

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ

ESCUELA DE POSGRADO



PONTIFICIA
UNIVERSIDAD
CATÓLICA
DEL PERÚ

“El Canal de Crédito en el Perú:
Una aproximación SVAR”

Tesis para optar el grado de Magíster en Economía

AUTOR

Hugo Viladegut

ASESOR

Guillermo Moloche

JURADO

César Carrera

Hugo Vega

LIMA - PERÚ

2013



A mi abuelo

Resumen

El presente documento estudia el canal de crédito para la economía peruana. Para ello se propone un modelo estructural DSGE-SVAR con expectativas aumentadas, el cual permite afrontar de manera alternativa el problema de identificación, característico en el canal crediticio. Se estima este modelo utilizando el Método Generalizados de Momentos (GMM), para luego analizar las funciones impulsos respuestas de las variables macroeconómicas frente a un shock de política monetaria. Para el periodo 2002-2012, los resultados muestran que el canal crediticio ha estado operando como mecanismo de transmisión de política monetaria hacia la actividad macroeconómica, rechazando la hipótesis del presente estudio.



Índice

1.	Algunos Hechos Estilizados para la economía peruana.....	8
2.	Revisión de la literatura	12
3.	Marco Teórico	16
3.1	El Modelo Neo-Keynesiano aplicado al Canal Crediticio.....	17
4.	Hipótesis de la investigación	27
5.	Metodología	28
6.	Los Datos	31
7.	Estimación del Modelo y Resultados	33
8.	Conclusiones	41
9.	Bibliografía.....	43
10.	Anexos.....	47



El Canal de Crédito en el Perú:
Una aproximación SVAR

En los últimos años, la adopción del esquema de metas explícitas de inflación (MEI) por parte de diversas economías emergentes, ha despertado el interés de los investigadores por estimar la capacidad que tiene el banco central, a través de la política monetaria, para afectar variables agregadas como la absorción, el producto y la inflación.

En este contexto, la presente investigación realiza un análisis del canal del crédito bancario como un mecanismo de transmisión de la política monetaria que amplifica o disminuye su efecto hacia la actividad macroeconómica. Bernanke-Blinder (1988) se aproxima a una explicación, si los bancos no tienen un sustituto afín a los depósitos con otras fuentes de financiamiento, entonces el efecto de una política monetaria contractiva, afectará el balance de los bancos pues destinarán mayor cantidad de depósitos como reservas y, al no tener sustitutos alternativos, la oferta de préstamos bancarios se reducirá.

La importancia de este canal radica en que economías emergentes como la peruana, las familias y empresas dependen de los préstamos bancarios y no tienen acceso a otras fuentes de financiamiento debido al bajo desarrollo del mercado de capitales (Quispe 2001). Asimismo, a junio 2012, se reporta que el 71% de los pasivos de la banca múltiple está representado por depósitos, evidenciando su importancia como principal fuente de fondeo para colocar préstamos por parte de los bancos peruanos.

El objetivo del estudio será analizar la existencia del canal de crédito en la economía peruana, bajo el supuesto de que este canal tiene poca significancia para afectar la demanda agregada. En consecuencia, el problema en el cual se basa este estudio es identificar la existencia de la operatividad de este canal. Asumir que este canal no es

relevante o relevante del todo, puede provocar la mala toma de decisiones sobre las variables de consumo e inversión de los agentes económicos. De esta manera, al no considerar esta información en la formulación de la política monetaria, se podría generar una mayor volatilidad en el ciclo económico.

En lo que refiere a la metodología de investigación, este trabajo sigue los estándares de la macroeconomía moderna, que exige proponer un modelo estructural de acuerdo a las preguntas e hipótesis planteadas, y según la cual, el modelo dicta las técnicas econométricas a utilizarse.

En ese sentido, para verificar la existencia de este canal se utiliza un conjunto de ecuaciones estructurales basadas en un modelo teórico de equilibrio general estocástico (DSGE). De esta manera, los choques de las variables están identificados por las ecuaciones estructurales que provienen del modelo teórico y por algunos parámetros que imponen ciertas restricciones. Este modelo se expande de tal manera que tiene forma de vectores autorregresivos estructurales, permitiendo la estimación de cada una de las ecuaciones bajo la técnica del Método Generalizado de Momentos (GMM), la cual es idónea para el modelo y la hipótesis planteada. Una vez estimado este sistema de ecuaciones estructurales, se analizan las funciones de impulso respuesta frente a un shock de política monetaria y un shock de crédito.

Los resultados encontrados por este documento de investigación indican que está en línea a lo hallado en la evidencia empírica. Carrera (2011), identificando el canal de crédito bajo el efecto *flight-to-quality*, encuentra evidencia de que el canal de crédito se encuentra operando; sin embargo, su efecto es poco significativo para afectar el producto. Leyva (2004), a través del empleo de un modelo no-lineal para bancos, encuentra que el canal de préstamos bancarios se activa de manera significativa. En lo que respecta a la estimación de este estudio, no se muestra resultados contra-intuitivos en las variables y se observa que la política monetaria, a

través del canal de crédito, sí está operando para la economía peruana de manera significativa pero con ciertos rezagos. Además, se encuentra evidencia de que un shock en el crecimiento del crédito, tiene un efecto expansivo en la absorción pero un efecto contractivo en las variables producto e inflación cuando la tasa interbancaria comienza a incrementarse.

Una primera ventaja de este trabajo frente a lo realizado por otros autores es que el periodo escogido es propicio para el análisis, pues el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) comienza a utilizar a la tasa de interés de referencia como instrumento de política monetaria cuando se adoptó el esquema de MEI. Armas y Grippa (2005) señala que en este escenario, al igual que otros países que han adoptado el mismo esquema, la inflación se ha mantenido en niveles bajos de acuerdo a las metas de inflación de largo plazo, mostrando el poder de la política monetaria para afectar al nivel de precios de la economía.

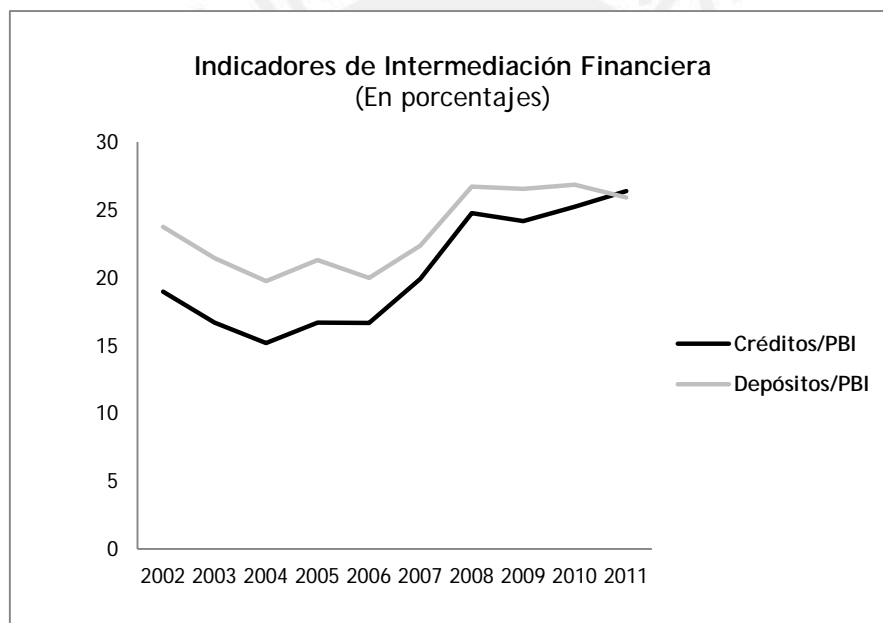
Otra ventaja que demuestra la contribución de este trabajo a la literatura está referida a la metodología de estimación ya que la misma no se ha empleado en ningún otro trabajo para analizar el caso peruano. A nivel regional, esta misma técnica se ha aplicado al caso de Brazil y Chile donde sí se evidenció la operatividad del canal crediticio para afectar el producto de manera significativa (Catao y Pagan, 2010).

En lo que sigue del trabajo, en la primera sección, se revisa algunos hechos estilizados para la economía peruana. En la segunda sección, se hace una revisión de la literatura tanto teórica como empírica y algunos trabajos aplicados al caso peruano. En la tercera sección, se desarrolla el marco teórico y el modelo propuesto. Posteriormente, en las siguientes secciones, se plantea la hipótesis del presente estudio, una explicación de la metodología empleada, los datos utilizados, la estimación y los resultados encontrados; y las conclusiones finales.

1. Algunos Hechos Estilizados para la economía peruana

En los últimos años, la economía pequeña y abierta como la peruana ha estado creciendo a una tasa promedio de 5.5 por ciento anual. Este crecimiento ha afectado positivamente al mercado financiero en términos de desarrollo. El cuadro 1 muestra que la intermediación financiera definido como créditos sobre PBI y depósitos sobre PBI, en los últimos diez años, se encuentran alrededor de 26 por ciento, evidenciando una tendencia positiva con respecto a años anteriores.

Cuadro 1

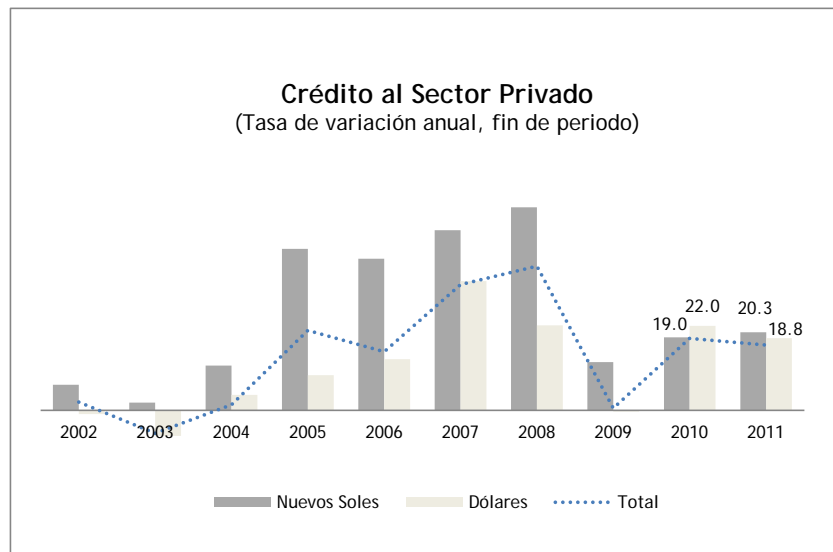


Elaboración propia

Fuente: SBS, BCR

Asimismo, si se realiza un análisis de demanda por crédito en la economía, se puede apreciar que cada vez los agentes económicos muestran una preferencia por mantener activos en moneda nacional. El cuadro 2, muestra que el crecimiento del crédito en moneda nacional fue de 20.3 por ciento, mientras el de moneda extranjera un 18.8 por ciento.

Cuadro 2



Elaboración propia

Fuente: SBS, BCR

Si realizamos un análisis por tipo de prestatario, en lo que respecta al crédito en moneda nacional, el aumento del crédito al sector privado fue de 20.7 por ciento, que corresponde principalmente al mayor crédito a personas naturales, el cual registró un 23.9 por ciento, teniendo una mayor relevancia los créditos de consumo, los cuales se expandieron en un 21.0 por ciento; mientras que el crédito a las empresas solo se expandió en un 17.9 por ciento.

Cuadro 3

	Crédito al Sector Privado en Moneda Nacional				
	Saldo en millones de nuevos soles			Tasas de crecimiento(%)	
	2009	2010	2011	2010	2011
Créditos a empresas	31,383	37,584	44,327	19.8	17.9
Créditos a personas	25,543	31,397	38,908	22.9	23.9
Consumo	19,968	23,677	28,654	18.6	21.0
Hipotecario	5,575	7,720	10,254	38.5	32.8
Total	56,926	68,981	83,235	21.2	20.7

Elaboración Propia

Fuente: SBS, BCR

El crédito en moneda extranjera se expandió 18.3 por ciento, financiados principalmente por los pasivos del exterior en dólares, dada el contexto internacional y las políticas de Estados Unidos para reactivar su economía, ocasionó que este financiamiento se torne a bajo costo.

Al igual que en el caso anterior, si realizamos un análisis por tipo de prestatario, el crédito a empresas en dólares creció 17.8 por ciento, el cual concentra el 79 por ciento del financiamiento en moneda extranjera. El crédito a personas naturales creció 20.2 por ciento, principalmente por el dinamismo de los préstamos hipotecarios que se expandió en un 22.3 por ciento.

Cuadro 4

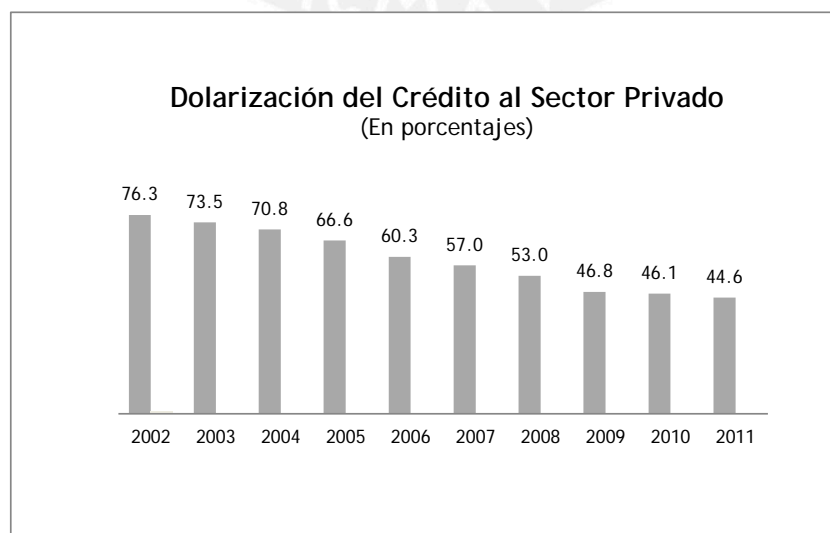
Crédito al Sector Privado en Moneda Extranjera					
	Saldo en millones de US dólares			Tasas de crecimiento(%)	
	2009	2010	2011	2010	2011
Créditos a empresas	13,697	16,985	20,010	24.0	17.8
Créditos a personas	3,626	4,021	4,834	10.9	20.2
Consumo	961	1,015	1,157	5.6	14.0
Hipotecario	2,664	3,006	3,677	12.8	22.3
Total	17,323	21,006	24,844	21.3	18.3

Elaboración Propia

Fuente: SBS, BCR

En lo que respecta al coeficiente de dolarización del crédito al sector privado, disminuyó en 1.5 por ciento, es decir, de 46.1 a 44.6 en tan solo un año. Este escenario se dio debido a la apreciación del sol en relación al dólar y la mayor preferencia de mantener activos en moneda nacional por parte de los agentes económicos.

Cuadro 5



Elaboración Propia

Fuente: SBS

En la dolarización por tipo de prestatario, se observa que el crédito a empresas alcanzó un nivel de dolarización del 54.9 por ciento, mostrando un nivel menor con respecto al año anterior. En el caso de personas, disminuyó en mayor cuantía de 26.5 a 25.1 por ciento.

Cuadro 6

Coeficientes de Dolarización del Crédito al Sector Privado			
	2009	2010	2011
Créditos a empresas	55.8	55.9	54.9
Créditos a personas	29.1	26.5	25.1
Consumo	12.2	10.7	9.8
Hipotecario	58.0	52.2	49.2
Total	46.8	46.1	44.6

Elaboración Propia

Fuente: BCR

En definitiva, existe un incremento del crédito tanto en moneda nacional como en moneda extranjera; sin embargo, el crecimiento ha sido mayor en el caso de la primera. Además, son las empresas las que prefieren tener mayor créditos en dólares, casi el 90% se destinan para comercio exterior, es decir, la gran cantidad de créditos en moneda extranjera se coloca al sector transable de la economía. Estos hechos estilizados permiten demostrar que la política monetaria puede ser más efectiva si es que se quiere afectar las colocaciones de los créditos, dada la mayor preferencia de los prestatarios por la moneda nacional. No obstante, esto no implica que exista una menor probabilidad de que los agentes quieran asumir un riesgo cambiario y se endeuden en una moneda distinta a la de sus ingresos.

2. Revisión de la literatura

A nivel teórico, una investigación muy citada para el canal del crédito es la realizada por Bernanke y Blinder (1988), quienes utilizan el modelo IS/LM con un sector bancario y encuentran que los bancos no tienen alternativas de financiamiento que puedan sustituir a los depósitos para otorgar crédito ante una política monetaria contractiva.

Stein (1998) explica el canal de crédito a través de un modelo microfundamentado que presenta problemas de información asimétrica. Así, dependiendo del tipo de pasivos que posea el banco, podría generarse problemas de selección adversa que pueda influir en el volumen de créditos a colocar.

Adicional a lo anterior, Kashyap y Stein (2000) señala que para que exista el canal de crédito bancario se requiere que los prestatarios no encuentren un sustituto perfecto a los préstamos bancarios y que los precios se ajusten de manera imperfecta.

Walsh (2003) arguye que el canal de crédito se activa cuando los movimientos de la política monetaria afecta la eficiencia del mercado financiero en equilibrar a los prestatarios con los prestamistas o cuando los mercados financieros comienzan a racionalizar el crédito.

Ehrmann et al. (2003), expande el modelo propuesto en Bernanke y Blinder (1988) propone una función de créditos, en la que captura el efecto de la política monetaria y el nivel de crédito otorgado por tipo de banco.

A nivel empírico muchos autores tratan de estimar el canal de crédito aplicando la técnica de datos de panel y, en otros casos, la de vectores autorregresivos.

En el caso de la primera, una investigación muy relacionada es la de Kashyap y Stein (1995), quienes a través de un modelo de bancos, analizan el canal de crédito basándose en problemas de información asimétrica. Los resultados muestran que

ante un shock monetario contractivo, los bancos con menor tamaño tienden a reducir sus colocaciones. Asimismo, si los depósitos caen ante una política monetaria contractiva, los bancos reducen sus créditos si es que no encuentran un sustituto a los depósitos. Así, dado a que es más fácil conseguir alternativas de financiamiento para los bancos grandes, la cantidad de crédito que colocan no se ve afectada, ante el shock monetario.

Adicionalmente, Kashyap y Stein (2000), encuentran que el impacto de la política monetaria en los préstamos bancarios es más fuerte en las hojas de balance menos líquidas, relacionadas a los bancos de menor tamaño, evidenciando la existencia del canal.

Hernando y Martínez-Pages (2001), usando la técnica de datos de panel, encuentran evidencia de que el canal de préstamos no existe para España. Este resultado está relacionado con el importante rol que tienen los bancos de menor tamaño como captadores de depósitos en el sistema financiero español, pues tienen grandes volúmenes de fondos disponibles para colocarlo como préstamos.

Kishan y Opiela (2000), concluye que la política monetaria activa el canal crediticio de manera diferenciada, dependiendo del tamaño de los activos y del capital de los bancos.

Mientras, Ehrmann et al. (2003) demuestra que ante una política monetaria contractiva, se reduce la oferta crediticia; sin embargo, el tamaño del banco no explica esta reacción como sí lo hace el grado de liquidez que posee. Este resultado se presenta tanto a nivel agregado de la zona euro como a nivel de datos de panel por países.

En el caso de la segunda, se puede mencionar a Bernanke y Blinder (1992), quienes estima el modelo teórico IS-LM planteado en Bernanke-Blinder (1988), donde la

política monetaria del banco central afecta tanto los activos (créditos) y los pasivos (depósitos). Los autores estiman ecuaciones en forma reducida para encontrar evidencia de que la política monetaria active el mecanismo de transmisión a través del crédito.

Alfaro et al. (2005), mediante datos de panel de bancos, encuentra evidencia de que los bancos chilenos cambian su oferta crediticia en respuesta a modificaciones de política monetaria. Los autores utilizan esta información para construir una variable agregada y poder identificar el canal del crédito bancario. Así, estimando un VAR encuentran que el canal de crediticio amplifica el impacto de la tasa de interés sobre la actividad económica en Chile de manera significativa.

Para el caso de Brasil y Chile, utilizando la técnica de vectores autorregresivos estructurales, Catao y Pagan (2010) encuentran que en ambos países el canal de crédito es significativo. Frente a un ajuste de política monetaria, se afecta el crecimiento de crédito tanto en Brasil y en Chile.

Similar al caso de Chile, Carrera (2011), considera un ratio de calidad de créditos bancarios que refleja el efecto *flight-to-quality* en el otorgamiento de créditos para comprobar la existencia del canal crediticio. Mediante la estimación de un conjunto de vectores autorregresivos estructurales (SVAR), encuentra que el choque de política monetaria se amplifica cuando se incluye este ratio, pero el efecto no es significativo para afectar el producto.

Para el caso peruano, se puede mencionar la investigación desarrollada por Bringas y Tuesta (1997). En dicho trabajo se muestra que el superávit de encaje en moneda nacional como un buen indicador de política monetaria para el periodo 1991-1995. Aplicando la metodología de vectores autorregresivos, encuentran que la política monetaria tiene poca potencia para afectar el canal del crédito bancario. Debido a que existen otras fuentes de financiamiento alternativas a los depósitos. Mediante el

canal de oferta de préstamos, la política monetaria es neutral para afectar al sector real, teniendo el crédito una dinámica propia.

Quispe (2001), trata de identificar el canal de crédito considerando que para el caso peruano, existe una dependencia al crédito bancario por parte de las pequeñas y medianas empresas, y porque existe una limitada participación de las grandes empresas en el mercado de capitales. En este contexto, el canal de crédito de la política monetaria podría ser efectivo. Sin embargo, el poder del banco central para influir en la oferta de crédito se ve limitado dado la existencia de fuentes alternativas de financiamiento para los bancos, neutralizando el impacto de la política monetaria a través de este mecanismo de transmisión.

Además del trabajo anterior, Loo-Kung y Shiva (2003), evalúa el canal de préstamos bancarios para el periodo 1995-2002, a través de un panel de datos, logrando identificar las funciones de oferta y demanda que afecta al crédito, llegando a capturar la heterogeneidad de cada banco. La estimación del modelo sugiere que la política monetaria no tiene la capacidad para afectar la oferta total de crédito de manera lineal pero sí se tiene evidencia de la existencia del canal en moneda nacional y una respuesta diferenciada por tamaño de banco.

Otra metodología la desarrolla Leyva (2004), quien construye un modelo no lineal y encuentra que el canal de préstamos bancarios está operando en la economía. Es decir, el efecto que tiene los choques monetarios sobre el nivel de actividad, es dependiente del estado del balance de los bancos de una manera no-lineal y las decisiones de oferta de crédito son afectadas directamente por la política monetaria. Asimismo, concluye que tanto los bancos pequeños como los grandes han sido relevantes para amplificar los choques monetarios.

Otra investigación es Rossini y Vega (2007), quienes encuentran que la evidencia del canal es débil pues por un lado el mayor desarrollo del mercado de capitales ha otorgado a las empresas una alternativa de financiamiento al crédito, reduciendo la efectividad del canal crediticio. Por otro lado, la solidez del sistema bancario ha ocasionado una mayor confianza en el sistema, reemplazando los préstamos informales. Asimismo, mencionan que el menor grado de dolarización, contribuiría a mejorarlo.

Finalmente, Carrera (2011) identifica que el canal crediticio bancario ha estado operando para el periodo 2002-2010, es decir, encuentra la relación inversa entre el crecimiento de los créditos y la política monetaria; y una relación directa entre el crecimiento de los créditos y la interacción entre las características del banco y el instrumento de política monetaria; sin embargo, el canal no es importante como mecanismo de transmisión para afectar a la economía. Este resultado se realiza mediante una estimación de datos de panel que captura la heterogeneidad de cada banco, la metodología de vectores autorregresivos y la causalidad a lo Granger para poder medir la dirección de la tasa de interés con el ratio de calidad de crédito.

3. Marco Teórico

La sección anterior hace un recuento de cómo distintos autores tratan de estimar la existencia del canal del crédito como un mecanismo de transmisión de la política monetaria para afectar la actividad macroeconómica. No obstante, la evidencia empírica muestra que establecer la operatividad de este canal no es del todo sencillo pues se tiene que afrontar el problema de la identificación. Walsh (2003), menciona que tanto en el canal de tasa de interés como en el canal del crédito, las variables macroeconómicas suelen comportarse de manera similar, por lo tanto, distinguir entre estos dos canales basados en series de tiempo como evidencia es complicado.

Por ejemplo, frente a un incremento de la tasa de interés del banco central, el monto del crédito bancario colocado en el sistema financiero puede disminuir por una menor demanda del crédito, el canal de tasa de interés se activa; o se reduce la oferta de créditos que otorgan los bancos, el canal de crédito se activa. Por tal motivo, la principal crítica para evidenciar la existencia de este canal se enfoca en que cuando existe una expansión o contracción de la política monetaria, todos los mecanismos de transmisión trabajan al mismo tiempo, dificultando la separación de los efectos¹.

En la presente investigación, para afrontar este problema de manera alternativa, se utiliza la propuesta desarrollada en Catao y Pagan (2010), donde se propone un modelo de equilibrio general estocástico (DSGE) como un sistema de ecuaciones y luego se expande el modelo de tal manera que tenga una forma de vectores autorregresivos estructurales (SVAR). A diferencia de otros SVAR donde se ordena el sistema de manera recursiva o se impone restricciones de largo plazo, este documento propone un SVAR que se basa en un conjunto de ecuaciones estructurales que provienen de un modelo teórico. Además, se aumenta el modelo teórico planteado con una ecuación de crédito que representa el rol de los bancos hacia el sector privado en la economía. Esto permite capturar el efecto de la política monetaria en el canal crediticio.

3.1 El Modelo Neo-Keynesiano aplicado al Canal Crediticio

En la literatura, los modelos DSGE tienen una estructura de elementos tanto de economías neo-keynesianas como de modelos de ciclos reales. Este tipo de modelos si bien pueden ser economías abiertas o cerradas, provienen de una micro-fundamentación con rigidices nominales y reales. Una de las características de estos modelos, es que los ajustes monetarios, generalmente, tienen efectos no triviales en

¹ Para ver más sobre este problema consultar en Carrera (2011) quien aborda esta discusión al detalle

las variables reales. Así, la política monetaria es un instrumento potente para poder estabilizar las fluctuaciones de la economía.

Siguiendo a Catao y Pagan (2010), se utiliza una primera aproximación del modelo dinámico básico de equilibrio general desarrollado por Galí y Monacelli (2002) para analizar las implicancias macroeconómicas que tiene la política monetaria en el canal crediticio para el caso peruano.

Una economía pequeña y abierta como la peruana

Este modelo asume una economía pequeña y abierta neo-keynesiana con rigideces de precios, donde existen consumidores, firmas y una autoridad monetaria, los cuales tienen un comportamiento racional. Además, la estructura de mercado que afrontan las firmas es monopólica, por bienes diferenciados. Existe una fijación de precios escalonada y el mercado de factores es competitivo. No existe acumulación de capital humano ni de inventarios. Asimismo, se tiene el supuesto de que solo las empresas demandan trabajo y las familias ofertan trabajo.

Las familias

Existe un continuo de familias sobre el intervalo $[0,1]$, las cuales maximizan su función de utilidad que dependen de la cantidad consumo y horas ocio, representado de la siguiente forma:

$$\max_{C_t, N_t} E_0 [\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t)]$$

Donde,

$$C_t = [\int_0^1 C_t(i)^{1-\frac{1}{\epsilon}} di]^{\epsilon/(\epsilon-1)} \quad t \geq 0$$

Sujeto a una restricción presupuestaria:

$$\int_0^1 P_t(i)C_t(i)di + Q_t B_t \leq B_{t-1} + W_t N_t - T_t$$

Para $t = \{0,1,.. \infty\}$; Q_t es el precio de los B_t cuyo pago en un periodo de pago es la unidad.

Además, se incluye la siguiente condición de transversalidad para evitar esquemas de tipo Ponzi,

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E_T[B_T] \geq 0$$

Para todo t , las condiciones de optimalidad para las familias serían las siguientes:

La decisión intertemporal de consumo:

$$C_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-\epsilon} C_t$$

Lo que implica en forma agregada,

$$\int_0^1 P_t(i)C_t(i)di = P_t C_t$$

Donde,

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\epsilon} di\right]^{1/(1-\epsilon)}$$

Y la decisión intertemporal de trabajo:

$$\frac{W_t}{P_t} = -\frac{U_{N,t}}{U_{C,t}}$$

Entonces la decisión intertemporal de consumo, se define de la siguiente forma:

$$Q_t = E_t \left[\beta \left(\frac{U_{C,t+1}}{U_{C,t}} \right) \right] \frac{P_t}{P_{t+1}}$$

Para $t=0,1,\dots$

Esta ecuación significa que una unidad monetaria en el periodo $t+1$ cuesta Q_t en t .

Donde $\beta \left(\frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}} \right) \frac{P_t}{P_{t+1}}$ es la tasa de descuento estocástica de un periodo.

Siguiendo lo planteado anteriormente y si se asume utilidades separadas en consumo y trabajo:

$$(C_t, N_t) = \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right) - \left(\frac{N_t^{1-\varphi}}{1-\varphi} \right)$$

El bienestar de esta economía, expresado en la función de utilidad, se comporta con hábitos de consumo: $C_t = C_t - \delta C_{t-1}$

Reemplazando la nueva función de consumo y derivando las condiciones de primer orden:

$$(C_t - \delta \bar{C}_{t-1})^{-\sigma} - \lambda_t P_t = 0$$

$$(C_{t+1} - \delta \bar{C}_t)^{-\sigma} - \lambda_{t+1} P_{t+1} = 0$$

Se obtiene la ecuación estructural de absorción:

$$\tilde{n}_t = \alpha_{nn^e} E_t(\tilde{n}_{t+1}) + (1 - \alpha_{nn^e}) \tilde{n}_{t-1} + \beta_{nr} \hat{r}_{t-1} + \varepsilon_t^n \quad (1)$$

El equilibrio en el mercado de bienes, resultado del comportamiento optimizador de las familias, muestra una relación inversa entre la tasa de interés real y el consumo o absorción de la economía. Es decir, se determina el nivel de consumo dada la senda exógena de la tasa real y las expectativas de absorción, mientras ε_t^n es un shock de preferencias que afecta a la demanda.

Adicionalmente, para tener un análisis más exacto del mercado de bienes, se incluirá una ecuación que pueda determinar el nivel de producto y se pueda generar una relación con las variables absorción, importación y exportación.

$$\tilde{y}_t - \tilde{n}_t = \alpha_{yz}\tilde{z}_t + \alpha_{yy^*}\tilde{y}_t^* + \delta_{yn}\tilde{n}_t + \varepsilon_t^y \quad (2)$$

Las importaciones estarán determinadas por el total de consumo expresado en la variable absorción \tilde{n}_t , mientras que las exportaciones estarán determinadas por el producto internacional y el tipo de cambio real. De esta manera, se genera una variable, la balanza comercial a través del diferencial $\tilde{y}_t - \tilde{n}_t$. Al igual que Catao y Pagan (2010), aunque esta ecuación es una identidad, esta deja de serlo cuando se reemplaza las importaciones y exportaciones por su forma funcional. Para caracterizar a una economía emergente como la peruana, esta ecuación adiciona un shock ε_t^y que pueda capturar el efecto de algún movimiento no esperado de las importaciones al abrir la economía.

Las firmas

Para el caso de las firmas, existe un continuo de firmas indexadas por $i \in [0,1]$. Asimismo, cada firma produce bienes diferenciados, generando una estructura de mercado monopólica. Todas las firmas tienen la misma función de tecnología:

$$Y_t(i) = A_t N_t(i)^{1-\alpha}$$

Y_t es el nivel de producción de la empresa, N_t es la cantidad de trabajo a utilizar y A_t es la tecnología empleada por la firma.

Además, existen rigideces nominales, donde se asume un esquema de precios a la Calvo (1983), en la cual las firmas pueden ajustar sus precios de manera óptima con una probabilidad $(1 - \theta)$. Es por esta razón, que solo una proporción $(1 - \theta)$ puede cambiar sus precios mientras que una proporción θ mantiene fijado los mismos en el nivel del periodo anterior.

Entonces la dinámica de precios agregados domésticos sería la siguiente:

$$P_{H,t} = [\theta(P_{H,t-1})^{1-\epsilon} + (1 - \theta)(P_{H,t}^*)^{1-\epsilon}]^{1/(1-\epsilon)}$$

Ahora el índice de precios de la economía está definido por los precios domésticos y extranjeros de la siguiente forma:

$$P_t = [(1 - \alpha)P_{H,t}^{1-n} + \alpha P_{F,t}^{1-n}]^{\frac{1}{1-n}}$$

Log-linealizando el índice, se obtiene:

$$p_t \equiv (1 - \alpha)p_{H,t} + \alpha p_{F,t}$$

$$p_t \equiv p_{H,t} + \alpha s_t$$

Donde $s_t \equiv p_{F,t} - p_{H,t}$, por lo tanto, la inflación doméstica definiéndola como el cambio entre el índice de precios domésticos de la siguiente forma:

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t$$

Para tener una relación entre los términos de intercambio s_t y el tipo de cambio real \tilde{z}_t , se define el tipo de cambio bilateral para una economía i como el ratio entre el índice de precios de dos economías en moneda doméstica:

$$\tilde{z}_t = \int_0^1 (e_{i,t} + p_t^i - p_t) di$$

$$\tilde{z}_t = e_{i,t} + p_t^* - p_t$$

$$\tilde{z}_t = s_t + p_{H,t} - p_t$$

$$\tilde{z}_t = (1 - \alpha)s_t$$

En ese sentido, para modelar la oferta se propone la siguiente curva de Phillips:

$$\hat{\pi}_t = \alpha_{\pi\pi^e} E_t(\hat{\pi}_{t+1}) + (1 - \alpha_{\pi\pi^e})\hat{\pi}_{t-1} + \alpha_{\pi y} \tilde{y}_t - \alpha_{\pi z} \Delta \tilde{z}_t + \varepsilon_t^\pi \quad (3)$$

La especificación del nivel de precios para la economía, está determinada por las expectativas de inflación $E_t(\hat{\pi}_{t+1})$, el producto \tilde{y}_t y el tipo de cambio $\Delta \tilde{z}_t$. Para

economías en desarrollo como la peruana, el tipo de cambio tiene un efecto en el sector transable de la economía, suavizando el incremento de precios.

Así, la Curva de Phillips, derivada del proceso optimizador de las firmas, explica la relación existente entre la inflación y el nivel de producto de una economía, resultado de la fijación de precios de las firmas quienes actúan en una estructura monopólica de mercado bajo una rigidez de precios en el corto plazo.

Política Monetaria

La cuarta ecuación es la función de reacción de política monetaria. Donde el Banco Central utiliza a la tasa de interés \hat{i}_t como instrumento, el coeficiente β_{ii} busca capturar el grado de suavizamiento de la política monetaria el cual es significativo en economías emergentes.

$$\hat{i}_t = \beta_{ii}\hat{i}_{t-1} + \alpha_{i\pi}E_t(\hat{\pi}_{t+1}) + \alpha_{iy}\tilde{y}_t + \varepsilon_t^i \quad (4)$$

Al igual que otros bancos centrales, esta función depende de las expectativas de inflación y del nivel producto de la economía, los cuales son el resultado del comportamiento de las familias representativas. Cuando el producto se encuentra por encima de su nivel de equilibrio, la inflación no es estable por lo que la tasa de interés se ajusta al alza para evitar una subida de precios, el mismo comportamiento se observará si es que las expectativas de inflación se incrementan. Por otro lado, el shock de política monetaria ε_t^i captura cualquier discrepancia existente entre la tasa de interés nominal observada y el valor que sugiere la regla de Taylor.

Paridad no Cubierta de Interés (UIP)

Siguiendo a Galí y Monacelli (2002), el precio de los bonos domésticos se define como $(R_t)^{-1} = E_t\{Q_{t,t+1}\}$ y el precio de equilibrio en términos de moneda doméstica de los bonos libre de riesgo denominado en moneda extranjera es $z_{i,t}(R_t^i)^{-1} =$

$E_t\{Q_{t,t+1}z_{i,t+1}\}$, se puede obtener una condición de la paridad no cubierta de interés convencional si se resta ambas ecuaciones²:

$$E_t \left\{ Q_{t,t+1} \left[R_t - R_t^i \left(\frac{z_{i,t+1}}{z_{i,t}} \right) \right] \right\} = 0$$

Log-linealizando el modelo alrededor de su estado estacionario, se obtiene la siguiente ecuación convencional para el tipo de cambio: $E_t \Delta z_{t+1} = (\hat{r}_t - \hat{r}_t^*)$.

Sin embargo, para efectos del presente modelo y al igual que Kollmann (2001), se le agregara un shock de prima por riesgo, redefiniéndose la ecuación de la siguiente forma:

$$\tilde{z}_t - E_t \tilde{z}_{t+1} - (\hat{r}_t - \hat{r}_t^*) = \zeta_t + \varepsilon_t^z \quad (5)$$

De esta manera, se determina el nivel de tipo de cambio pero ajustado al riesgo. Donde \hat{r}_t^* es la tasa interés real internacional. Para este caso, un aumento del tipo de cambio está definido como una depreciación de la moneda. Además, en esta ecuación existen dos shocks, el primero ζ_t se define como la prima por riesgo, mientras el segundo ε_t^z es el shock de la ecuación y esta no correlacionado con ζ_t .

Siguiendo a Schmitt-Grohé y Uribe (2003), en muchos modelos de ciclos reales de economías pequeñas y abiertas, el shock de la prima por riesgo depende del nivel del stock de deuda relativa al producto, por lo tanto, una mayor deuda incrementa la prima por riesgo, característica de las economías emergentes que tienen dentro de sus pasivos a la deuda externa. Por lo tanto, los agentes al decidir en cómo distribuir su riqueza entre activos domésticos y externos, y no pueden cubrirse del riesgo cambiario en el mercado de futuros, deben de considerar a las fluctuaciones del tipo de cambio a través del tipo de cambio esperado $E_t \tilde{z}_{t+1}$.

² Se define a \tilde{z}_t como tipo de cambio

Deuda

La siguiente ecuación detalla el cambio en nivel de deuda externa con respecto al producto en el tiempo³:

$$\Delta \hat{d}_t = \bar{d}[(1 - \bar{\psi})\hat{i}_t - (1 + \bar{\tau})\hat{\pi}_t] + \omega_n \hat{n}_t - \hat{y}_t + (\omega_m - \omega_x)\hat{z}_t - \omega_x \hat{t}t_t \quad (6)$$

En la ecuación (6), los términos de intercambio $\hat{t}t_t$ se consideran de manera exógena, acorde a las características de las economías emergentes que no tienen poder para afectar a esta variable. Las variables ω_m , ω_x y ω_n son las importaciones, exportaciones y la absorción, cada una medidas con respecto al PBI, respectivamente. Asimismo, \bar{d} es el valor de estado estacionario de la deuda, mientras que $\bar{\psi}$ es la tasa de crecimiento del PBI potencial ($\Delta \ln \bar{Y}_t$). La inclusión de estas variables pueden capturar el efecto que puede tener los términos de intercambio y la balanza comercial, no solo al nivel de deuda a través de esta identidad sino también al tipo de cambio, producto e inflación

Aumentando la estructura del modelo

Las ecuaciones en las secciones anteriores tienen el objetivo de modelar el comportamiento de una economía emergente pequeña y abierta como la peruana. Para obtener un resultado más preciso del modelo estructural, se ha optado por aumentar a este modelo base algunas ecuaciones adicionales. Por ejemplo, se ha separado de manera directa los efectos de la absorción que captura básicamente el comportamiento doméstico de la demanda agregada y el producto bruto interno que tiene el efecto de estar expuesto al comportamiento externo vía balanza comercial. Asimismo, el modelo está incluyendo una ecuación de deuda, característica de economías en desarrollo.

³ La derivación de la ecuación se encuentra en Catao, Laxton y Pagan (2008)

Una segunda extensión que es de alta relevancia para este tipo de economías es incorporar una ecuación que pueda explicar el comportamiento del crecimiento del crédito que coloca la banca privada. Para el caso financiero peruano, las micro y pequeñas empresas e, incluso, las medianas empresas mantienen como principal pasivo dentro de sus balances el crédito doméstico, evidenciando un acceso limitado al mercado de capitales como fuente de financiamiento alternativa. En ese sentido, se tiene la expectativa de que este canal del crédito tenga un rol fundamental en la economía como mecanismo de transmisión y pueda ser estimado.

En la literatura económica, se puede observar que los modelos que se caracterizan por ser micro-fundamentados, la inclusión del crédito y depósitos aparece en la ecuación de Euler, Edwards and Végh (1997). Mientras en Bernanke-Blinder (1988), el canal del crédito está incluido vía el spread bancario en la ecuación que explica la absorción de la economía. Kashyap y Stein (1995), también incluye el diferencial entre tasa activa y pasiva, para capturar el efecto del canal del crédito.

Al igual que Catao y Pagan (2010), para capturar los efectos del canal del crédito en la estructura de la presente economía, se tiene pensado utilizar a la tasa de crecimiento de los créditos colocados por los bancos al sector privado. Por lo tanto, dentro del sistema, el crecimiento del crédito doméstico está determinado de manera endógena de la siguiente forma:

$$pc_t = \beta_{cc}pc_{t-1} + \beta_{cy}\tilde{y}_{t-1} + \beta_{ci}\hat{i}_{t-1} + \beta_{cz}\tilde{z}_{t-1} + \gamma_{cz}\tilde{z}_{t-2} + \varepsilon_t^c \quad (7)$$

Donde β_{cc} muestra el efecto entre c_t y c_{t-1} , β_{cy} captura el efecto entre c_t y \tilde{y}_{t-1} . De la misma manera, el coeficiente β_{ci} estima la relación entre c_t y \hat{i}_{t-1} ; β_{cz} el efecto entre c_t y \tilde{z}_{t-1} ; y γ_{cz} el efecto entre c_t y \tilde{z}_{t-2} . Por lo tanto, se asume que el crecimiento del crédito está explicado por los rezagos de otras variables del sistema como el producto o la absorción, tasa de interés, tipo de cambio y crédito. Para el caso peruano, la inclusión del rezago del tipo de cambio en la ecuación de crédito es

importante porque tiene dos efectos. Por un lado, el efecto de hoja de balance permite que ante una apreciación del tipo de cambio, las empresas aumenten sus preferencias por demandar crédito en moneda extranjera dado su menor costo. Por otro lado, según Catao y Chang (2010), el sector no transable es más dependiente del crédito en moneda doméstica que el sector transable. En general, ante una apreciación del tipo de cambio o aumento del producto o absorción se espera un incremento del crédito. Por el contrario, un aumento de la tasa de interés, tendría un efecto negativo en el crecimiento del crédito, disminuyendo el nivel de las colocaciones.

La inclusión de esta variable de crédito tendrá un efecto en la ecuación de absorción aumentándola de la siguiente forma:

$$\tilde{n}_t = \alpha_{nn^e} E_t(\tilde{n}_{t+1}) + (1 - \alpha_{nn^e})\tilde{n}_{t-1} + \beta_{nr}\hat{r}_{t-1} + \alpha_{nc}pc_t + \beta_{nc}pc_{t-1} + \varepsilon_t^n \quad (8)$$

La ecuación (8) explica que el crecimiento del crédito en el periodo t y en $t - 1$ tendrá una relación positiva, por lo que un aumento del crédito ocasiona un aumento de la absorción.

4. Hipótesis de la investigación

La presente investigación tiene la hipótesis de que ante una política monetaria restrictiva, si bien se afecta a la cantidad de crédito de manera contractiva, el efecto es no significativo para afectar la actividad macroeconómica. Por lo tanto, la tasa de interés que maneja el banco central como instrumento de política monetaria, no es efectiva de manera significativa para afectar a la economía en el corto plazo.

5. Metodología

En esta sección, se presentará la metodología a utilizar para contrastar la hipótesis planteada por esta investigación. Una alternativa para estimar los modelos DSGE es utilizar los vectores autorregresivos estructurales (SVAR). La idea es aproximar los resultados de los datos con las ecuaciones estructurales, estimar los coeficientes de estas ecuaciones con el método GMM y analizar las funciones impulso respuesta de la economía ante un shock de política monetaria y ante un shock del crecimiento del crédito.

De acuerdo con Fernández-Villaverde et al. (2007), los vectores autorregresivos ayudan a explicar la teoría económica a través de los impulso respuesta de las variables frente a un shock. En ese sentido, un modelo SVAR puede representarse de la siguiente forma⁴:

$$[B(L)Y_t] = d_t + \varepsilon_t$$

Donde $d_t = \Psi Z_t$, Z_t es un vector de componentes determinísticos, $B(L)$ es una matriz polinomial de rezagos de orden p , Y_t es el vector de variables endógenas, B_0 es una matriz de efectos contemporáneos y ε_t es el vector de shocks estructurales.

La matriz de efectos contemporáneos se puede escribir en su forma reducida, de la siguiente manera:

$$[A(L)Y_t] = e_t$$

Donde $e_t = B_0 \varepsilon_t$, $A(L)$ es la matriz polinomial de orden p y e_t son los choques asociados en la forma reducida del modelo. Así, mediante imposición de restricciones se puede hallar los shocks en su forma estructural.

No obstante, surge el principal problema de los modelos VAR y SVAR: *la identificación*. Cuando se estima el modelo, no se está utilizando las ecuaciones

⁴ Para mayor detalle ver Lütkepohl (2005)

estructurales, pues en términos de parámetros difieren de las ecuaciones en forma reducida, por lo que la información no se puede recuperar. El objetivo es identificar el modelo en su forma estructural imponiéndole restricciones para que ambos modelos tengan la misma cantidad de parámetros.

En la literatura económica se tienen diversas alternativas para las restricciones. La primera es de tipo recursivo o impuesto por Sims (1980), en la cual se le da un ordenamiento utilizando una matriz triangular inferior, pues argumenta que la economía no es lo suficientemente rica para imponer restricciones identificables.

Sin embargo, su aplicación ha sido criticada como atórica pues no impone restricciones de acuerdo a la teoría económica. En consecuencia, surge la segunda alternativa, los modelos SVAR que impone restricciones de corto y largo plazo teniendo mayor concordancia con la teoría económica. De esta forma, se puede transformar de mejor manera las ecuaciones reducidas en ecuaciones estructurales obteniendo resultados más acordes con la teoría. Posteriormente, una vez identificado el modelo en la forma estructural se puede hacer el análisis de las funciones impulso-respuesta.

Para propósito de la presente investigación, una forma alternativa de imponer restricciones al modelo SVAR proviene de la teoría planteada por el propio modelo DSGE. Además, al igual que Catao y Pagan (2010), para evitar que el modelo tenga variables *forward-looking*, se utiliza ecuaciones de expectativas y se reemplazan en el modelo, aumentando las ecuaciones estructurales. El siguiente ejemplo ilustra el procedimiento:

$$\tilde{c}_t = E_t(\tilde{c}_{t+1}) + \delta(i_{t-1} - \hat{\pi}_{t-1}) + \varepsilon_t^n$$

Donde \tilde{c}_t es el gasto en consumo, i_t es la tasa de interés nominal, $\hat{\pi}_t$ es la inflación y ε_t^n un shock de preferencias. Asimismo, en esta ecuación se sustituye $E_t(\tilde{c}_{t+1})$ por

$\epsilon_t \Theta_1 + \epsilon_{t-1} \Theta_2$, generando una nueva ecuación estructural que ya no depende de expectativas:

$$\tilde{c}_t = \epsilon_t \Theta_1 + \epsilon_{t-1} \Theta_2 + \delta(i_{t-1} - \hat{\pi}_{t-1}) + \epsilon_t^n$$

Por lo tanto, la ecuación estructural planteada en un inicio ha sido aumentada por ϵ_t y ϵ_{t-1} . Además, la inclusión de estas nuevas variables no genera problemas al estimar los coeficientes Θ_1 y Θ_2 en el modelo estructural.

Con estos insumos, la estrategia a implementar en lo que resta del trabajo es la siguiente: construir el modelo SVAR utilizando las ecuaciones estructurales de la economía pequeña y abierta neo-keynesiana planteada en la sección 3. Luego se procede a extender el modelo reemplazando las expectativas de absorción $E_t \tilde{n}_{t+1}$, las expectativas de inflación $E_t \hat{\pi}_{t+1}$ y las expectativas de tipo de cambio $E_t \tilde{z}_{t+1}$ como funciones de las variables del modelo. Ahora, si los shocks del modelo siguen una estructura VAR(1), entonces el modelo tendrá una solución VAR(2), siendo consistente con la solución de otros modelos DSGE.

Por lo anterior, se asumirá dos rezagos en el vector autoregresivos estructural para capturar las expectativas del modelo. Siguiendo a Catao y Pagan (2010), al momento de generar el VAR(2) y discriminar qué variables se incluyen como determinantes de las expectativas, se considerará si la t-student está cerca de 1.5. Sin embargo, se podrá considerar variables menores a ese valor si la teoría lo sugiere y se pueda mejorar la estimación.

Para finalizar esta sección, se va a estimar cada ecuación del modelo de manera individual utilizando variables instrumentales, esta metodología permitirá estimar de manera correcta los coeficientes del sistema. De acuerdo a DeJong y Dave (2011), para estimar cada ecuación del propuesto se emplea la metodología de Métodos Generalizados de Momentos (GMM), la cual utiliza restricciones de ortogonalidad para hallar estimadores consistentes que minimicen la función objetivo.

En ese sentido, la técnica a implementar será tomar las variables rezagadas del modelo como instrumentos. De igual forma, las expectativas del modelo $E_t \tilde{n}_{t+1}$, $E_t \hat{\pi}_{t+1}$ y $E_t \tilde{z}_{t+1}$ capturadas del VAR(2) podrán ser utilizadas como instrumentos de \tilde{n}_t , $\hat{\pi}_t$ y \tilde{z}_t . Asimismo, los residuos de las ecuaciones estructurales serán considerados como instrumentos. Esta alternativa es utilizada si los shocks de estas ecuaciones estructurales están no correlacionados.

6. Los Datos

La recolección de la data proviene de la página web del BCRP y de la Nota Semanal. En este trabajo, ha restringido la muestra de frecuencia trimestral desde el periodo enero del 2002 a junio del 2012, periodo en el cual el BCR cambia de instrumento de política monetaria al pasar de agregados monetarios a fijar una tasa de interés de referencia, adoptando un esquema de metas explícitas de inflación. En particular, Vega y Winkelried (2005), sugieren que la adopción de un esquema MEI, tiene resultados favorables en la inflación cuando lo implementa un país en desarrollo. De la misma forma, Winkelried (2011) encuentra que el efecto traspaso del tipo de cambio es menor cuando se adopta el esquema de Metas Explícitas de inflación. Por esta razón, dado el periodo en análisis, se espera tener resultados auspiciosos para el canal de crédito.

A continuación se detallan las variables a utilizar:

\tilde{n}_t : Es la absorción real, es decir, el PBI real neto de balanza comercial.

\tilde{y}_t : PBI real

$\hat{\pi}_t$: La variación del IPC (2009=100).

\hat{i}_t : Se utiliza como posición de política monetaria a la tasa de interés interbancaria.

p_{c_t} : Crecimiento del crédito real del sistema bancario al sector privado.

\tilde{z}_t : Tipo de cambio real bilateral.

\hat{d}_t : Deuda externa total pública como porcentaje del PBI.

\hat{t}_t : Términos de Intercambio

\tilde{y}_t^* : PBI real de Estados Unidos

\hat{i}_t^* : Tasa de interés del bono del tesoro de Estados Unidos a 3 meses

Para el caso de la ecuación (6) de la deuda, se procede a parametrizar ω_m , ω_x y \bar{d} . Para ello, se reemplaza cada una con el promedio para el periodo analizado de las importaciones, exportaciones y deuda, respectivamente. Además, ψ se calcula como la suma de la inflación meta y crecimiento promedio del PBI real.

Para garantizar la estacionariedad de las variables se han utilizado las primeras diferencias del logaritmo de las variables, a excepción de las tasas de interés que son solo las primeras diferencias. En el caso de la serie PBI, tanto para el caso del Perú como el de Estados Unidos, y la serie absorción se han desestacionalizado utilizando la metodología Census X-12.

Para evitar las volatilidades en el periodo analizado, se utilizaron variables dummies para capturar ciertos eventos como el boom de los commodities y la crisis financiera que afectaron los años 2007, 2008 y 2009, las cuales producían datos atípicos en las series.

7. Estimación del Modelo y Resultados

En esta sección se presentará el VAR estructural para el caso peruano y sus funciones impulso respuesta como resultado de un aumento de 1% de la tasa de interés de política monetaria y de un aumento de 1% del crecimiento del crédito.

Frente a otras investigaciones, la ventaja de este estudio es que no solo presentará las funciones impulso respuesta sino también la estructura del modelo estimado. Además, dado el modelo planteado, este resultado tendrá un sustento teórico detrás.

La estimación del SVAR se presenta a continuación con sus respectivos t-ratios en paréntesis:

Tabla 1: Resultados de las Estimaciones
Crecimiento del Crédito

$$pc_t = 0.373pc_{t-1} + 0.478\tilde{y}_{t-1} - 0.013\hat{i}_t + 1.877\hat{\pi}_t - 0.484\tilde{z}_{t-2} - 1.464\tilde{y}_{t-1}^* + \varepsilon_t^c$$

(3.68)	(1.40)	(-1.62)	(2.06)	(-1.72)	(-1.97)
--------	--------	---------	--------	---------	---------

Tabla 2: Resultados de las Estimaciones
Absorción

$$\tilde{n}_t - \tilde{n}_{t-1} = 0.524[E_t(\tilde{n}_{t+1}) - \tilde{n}_{t-1}] - 0.004\hat{r}_{t-1} + 0.065pc_{t-1} + \varepsilon_t^n$$

(7.77)	(-1.96)	(2.36)
--------	---------	--------

Tabla 3: Resultados de las Estimaciones
Producto

$$\tilde{y}_t = 0.158\tilde{z}_t + 0.511\tilde{n}_t + 0.217\hat{\pi}_t + \varepsilon_t^y$$

(4.11)	(11.07)	(13.10)
--------	---------	---------

Tabla 4: Resultados de las Estimaciones

<i>Curva de Phillips</i>	
$\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_{t-1} = 0.236[E_t(\hat{\pi}_{t+1}) - \hat{\pi}_{t-1}] + 0.061\tilde{n}_t - 0.112\tilde{z}_{t-1} + \varepsilon_t^\pi$	
(4.84)	(3.78) (4.89)

Tabla 5: Resultados de las Estimaciones

<i>Regla de Taylor</i>	
$\hat{i}_t = 0.622\hat{i}_{t-1} + 31.21E_t(\hat{\pi}_{t+1}) + 14.25\tilde{n}_t + \varepsilon_t^i$	
(7.30)	(1.82) (5.46)

Tabla 6: Resultados de las Estimaciones

<i>Tipo de Cambio</i>	
$\zeta_t = -0.144\hat{i}_{t-1} + 0.542\tilde{z}_t + 0.157\tilde{i}_t^z + \varepsilon_t^z$	
(-7.04)	(0.63) (6.28)

$$\zeta_t = \tilde{z}_t - E_t\tilde{z}_{t+1} - \left[\frac{(\hat{r}_t - \hat{r}_t^*)}{4} \right]$$

Mientras que las expectativas del modelo son:

Tabla 7: Resultados de las Estimaciones

<i>Expectativas de Inflación</i>	
$E_t\hat{\pi}_{t+1} = 0.048pc_{t-1} + 0.177\tilde{n}_{t-1} + 0.282\hat{\pi}_{t-1} - 0.005\hat{i}_t + 0.002\hat{i}_{t-1} - 0.094\tilde{z}_t$	
(1.58)	(2.10) (1.38) (-2.39) (1.63) (1.98)
$+ 0.127\tilde{z}_{t-1} + 0.241\tilde{y}_{t-1}^*$	
(2.32)	(1.24)

Tabla 8: Resultados de las Estimaciones

<i>Expectativas de Absorción</i>	
$E_t\tilde{n}_{t+1} = 0.761\tilde{y}_t^* + 0.116\hat{t}_t + 0.346\tilde{y}_t + 0.175\tilde{z}_t$	
(1.24)	(1.19) (1.24) (-1.09)

Tabla 9: Resultados de las Estimaciones
Expectativas de Tipo de Cambio

$E_t \tilde{z}_{t+1} = -1.246 \tilde{y}_{t-1}^* + 0.236 \hat{t}_{t-1} - 0.273 pc_{t-1} + 0.614 \tilde{n}_t + 0.506 \tilde{n}_{t-1} - 0.616 \tilde{y}_t$					
(-1.48)	(1.86)	(-2.05)	(1.57)	(1.38)	(-1.71)
$- 0.774 \tilde{y}_{t-1} - 1.122 \hat{\pi}_t - 1.535 \hat{\pi}_{t-1}$					
(-2.12)	(-1.43)	(-1.73)			

Como se detalló en la parte metodológica, para construir las ecuaciones del modelo se incluyeron variables que tienen un t-ratio cercano a 1.5. Esta forma de incluirlos es similar a utilizar el criterio de Akaike y Schwartz para discriminar qué regresor se incluye. Sin embargo, en muchas de las ecuaciones, se puede observar que se ha incluido variables menores o cerca a uno, es decir, variables que no tienen significancia. Al igual que Catao y Pagan (2010), si las variables suponen estar presente en el modelo estructural, entonces la falta de significancia representa una evidencia de los datos en contra del modelo, característica que se puede encontrar en la estimación de los modelos DSGE-SVAR.

Este análisis comenzará por la ecuación del crecimiento del crédito, la cual es afectada negativamente por la tasa de interés nominal y positivamente por el rezago del producto. La tasa de interés nominal reduce el crecimiento del crédito haciéndolo más caro, mientras las presiones de demanda, incrementan la demanda por crédito. Además, existe una relación negativa con el segundo rezago del tipo de cambio. Es decir, frente a una apreciación del tipo de cambio, la moneda doméstica es más cara que la moneda extranjera, las familias y las empresas tienden a endeudarse más en dólares que en soles, exponiéndose al riesgo cambiario de la hoja de balance. Asimismo, tanto el rezago del crecimiento del crédito y la inflación afectan de manera positiva; mientras, el PBI internacional tiene un efecto negativo.

Como se explicó en la sección 3, el crédito aumenta a la ecuación de la absorción. En ese sentido, la estimación muestra que el rezago del crédito es significativo y positivo. Además, al igual que en economías desarrolladas donde este resultado es inusual, el componente con rezagos 0.48 es dominado por el componente de expectativas 0.52. En el caso de la tasa de interés real, el efecto es negativo, encareciendo el financiamiento y disminuyendo la demanda doméstica.

El modelo propone una identidad para poder relacionar a las variables producto, absorción, importaciones y exportaciones. Aun cuando el coeficiente no es tan alto (0.158), una apreciación del tipo de cambio, disminuye el producto vía balanza comercial. En ese mismo sentido, un aumento de los términos de intercambio, aumenta el producto con un coeficiente menor a 1. La absorción que captura la demanda doméstica, tiene un efecto positivo en el incremento del PBI.

En el caso de la ecuación de la inflación se asemeja mucho a la ecuación estructural planteada en la sección 3. De acuerdo a la teoría, tanto la absorción como la expectativa de inflación generan presiones de demanda, mientras que la apreciación del tipo de cambio, ayuda a estabilizarla.

En la ecuación de regla de Taylor resulta muy similar al planteado en el modelo estructural, donde la variable absorción aparece con un coeficiente de 14.25 y depende de manera positiva. Asimismo, la inflación esperada tiene un desempeño positivo en la ecuación. En el caso de la tasa de interés, en términos del primer rezago, la ecuación considera a un coeficiente de 0.622.

Para el caso peruano, la ecuación del tipo de cambio se ha tratado de estimar lo mejor posible, sobretodo porque proviene de un modelo estructural DSGE. En este caso, el resultado de la estimación es muy similar al caso chileno que se muestra en Catao y Pagan (2010). La ecuación estimada incluye a la variable tipo de cambio en

el periodo t , también se incluye al rezago de la tasa de interés como un regresor de la UIP y, al igual que Brasil y otras economías emergentes, la variable tasa de interés internacional afecta de manera positiva a la ecuación.

La figura 1 muestra el impulso de un aumento 1% de la tasa de interés. Se puede apreciar que no existe respuestas no esperadas ni en la inflación ni en el tipo de cambio en los resultados, a excepción de la variable absorción que sobre-reacciona en el periodo cero, contrayéndose en los siguientes periodos, llega a su mínimo aproximadamente en el tercer trimestre. Otro impacto inmediato es el que se muestra con la variable producto real, el cual se contrae en el periodo cero, para luego retornar a sus niveles iniciales.

En lo que respecta a la inflación, se evidencia el mismo comportamiento que la absorción y el producto, observándose su mayor caída entre el segundo y tercer trimestre.

Este aumento de la tasa de interés, provoca una apreciación en el tipo de cambio real y un aumento de la deuda externa. En línea a la teoría planteada sobre el canal del crédito, se observan dos efectos: por un lado, el incremento en la tasa de interés, encarece el crédito, contrayendo la demanda, evidenciándose en una disminución de la absorción. Por otro lado, la apreciación del tipo de cambio, a través de un mayor precio relativo de los bienes no transables y el efecto positivo en la hoja de balance, aumenta la demanda de crédito para el sector transable de la economía. Sin embargo, en el neto, se observa una caída en el crecimiento del crédito, evidenciando el poder de la política monetaria para afectar a esta variable.

En el caso de la balanza comercial, aun cuando sobre-reacciona en el periodo cero, este efecto suele caer en los trimestres siguientes de ocurrido el shock y luego se diluye en el tiempo.

La figura 2 muestra el ejercicio realizado ante un shock positivo en el crecimiento del crédito. Como se espera, se produce un incremento de la absorción de alrededor de 0.1 por ciento pero luego el efecto se diluye en el tiempo. Asimismo, en los primeros periodos, se observa una disminución del producto en 0.02 y de la inflación en 0.07, en línea al aumento de la tasa de interbancaria que reacciona para contrarrestar el efecto del shock. Como resultado de este efecto, se observa una apreciación del tipo de cambio en los primeros trimestres, ajustando hacia la baja a la balanza comercial. Estos resultados si bien son respuestas de corto plazo ante el shock, demuestra la importancia que tiene el crédito en la economía peruana.

En suma, para el periodo en análisis, los resultados muestran que el canal del crédito tiene un rol no trivial en la economía peruana, es decir, sí está operando, afectando el crecimiento del crédito y luego el efecto en la absorción y el producto. En consecuencia, la política monetaria que maneja el BCR sí esta operando por el canal de crédito, rechazando la hipótesis propuesta de que no hay efectos de la política monetaria a través del canal crediticio.

Figura 1: Impulso Respuesta de un aumento de 1% de la tasa de política monetaria

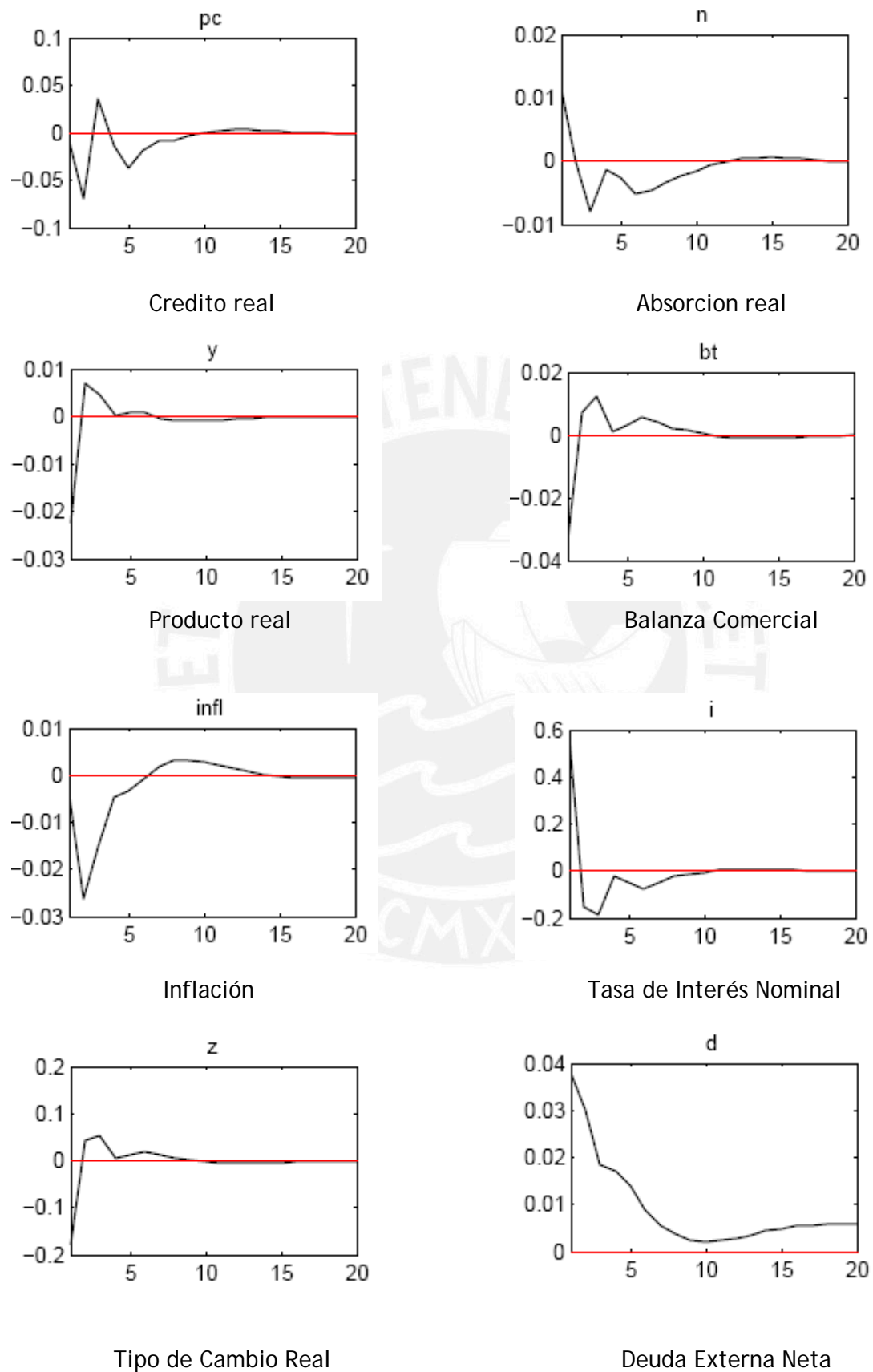
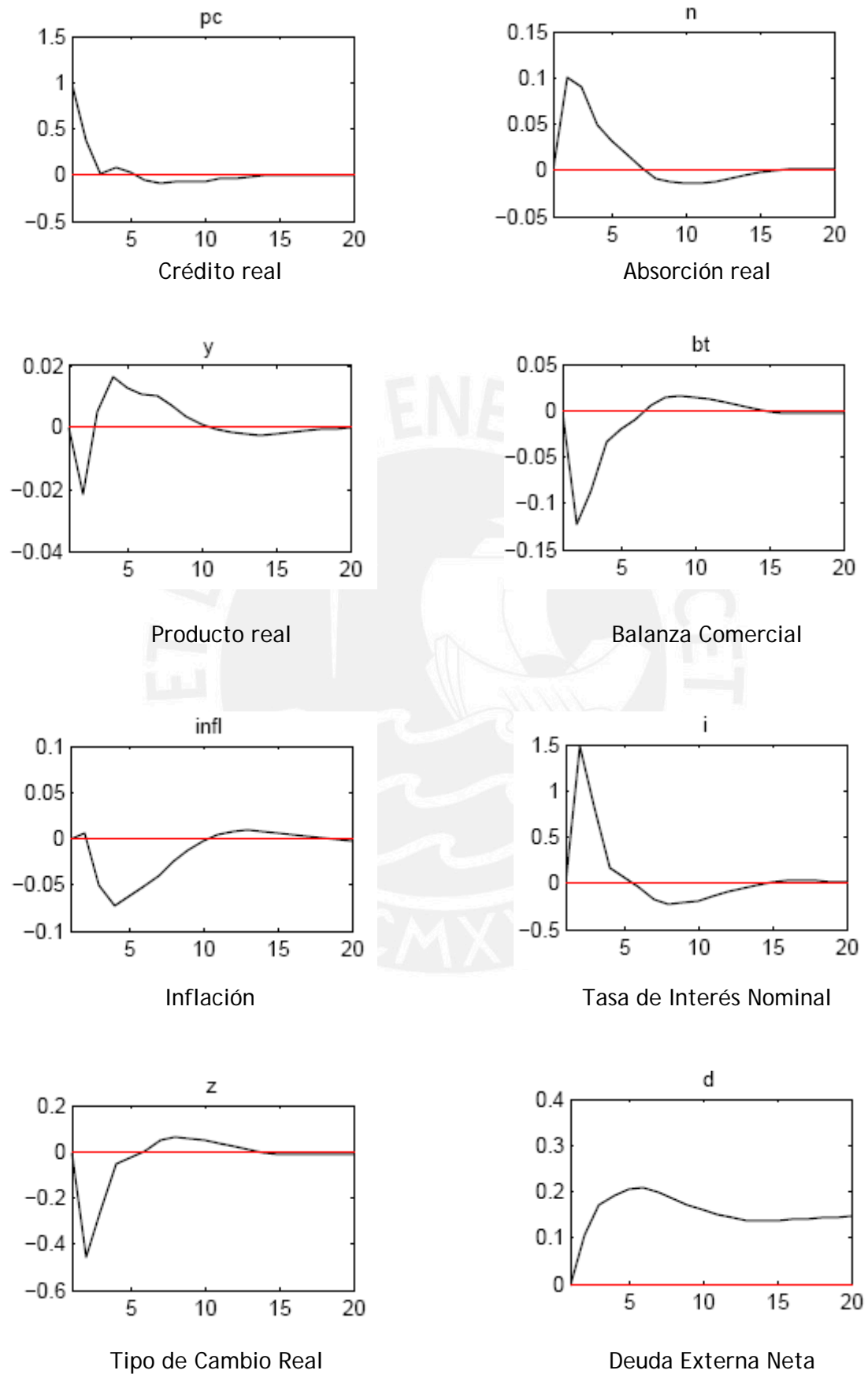


Figura 2: Impulso Respuesta de un aumento de 1% en el crecimiento del crédito



8. Conclusiones

Esta investigación tuvo como finalidad verificar la existencia del canal de crédito para el caso peruano. En ese sentido, se ha propuesto un conjunto de ecuaciones estructurales basado en un modelo DSGE que se aproxima a explicar las características de una economía emergente como la peruana. Asimismo, el modelo planteado ha permitido estimar las ecuaciones estructurales bajo la técnica del Método Generalizado de Momentos (GMM), una vez estimado el sistema, se ha procedido a analizar las funciones impulso respuesta frente a un shock de política monetaria y a un shock del crecimiento del crédito.

En lo que refiere a los resultados propios de la investigación, la estimación arroja resultados interesantes, primero porque no existen *puzzles* en la inflación, tipo de cambio o cualquier impulso contraintuitivo. Todo lo contrario, los resultados son intuitivos acordes a la teoría planteada en el modelo.

En línea a la evidencia empírica, se observa que la política monetaria a través del canal del crédito sí está operando para la economía peruana con ciertos rezagos, rechazando la hipótesis planteada en este estudio. Tal como se mostró en la sección anterior, frente a una subida de la tasa de interés manejada por el BCR, los efectos en el producto y la inflación tiene su mayor caída en el periodo cero y tres, respectivamente. Adicionalmente, ante un shock en el crecimiento del crédito, la absorción se ve afectada de manera positiva; sin embargo, se observa una contracción tanto del producto como la inflación en los primeros periodos, cuando la tasa de interés sube. Si bien estas respuestas de las variables se diluyen entre el tercer y cuarto trimestre, se demuestra la relevancia que tiene la variable crédito en la economía peruana.

Al igual a lo encontrado por Catao y Pagan (2010) para el caso de Brasil y Chile, el canal del crédito tiene un rol intra-temporal en moderar el impacto de la política monetaria en la absorción vía el tipo de cambio. Mientras un aumento de la tasa de interés reduce la demanda doméstica vía el canal tradicional de tasas de interés; la apreciación del tipo de cambio, incentiva a una mayor demanda por crédito en moneda extranjera. Si bien en el agregado se evidencia una contracción del crecimiento del crédito, demostrando la operatividad del canal, la contracción no sería tan fuerte si es que se demuestra que el canal del tipo de cambio estaría operando completamente para la economía pequeña y abierta como la peruana.

Finalmente, los resultados del presente estudio deja a disposición una agenda de investigación a futuro. En particular, se sugiere realizar el mismo análisis con una ecuación de tipo de cambio que se pueda ajustar mejor a las características de la economía peruana. Asimismo, realizar la estimación del modelo con una mayor muestra que pueda comparar el efecto de los instrumentos de política monetaria utilizando las tasas de interés versus agregados monetarios, arrojarían resultados interesantes. Otra propuesta no menos importante sería estimar el modelo utilizando la metodología bayesiana.

9. Bibliografía

Alfaro, R., C. Garcia, A., A. Jara y H. Franken (2005), "The bank lending channel in Chile", In: for International Settlements, B. (ed.), *Investigating the relationship between the financial and real economy*, Bank for International Settlements, vol. 22 of *BIS Papers chapters*, 128-145.

Armas, A. y F. Grippa (2005), "Targeting inflation in a dollarised economy: the Peruvian experience", Research Department Publications 4423, Inter-American Development Bank, Research Department.

Bernanke, B. y A. Blinder (1988), "Credit, Money, Aggregate Demand", *The American Economic Review*, 78, 435-439.

Bernanke, B. y A. Blinder (1992), "The federal funds rate and the channels of monetary transmission", *The American Economic Review*, 82, 901-921.

Bringas, P. y V. Tuesta (1997), "El superávit de encaje y los mecanismos de transmisión de la política monetaria: una aproximación", *Revista Estudios Económicos N°1*, 33-50. Banco Central de Reserva del Perú.

Calvo, G. (1983), "Staggered prices in a utility maximizing framework", *Journal of Monetary Economics* 12, 383-398.

Carrera, C. (2011), "el canal del crédito bancario en el Perú", *Revista Estudios Económicos N°22*, 63-82. Banco Central de Reserva del Perú.

Catão, L.A.V. and R. Chang (2010) "Banks and Monetary Transmission in Emerging Markets", *Mimeo. Washington: Inter-American Development Bank*.

Catão, L.A.V., D. Laxton, and A. Pagan (2008) "Monetary Transmission in an Emerging Targeter: The Case of Brazil", *Working paper 08/191*. Washington: International Monetary Fund.

Catão, L.A.V. y Pagan, G (2010), "The credit channel and monetary transmission in Brazil and Chile: a structured VAR approach". *NCER Working Paper Series 53*, National Centre for Econometric Research.

David N. DeJong y C. Dave (2011) *Structural Macroeconometrics*. 2da Edición, Princeton University Press, (Princeton, NJ).

Edwards, S. y C. Végh (1997), "Banks and Macroeconomic Disturbances under Predetermined Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics*, Vol. No. 40, pp. 239-278.

Ehrmann, M., Gambacorta, L., Martínez-Pagés, J., Sevestre, P., Worms, A., (2003), "Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the Euro Area", *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*. Cambridge University Press, pp. 235-269.

Fernández-Villaverde, J., Rubio-Ramírez, J., Thomas J. Sargent y Watson, M., (2007), "ABCs (and Ds) of Understanding VARs", *The American Economic Review*, Vol. 97, No. 3 (Jun., 2007), pp. 1021-1026

Galí, J. y Monacelli, T. (2002), "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy", NBER Working Paper No. 8905. National Bureau of Economic Research.

Hernando, I. y J. Martinez-Pages (2001), "Is there a bank lending channel of monetary policy in Spain", *Banco de España Paper 117*

Kashyap, A. y J. Stein (1995), "The impact of monetary Policy on bank balance sheets", *Carnegie- Rochester conference series on Public Policy*, 42, 151-195.

Kashyap, A., Stein J., (2000), "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?", *American Economic Review* 90: 407-428.

Kishan, R., Opiela, T., (2000), "Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel", *Journal of Money, Credit and Banking* 32: 121-41.

Kollmann, R. (2001), "The Exchange Rate in a Dynamic Optimizing Current Account Model with Nominal Rigidities: A Quantitative Investigation", *Journal of International Economics* vol.55, 243-262.

Leyva, G. (2004), "El canal de préstamos bancarios: Introduciendo no linealidad en el mecanismo de transmisión monetaria", *Revista Concurso de Investigación para Jóvenes Economistas 2002-2004*. Banco Central de Reserva del Perú.

Loo-Kung, R. y M. Shiva (2003), "El efecto de la política monetaria en la dinámica de los préstamos bancarios: un enfoque a nivel de bancos" *Revista Concurso de Jóvenes Economistas 2002-2004*. Banco Central de Reserva del Perú.

Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer Berlin Heidelberg New York [u.a.].

Quispe, Z. (2001), "Transmission mechanisms of monetary policy in an economy with partial dollarization: The Case of Peru", In: for International Settlements, B. (ed.), *Modeling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries*, Bank for International Settlements, vol. 8 of BIS Papers chapters, pp. 210-231.

Ravenna, F. y C. Walsh (2006), "Optimal monetary policy with the cost channel", *Journal of Monetary Economics* vol. 53, pp.199-216.

Rossini, R. y M. Vega (2007), "El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera: El caso del Perú entre 1996 y 2006", *Revista Estudios Económicos N°14*, 11-32. *Banco Central de Reserva del Perú*

Schmitt-Grohe, S. and M. Uribe (2003), "Closing Small Open Economy Models", *Journal of International Economics*, Vol. 61, pp. 163-185.

Sims, C. (1980), "Macroeconomics and reality", *Econometrica* vol. 48, pp. 1-48

Stein, J. (1998), "An adverse-selection model of bank asset and liability management with implications for the transmission of monetary policy", *RAND journal of Economics* vol. 29, pp. 466-486.

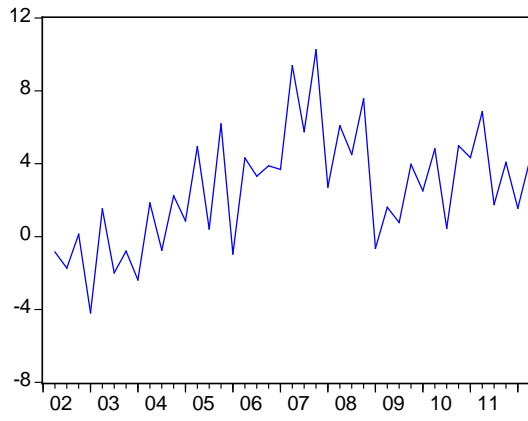
Vega, M. and D. Winkelried (2005), "Inflation targeting and inflation behavior: a successful story", *International Journal of Central Banking* 1.

Walsh, C. (2003), *Monetary Theory and Policy*. 2da Edición, MIT Press [u.a.]

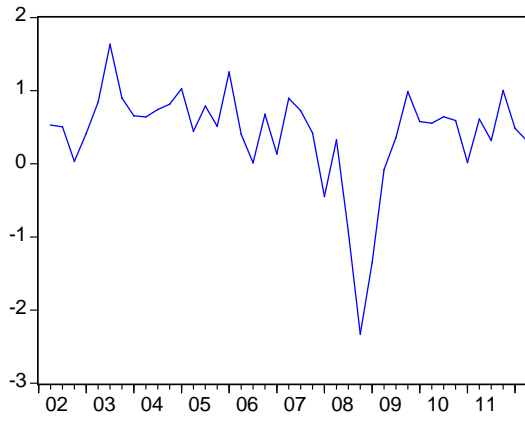
Winkelried, D. (2011), "Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru," *Working Papers* 2011-012, Banco Central de Reserva del Perú.



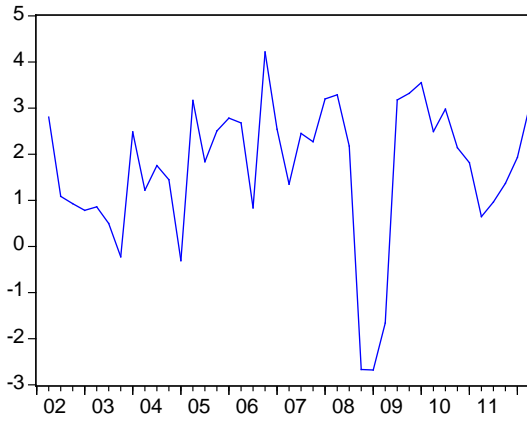
10. Anexos



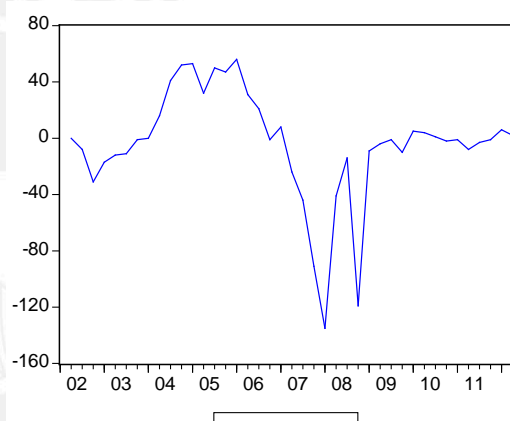
CREDITO



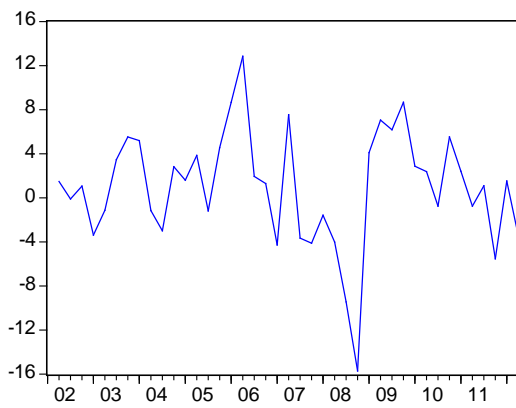
LPBL_USA_C



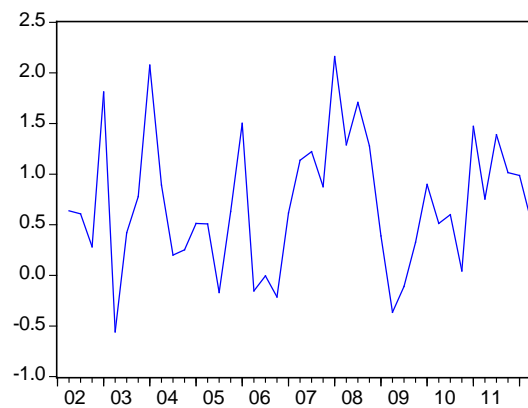
LABS_SA_C



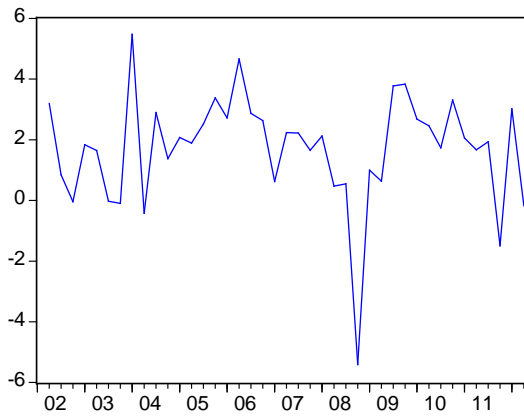
I_STAR_C



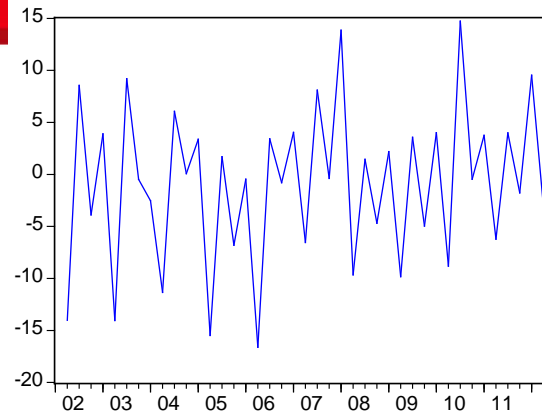
TT_C



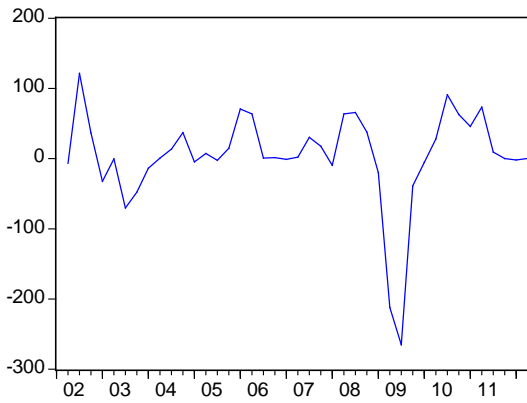
INFLA_C



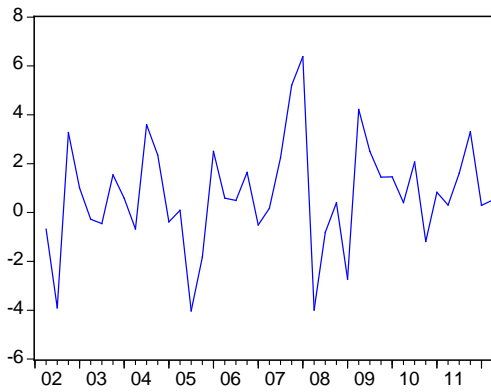
— LPBI_PERU_SA_C



— DEUDA



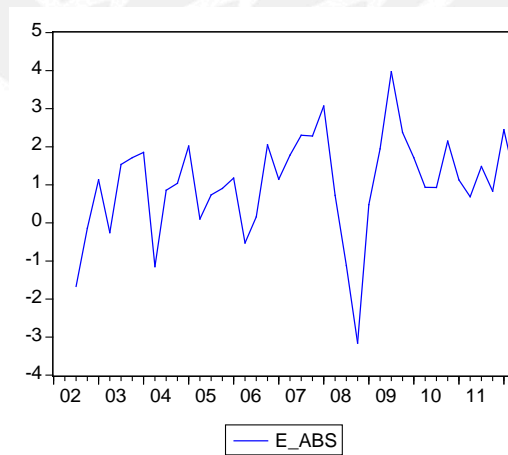
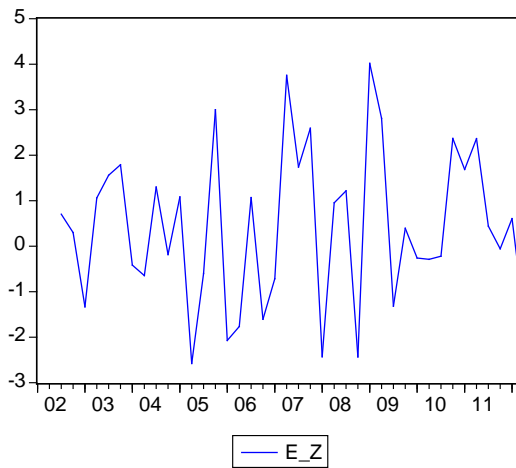
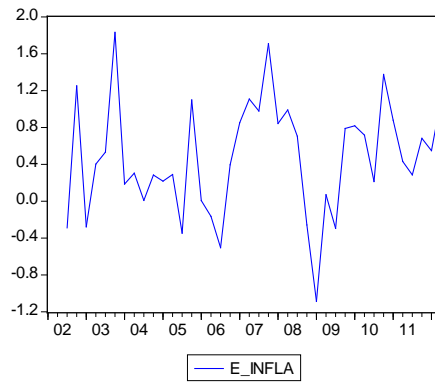
— I_DOM_C



— LTCRM_SA_C



Expectativas de las variables: Inflación, Tipo de Cambio y Absorción real



Cuadro 7. Valores Propios

Módulo	Real	Imaginario
9.89E-18	9.89E-18	0
1.36E-09	1.36E-09	0
1.36E-09	-1.36E-09	0
0.167	0.167	0
0.4977	-0.08794	0.4899
0.4977	-0.08794	-0.4899
0.8067	0.7541	0.2866
0.8067	0.7541	-0.2866
0.85	0.85	0
0.86	0.86	0
0.99	0.99	0
1	1	0

Cuadro 8. Momentos de las variables

Variable	Media	Desviación Estándar	Varianza
pc	0.00	16.64	276.79
n	0.00	3.74	13.96
y	0.00	2.09	4.38
infl	0.00	4.60	21.13
i	0.00	37.77	1426.46
z	0.00	11.68	136.43
d	NA	NA	NA
bt	0.00	3.33	11.06

Cuadro 9. Descomposición de la Varianza (en porcentaje)

	epsn	epsy	epsinf	epsi	epsis	epstt	epsz	epsys	epspc
pc	0.09	0.01	34.00	0.00	0.00	0.61	0.72	64.15	0.43
n	2.80	0.07	31.74	0.00	0.00	21.27	0.26	43.69	0.17
y	0.33	2.37	12.17	0.01	0.00	75.18	3.94	5.96	0.03
infl	0.59	0.02	63.03	0.00	0.00	8.20	0.50	27.57	0.08
i	1.52	0.04	67.87	0.03	0.00	7.79	3.88	18.66	0.22
z	1.48	0.04	65.73	0.03	0.00	7.54	6.91	18.07	0.21
bt	2.52	0.59	55.72	0.01	0.00	2.03	2.94	35.96	0.23

Cuadro 10. Matriz de Correlaciones

Variables	pc	n	y	infl	i	z	bt
pc	1.00	-0.26	-0.34	0.75	0.11	-0.11	0.08
n	-0.26	1.00	0.47	-0.40	0.84	-0.84	-0.83
y	-0.34	0.47	1.00	-0.53	0.09	-0.04	0.11
infl	0.75	-0.40	-0.53	1.00	0.04	-0.03	0.11
i	0.11	0.84	0.09	0.04	1.00	-0.95	-0.88
z	-0.11	-0.84	-0.04	-0.03	-0.95	1.00	0.91
bt	0.08	-0.83	0.11	0.11	-0.88	0.91	1.00

Cuadro 11. Coeficientes de Autocorrelación

Orden	1	2	3	4	5
pc	0.92	0.84	0.79	0.71	0.63
n	0.94	0.84	0.74	0.64	0.54
y	0.78	0.68	0.60	0.51	0.44
infl	0.78	0.51	0.33	0.21	0.14
i	0.79	0.56	0.42	0.29	0.17
z	0.72	0.54	0.42	0.28	0.16
bt	0.82	0.68	0.57	0.45	0.34