002), Blanchard y Quah (1989), entre otros. Siguiendo a Rubio-Ramirez y coautores (2010), un modelo SVAR puede estar exactamente identificado, parcialmente identificado, o sobreidentificado. Esta última estrategia es la que emplearemos en nuestro modelo.

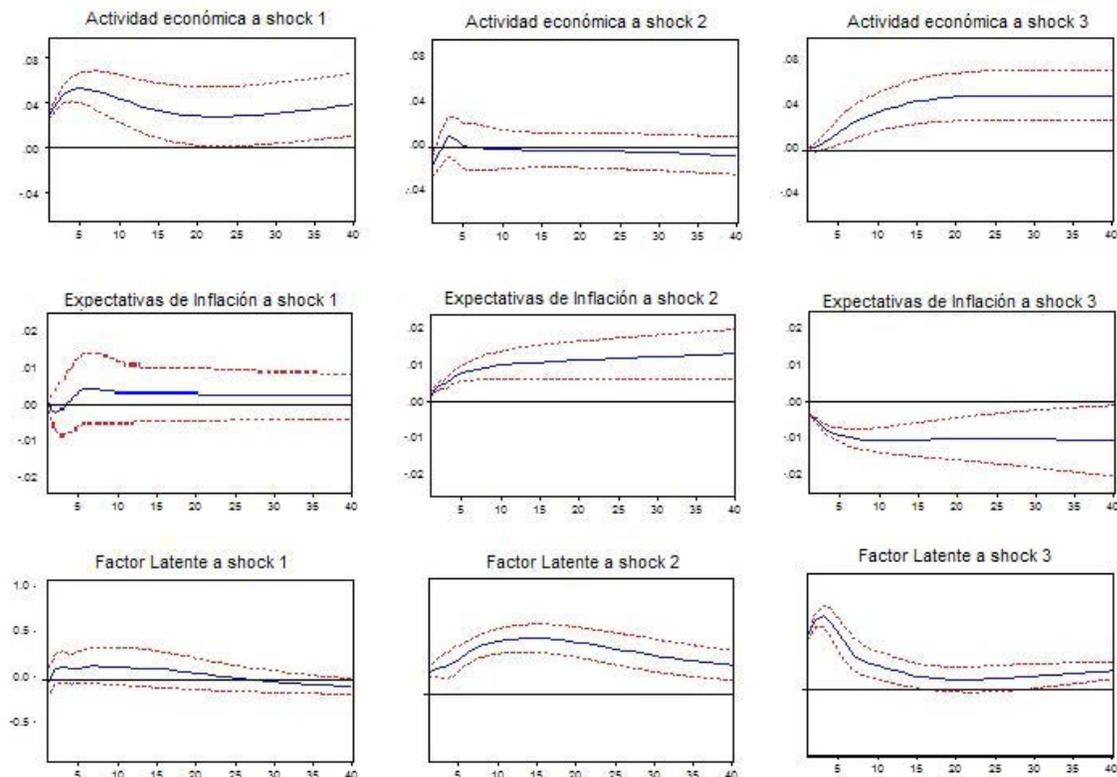
Imponemos las siguientes restricciones de largo plazo:

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) &= 0 & \sum_{k=0}^{\infty} c_{13}(k) &= 0 \\ \sum_{k=0}^{\infty} c_{31}(k) &= 0 & \sum_{k=0}^{\infty} c_{32}(k) &= 0 \end{aligned}$$

Estas restricciones pueden interpretarse de la siguiente manera. Los *shocks* de oferta agregada no tienen efectos de largo plazo en el Factor/Tópico latente seleccionado. Los *shocks* de demanda agregada (no) tienen efectos de largo plazo en el (log) del Índice de Actividad Económica (IMAE) ni en el Factor latente; finalmente, los *shocks* de comunicación no tienen efectos de largo plazo en el log de la Actividad Económica.

Dada la estructura impuesta a nuestro modelo VAR, comprobamos si las restricciones de sobreidentificación no son rechazadas por los datos. Para la elección del Factor o Tópico a usar, seguimos la estrategia adoptada por Arango, Pantoja y Velásquez (2017), quienes sustentan dicha elección sobre la base del no rechazo de las restricciones de sobreidentificación.

Gráfico: Respuestas acumuladas ante innovaciones estructurales en la actividad económica, expectativas de inflación, y Factor Latente proveniente de los Comunicados (Tópico 1)



El análisis de las funciones de impulso respuesta (acumuladas) muestran que los *shocks* de oferta agregada tienen efectos de largo plazo en la actividad económica, mientras que los *shocks* de demanda tienen efectos de largo plazo en las expectativas de inflación.

Dada esta última respuesta de las expectativas de inflación, los comunicados del banco central contrarrestan el efecto del *shock* de demanda agregada sobre las expectativas de inflación. Por lo tanto, podemos afirmar que los comunicados de prensa del banco central de Guatemala no solo explican las decisiones de política monetaria tomadas, sino que también dan señales de compromiso, para ayudar a reducir el efecto del *shock* de demanda sobre las expectativas de inflación. Estos resultados muestran que las comunicaciones de un banco central pueden ser consideradas una herramienta “adicional” de política monetaria.

3. Conclusiones

Esta investigación tuvo como propósitos implementar, por primera vez, un enfoque basado en minería de textos a la política monetaria en Guatemala. En particular, centramos nuestro interés en los comunicados de prensa emitidos por la JM.

Los algoritmos de minería de textos utilizados nos permitieron evaluar de manera cuantitativa y empírica la comunicación del banco central, con lo cual pudimos inferir cuáles son los factores más importantes y los riesgos relevantes en la conducción de la política monetaria en el país, usando solamente documentos textuales como *input*, y sin necesidad de recurrir a estadísticas (numéricas) oficiales del país.

Nuestro segundo objetivo fue evaluar el efecto de los comunicados del Banco de Guatemala en las expectativas de inflación, tal como sugieren la teoría económica y los recientes estudios publicados sobre las estrategias de comunicación de un banco central, en un contexto de Metas Explícitas de Inflación.

Para ello estimamos un modelo SVAR, incorporando los Factores o Tópicos latentes extraídos mediante el algoritmo LSA. El análisis de las funciones de impulso respuesta mostraron que los comunicados del Banco de Guatemala contrarrestan el efecto del *shock* de demanda agregada sobre las expectativas de inflación. Por lo tanto, podemos afirmar que, los comunicados de prensa del banco central de Guatemala no solo explican las decisiones de

política monetaria tomadas, sino que también dan señales de compromiso, para ayudar a reducir el efecto del *shock* de demanda sobre las expectativas de inflación. Estos resultados muestran que las comunicaciones de un banco central pueden ser consideradas una herramienta “adicional” de política monetaria.

4. Referencias

Arango, L., Pantoja, J., y Velasquez, C. (2017). Effects of the central bank’s communications in Colombia. A content analysis. Borradores de Economía.

Bengio, Y., Ducharme, R., Vincent, P., and Jauvin, C. (2003). A neural probabilistic language model. *Journal of machine learning research*, 3(Feb), 1137-1155.

Bholat, D. M., Hansen, S., Santos, P. M., and Schonhardt-Bailey, C. (2015). Text mining for central banks: handbook. Centre for Central Banking Studies (33). pp. 1-19.

Blei, David M., Ng, Andrew Y., Jordan, Michael I. (enero de 2003). «Latent Dirichlet allocation». En Lafferty, John. *Journal of Machine Learning Research* 3 (4–5): pp. 993–1022.

Boukus, E. and Rosenberg, J. V. (2006). The information content of FOMC minutes. Working Paper Federal Reserve Bank of New York.

Eusepi, S. and Preston, B. (2007). Central Bank Communication and Expectations Stabilization. NBER Working Paper No. 13259, Issued in July 2007.

Hendry, S., and Madeley, A. (2010). Text mining and the information content of Bank of Canada communications (No. 2010, 31). Bank of Canada Working Paper.

Girolami, Mark; Kaban, A. (2003). On an Equivalence between PLSI and LDA. Proceedings of SIGIR 2003. New York: Association for Computing Machinery.

Takeda, Y. and Keida, M. (2017). Computer-based narrative analysis of the Bank of Japan’s Governor Kuroda.

Woodford, M. (2001). Monetary Policy in the Information Economy.

5. Anexos

Aproximación de rango menor e interpretación de los componentes

Dada una matriz X , no nula, de orden $m \times n$ a la cual aplicamos el Teorema de Descomposición de Valores Singulares, asumiendo que X posee k valores singulares, nos permite obtener:

$$X = U \Sigma V^T = [u_1 \ u_2 \ \dots \ u_k \ u_{k+1} \ \dots \ u_m]_{m \times m} \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 & | & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & \dots & 0 & | & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & | & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_k & | & 0 & \dots & 0 \\ - & - & - & - & + & - & - & - \\ 0 & 0 & \dots & 0 & | & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & | & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & | & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}_{m \times n} \begin{bmatrix} v_1^T \\ v_2^T \\ \vdots \\ v_n^T \end{bmatrix}_{n \times n};$$

$$X = [u_1 \sigma_1 \ u_2 \sigma_2 \ \dots \ u_k \sigma_k \ u_{k+1} 0 \ \dots \ u_m 0]_{m \times n} \begin{bmatrix} v_1^T \\ v_2^T \\ \vdots \\ v_n^T \end{bmatrix}_{n \times n} = \sigma_1 \underbrace{u_1 v_1^T}_{m \times n} + \sigma_2 \underbrace{u_2 v_2^T}_{m \times n} + \dots + \sigma_k \underbrace{u_k v_k^T}_{m \times n} + \underbrace{\Theta}_{m \times n};$$

$$X = \sigma_1 Y_1 + \sigma_2 Y_2 + \dots + \sigma_k Y_k;$$

$$X = \sum_{i=1}^k \sigma_i Y_i.$$

Donde $Y_i = u_i v_i^T$ es una matriz real de orden $m \times n$. En general podemos escribir $X = \sum_{i=1}^k \sigma_i Y_i$ como

$$X = \sum_{i=1}^k \sigma_i Y_i + \sum_{i=k+1}^m \sigma_i Y_i = \sum_{i=1}^m \sigma_i Y_i, \text{ con } \sigma_i = 0 \text{ para todo } i = k+1, \dots, m.$$

Luego, usando las propiedades del rango de una matriz, se obtiene que

$$1 = \text{ran}(u_i) + \text{ran}(v_i^T) - 1 \leq \text{ran}(Y_i) \leq \min\{\text{ran}(u_i), \text{ran}(v_i^T)\} = 1.$$

Es decir,

$$\text{ran}(Y_i) = 1 \text{ para todo } i = 1, \dots, m.$$

Ahora, se definen las siguientes matrices:

$$X_1 = \sigma_1 Y_1;$$

$$X_2 = \sigma_1 Y_1 + \sigma_2 Y_2;$$

$$\vdots$$

$$X_k = \sigma_1 Y_1 + \sigma_2 Y_2 + \dots + \sigma_k Y_k.$$

Donde X_i es la suma de i matrices de orden $m \times n$ de rango igual a 1. Permitiendo obtener una nueva forma de expresar X , es decir,

$$X = X_k.$$

Donde X es la suma de k sumandos de orden $m \times n$ de rango igual a 1, este resultado es conocido generalmente como

Expansión Diádica de la matriz X . Ahora si nuestra intención es aproximarnos a la matriz X por medio de otra matriz mucho más general, es decir, una matriz compleja Z del mismo orden que la original, haremos uso del Teorema de Aproximación de Schmidt-Mirsky, el cual nos dice lo siguiente:

Teorema. Dada la matriz X de orden $m \times n$ con $\text{ran}(X) = k \leq m \leq n$. Se tiene que existe una matriz $Z_r = X_r$ de orden $m \times n$ con $\text{ran}(Z_r) = r < k$ tal que

$$\min_{Z \in \mathbb{C}^{m \times n}, \text{ran}(Z) \leq r} \|X - Z\| = \|X - X_r\| = \sigma_{r+1}.$$

Aplicando el Teorema de Schmidt-Mirsky, obtenemos que la mejor aproximación a X vía una matriz del mismo orden y rango menor o igual a r es la matriz X_r , la cual definimos anteriormente y es un sumando de la *Expansión Diádica* de la matriz X , por tal motivo, en adelante denotaremos a la matriz X_r como la *Expansión Diádica truncada en r* .

Así, tenemos que la mejor aproximación a X por medio de una matriz del mismo orden y con un rango menor o igual a r es X_r y a su vez esta dista de la matriz original, en base a la norma $\|\cdot\|$ de tipo 2, una magnitud igual a σ_{r+1} , la cual es el $r+1$ ésimo valor singular de X . Es de observar que el resultado obtenido por el Teorema de Schmidt-Mirsky no garantiza la unicidad de la matriz X_r , pero ante tal inconveniente, haciendo un cambio de norma en el Teorema anterior, es decir cambiar la norma $\|\cdot\|$ de tipo 2 por la norma $\|\cdot\|_F$ de Frobenius, y bajo el condicionamiento de que todos los valores singulares sean diferentes, se logra obtener la existencia y unicidad de la mejor aproximación a la matriz X , tal como se muestra a continuación:

$$\min_{Z \in \mathbb{C}^{m \times n}, \text{ran}(Z) \leq r} \|X - Z\|_F = \|X - X_r\|_F = \left(\sum_{i=r+1}^k \sigma_i^2 \right)^{1/2}.$$



Junta Monetaria*

Sergio Francisco Recinos Rivera
Presidente

José Alfredo Blanco Valdés
Vicepresidente

Miembros titulares

Victor Manuel Alejandro Martínez Ruiz
Ministro de Finanzas Públicas

Aciselo Valladares Urruela
Ministro de Economía

Mario Méndez Montenegro
Ministro de Agricultura, Ganadería y Alimentación

Electo por el Congreso de la República

Jorge Eduardo Briz Abularach
Electo por las asociaciones empresariales
de comercio, industria y agricultura

Mario Roberto Granai Fernández
Electo por los presidentes de los consejos
de administración o juntas directivas de
los bancos privados nacionales

Luis Antonio Suárez Roldán
Electo por el Consejo Superior de la
Universidad de San Carlos de Guatemala

Miembros suplentes

Mariano Rubén Ventura Zamora
Electo por las asociaciones empresariales
de comercio, industria y agricultura

Urías Amitaí Guzmán García
Electo por el Consejo Superior de la
Universidad de San Carlos de Guatemala

Luis Rolando Lara Grojec
Electo por los presidentes de los consejos de administración
o juntas directivas de los bancos privados nacionales

Electo por el Congreso de la República

* Al 4 de octubre de 2018

AUTORIDADES

Sergio Francisco Recinos Rivera
Presidente

José Alfredo Blanco Valdés
Vicepresidente

Oscar Roberto Monterroso Sazo
Gerente General

Johny Rubelcy Gramajo Marroquín
Gerente Económico

Edgar Rolando Lemus Ramírez
Gerente Financiero

Armando Felipe García Salas Alvarado
Gerente Administrativo

Leonel Hipólito Moreno Mérida
Gerente Jurídico

FUNCIONARIOS SUPERIORES

Eddy Roberto Carpio Sam
Director
Departamento de Análisis
Macroeconómico y Pronósticos

David René Samayoa Gordillo
Subdirector
Departamento de Análisis
Macroeconómico y Pronósticos

Herberth Solórzano Somoza
Subdirector
Departamento de Análisis
Macroeconómico y Pronósticos

Juan Carlos Castañeda Fuentes
Director
Departamento de Investigaciones
Económicas

Carlos Eduardo Castillo Maldonado
Subdirector
Departamento de Investigaciones
Económicas

Victor Estuardo Flores Súchite
Director
Departamento de Estadísticas
Macroeconómicas

Ismael Herlindo Matias Vargas
Subdirector
Departamento de Estadísticas
Macroeconómicas

Waleska Marilú García Corzo
Director
Departamento de Análisis de
Estabilidad Financiera

Hector Augusto Valle Samayoa
Subdirector
Departamento de Análisis de
Estabilidad Financiera

Jorge Vinicio Cáceres Dávila
Director
Departamento de Ejecución de Política
Monetaria, Cambiaria y Crediticia

William Ariel Cano Hernández
Subdirector
Departamento de Ejecución de Política
Monetaria, Cambiaria y Crediticia

Victor Manuel Vásquez García
Director
Departamento Internacional

Roger Noel Mansilla Arévalo
Subdirector
Departamento Internacional

Luis Fernando Quintanilla Pereda
Director
Departamento de Contabilidad y
Sistema de Pagos

Sergio Adolfo Barrillas Herman
Subdirector
Departamento de Contabilidad y
Sistema de Pagos

Sergio Estuardo Bollat Carranza
Subdirector
Departamento de Contabilidad y
Sistema de Pagos

Jorge Arturo Rivera Méndez
Director
Departamento de Emisión Monetaria

Carlos Guillermo Pineda Meza
Subdirector
Departamento de Emisión Monetaria

Byron Saul Giron Mayen
Director
Departamento de Tecnologías
de Información

Mario Geovanni Cordova Gomar
Subdirector
Departamento de Tecnologías
de Información

Mario Roberto León Ardon
Director
Departamento de Servicios
Administrativos y Seguridad

Walter Emilio Barrios Guevara
Subdirector
Departamento de Servicios
Administrativos y Seguridad

Erika Contreras Herrera de Franco
Subdirector
Departamento de Servicios
Administrativos y Seguridad

Lilian Susana Castillo Solares de Bay
Subdirector
Departamento de Análisis de Riesgo de
Reservas Monetarias Internacionales

Juan Carlos Estrada Calvillo
Director
Departamento de Recursos Humanos

Gloria Edelmira Mayen Veliz de Velez
Subdirector
Departamento de Recursos Humanos

Ivar Ernesto Romero Chinchilla
Director
Departamento de Comunicación
y Relaciones Institucionales

Sergio Armando Hernández Rodas
Subdirector
Departamento de Comunicación y Relaciones
Institucionales

José René Lorente Méndez
Asesor II
Planificación y Desarrollo
Organizacional

Gerardo Noel Orozco Godínez
Asesor III
Asesoría Jurídica

César Augusto Martínez Alarcón
Asesor III
Asesoría Jurídica

Claudia Lizet Gereda Paiz de Arana
Asesor II
Asesoría Jurídica

Erwin Roberto Camposeco Córdova
Auditor Interno

Juan Manuel Melendez Godínez
Subauditor Interno

Maynor Augusto Ambrosio Higueros
Asesor III
Oficialía de Cumplimiento

Walter Israú Cordova Citalan
Asesor II
Oficialía de Cumplimiento

Romeo Augusto Archila Navarro
Secretario
Junta Monetaria

José Fernando Monteros Portillo
Subsecretario
Junta Monetaria

Nota: Autoridades y funcionarios superiores en funciones al 4 de diciembre de 2018.

Observaciones: Por tratarse de nombres propios se ha respetado la lista proporcionada por el Departamento de Recursos Humanos del Banco de Guatemala.

Red nacional de Bibliotecas del Banco de Guatemala*

- | | |
|--|---|
| Guatemala | |
| 1) Ciudad Guatemala
Biblioteca Central
7ª. avenida, 22-01, zona 1 | 19) Chiquimula
6ª. avenida, 3-00, zona 1, edificio municipal |
| 2) Parque Colón
8ª. calle, entre 11 y 12 avenidas, zona 1 | El Progreso |
| 3) Instituto “Dr. Carlos Federico Mora”
Calzada San Juan, 32-50, zona 7, colonia Centroamérica | Guastatoya
20) Avenida Principal, contiguo al Banco G&T |
| 4) Parque Navidad
32 avenida y 23 calle, zona 5 (diagonal 34) | Morazán
21) Barrio Concepción |
| Amatitlán | El Júcaro
22) Edificio municipal, nivel 2 |
| 5) 5ª. calle y 4ª. avenida, esquina, barrio La Cruz | Escuintla |
| San José Pinula | Tiquisate
23) 4a. calle, zona 1, edificio municipal |
| 6) Escuela “Dulce Corazón de María”,
sector Puerta Negra, aldea San Luis | Escuintla
24) 3ª. avenida, 3-63, zona 1 |
| Santa Catarina Pinula | Puerto San José
25) Avenida El Comercio |
| 7) Edificio municipal
1a. calle, 5-50, zona 1 | Santa Lucía Cotzumalguapa
26) 5a. calle, 3-39, zona 1, edificio municipal |
| Alta Verapaz | Huehuetenango |
| 8) Cobán
Calzada “Rabín Ajau”, zona 11, salida a Chisec
Instituto de la Juventud y el Deporte | San Antonio Huista
27) Cantón Central |
| 9) Cobán
1ª. calle, 5-24, zona 2 | Huehuetenango
28) 4ª. calle, 5-07, zona 1 |
| Baja Verapaz | San Mateo Ixtatán
29) Instituto por Cooperativa de Educación “Yinhati Nab’ en” |
| 10) Rabinal
4a. avenida, 2-37, zona 3 | Izabal |
| 11) Salamá
5ª. avenida, 6-21, nivel 2, zona 1 | Puerto Barrios
30) 7ª. calle y 8ª. avenida, esquina, zona 1,
parque “José María Reyna Barrios” |
| Chimaltenango | Los Amates
31) Edificio municipal |
| 12) San Martín Jilotepeque
Plaza Central, frente a municipalidad | Jalapa |
| 13) Patzún
3a. calle, 5-48, zona 1, edificio municipal | Jalapa
32) Calle “Tránsito Rojas” 5-46, zona 6, nivel 2 |
| 14) Chimaltenango
2ª. avenida, 2-20, zona 3, nivel 2 | San Luis Jilotepeque
33) Edificio municipal, barrio El Centro |
| 15) Zaragoza
7a. avenida Norte, No. 3, | Jutiapa |
| Chiquimula | Asunción Mita
34) Instituto Nacional de Educación de Diversificado |
| 16) Quezaltepeque
3a. calle y 2ª. avenida, zona 2 | El Progreso
35) Calle Principal y avenida Achuapa, Casa de la Cultura |
| 17) Ipala
2a. calle, 3-18, zona 1, nivel 2, edificio municipal | Jutiapa
36) 4ª. avenida y 7ª. calle, zona 1 |
| 18) Olopa
Edificio municipal, nivel 2, barrio El Centro | |

Petén

37) **Melchor de Mencos**
Escuela Municipal Bilingüe Intercultural
barrio El Arroyito

38) **San Francisco**
A la par del Puesto de Salud

39) **San Luis**
Edificio municipal

40) **San Benito**
5a. avenida, entre 8ª. y 9ª. calles, zona 1

41) **Flores**
Instituto Nacional de Educación Diversificada
Aldea Ixlú

Quetzaltenango

42) **El Palmar**
Edificio de la Cruz Roja

43) **Coatepeque**
Avenida Ferrocarril, barrio San Francisco, zona 3

44) **Quetzaltenango**
12 avenida, 5-12, zona 1

Quiché

45) **Pachalum**
Edificio mercado Central, nivel 4

46) **Santa Cruz del Quiché**
3ª. calle, 4-00, zona 5, barrio La Sirena

47) **Canillá**
Edificio municipal

48) **Santa María Nebaj**
3ª. avenida y 7ª. calle, zona 1, cantón Tutz'al

Retalhuleu

49) **Champerico**
Avenida del Ferrocarril,
a un costado del parque Central, nivel 2

50) **San Felipe****
3ª. avenida, 2-44, zona 1
Edificio municipal

Sacatepéquez

51) **Antigua Guatemala**
Portal Las Panaderas
5ª. avenida Norte, No. 2, nivel 2

52) **Sumpango**
0 avenida, 1-18, zona 3

San Marcos

53) **San Marcos**
9ª. calle, 7-54, zona 1

54) **Malacatán**
3ª. avenida, entre 1ª. y 2ª. calles,
zona 1, colonia El Maestro

55) **San Pablo**
Mercado La Terminal, nivel 2

56) **Tecún Umán**
1ª. avenida, entre 3ª. y 4ª. calles,
zona 1

Santa Rosa

57) **Chiquimulilla**
1ª. calle B y 2ª. avenida,
zona 1, edificio municipal

58) **Barberena**
Parque Central, 4a. calle y 4a. avenida, zona 1

59) **Guazacapán**
Edificio municipal, nivel 2

60) **Cuilapa**
2ª. avenida, 3-45, zona 1,
barrio El Centro, nivel 2

Sololá

61) **Sololá**
7a. avenida, 8-72,
zona 2, nivel 2

Suchitepéquez

62) **Mazatenango**
7ª. calle, 3-18, zona 1

Totonicapán

63) **Totonicapán**
7a. avenida y 5a. calle,
zona 1, nivel 2

Zacapa

64) **Zacapa**
4a. calle, 14-32,
zona 1, nivel 2

65) **Gualán**
Barrio El Centro,
edificio municipal, nivel 2

66) **Estanzuela**
1a. calle, 2-00, zona 1

67) **Río Hondo**
6a. calle, 2-49, zona 1,
edificio municipal

* Al 4 de diciembre de 2018

** Pendiente de inauguración



(15 de septiembre, 1907 - 6 de abril, 1975)

Fragmento de discurso de inauguración del
Banco de Guatemala, por el
Doctor Manuel Noriega Morales
(pronunciado el 1 de julio de 1946)

“Desde el nacimiento mismo del Ministerio de Economía, que se debe a la certera visión de los miembros de la ex-Junta Revolucionaria de Gobierno, la idea de la reforma monetaria y bancaria del país cobró aliento. Los magnos problemas de la economía nacional, descuidados a través de tantos regímenes autocráticos, reclamaban solución al entrar nuestra patria a los cauces de una vida democrática, inspirada sinceramente en el deseo de mejorar las condiciones económicas y sociales de Guatemala. Gobernantes anteriores decían amar a su pueblo, pero lo mantenían en la miseria, no obstante tener recursos monetarios y recursos fiscales para procurar, por medio de instituciones crediticias o de fomento a la producción, elevar el nivel de vida de la población guatemalteca.”

Banco de Guatemala



