

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES



El Ciclo Financiero Global y las condiciones crediticias en el Perú

**TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO
DE BACHILLER EN CIENCIAS SOCIALES CON MENCIÓN EN
ECONOMÍA**

AUTOR

Munares Estrada, Maria Isabel

ASESOR

Castillo Bardalez, Paul Gonzalo

2020

RESUMEN

El presente documento analiza el efecto del Ciclo Financiero Global sobre las condiciones crediticias peruanas, las cuales engloban variables financieras como el crédito del sistema bancario en moneda nacional y extranjera, tasas de interés preferencial corporativa y los spreads de éstas. Siguiendo a Miranda-Agrippino *et al.* (2012) y Rey (2013), se toma al factor global común de los retornos de activos riesgosos internacionales como una variable que representa la dinámica del Ciclo Financiero Global. Este trabajo contribuye en la literatura debido a que aborda este canal de transmisión de choques externos que no ha sido analizado en el escenario peruano, mediante un análisis empírico de cómo las condiciones que componen este ciclo financiero mundial afectan a las condiciones crediticias del Perú, tales como los niveles de crédito del sistema bancario al sector privado en moneda nacional y extranjera, las tasas de interés preferencial corporativa y los spreads de éstas con las tasas de pasivos en la moneda correspondiente. Para este análisis planteado, se usa una estimación Bayesiana de un modelo SVAR con bloque de exogeneidad, sugerido por Cushman *et al.* (1997) y Zha (1999) para describir adecuadamente las dinámicas de la economía global y una economía pequeña y abierta como la peruana, ante variaciones del factor común del Ciclo Financiero Global para el período de 1998:1 al 2012:12, con datos trimestrales.

Palabras clave: ciclo financiero global, contagio internacional, vectores autorregresivos estructurales, riesgo financiero, crédito peruano

ABSTRACT

This paper analyzes the effect of the Global Financial Cycle over the Peruvian credit conditions, which include financial variables such as credit volume from the banking system in national and foreign currency, preferred corporate interest rates in both currencies and their associated spreads. Following Miranda-Agrippino *et al.* (2012) and Rey (2013), we take the common global factor estimated from the international risky asset returns, as a variable that represents the Global Financial Cycle dynamics. In this context, the paper contributes to the existing literature about external shocks' impact to the Peruvian economy, and innovates by being the first paper that explores this transmission channel that has been neglected in the Peruvian literature. This paper proposes an empirical analysis of how the conditions that determine the Global Financial Cycle affect the credit market variables in Peru, such as the credit volume from the banking system to the private sector, measured in soles and dollars, the preferred corporate interest rates in both currencies and their associated spreads. In order to perform this analysis, we use the Bayesian estimation for an SVAR model with block exogeneity, as suggested by Cushman *et al.* (1997) and Zha (1999), to provide an adequate description of the global economy and the small and open economy interactions, given variations in the Global Financial Cycle's common factor from 1996:4 to 2012:4, with quarterly data.

Keywords: global financial cycle, international contagion, structural vector autoregressive model, financial risk, Peruvian credit.

ÍNDICE

Resumen	2
1. Introducción	5
2. Revisión de literatura	8
3. Metodología	17
3.1. Modelo SVAR con Bloque de Exogeneidad	17
3.2. Forma Reducida	19
3.3. El Minnesota Prior	21
3.4. Estimación Bayesiana del Bloque de Exogeneidad	26
4. Resultados empíricos	28
4.1. Datos	28
4.2. Estimación	31
Conclusiones	36
Bibliografía	38
Anexos	40

1. INTRODUCCIÓN

La evolución de la interacción entre países, tanto a nivel financiero como económico, ha sido un tópico recurrente por la literatura durante los últimos años, en la cual se ha podido llegar a la conclusión de que existe un proceso acelerado de integración financiera internacional que ha implicado que los mercados financieros se vuelvan más interconectados, lo que a la vez, vuelve a éstos más propensos a ser afectados no sólo por variables domésticas, sino también, externas. Es, en este contexto, que las condiciones financieras internacionales cada vez se ven más influenciadas por factores comunes, que hacen que, simultáneamente, en varios mercados se observe períodos expansivos los cuales son caracterizados por un aumento en el precios de los activos riesgosos internacionales, reducción de spreads financieros, aumento de precios de acciones, aumento de crédito, flujo de capitales, etc; y, asimismo, períodos comunes de reversiones de estas distintas condiciones en los cuales estas variables se ven contraídas.

Rey (2013) lo denomina como el Ciclo Financiero Global, el cual ha sido definido por esta autora como como un ciclo financiero vinculado a condiciones crediticias y monetarias como flujos de capitales, precios de activos y crisis, el cual se encuentra determinado por variaciones en éstas. Rey postula que los ciclos crediticios y flujos de capital se encuentran sujetos a determinantes mundiales, lo cual, para algunos países el ciclo mundial podría ser favorable y expansivo para el ciclo crediticio y financiero en tiempos de auges, y perjudicial en tiempos de recesión. Establece que este ciclo financiero global se encuentra asociado a condiciones monetarias de la economía global, cambios en la aversión al riesgo e incertidumbre. Miranda Agrippino y Rey (2012) y Rey (2013) demuestran empíricamente la existencia de un factor común importante en este conjunto amplio de variables financieras, particularmente en los precios de los activos internacionales y flujos de capital, y enfatiza que esto se encuentra estrechamente ligado con el flujo crediticio de los países dada su estrecha conexión con fluctuaciones en la aversión al riesgo de los agentes financieros globales.

Por ello, demuestran que el Ciclo Financiero Global es uno de los determinantes más importantes de las condiciones financieras, tanto en economías desarrolladas como en economías emergentes. En este contexto, el presente trabajo plantea como objetivo estudiar de qué forma este factor global común del Ciclo Financiero Global afecta a las condiciones crediticias de la economía peruana. Ciertamente, para el caso peruano, existe una abundancia de literatura sobre la transmisión de choques externos en la economía doméstica, sin embargo, ésta se encuentra enfocada en otros canales de transmisión, tales como la política monetaria estadounidense, precios de metales, entre otros. No obstante, no existe un trabajo que haya analizado la importancia de este factor común del Ciclo Financiero Global en las condiciones crediticias y financieras del mercado peruano.

El presente trabajo contribuye en la literatura debido a que aborda este canal de transmisión de choques externos que no ha sido analizado en el escenario peruano, mediante un análisis empírico de cómo las condiciones que componen este ciclo financiero mundial afectan a las condiciones crediticias del Perú, tales como los niveles de crédito del sistema bancario al sector privado en moneda nacional y extranjera, las tasas de interés preferencial corporativa y los spreads de éstas con las tasas de pasivos en la moneda correspondiente. Para este análisis planteado, se usa una estimación Bayesiana de un modelo SVAR con bloque de exogeneidad, sugerido por Cushman *et al.* (1997) y Zha (1999) para describir adecuadamente las dinámicas de la economía global y una economía pequeña y abierta como la peruana, ante variaciones del factor común del Ciclo Financiero Global para el período de 1996:12 al 2012:12, con datos mensuales. La investigación se sitúa hasta el año 2012, puesto que se considera que fue un período en el que hubo una mayor intensidad de flujo de capitales hacia el mercado peruano y, por ello, se postula que el factor global se encontraría estrechamente ligado al flujo crediticio peruano durante este período. Se utiliza para caracterizar las condiciones crediticias del mercado financiero peruano, la variable del nivel de crédito del sistema bancario al sector privado en soles y dólares, la tasa de interés preferencial corporativa en ambas monedas, los

spreads de éstas tasas de interés preferenciales con las tasas de interés pasivas promedio en moneda nacional y extranjera, el tipo de cambio, el PBI peruano.

El trabajo está organizado de la manera siguiente. En la Sección 2, se expone la revisión de literatura respecto al tema. Luego, la Sección 3 describe la metodología a usar para los objetivos del trabajo. Después de ello, la Sección 4 presenta los datos y los resultados empíricos de las estimaciones. La Sección 5 aborda la estimación de la serie del factor global común para períodos futuros junto la estimación del modelo con la serie alargada. Y, finalmente, la Sección 6 presenta las conclusiones.



2. REVISIÓN DE LITERATURA

En esta sección, se revisa los diferentes trabajos que analizan las trascendencias de choques de política monetaria extranjera hacia mercados de economías emergentes, mediante una variedad de canales de transmisión. A la vez, se revisa acerca del patrón del Ciclo Financiero Global y algunos trabajos empíricos acerca de su impacto sobre distintos mercados.

Durante las últimas dos décadas, sobre todo desde el 2009, año en que la Reserva Federal de Estados Unidos en conjunto con otros bancos centrales redujo su tasa de interés a niveles cercanos a cero, causando impactos colaterales en una magnitud global, se ha ido desarrollando un aumento de la discusión sobre la importancia de los efectos de la política monetaria y de flujos de capitales transmitidos hacia economías emergentes y desarrolladas, como consecuencia de la integración económica y financiera en el mundo. El análisis del efecto de choques de flujos de capital, a propósito de fluctuaciones en la tasa de interés de EEUU, sobre las variables macroeconómicas y financieras de las economías emergentes surgió con el trabajo de Calvo *et al.* (1996), el cual evalúa la vulnerabilidad de los países ante los efectos macroeconómicos de los movimientos de flujos de capitales hacia distintas economías asiáticas y latinoamericanas. En sus resultados se encuentra que estos flujos de entrada pueden proporcionar señales ambiguas sobre las economías receptoras, dado que, dichos flujos pueden ser atraídos, tanto por razones especulativas, como por una renovada confianza para inversiones a largo plazo y que existe evidencia empírica acerca de la vulnerabilidad de los países con respecto a flujos de capital reversos, tal como la crisis de la balanza de pagos de México. Además, encuentra la existencia de un elemento cíclico entre los componentes globales que afectan a la inversión extranjera a los distintos países, el cual explica el aumento de auges y declives en los flujos de entrada de capitales.

Trabajos enfocados a realizar un análisis empírico de las trascendencias de política monetaria extranjera sobre las condiciones crediticias y financieras de los países vienen elaborándose desde inicios del presente milenio, entre ellos se

puede citar a Arora y Cerisola (2001)¹, quienes presentan evidencia empírica para evaluar la cuantificación de la influencia de cambios en la política monetaria estadounidense y en el mercado financiero global sobre el riesgo país de economías latinoamericanas y controlar la turbulencia del mercado; Uribe e Yue (2006)², quienes estiman un sistema VAR usando datos de panel para identificar choques sobre el spread de tasas de interés del tesoro de varias economías latinoamericanas y choques de política monetaria de EEUU, y, con ambos identificados, analizar los ciclos económicos con el fin de evaluar el impacto de estos choques sobre la actividad agregada de economías emergentes; Alper (2006)³, cuyo aporte al stock de literatura es descomponer los cambios de política monetaria de acuerdo a sus componente anticipados o no y, con ello, aproximar su impacto sobre los bonos soberano mediante su efecto en las condiciones de liquidez a nivel global; Kodres *et al.* (2008)⁴ realiza un análisis empírico modelando los spreads de bonos soberanos de economías emergentes (los cuales habían ido disminuyendo desde 2002), con el propósito de discernir cuánto de esta mejora de los spreads se debía a mejoras en los indicadores económicos fundamentales y cuánto se debía a un exceso de liquidez global, lo cual volvería a los spreads vulnerables con una política monetaria más estricta. Las estimaciones señalan que las variables de tasa de interés de EEUU tienen un impacto directo sobre los spreads de las economías emergentes y que, por otro lado, no es posible obtener un efecto puro de liquidez del modelo, lo que

¹ Arora y Cerisola (2006) realiza su cuantificación de influencia mediante una aproximación del riesgo país, medido como los cambios en los spreads de tasas de interés de bonos soberanos de economías emergentes.

² Uribe e Yue (2006) concluyen su trabajo con hallazgos tales como que los choques de tasa de interés de EEUU afectan a las variables económicas del modelo en cuestión a través sus ramificaciones sobre el spread de tasas del tesoro. Y, a la vez que, la respuesta del spread de tesoro a variaciones de indicadores económicos fundamentales de economías emergentes, magnifica las fluctuaciones de los ciclos económicos.

³ Alper (2006) realiza una estimación con datos de panel no balanceado para 17 economías emergentes, mediante el método de Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS), obteniendo como resultado que el componente no anticipado es significativo para explicar los movimientos del spread de tasas de bonos soberanos.

⁴ Kodres *et al.* (2008) usan datos diarios y mensuales del período de Enero 1991-Febrero 2007 de 33 economías emergentes y con ellos, realizan un modelo de regresión de datos panel con efectos fijos con el logaritmo de los spreads de bonos como variable dependiente.

implica que la Reserva Federal de EEUU tomaría un rol importante en el comportamiento del mercado de bonos de economías emergentes.

De la misma manera, desde otro enfoque de impacto a economías emergentes, pero exclusivamente sobre el producto agregado de estos países, se puede encontrar trabajos enfocados en analizar casos latinoamericanos, incluyendo a Perú, tal como el de Canova (2005), el cual estudia la extensión del efecto de un choque contractivo monetario en EEUU, como un aumento de la tasa de interés estadounidense sobre países de América Latina. En los resultados de la evidencia empírica que este autor presenta se halla que la respuesta de la economía peruana es negativa y significativa. Uno de los hallazgos del trabajo es que se evidencia que la contribución relativa de shocks externos sobre el producto peruano hallado es de 80% y significativo, sin embargo, la contribución relativa del choque estadounidense se calcula alrededor de 14%, pero no significativa. La técnica usada para medir el impacto es usando la técnica econométrica de vectores autorregresivos, pero este trabajo sólo se limita a especificar su modelo empírico, mas no especifica un modelo teórico. De la misma manera, Han (2014)⁵ cuantifica el riesgo externo de la política monetaria contractiva sobre la economía peruana, este trabajo utiliza un modelo neokeynesiano para una economía pequeña, abierta y semidolarizada, planteado anteriormente como un modelo de equilibrio general con expectativas de individuos racionales por Berg *et al.* (2006) y posteriormente adaptado al escenario de la economía peruana por Salas (2011), con el objetivo de estimar y simular la respuesta de la economía peruana ante un choque externo estadounidense. La hipótesis de este trabajo es que la vía de transmisión de la política monetaria contractiva estadounidense es el impacto mediante la tasa de

⁵ Han (2014) estima con datos trimestrales las variables del modelo, incluyendo la brecha del producto, brecha de la tasa de tipo de cambio real efectiva y otros, mediante el Método Generalizado de Momentos (GMM) como un sistema de múltiples ecuaciones. En los resultados se encuentra evidencia de la vulnerabilidad de la economía peruana a la política monetaria contractiva estadounidense y que un alza de la tasa de interés de la FED tiene efectos negativos, persistentes y significativos en el producto peruano. Se halla, también, que una mayor flexibilidad en el tipo de cambio o un menor nivel de dolarización podría reducir los efectos negativos de la política monetaria contractiva de EEUU.

interés nominal en dólares sobre las fluctuaciones del producto de la economía peruana.

En este marco, se detallará a continuación los múltiples canales de transmisión de los efectos de las políticas monetarias sobre otras economías, de acuerdo a lo abordado por Miranda-Agrippino *et al.* (2019), quienes presentan la existencia de tres de estos canales, los cuales han sido extensamente abordados en la literatura, tal como se detallará a continuación. En primer lugar, bajo la lógica de un modelo neo-Keynesiano que toma una estructura de un equilibrio lineal dinámico para una economía abierta, un choque de política monetaria, transmitido como una disminución exógena en la tasa de interés, estimula el producto agregado y la inflación en el corto plazo. Simultáneamente, lleva a una mejora en los términos de intercambio y una apreciación del tipo de cambio, tal como lo aborda Galí (2008).

En segundo lugar, se encuentran varios modelos que introducen fricciones en los mercados de capitales, los cuales presentan el esquema del canal de crédito de la política monetaria desarrollado por Bernanke y Gertler (1995), mediante el cual, una política monetaria contractiva no solamente tiene un fuerte impacto en consumo de bienes durables, sino que también resulta en un aumento en la prima de financiamiento externo a través de una interrupción en la oferta de crédito intermediado por bancos comerciales y con ello, aumentar la prima y reducir la actividad agregada real. Una investigación que lo aterriza para el escenario peruano podría ser el de Carrera *et al.* (2014)⁶, el cual identifica los choques de políticas de flexibilización cuantitativas de la FED, evaluando el impacto de éstas sobre las variables macroeconómicas de economías latinoamericanas, entre ellas, Perú, y como resultados, encuentran efectos significativos con mayor magnitud sobre tipo de cambio y el crédito.

Por otro lado, se postula el canal de riesgo de la política monetaria, el cual presenta que la respuesta a una política monetaria que reduce la tasa de interés es un incremento en el nivel de apalancamiento de varias instituciones

⁶ Carrera *et al.* (2014) identifican estos choques estimando un modelo SVAR con exogeneidad por bloques, imponiendo restricciones de ceros y signos, para estimar la diferencia entre los escenarios con la política de flexibilización y sin ella.

financieras intermediarias, tales como los bancos, dado que el nivel de riesgo sistémico se ha visto reducido, lo que postula una relación entre, no sólo la política monetaria y el nivel de apalancamiento de un país, sino, también, la estabilidad financiera de este país. Trabajos como el de Borio y Zhu (2012)⁷, Bruno y Shin (2015)⁸ y Coimbra y Rey (2017), han abordado este canal de transmisión.

Finalmente, como tercera vía de transmisión internacional de política monetaria, Miranda-Agrippino *et al.* (2019)⁹ postulan empíricamente que ésta ocurre a través de intermediación financiera y precios de activos globales. Este trabajo describe el ciclo financiero global en los precios de acciones de riesgo y estima los efectos financieros globales de la política monetaria estadounidense. Por esta parte, en el ámbito financiero, se ha evidenciado una sincronización de los ciclos financieros de distintos países en la literatura de la última década. Para explicar esto, entra a discusión la política monetaria estadounidense, la cual también puede concebirse en la literatura como un fuerte factor de la inclinación global hacia el riesgo y con ello, cohesionar los precios de acciones de distintos países. Autores como Forbes *et al.* (2012) identifican períodos de aumentos y disminuciones fuertes entradas de flujos de capitales, al igual que de salida. Se encuentra evidencia que factores globales, tales como riesgo global están asociadas significativamente con una movilidad de capital extrema.

Este nuevo fenómeno global ha sido abordado por autores como Rey (2013), quien afirma la existencia de un ciclo financiero global que afecta directamente a los flujos de capitales, precios de activos, nivel de apalancamiento y el crecimiento de crédito. El mencionado ciclo muestra evidencia de tener un

⁷ Borio y Zhu (2012) no desarrollan un modelo específico ni presentan evidencia econométrica, su trabajo consiste principalmente en presentar observaciones del marco financiero de las economías acerca del concepto que postulan el canal de transmisión a través de riesgo y argumentan sobre el incremento de la importancia de este canal debido a que, cambios en el sistema financiero han reducido la efectividad de otros modelos.

⁸ Bruno y Shin realizan ejercicios de VAR para estudiar la relación dinámica entre los canales domésticos y externos de transmisión de política monetaria con los créditos interbancarios. Principalmente, estudia como los estándares de crédito se ven influenciados por las políticas del banco central.

⁹ Miranda-Agrippino y Rey (2019) utilizan datos mensuales de 1990-2012, analizando un total de 858 series de precios para 54 países de diversos continentes.

movimiento similar al VIX, el cual se presenta como una medida aproximada de aversión al riesgo e incertidumbre de los mercados y muestra una asociación fuerte con los movimientos de capital. Al evaluarse las correlaciones entre los flujos de capitales y con el VIX, se obtiene una relación positiva entre los flujos de las diferentes regiones y, por otra parte, una correlación negativa con el índice de incertidumbre para los países de Norteamérica y Europa, aunque con excepción del nivel de apalancamiento y el crecimiento de crédito para la región de América Latina, el cual presenta una correlación positiva con el VIX. De acuerdo a las estimaciones realizadas por la autora, usando la técnica de VAR, se encuentra que este ciclo financiero global está definido por la política monetaria de EEUU, la cual impacta directamente al índice de aversión al riesgo, afectando así al apalancamiento de los bancos internacionales, los movimientos de capitales y el crecimiento del crédito en el sistema financiero.

Por otra parte, Rey estudia las fluctuaciones en los precios de los activos y, siguiendo el marco postulado por Miranda-Agrippino *et al.* (2012), postula que se puede explicar el 25% de la varianza de los retornos riesgosos con un factor global común, el cual podría ser una variable proxy del "apetito de riesgo efectivo del mercado", y empíricamente correlacionado tanto, con el apalancamiento de los intermediarios financieros del mercado, como con el VIX. De esta manera, Rey establece así el Ciclo Financiero Global, por un lado, a través de flujos de capitales, crecimiento de crédito y apalancamiento financiero, y, por otro lado, a través del factor común global de la volatilidad de los precios de activos riesgosos, no obstante, provee evidencia de una relación causal, sino que se limita a exponer la cercana correlación entre las variables discutidas. Sus hallazgos evidencian que, aquellos países con mayores flujos de entrada de capitales, son más sensibles a los impactos del ciclo financiero. Lo que postula Rey es que, en aquellas economías donde existe un libre movimiento de capitales, el ciclo financiero global restringe las políticas monetarias de tipo de cambio, postulando así el trilema establecido en la literatura macroeconómica como un dilema entre solamente la independencia de la política económica y el movimiento de flujos de capitales. Es indispensable señalar que la autora, se basa en el estudio de Bekaert *et al.* (2012) para plantear su análisis de VAR

recursivo, dado que estos autores estudian la variable VIX, descomponiéndola en dos componentes, un aproximado de la aversión del riesgo y la incertidumbre, como la volatilidad esperada del mercado bursátil. Los autores estudian analíticamente la relación dinámica entre ambos componentes del VIX: la aversión al riesgo y la incertidumbre, y la política monetaria, incluyendo, en su VAR de 6 variables, a un indicador del ciclo económico. Entre sus resultados, se obtiene que la política monetaria tiene un efecto de mediano plazo, estadística y económicamente significativo en los componentes de aversión al riesgo e incertidumbre. Empero, los resultados revelan ser más significativos en la muestra del período pre crisis, que en la muestra completa en la cual se incluye el periodo de crisis. Se encuentra empíricamente que una política monetaria irrestricta lleva a una alta incertidumbre y una alta aversión al riesgo, y esto es necesario para poder estudiar los movimientos de los ciclos económicos y financieros.

Entre otros autores que aportan a la literatura sobre la importancia de efectos de este calibre a través de la globalización financiera, se encuentra a Obstfeld (2015), cuyo trabajo evalúa la capacidad de 34 economías emergentes, tales como Argentina, Chile, Colombia, Mexico y Brasil, entre otras, para moderar el impacto doméstico de choques globales, tanto financieros como monetarios, mediante sus propias políticas monetarias. Se explica los mecanismos en los que el ciclo financiero y las diferentes políticas monetarias son transmitidas a economías emergentes. Una de estas vías es mediante sus vínculos con tasas de interés. Aunque las condiciones financieras también se transmiten por otras formas, tales como el ciclo financiero global, el cual reduce las restricciones de préstamos de los agentes intermediario y, también, mediante la prima de riesgo, dado que, si se disminuye el índice de aversión de riesgo en EEUU, puede alterar la prima doméstica y extranjera, lo cual es una fuente de efectos derrame.

Siguiendo el marco postulado por Rey, Jordà *et al.* (2017)¹⁰ analiza los ciclos financieros globales por los últimos 150 años para 17 economías desarrolladas

¹⁰ La base de datos para el trabajo de Jordà *et al.* (2017) están compuestos por datos de tipo anual del período de 1870-2013, para 17 países. Para analizar tanto los ciclos globales reales como financieros, se utilizan los coeficientes de correlación de Pearson, además se realiza un

con el propósito de evidenciar la sincronización financiera entre países e investigar acerca del rol que cumple la política monetaria de la Reserva Federal de EEUU sobre este fenómeno, de la misma manera que el rol de los intermediarios de apalancamiento financiero y los bancos globales. Lo que los autores hallan es que se ha desarrollado un aumento de la sincronización de los ciclos financieros a la par de la sincronización internacional de variables macroeconómicas tales como el PBI y los autores atribuyen esto a la práctica actual de política monetaria, al mayor rol de intermediarios financieros y a los bancos internacionales actuales. Con excepción de la acelerada sincronización de precios de las acciones, lo cual se atribuye a la variación de las primas de riesgo establecidas.

De igual forma, un análisis empírico del impacto del Ciclo Financiero Global en las condiciones del mercado crediticio en Turquía ha sido realizado por Giovanni *et al.* (2017) para el período de 2003-2013, cuyo objetivo es brindar evidencia de la relación causal del ciclo global financiero sobre los flujos de capitales y crecimientos de crédito de este país, para lo cual, se encuentran resultados significativos al realizar la estimación de la elasticidad del crecimiento del crédito doméstico ante cambios en el índice VIX. Además, se provee evidencia acerca de los mecanismos de transmisión del Ciclo Financiero Global hacia el mercado de crédito doméstico, a través de datos a nivel de préstamo. Otro hallazgo. Los autores postulan que, cuando el índice de incertidumbre es reducido, la prima de riesgo de créditos en moneda doméstica contenida la condición de paridad de interés descubierta (UIP), la cual es obtenida del hallazgo de que las firmas pagan una tasa de interés menor cuando se toma prestado en moneda extranjera de los bancos domésticos, se encuentra en un nivel disminuido, lo que conlleva a que se lleve a cabo una entrada de flujo de capitales hacia Turquía, disminuyendo los costos de préstamo doméstico y llevando a una expansión de crédito en las firmas financieras locales.

Asimismo, el modelo empleado por Miranda-Agrippino *et al.* (2019) es el de un modelo de factores dinámicos, estimándolo mediante un VAR Bayesiano

modelo VAR para estimar los componentes de un modelo postulado para entender el movimiento del mercado de acciones y analizar esto mediante funciones de impulso-respuesta.

global para estudiar la transmisión mediada a través de las variables que caracterizan el Ciclo Financiero Global, las cuales son los precios de activos de riesgo, la creación de crédito global, entradas de capital y apalancamiento de los intermediarios financieros. Entre los hallazgos de este trabajo se encuentra evidencia de que, cuando la política monetaria de EEUU se restringe, da lugar a fluctuaciones significativas en la actividad financiera, exhibiendo variaciones en el Ciclo Financiero Global, tales como una contracción colosal de precios de activos de riesgo, seguido de una reducción en el nivel de apalancamiento de bancos globales y un mayor índice de aversión al riesgo en los mercados de activos financieros. También, se observa una contracción de la oferta de crédito global, acompañado de un alza de spreads de bonos corporativos internacionales. Este último enfoque de vía de transmisión será el que se tomará para este trabajo, el cual pone empíricamente a prueba los efectos del Ciclo Financiero Global sobre el mercado de crédito peruano. Se utiliza la metodología de Cushman *et al.* (1997) y Zha (1999), en una aplicación de su modelo SVAR con bloque de exogeneidad para Perú. En la siguiente sección se describe la metodología de investigación.

3. METODOLOGÍA

En esta sección se presenta y explica el modelo usado para el análisis planteado. La metodología es una estimación bayesiana de un SVAR con bloque de exogeneidad, la particularidad del bloque fue sugerido por Cushman *et al.* (1997), Zha (1999), para un modelo de economía pequeña y abierta. La ventaja de añadirle este bloque de exogeneidad es que ayudará a determinar la función de reacción desde el punto de vista de una economía pequeña y abierta como Perú, restringiendo así que existan efectos significativos en la economía global que hayan sido producidos por algún choque en la economía pequeña. Asimismo, imponerle este bloque de exogeneidad al modelo, reduce el número de parámetros que se deben estimar para el bloque de la economía peruana. La estructura de la presente sección será la siguiente, primero, se presenta el modelo SVAR con bloque de exogeneidad. Después, se define la forma reducida del modelo de estimación. Se expone el Minnesota prior, el cual se usará para la estimación. Y por último, se presentan las modificaciones al bloque de exogeneidad para la estimación Bayesiana del modelo, siguiendo los prior correspondientes a la estructura Minnesota.

3.1. Modelo SVAR con Bloque de Exogeneidad

Se considera un modelo SVAR con dos bloques, sugerido por Carrera *et al.* (2014), para un modelo de economía pequeña y abierta. En primer lugar, se tiene a la economía grande representada para un período de t intervalos, siendo $t = 1, \dots, T$ por:

$$y_t^* A_0^* = \sum_{i=1}^p y_{t-i}^* A_i^* + w_t^* D^* + \epsilon_t^* \quad (1)$$

donde y_t^* es un vector de variables endógenas que caracterizan a la economía global $n^* \times 1$, ϵ_t^* es un vector de choques estructurales externos $n^* \times 1$ distribuido como $N(0, I_{n^*})$, A_i^* es una matriz $n^* \times n^*$ con parámetros estructurales para $i = 0, \dots, p$; w_t^* es un vector $r \times 1$ de variables exógenas

con \mathbf{D}^* como su matriz respectiva de parámetros estructurales; p es el número de rezagos y, finalmente T es el tamaño de la muestra.

Por otro lado, la economía pequeña y abierta es representada por:

$$\mathbf{y}'_t \mathbf{A}_0 = \sum_{i=1}^p \mathbf{y}'_{t-i} \mathbf{A}_i + \sum_{i=1}^p \mathbf{y}'_{t-i} \tilde{\mathbf{A}}_i^* + \mathbf{w}'_t \mathbf{D} + \boldsymbol{\epsilon}'_t \quad (2)$$

donde \mathbf{y}_t es un vector $n \times 1$ que comprende a las variables endógenas que caracterizan a la economía pequeña, $\boldsymbol{\epsilon}_t$ es un vector $n \times 1$ distribuido $\boldsymbol{\epsilon}_t \sim \mathbf{N}(0, \mathbf{I}_n)$, el cual corresponde a los choques estructurales para la economía doméstica, los cuales son independientes entre bloques tal que $E(\boldsymbol{\epsilon}_t \boldsymbol{\epsilon}'_t) = \mathbf{0}_{n \times n}$; \mathbf{A}_i y $\tilde{\mathbf{A}}_i^*$ son matrices con dimensiones $n \times n$ y $n^* \times n^*$ respectivamente, con parámetros estructurales para $i = 0, \dots, p$; y por último, \mathbf{D} es una matriz de parámetros estructurales $r \times n$.

Este sistema de la ecuación (2), representa la dinámica que sigue la economía doméstica, la cual, al ser una economía pequeña y abierta, es influenciada por la economía global, identificada en la ecuación (1), a través de los parámetros $\tilde{\mathbf{A}}_i^*$, \mathbf{A}_i^* y \mathbf{D}^* . Por contraste, la dinámica de la economía global es independiente. Lo cual, es acorde a la proposición de que la economía pequeña y abierta no puede influenciar la evolución de la economía global.

Reescribiendo las ecuaciones (1) y (2) en una forma compacta:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}'_t & \mathbf{y}'_{t'} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{A}_0 & -\tilde{\mathbf{A}}_0^* \\ \mathbf{0} & \mathbf{A}_0^* \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \mathbf{y}'_{t-i} & \mathbf{y}'_{t-i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{A}_i & \tilde{\mathbf{A}}_i^* \\ \mathbf{0} & \mathbf{A}_i^* \end{bmatrix} + \mathbf{w}'_t \begin{bmatrix} \mathbf{D} \\ \mathbf{D}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{\epsilon}'_t & \boldsymbol{\epsilon}'_{t'} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{I}_n & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{I}_{n^*} \end{bmatrix}$$

Expresado de una forma más simple como:

$$\bar{\mathbf{y}}'_t \bar{\mathbf{A}}_0 = \sum_{i=1}^p \bar{\mathbf{y}}'_{t-i} \bar{\mathbf{A}}_i + \mathbf{w}'_t \bar{\mathbf{D}} + \bar{\boldsymbol{\epsilon}}'_t \quad (3)$$

donde se define:

$$\bar{\mathbf{y}}'_t \equiv \begin{bmatrix} \mathbf{y}'_t & \mathbf{y}'_{t'} \end{bmatrix}, \bar{\mathbf{A}}_i \equiv \begin{bmatrix} \mathbf{A}_i & \tilde{\mathbf{A}}_i^* \\ \mathbf{0} & \mathbf{A}_i^* \end{bmatrix} \text{ para } i = 0, \dots, p; \bar{\mathbf{D}} \equiv \begin{bmatrix} \mathbf{D} \\ \mathbf{D}^* \end{bmatrix} \text{ y } \bar{\boldsymbol{\epsilon}}'_t \equiv \begin{bmatrix} \boldsymbol{\epsilon}'_t & \boldsymbol{\epsilon}'_{t'} \end{bmatrix}$$

Habiendo definido ambos bloques, se tiene que, pese a que el bloque (1) tiene efectos directos sobre el bloque (2), se asume que el bloque (1) sigue una dinámica independiente de (2). Esta particularidad de Bloque de Exogeneidad para el modelo de SVAR ha sido usada para representar

apropiadamente cómo las economías pequeñas y abiertas como la peruana, dado que ésta es propensa a ser afectada por choques externos tales como el Ciclo Financiero Global.

3.2. Forma Reducida

El sistema descrito por la ecuación (3) es estimado en dos bloques, los cuales serán presentados, a continuación, en su forma reducida por separado. Posteriormente, se realiza la definición del sistema en forma compacta, en la cual, ambos bloques en su forma reducida forman parte de un sólo modelo.

3.2.1. Bloque de la Economía Global

A partir de la ecuación (1), se tiene que:

$$\mathbf{y}_t^{*'} \mathbf{A}_0^* = \mathbf{x}_t^{*'} \mathbf{A}_+^* + \boldsymbol{\epsilon}_t^{*'}$$

Definido por:

$$\mathbf{A}_+^{*'} \equiv \begin{bmatrix} \mathbf{A}_1^{*'} & \dots & \mathbf{A}_p^{*'} & \mathbf{D}^{*'} \end{bmatrix} \text{ y } \mathbf{x}_t^{*'} = \begin{bmatrix} \mathbf{y}_{t-i}^{*'} & \dots & \mathbf{y}_{t-p}^{*'} & \mathbf{w}_t^{*'} \end{bmatrix}$$

Por tanto, este bloque puede ser escrito en su representación de forma reducida como:

$$\mathbf{y}_t^{*'} = \mathbf{x}_t^{*'} \mathbf{B}^* + \mathbf{u}_t^{*'} \text{ para } t = 1, \dots, T \quad (4)$$

En la cual, se define de la siguiente manera:

$$\mathbf{B}^* \equiv \mathbf{A}_+^* (\mathbf{A}_0^*)^{-1}; \quad \mathbf{u}_t^{*'} \equiv \boldsymbol{\epsilon}_t^{*'} (\mathbf{A}_0^*)^{-1} \text{ y } E[\mathbf{u}_t^{*'} \mathbf{u}_t^{*'}] = \boldsymbol{\Sigma}^* = (\mathbf{A}_0^* \mathbf{A}_0^{*'})^{-1}.$$

Con esta representación, se puede observar que el bloque de la economía global, únicamente incorpora efectos mediante sus variables exógenas definidas para la economía global y choques que le corresponden a ésta, siguiendo así una dinámica independiente. A partir de ello, se obtienen los coeficientes de \mathbf{B}^* mediante una estimación bayesiana de la ecuación (4) tomando el Minnesota prior, el cual será explicado posteriormente en la sección, y $\boldsymbol{\Sigma}^*$ se obtiene a través de los residuos estimados anteriormente, tal que: $\hat{\mathbf{u}}_t^{*'} = \mathbf{y}_t^{*'} - \mathbf{x}_t^{*'} \hat{\mathbf{B}}$.

3.2.2. Bloque de la Economía Pequeña y Abierta

Por otra parte, a partir de la ecuación (2), la cual caracteriza a la economía pequeña y abierta en el modelo, se tiene que:

$$\mathbf{y}'_t \mathbf{A}_0 = \mathbf{x}'_t \mathbf{A}_+ + \boldsymbol{\epsilon}'_t$$

Lo cual es definido por:

$$\mathbf{A}'_+ \equiv \begin{bmatrix} \mathbf{A}'_1 & \dots & \mathbf{A}'_p & \tilde{\mathbf{A}}_0^* & \tilde{\mathbf{A}}_1^* & \dots & \tilde{\mathbf{A}}_p^* & \mathbf{D}' \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{x}'_t \equiv \begin{bmatrix} \mathbf{y}'_{t-1} & \dots & \mathbf{y}'_{t-p} & \mathbf{y}'_{t-1} & \mathbf{y}'_{t-1} & \dots & \mathbf{y}'_{t-p} & \mathbf{w}'_t \end{bmatrix}$$

Por ello, este bloque puede ser escrito en su representación de forma reducida como:

$$\mathbf{y}'_t = \mathbf{x}'_t \mathbf{B} + \mathbf{u}'_t \text{ para } t = 1, \dots, T \quad (5)$$

En la cual, definimos: $\mathbf{C} \equiv \mathbf{A}_+(\mathbf{A}_0)^{-1}$; $\mathbf{u}'_t \equiv \boldsymbol{\epsilon}'_t(\mathbf{A}_0)^{-1}$ y $E[\mathbf{u}_t \mathbf{u}'_t] = \Sigma = (\mathbf{A}_0 \mathbf{A}'_0)^{-1}$.

Las variables extranjeras han sido predeterminadas en este bloque. Por ello, Σ se obtiene a través de los residuos estimados anteriormente, tal que: $\hat{\mathbf{u}}'_t = \mathbf{y}'_t - \mathbf{x}'_t \hat{\mathbf{B}}$.

3.2.3. Forma Compacta

Para determinar la influencia de las diversas características de ambas formas reducidas en el modelo general, el SVAR del sistema (3) puede ser escrito en un solo modelo y obtener las estimaciones bayesianas de \mathbf{B} por el Minnesota prior. El modelo sigue la siguiente estructura compacta:

$$\bar{\mathbf{y}}'_t \bar{\mathbf{A}}_0 = \bar{\mathbf{x}}'_t \bar{\mathbf{A}}_+ + \bar{\boldsymbol{\epsilon}}'_t \text{ para } t = 1, \dots, T$$

Donde:

$$\bar{\mathbf{A}}'_+ \equiv \begin{bmatrix} \bar{\mathbf{A}}'_1 & \dots & \bar{\mathbf{A}}'_p & \bar{\mathbf{D}} \end{bmatrix} \text{ y } \bar{\mathbf{x}}'_t \equiv \begin{bmatrix} \bar{\mathbf{y}}'_{t-1} & \dots & \bar{\mathbf{y}}'_{t-p} & \bar{\mathbf{w}}'_t \end{bmatrix}$$

De esta manera, la forma reducida del modelo puede estar compuesta de la siguiente manera:

$$\bar{\mathbf{y}}'_t = \bar{\mathbf{x}}'_t \bar{\boldsymbol{\beta}} + \bar{\mathbf{u}}'_t \text{ para } t = 1, \dots, T \quad (6)$$

Definiendo:

$$\bar{\boldsymbol{\beta}} = \bar{\mathbf{A}}_+ (\bar{\mathbf{A}}_0)^{-1}; \quad \bar{\mathbf{u}}'_t \equiv \bar{\boldsymbol{\epsilon}}'_t (\bar{\mathbf{A}}_0)^{-1}; \quad E[\bar{\mathbf{u}}_t \bar{\mathbf{u}}'_t] = \Sigma = (\mathbf{A}_0 \mathbf{A}'_0)^{-1}.$$

Es importante tener en cuenta que, al estimar $\vec{\beta}$ por el método bayesiano, se debe incluir también la estructura del sistemas de bloques, volviéndola una estimación con restricciones, y, según Zha (1999), la estimación conjunta de ambos bloques no trae mayor beneficio que realizar la estimación en dos pasos descrita antes de la forma estructural, dado que los bloques son independientes por el supuesto adaptado. Por otra parte, es importante mencionar que p , al ser el número de rezagos, debe ser igual para ambos bloques y se debe usar el criterio de Akaike (AIC) para determinar el número óptimo de rezagos para el SVAR de dos bloques que se estimará.

3.3. El Minnesota Prior

Siguiendo a Dieppe *et al.* (2018), el más importante principio del análisis de estimaciones Bayesianas es el de combinar información prior sobre la distribución de los parámetros del modelo VAR obtenida previamente con información disponible de la serie de datos (la función de probabilidad). El propósito de ello será obtener una distribución posterior, la cual caracterizará a los parámetros de interés para cada variable, esto se conoce como la regla de Bayes. Una de las distribuciones de prior más simples para modelos VAR se conoce como el Minnesota prior (también llamado Litterman). En este contexto, asumimos que la matriz de varianzas-covarianzas de los residuos es conocida. De esta forma, lo que queda por estimar es el vector de parámetros $\vec{\beta}$. Para obtener la distribución de $\vec{\beta}$ se requiere de dos elementos: la función de probabilidad $f(\vec{y}|\vec{\beta})$ para los datos y una distribución prior para $\pi(\vec{\beta})$ para $\vec{\beta}$.

Para obtener la función de probabilidad, para un modelo VAR donde los residuos siguen una distribución normal multivariada con media 0 y una matriz de covarianza Σ , y donde y sigue también una distribución normal multivariada con media $\bar{x}\vec{\beta}$ y covarianza Σ :

$$\begin{aligned}\vec{y} &= \bar{x}\vec{\beta} + \vec{u} \\ \vec{u}_t &\sim N(0, \Sigma)\end{aligned}\tag{7}$$

Entonces, la función de probabilidad para \tilde{y} se encuentra escrita como:

$$f(\tilde{y}|\tilde{\beta}, \Sigma) = (2\pi)^{-nT/2} |\Sigma|^{-1/2} \exp \left[-\frac{1}{2} (\tilde{y} - \tilde{x}\tilde{\beta})' \Sigma^{-1} (\tilde{y} - \tilde{x}\tilde{\beta}) \right] \quad (8)$$

la cual puede ser simplificada, si se ignora todos los términos independientes a $\tilde{\beta}$, quedando de la siguiente manera:

$$f(\tilde{y}|\tilde{\beta}, \Sigma) \propto \exp \left[-\frac{1}{2} (\tilde{y} - \tilde{x}\tilde{\beta})' \Sigma^{-1} (\tilde{y} - \tilde{x}\tilde{\beta}) \right] \quad (9)$$

Por otra parte, para identificar la distribución prior para $\tilde{\beta}$, se asume que $\tilde{\beta}$ sigue una distribución normal multivariada, con media $\tilde{\beta}_0$ y matriz de covarianza Ω_0 :

$$\pi(\tilde{\beta}) \sim N(\tilde{\beta}_0, \Omega_0) \quad (10)$$

Litterman (1986) propone una estrategia para identificar $\tilde{\beta}_0$ y Ω_0 , ésta consiste en que como la mayoría de variables macroeconómicas observadas son caracterizadas por una raíz unitaria (de esta forma los cambios en estas variables son imposibles de pronosticar), se propone asumir que cada variable endógena incluida en el modelo presenta una raíz unitaria en sus primeros rezagos propios, y que los coeficientes para el resto de rezagos y para rezagos entre variables son iguales a 0. Se asume que las variables exógenas son neutrales respecto a las variables endógenas y por ello, sus coeficientes también son 0. De esta manera se establece a $\tilde{\beta}_0$ como un vector de ceros, excepto para las entradas que conciernan a los primeros rezagos propios de cada variable, en donde, se les atribuye el valor de 1. Sin embargo, en el caso de que se conozca que las variables en cuestión son estacionarias, se le atribuiría un valor de alrededor de 0.8, en lugar de 1. De tal manera que para un modelo con dos variables endógenas, con dos rezagos y una variable exógena, el vector de coeficientes $\tilde{\beta}_0$ de tamaño $q \times 1$ quedaría como:

$$\vec{\beta}_0 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (11)$$

Por otro lado, para la matriz de varianza-covarianzas Ω_0 , se asume que no existen covarianza entre términos en $\vec{\beta}$, de esta manera, Ω_0 es diagonal. De acuerdo a Litterman (1986), él distingue 3 casos que se podrán hallar en esta matriz, de acuerdo a ciertos principios que postula. Primero, conforme más lejos se encuentre el rezago, hay una mayor probabilidad de que los coeficientes que acompañan a este rezago tengan valor 0. Por esto, la varianza en los rezagos más lejanos debería ser más pequeña. Segundo, esto debería aplicar más aún incluso para los coeficientes que relacionan a una variable con los rezagos de otras variables. Tercero, como no se conoce mucho de las variables exógenas, la varianza de éstas debería ser grande. A continuación, se detallan los casos postulados por Litterman:

- a. Para parámetros contenidos en $\vec{\beta}$, que relacionan variables endógenas con sus propios rezagos, la varianza de éstos se encuentra dada por:

$$\sigma_{a_{ii}}^2 = \left(\frac{\lambda_1}{l\lambda_3} \right)^2$$

donde, λ_1 es un parámetro de rigidez general (overall tightness), l es el rezago considerado por el coeficiente y λ_3 es un coeficiente escalar para controlar la velocidad en la que los coeficientes para rezagos mayores a 1 convergen a un valor 0 con mayor certeza.

- b. Para parámetros relacionados con coeficientes que relacionan una variable con el rezago de otra, la varianza de éstos se encuentra dada por:

$$\sigma_{a_{ij}}^2 = \left(\frac{\sigma_i^2}{\sigma_j^2} \right) \left(\frac{\lambda_1 \lambda_2}{l \lambda_3} \right)^2$$

donde, σ_i^2 y σ_j^2 denotan la varianza residual de MCO de los modelos autorregresivos estimados para las variables i y j , λ_2 representa a un parámetro de varianza específico de aquellos de variable cruzada.

- c. Para variables exógenas (incluyendo los términos constantes), la varianza se encuentra dada por:

$$\sigma_{c_i}^2 = \sigma_i^2 (\lambda_1 \lambda_4)^2$$

en la cual, σ_i^2 sigue siendo la varianza residual de MCO de un modelo autorregresivo anteriormente estimado para la variable i , y λ_4 es un parámetro de varianza grande (potencialmente infinito).

De esta forma, Ω_0 es una matriz diagonal de tamaño $q \times q$ con tres diferentes tipos de términos de varianza en su diagonal principal. Siguiendo el ejemplo anteriormente propuesto de un modelo VAR con 2 endógenas, 2 rezagos y una variable exógena, el Ω_0 se encuentra dado como:

$$\Omega_0 = \begin{pmatrix} (\lambda_1)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}\right) (\lambda_1 \lambda_2)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \left(\frac{\lambda_1}{2 \lambda_3}\right)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}\right) \left(\frac{\lambda_1 \lambda_2}{2 \lambda_3}\right)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_1^2 (\lambda_1 \lambda_4)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}\right) (\lambda_1 \lambda_2)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & (\lambda_1)^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}\right) \left(\frac{\lambda_1 \lambda_2}{2 \lambda_3}\right)^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\lambda_1}{2 \lambda_3}\right)^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_2^2 (\lambda_1 \lambda_4)^2 \end{pmatrix} \quad (12)$$

Los valores asignados en la estimación de este trabajo son siguiendo a los valores atribuidos para las distintas varianzas en la literatura, de tal manera que:

$$\lambda_1 = 0.1$$

$$\lambda_2 = 0.5$$

$$\lambda_3 = 1$$

$$\lambda_4 = 10^2$$

Por otra parte, el Minnesota prior asume que la matriz de varianza y covarianzas de los residuos Σ es conocida, pero la forma por la que se define ésta queda a la disposición de quien estima el modelo. El Minnesota prior original asume que Σ es una matriz diagonal, lo cual, convenientemente para el bloque de exogeneidad, implica independencia entre los coeficientes de las distintas ecuaciones. Se establece que la diagonal de Σ será igual a la varianza residual de los modelos autorregresivos individuales que describen el comportamiento de cada variable en el modelo VAR.

Una vez que $\vec{\beta}_0$ y Ω_0 están determinados y se han asignado los valores correspondientes a Σ , se puede calcular la distribución prior de $\vec{\beta}$. El supuesto de normalidad implica que la densidad de $\vec{\beta}$ viene dada por:

$$\pi(\vec{\beta}) = (2\pi)^{-nk/2} |\Omega_0|^{-1/2} \exp \left[-\frac{1}{2} (\vec{\beta} - \vec{\beta}_0)' \Omega_0^{-1} (\vec{\beta} - \vec{\beta}_0) \right] \quad (13)$$

la cual puede ser simplificada, si se relegan todos los términos independientes a $\vec{\beta}$ a la constante de proporcionalidad, quedando de la siguiente manera:

$$\pi(\vec{\beta}) \propto \exp \left[-\frac{1}{2} (\vec{\beta} - \vec{\beta}_0)' \Omega_0^{-1} (\vec{\beta} - \vec{\beta}_0) \right] \quad (14)$$

Lo cual, al combinar la función de probabilidad detallada en (9) con el prior de la ecuación (14), se obtiene la distribución posterior de $\vec{\beta}$ como:

$$\begin{aligned} \pi(\vec{\beta}|\vec{y}) &\propto f(\vec{y}|\vec{\beta})\pi(\vec{\beta}) \\ \pi(\vec{\beta}|\vec{y}) &\propto \exp \left[-\frac{1}{2} (\vec{y} - \vec{x}\vec{\beta})' \Sigma^{-1} (\vec{y} - \vec{x}\vec{\beta}) \right] \times \exp \left[-\frac{1}{2} (\vec{\beta} - \vec{\beta}_0)' \Omega_0^{-1} (\vec{\beta} - \vec{\beta}_0) \right] \\ \pi(\vec{\beta}|\vec{y}) &= \exp \left[-\frac{1}{2} \left\{ (\vec{y} - \vec{x}\vec{\beta})' \Sigma^{-1} (\vec{y} - \vec{x}\vec{\beta}) + (\vec{\beta} - \vec{\beta}_0)' \Omega_0^{-1} (\vec{\beta} - \vec{\beta}_0) \right\} \right] \end{aligned} \quad (15)$$

Esta ecuación (15) representa el núcleo de la distribución posterior de $\vec{\beta}$ sin embargo, no posee la forma de una distribución conocida. Por ello, aplicando unas modificaciones, se reformula de la siguiente manera:

$$\pi(\vec{\beta}|\vec{y}) \propto \exp \left[-\frac{1}{2} \left\{ (\vec{\beta} - \vec{\beta}_0)' \bar{\Omega}^{-1} (\vec{\beta} - \vec{\beta}_0) \right\} \right] \quad (16)$$

$$\bar{\Omega} = [\Omega_0^{-1} + \Sigma^{-1} \otimes \mathbf{x}/\mathbf{x}]^{-1} \quad (17)$$

$$\vec{\beta} = \bar{\Omega} \left[\Omega_0^{-1} \vec{\beta}_0 + (\Sigma^{-1} \otimes \mathbf{x}') \vec{y} \right] \quad (18)$$

Visto de esta manera, esto es el núcleo de una distribución normal multivariada con media $\vec{\beta}$ y matriz de covarianza $\bar{\Omega}$. Por ello, la distribución posterior de $\vec{\beta}$ será dada por:

$$\pi(\vec{\beta}|\vec{y}) \sim N(\vec{\beta}, \bar{\Omega}) \quad (19)$$

Con esto definido, será posible estimar $\vec{\beta}$ y sus respectivos intervalos de confianza.

3.4. Estimación Bayesiana del Bloque de Exogeneidad

Al imponer al modelo el bloque de exogeneidad explicado al inicio de la subsección, se vuelve más sencillo forzar una distribución posterior en un modelo SVAR, a través de establecer un prior de media 0 en los coeficientes relevantes e implementar un prior de varianza pequeña en dichos coeficientes, de tal manera que se asegura que los valores posteriores serán cercanos a 0. En la práctica, al usar un esquema convencional del Minnesota prior, se establece el prior de media usando la ecuación (11):

$$\vec{\beta}_0 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (20)$$

De esta manera, se garantiza que la media prior del bloque exógeno sea 0 (el esquema que establece el Minnesota prior sólo implementa coeficientes diferentes a 0 en los propios rezagos de las variables, lo cual no puede implementarse en la estructura del bloque de exogeneidad ya que una variable no puede ser exógena a sí misma). Entonces, se usa un esquema de varianza similar al de la ecuación (12), pero se multiplica la varianza del bloque exógeno por un parámetro adicional $(\lambda_5)^2$, al cual se le asignará un

valor arbitrario pequeño. Lo cual resultará en una varianza prior contraída de estos coeficientes. En la práctica, se asignará el valor $\lambda_5 = 0.001$. Usando esta estrategia, la versión modificada de la varianza quedaría como:

$$\Omega_0 = \begin{pmatrix} (\lambda_1)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}\right)(\lambda_1\lambda_2\lambda_5)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \left(\frac{\lambda_1}{2\lambda_3}\right)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}\right)\left(\frac{\lambda_1\lambda_2\lambda_5}{2\lambda_3}\right)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_1^2(\lambda_1\lambda_4)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}\right)(\lambda_1\lambda_2)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & (\lambda_1)^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}\right)\left(\frac{\lambda_1\lambda_2}{2\lambda_3}\right)^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\lambda_1}{2\lambda_3}\right)^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_2^2(\lambda_1\lambda_4)^2 \end{pmatrix} \quad (21)$$

De esta forma, la varianza prior al quedar con un valor cercano a 0 (que incluso podría reducirse más conforme se disminuya el valor asignado a λ_5), la distribución posterior se encontrará cercana a 0, tal como se quería. Es importante notar que el bloque de exogeneidad no necesita ser limitado a solo una variable, dado que puede crearse cuántos bloques exógenos se requiera. Para ello, basta multiplicar la varianza prior de todos los coeficientes relevantes por $(\lambda_5)^2$ y se obtendrá la exogeneidad necesaria en la media posterior.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Esta sección comienza con una descripción de los datos utilizados para el presente trabajo. Posteriormente, se realiza la estimación del modelo B-SVAR y se explican los resultados obtenidos. Después, se realiza una estimación de la proyección de la serie del factor global para períodos posteriores al 2012. Con ello se vuelve a realizar la estimación del modelo. Finalmente, se explican los resultados obtenidos.

4.1. Datos

Las variables elegidas para el modelo B-SVAR con bloque de exogeneidad son de frecuencia mensual para los períodos de 1998:01 hasta 2012:12. Primero, se considerará a la OECD en su conjunto como la economía grande y a Perú como la economía pequeña y abierta. Para el primer bloque del modelo, se incluirá las siguientes variables: el factor global común de los precios de activos riesgosos (Global Factor) estimado por Miranda-Agrippino *et al.* (2012) y obtenido del material de réplica de las mismas autoras; el índice de precios de todos los commodities, tomando el 2016 como año base, (Commodities Index), obtenido de Bloomberg; y el producto bruto interno de la agrupación de países pertenecientes a la OECD, (Global GDP), variable obtenida de la base de datos de la OECD. La razón de utilizar el intervalo de tiempo hasta el año 2012 yace en que la disponibilidad de datos de la serie del factor global común, lo cual sólo se encuentra estimado hasta el último mes de dicho año.

Las variables concernientes al segundo bloque para la economía peruana, o, en este caso, mercado crediticio peruano, son: el tipo de cambio nominal peruano (Tipo de Cambio), obtenido del Banco Central de Reserva del Perú; el diferencial de tasas de interés activas preferencial corporativa a 90 días en soles y dólares (Spread), expresado en puntos porcentuales, cuyas tasas fueron obtenidas por el BCRP y cuyo diferencial ha sido elaborado para este trabajo; el producto bruto interno peruano (PBI Peru), expresada en millones

de soles a precios del año 1994, obtenido del Instituto Nacional de Estadísticas; el nivel de crédito total del sistema bancario al sector privado en moneda doméstica (Credit in Soles) y moneda extranjera (Credit in Dollars), expresado en millones de soles y dólares, respectivamente, cuya información fue obtenida de los datos del BCRP. Se trabajará con la tasa de crecimiento anual de todas las variables, obtenidas de las diferencias logarítmicas a doce meses, salvo por las series del factor global común y el spread, las cuales serán expresadas en sus diferencias a doce meses. El propósito de ello es poder trabajar con series estacionarias, lo cual se podrá comprobar con los tests de raíz unitaria de Augmented Dickey-Fuller (ADF) y Phillips-Perron incluídos en el anexo (tabla 4).

Tabla 1:

Tabla descriptiva de las variables crediticias peruanas y el factor común								
	Global Factor	Commodities Index	Global GDP	Tipo de Cambio	Spread	PBI Peru	Credit in Soles	Credit in Dollars
Mean	-6.87	0.03	0.01	-0.00	-0.24	0.02	0.06	0.03
Median	2.19	0.06	0.01	-0.01	-0.47	0.02	0.06	0.02
Maximum	129.62	0.20	0.04	0.08	10.40	0.06	0.18	0.14
Minimum	-232.93	-0.24	-0.08	-0.06	-8.84	-0.03	-0.05	-0.06
Std. Dev.	58.73	0.09	0.02	0.03	2.83	0.02	0.06	0.05
Skewness	-1.31	-0.95	-2.19	0.79	0.36	-0.57	0.28	0.41
Kurtosis	6.10	3.61	8.52	3.52	5.29	2.89	2.31	2.12
Mean	-6.87	0.03	0.01	-0.00	-0.24	0.02	0.06	0.03

Fuente: Elaboración propia. En base a Banco Central de Reserva del Perú (s.f.), Bloomberg Terminal (2019), Miranda-Agrippino, Silvia, y Rey, H. (2012), y OECD (2019).

Se ha elaborado la tabla descriptiva de este mencionado grupo de variables de interés abordadas. Con ésta se puede demostrar que la trayectoria de las series del factor global y del spread, por el hecho de trabajar con la diferencia a doce meses de las series, posee valores mayores a la unidad y, por la misma razón, tienen una mayor desviación estándar. La variable del factor global común denota tener un promedio de diferencia anual negativa de -6.87%, pero a su vez, muestra valores extremos en el

intervalo tales como que la mínima diferencia anual alcanzada fue -232.93 puntos del índice y como máximo 129.62. Por otra parte, se puede observar que la variable de spread denota una tendencia a situarse con valores debajo a cero, lo que significa que la tasa de interés preferencial corporativa en moneda nacional tiende a ser mayor que en moneda extranjera, no obstante sí existen períodos durante los cuales se aplica lo opuesto y esto ha llegado a 8 puntos porcentuales de diferencia anual. En cuanto a las variables de crédito, se observa que la variación anual del crédito en soles es 6% en promedio y muestra una tendencia a ser positiva, pero llega a mostrar valores extremos en los cuales crece hasta 18% o decrece 5%. De igual manera, se puede evidenciar que la variación anual del crédito en dólares es 3% en promedio, no obstante, usando su desviación estándar se puede concluir que la serie en soles tiende a tener una variación anual por encima de la de moneda extranjera.

Tabla 2:

Correlacion entre el factor global comun y las variables crediticias peruanas								
	Global Factor	Commodities Index	Global GDP	Tipo de Cambio	Spread	PBI Peru	Credit in Soles	Credit in Dollars
Global Factor	1.00	0.56	0.71	-0.36	-0.38	0.21	-0.14	-0.15
Commodities Index	0.56	1.00	0.74	-0.49	-0.27	0.54	0.05	0.02
Global GDP	0.71	0.74	1.00	-0.21	-0.28	0.34	-0.22	-0.03
Tipo de Cambio	-0.36	-0.49	-0.21	1.00	0.42	-0.63	-0.34	-0.21
Spread	-0.39	-0.27	-0.28	0.42	1.00	-0.20	0.18	0.39
PBI Peru	0.21	0.54	0.34	-0.63	-0.20	1.00	0.51	0.34
Credit in Soles	-0.14	0.05	-0.22	-0.34	0.18	0.51	1.00	0.58
Credit in Dollars	-0.15	0.02	-0.03	-0.21	0.39	0.34	0.58	1.00

Fuente: Elaboración propia. En base a Banco Central de Reserva del Perú (s.f.), Bloomberg Terminal (2019), Miranda-Agrippino, Silvia, y Rey, H. (2012), y OECD (2019).

Después, se calcula la matriz de correlación entre el factor global común, el índice de precios de los commodities, la producción total de la industria de la OECD, el tipo de cambio, el diferencial de tasas preferencial corporativa,

PBI peruano y las variables crediticias, tales como crédito peruano en moneda doméstica y extranjera. En la matriz construida se evidencia una fuerte correlación negativa entre el factor global común del Ciclo Financiero Global y las variables del bloque de la economía peruana, sobre todo con la variable del spread de las tasas preferenciales corporativas, sin embargo, esta tendencia de correlación negativa no aplica a la variable del PBI peruano. Por otra parte, se establece una correlación positiva entre la variable de factor global con las variables del bloque extranjero, dado que ambos índices de correlación estimados resultan mayores a 0.5.

4.2. Estimación

Para poder realizar las estimaciones del modelo B-SVAR con bloque de exogeneidad, primero se aplica el test de causalidad de Granger sobre las ocho variables en cuestión de ambos bloques extranjero y doméstico, mediante el cual, manteniendo las restricciones del bloque de exogeneidad correspondiente a la metodología elegida se concluye que el orden de causalidad es de la siguiente manera: Global Factor, Commodities Index, Global GDP, Tipo de Cambio, Spread, PBI Peru, Credit in Soles, y, finalmente, Credit in Dollars. El test de causalidad, anteriormente aplicado, sirve para evaluar si los rezagos de la serie temporal correspondiente pueden predecir el comportamiento de otra serie temporal. Luego, se procede a estimar el modelo B-SVAR con dos rezagos con las restricciones de ceros correspondientes sobre los parámetros de los efectos de los rezagos 1 y 2 de las cinco variables domésticas sobre las tres variables extranjeras.

4.2.1. Impacto de Factor Global Común sobre las Variables Crediticias

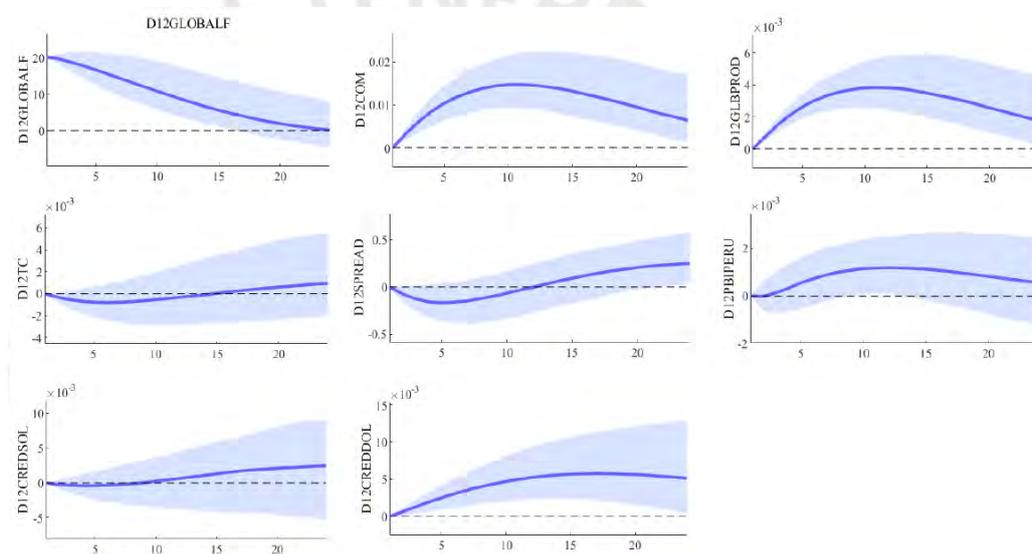
Las variables en cuestión se encuentran en diferencias logarítmicas a doce meses, excepto la serie del factor global del Ciclo Financiero Global, debido a que, al tener valores negativos, se opta por no realizar la diferenciación logarítmica pero sí una diferenciación a doce meses de la variable. Se realiza las pruebas de ADF y Phillips y Perron de raíz

unitaria a las series en diferencias logarítmicas a 12 meses y a las series diferenciadas correspondientes.

Al realizar las estimaciones correspondientes del modelo B-SVAR con bloque de exogeneidad de las series, se obtiene las funciones de impulso respuestas respectivas. De entre las cuales, se identifica que el efecto de un choque positivo en la variable del factor global común, el cual puede ser interpretado como un proxy del apetito de riesgo efectivo del mercado, ocasiona un aumento en el índice del precio de los commodities a corto y largo plazo y, además, un aumento similar en la producción total de la industria global. Mientras que, por otra parte, el efecto sobre el bloque de la economía pequeña consiste en una modesta caída del tipo de cambio hasta el período cinco, en el cual cambia a una tendencia ascendente lenta, logrando recuperarse de la caída a partir del período quince. La serie de diferencias a doce meses del spread de tasas de interés preferencial corporativo sigue la misma trayectoria hasta llegar a una disminución de 0.2 puntos porcentuales durante el período cinco, pero la tendencia ascendente que le sigue logra que la serie se recupere de la caída antes del período quince, y que los valores de la variable crezcan hasta 0.3 puntos porcentuales, lo que puede interpretarse como que un mayor apetito de riesgo en el mercado, ocasionará que la tasa de interés en dólares disminuya, por lo que el diferencial de la tasa de interés preferencial corporativa aumentará en el largo plazo. Asimismo, un aumento en la propensión al riesgo global tendrá repercusiones positivas en el crecimiento del PBI peruano. No obstante, el efecto sobre las variables de crédito del sistema bancario tiene cierta particularidad. Por una parte, el efecto del factor del Ciclo Financiero Global no posee un efecto significativo en el corto plazo, dado que es a partir del período diez que la variable de crédito en moneda nacional comienza a crecer lentamente. En contraste, el efecto sobre el nivel de crédito en moneda extranjera es un aumento más significativo, dado que tanto en el corto como el largo plazo, la variable seguirá una tendencia ascendente, producto del impacto del factor global. Entre los

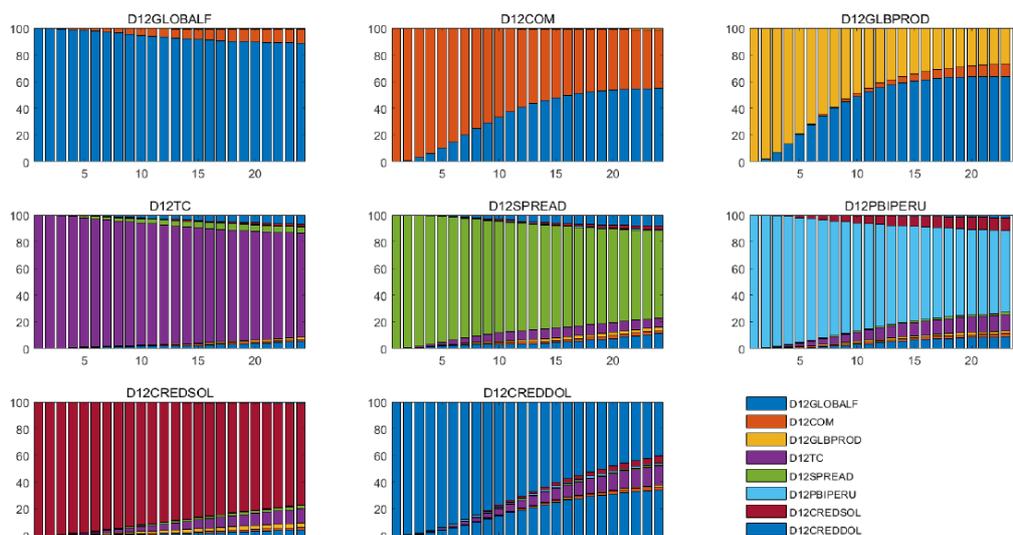
resultados de la función impulso-respuesta, se puede inferir que, ante un aumento del factor global común postulado por Miranda-Agrippino *et al.* (2012), el cual puede ser interpretado como un apetito de riesgo efectivo a nivel global, ocasiona que el sistema bancario opte por tomar un mayor riesgo financiero al aumentar su crédito en dólares, elevando, de esta manera, el nivel de dolarización. Y, además, este mayor riesgo asumido por el sistema bancario, ocasione que el PBI peruano crezca.

Gráfico 1: Global Factor: Impulse Response Function



Fuente: Elaboración propia. En base a Banco Central de Reserva del Perú (s.f.), Bloomberg Terminal (2019), Miranda-Agrippino, Silvia, y Rey, H. (2012), y OECD (2019).

Gráfico 2: Variance Decomposition

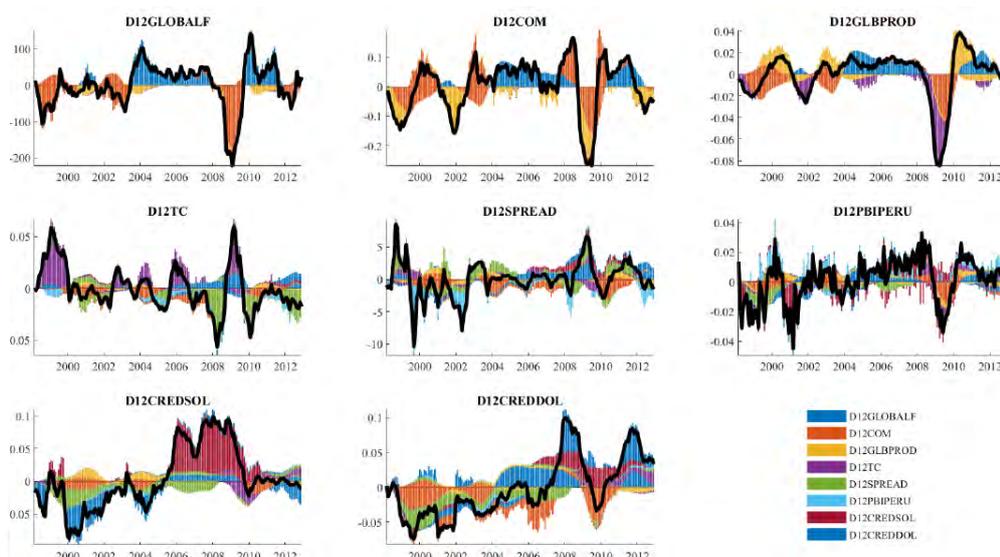


Fuente: Elaboración propia. En base a Banco Central de Reserva del Perú (s.f.), Bloomberg Terminal (2019), Miranda-Agrippino, Silvia, y Rey, H. (2012), y OECD (2019).

Con respecto a la descomposición de la varianza obtenido de la regresión del modelo, como complemento del análisis de Impulso Respuesta, se expone que la volatilidad que registran las variables peruanas del modelo, es causada en parte por choques de la variable del factor global, sobre todo en el caso del crecimiento anual del crédito en la moneda extranjera y en la diferencia del spread de tasas de interés preferencial corporativa. Por su parte, para describir los resultados de esta descomposición, se tiene que la varianza del factor global se encuentra explicada en una proporción mayoritaria por sus propias perturbaciones y los de la variable del precio de commodities. Es necesario recordar que el bloque de exogeneidad aplicado en el modelo restringe que las variables domésticas, o sus perturbaciones, puedan tener efecto sobre las variables globales. Con respecto a la variable del índice de precio de los commodities, ésta se encuentra explicada parcialmente por sólo sus perturbaciones y las del factor global, lo cual va en línea con el marco teórico sobre la definición de esta variable como una explicativa del 25% de la varianza de precios de activos riesgosos. La variable del spread de tasas de interés preferenciales, muestra una varianza registrada con efectos de sus propias perturbaciones, del factor

global, del crédito en dólares y el tipo de cambio. No obstante, la varianza de la variable de crédito en soles se encuentra afectada en gran parte por sus propias perturbaciones, con lo cual, se encuentra en línea con el resultado de impulso respuesta.

Gráfico 3: Historical Decomposition



Fuente: Elaboración propia. En base a Banco Central de Reserva del Perú (s.f.), Bloomberg Terminal (2019), Miranda-Agrippino, Silvia, y Rey, H. (2012), y OECD (2019).

En tercer lugar, se obtiene la descomposición histórica de las variables financieras de ambos bloques, para ello se utilizan los choques estructurales ε_t identificados previamente a través de restricciones de corto plazo (Cholesky), lo cual se presenta en la figura 3. En particular, además de los choques propios correspondientes a cada variable, y siguiendo la misma línea de la función impulso respuesta presentada líneas arriba, se muestra que el factor global del Ciclo Financiero Global presenta una contribución significativa sobre las variables de crédito en moneda extranjera y tiene predominancia de contribuciones sobre el diferencial de tasas de interés preferencial corporativa a 90 días, seguido del resto de choques estructurales de las variables de ambos bloques del modelo identificadas anteriormente. Sobre todo en los períodos a partir del año 2004, las contribuciones se vuelven más significativas

sobre el crédito en moneda extranjera, más permanece menos significativa sobre el crédito en moneda nacional, la cual muestra predominancia de ser afectada por sus propias contribuciones en el período 2006-2010.



CONCLUSIONES

Para culminar, tal como se mencionó líneas arriba, este trabajo contribuye en la literatura debido a que aborda este canal de transmisión de choques externos que no ha sido analizado en el escenario peruano, mediante un análisis empírico de cómo las condiciones que componen este ciclo financiero mundial afectan a las condiciones crediticias del Perú, tales como los niveles de crédito del sistema bancario al sector privado en moneda nacional y extranjera, las tasas de interés preferencial corporativa y los spreads de éstas con las tasas de pasivos en la moneda correspondiente. Para este análisis planteado, se usa una estimación Bayesiana de un modelo SVAR con bloque de exogeneidad, sugerido por Cushman *et al.* (1997) y Zha (1999) para describir adecuadamente las dinámicas de la economía global y una economía pequeña y abierta como la peruana, ante variaciones del factor común del Ciclo Financiero Global para el período de 1998:1 al 2012:12, con datos mensuales.

Entre los hallazgos de este trabajo se obtiene que el efecto de un choque positivo en la variable del factor global común, el cual puede ser interpretado como un proxy del apetito de riesgo efectivo del mercado, ocasiona un aumento en el índice del precio de los commodities a corto y largo plazo y, además, un aumento similar en la producción total de la industria global. No obstante, el efecto sobre las variables de crédito del sistema bancario tiene cierta particularidad. Por una parte, el efecto del factor del Ciclo Financiero Global no posee un efecto significativo en la variable de crédito en moneda nacional. En contraste, el efecto sobre el nivel de crédito en moneda extranjera es un aumento más significativo, dado que tanto en el corto como el largo plazo, la variable seguirá una tendencia ascendente, producto del impacto del factor global. Este efecto positivo sobre la variable de crédito en dólares puede exhibirse con mayor magnitud los años 2004-2008. Esta diferencia entre los efectos del crédito de las distintas monedas puede estar ligado a las políticas macroprudenciales del Banco Central de Reserva del Perú que comenzaron a aplicarse con mayor rigor después de la crisis del 2008, por ello sería interesante estimar el modelo

añadiéndole variables de la intervención cambiaria del BCRP o de las tasas de encaje impuestas.

Los resultados del presente trabajo poseen dos limitaciones claras. La primera limitación está asociada a la ausencia de datos del factor global estimado por Miranda-Agrippino y Rey después del año 2012. Una extensión interesante sería incorporar una estimación de este factor del Ciclo Financiero Global después del 2012. La segunda está asociada a la frecuencia mensual de los datos de la estimación, por lo cual se plantea realizar las estimaciones correspondientes a las variables en una frecuencia trimestral.

En el presente trabajo se ha evidenciado el rol importante del Ciclo Financiero Global sobre el mercado crediticio a nivel global y doméstico. Por un lado, ha generado que tanto el crecimiento del PBI Global como el índice de precios de los commodities tengan un aumento en ambos indicadores, producto del mayor apetito de riesgo de los agentes del mercado. Por otro lado, en el contexto peruano, ha aumentado el crecimiento del PBI peruano. Asimismo, en el mercado crediticio, aumenta el crédito en moneda extranjera, sin embargo su efecto sobre el crédito en moneda nacional no es significativo, lo cual podría estar asociado a otros factores macroprudenciales a estudiar.

BIBLIOGRAFÍA

- [1] Arora, V., and Cerisola, M. (2001), "How does US monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets?", *International Monetary Fund Working Papers* 48, 474-498.
- [2] Banco Central de Reserva del Perú (s.f.) Base de Datos de Estadísticas del BCRP. Recuperado de <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/index/>
- [3] Bekaert, G., Hoerova, M., and Duca, M. L. (2013), "Risk, uncertainty and monetary policy", *Journal of Monetary Economics* 60, 771-788.
- [4] Bernanke, B. S., and Gertler, M. (1995), "Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission", *Journal of Economic Perspectives* 9, 27-48.
- [5] Bloomberg Terminal (2019), *Commodities index (2016=100) 01/01/1998 a 01/12/2012*. Recuperado de Terminal de Bloomberg PUCP.
- [6] Borio, C., and Zhu, H. (2012), "Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism?", *Journal of Financial Stability* 8, 236-251.
- [7] Bruno, V., and Shin, H. S. (2015), "Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy", *Journal of Monetary Economics* 71, 119-132.
- [8] Calvo, G. A., Leiderman, L., and Reinhart, C. M. (1996) "Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s", *Journal of Economic Perspectives* 10, 123-139.
- [9] Canova, F. (2005), "The transmission of US shocks to Latin America", *Journal of Applied Econometrics* 20, 229-251.
- [10] Carrera, C., Forero, F. P., and Ramirez-Rondan, N. (2014), "Effects of the US Quantitative Easing on a Small Open Economy", Banco Central de Reserva del Perú.
- [11] Coimbra, N., and Rey, H. (2017), "Financial cycles with heterogeneous intermediaries", *National Bureau of Economic Research* 23245.
- [12] Cushman, D. O., and Zha, T. (1997), "Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates", *Journal of Monetary Economics* 39, 433-448.
- [13] Dieppe, A., Legrand, R., and Van Roye, B. (2016), "The BEAR toolbox", European Central Bank
- [14] Forbes, K. J., and Warnock, F. E. (2012), "Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment", *Journal of International Economics* 88, 235-251.
- [15] Galí, J. (2015), "Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications", Princeton University Press.
- [16] Giovanni, J. D., Kalemli-Ozcan, S., Ulu, M. F., and Baskaya, Y. S. (2017), "International spillovers and local credit cycles", *National Bureau of Economic Research* 23149.
- [17] Han, M. F. (2014), "Measuring external risks for Peru: Insights from a macroeconomic model for a small open and partially dollarized economy", *International Monetary Fund Working Paper*.

- [18] Jordà, Ò., Schularick, M., Taylor, A. M., and Ward, F. (2019), "Global financial cycles and risk premiums", *International Monetary Fund Economic Review* 67, 109-150.
- [19] Kodres, M. L. E., Hartelius, K., and Kashiwase, K. (2008), "Emerging market spread compression: is it real or is it liquidity?", *International Monetary Fund Working Paper*.
- [20] Miranda-Agrippino, Silvia, and Rey, H. (2012), "World Asset Markets and the Global Financial Cycle", *CEPR Discussion Paper* 10936.
- [21] Miranda-Agrippino, Silvia, and Rey, H. (2019), "US monetary policy and the global financial cycle", *National Bureau of Economic Research Working Paper* 21722.
- [22] OECD (2019), *Global GDP - OECD Total 01/01/1998 a 01/12/2012*. Recuperado de <https://data.oecd.org/>.
- [23] Rey, Hélène (2013), "Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence", *National Bureau of Economic Research* 21162.
- [24] Salas, J. (2011), "Estimación bayesiana de un modelo de pequeña economía abierta con dolarización parcial", *Banco Central de Reserva del Perú, Revista Estudios Económicos* 22, 1-22.
- [25] Uribe, M., and Yue, V. Z. (2006), "Country spreads and emerging countries: Who drives whom?", *Journal of International Economics* 69, 6-36.
- [26] Zha, T. (1999), "Block recursion and structural vector autoregressions", *Journal of Econometrics* 90, 291-316.

ANEXOS

Tabla 3:

Variables financieras utilizadas		
Nombre	Variable	Transformación
Global Factor	Factor Global Común del CFG	diferencia 12 meses
Commodities Index	Índice de precios de todos los commodities (2016=100)	var % mensual 12 meses
Global GDP	Producto Bruto Interno Global - OECD total	var % mensual 12 meses
Tipo de Cambio	Tipo de Cambio Promedio Interbancario	var % mensual 12 meses
Spread	Diferencial de Tasa Preferencial Corporativa a 90 días	diferencia 12 meses
PBI Peru	PBI Perú - Millones S/. Precios 1994	var % mensual 12 meses
Credit in Soles	Crédito del sistema bancario en moneda nacional	var % mensual 12 meses
Credit in Dollars	Crédito del sistema bancario en moneda extranjera	var % mensual 12 meses

Fuente: Elaboración propia. En base a Banco Central de Reserva del Perú (s.f.), Bloomberg Terminal (2019), Miranda-Agrippino, Silvia, y Rey, H. (2012), y OECD (2019).

Tabla 4:

Tests de raíz unitaria		
	Augmented Dickey-Fuller test p-value	Phillips-Perron test p-value
Global Factor	0.0012	0.0012
Commodities Index	0.0381	0.0019
Global GDP	0.0000	0.0030
Tipo de Cambio	0.0055	0.0828
Spread	0.0075	0.0004
PBI Peru	0.1754	0.0204
Credit in Soles	0.3190	0.3599
Credit in Dollars	0.3943	0.0495

Fuente: Elaboración propia. En base a Banco Central de Reserva del Perú (s.f.), Bloomberg Terminal (2019), Miranda-Agrippino, Silvia, y Rey, H. (2012), y OECD (2019).