



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

**El canal de costos de la política monetaria:
Evidencia para la economía peruana**

Ángel Fernández Rojas*

* Banco Central de Reserva del Perú

DT. N° 2015-017
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Diciembre 2015

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

El canal de costos de la política monetaria: Evidencia para la economía peruana*

Ángel Fernández Rojas[†]
Banco Central de Reserva del Perú

Diciembre, 2015

Resumen

El presente documento evalúa la importancia del canal de costos para la economía peruana. Se estima la Curva de Phillips Neokeynesiana aumentada con el canal de costos a lo Tillman (2009a) vía el método de momentos generalizados usando ventanas móviles y se encuentra que este canal existe durante el régimen que usa a la tasa de interés como instrumento de política. Además, la relevancia de este canal aumenta en los periodos en los cuales la volatilidad de la tasa de interés interbancaria es baja. Esta dinámica se debe a que la fracción de los costos financieros respecto a los costos totales de las firmas es variante en el tiempo. Finalmente, el canal de expectativas refuerza el canal de demanda y el canal de tipo de cambio para reducir la inflación ante un aumento de la tasa de interés de política monetaria.

Abstract

This paper assesses the importance of cost channel for the Peruvian economy. I estimate the New Keynesian Phillips Curve augmented with cost channel with rolling window technique similar to Tillman (2009a) using generalized method of moments. It shows that the cost channel is important when the interest rate is used as a policy instrument. In addition, the importance of this channel increases in the periods with low volatility of the interbank interest rate. This dynamic is due to time-varying ratio of financial to total costs for firms. Finally, expectations channel reinforces demand channel and exchange rate channel to reduce inflation in response to an increase in monetary policy interest rate.

Clasificación JEL: E31; E42; E52

Palabras clave: Curva de Phillips Neokeynesiana; canal de costos; política monetaria

* El autor agradece a Marco Vega y Paul Castillo, así como los valiosos comentarios de los participantes del XXXI Encuentro de Economistas del BCRP. Todos los errores y las opiniones presentadas en este documento son de exclusiva responsabilidad del autor.

[†] Email: angel.fernandez@bcrp.gob.pe

1. Introducción

El canal de costos de la política monetaria radica en que los costos marginales de las firmas dependen de la tasa de interés nominal y por tanto, un empuje de costos se genera endógenamente cada vez que la autoridad monetaria influye en la tasa de interés de mercado. Si este empuje es demasiado fuerte, entonces ya no resulta factible ni óptimo estabilizar la brecha producto y la inflación de manera perfecta.

Una de las implicancias de la existencia de este canal es que resulta óptimo permitir fluctuaciones de la brecha producto y de la inflación incluso cuando no exista un empuje exógeno de costos. Además, la respuesta óptima de política monetaria bajo la presencia del canal de costos es menos agresiva ante los distintos choques exógenos que enfrenta la economía pues de esta manera, el producto no se alejará demasiado de su nivel natural ni la inflación de su meta.

La existencia de un canal de costos requiere que la posición de política monetaria se refleje en la tasa de interés del mercado de préstamos, es decir, requiere que exista un efecto traspaso de la tasa de interés de política a la tasa de interés a la que se prestan las firmas. Si la política monetaria no afecta a la tasa de interés de mercado, entonces el canal de costos no se encontraría activo. Por tanto, la potencia de la política monetaria permite que se cumpla una de las condiciones necesarias para la existencia de este canal.

Lahura (2005) estima el efecto traspaso de tasas de interés en la economía peruana para el periodo 1995-2004 y muestra que éste aumenta con la adopción del régimen de metas explícitas de inflación y que el coeficiente de traspaso es cercano pero menor a uno (efecto traspaso incompleto) en lo que respecta a la tasa de préstamos a más de 360 días. Además, encuentra que la tasa de préstamos hasta 360 días se ajusta con mayor rapidez ante choques que aumenten la tasa de interés interbancaria (esta tasa tiene un efecto traspaso mayor a uno). Por otro lado, Rostagno y Castillo (2010) estiman el efecto traspaso para diversas tasas de interés de la economía peruana durante el periodo 2002-2010 y encuentran que sólo la tasa de interés de los préstamos comerciales tiene una relación de largo plazo con la tasa de interés interbancaria, a diferencia de los segmentos de consumo, hipotecario y microempresas. Además, para esta tasa, el efecto traspaso es altamente significativo y cercano a uno. Por tanto, las firmas se encuentran inmersas en una economía donde el efecto traspaso de tasas de interés es altamente significativo y cercano a uno.

La evidencia empírica acerca de la existencia del canal es contradictoria, incluso realizando un análisis para los mismos países. Por un lado, Rabanal (2003), usando datos agregados, encuentra un efecto poco significativo de la tasa de interés nominal sobre la inflación tanto para el caso de los Estados Unidos como para los países de la Eurozona. Además, realiza diversas parametrizaciones de la sensibilidad de la inflación a la tasa de interés nominal y concluye que la existencia del canal de costos sólo es posible para valores poco razonables en sus parámetros. Por tanto, concluye que tanto para Estados Unidos como para los países de la Eurozona, el canal de costos es irrelevante.

Por otro lado, Chowdhury y otros (2006) estiman tanto la versión canónica como la híbrida de la Curva de Phillips y encuentran que, para la mayoría de los países del G7, la tasa de interés nominal de corto plazo ayuda a explicar la evolución de la inflación. A diferencia de Rabanal (2003), estos autores encuentran que el canal es relevante para Estados Unidos,

Italia y Reino Unido. Además, encuentran que el canal es relevante para el caso de Canadá, mientras que para Japón no se encontró ningún tipo de evidencia acerca de la existencia del canal. Con el fin de reforzar sus estimaciones, Chowdhury y otros (2006) evalúan el efecto traspaso de tasa de interés y muestran que los movimientos en la tasa de interés nominal que maneja el banco central tiene efectos amplificadores sobre los costos de los préstamos que toman las firmas, lo cual lleva a una evidencia fuerte a favor de la existencia del canal en los países mencionados.

Siguiendo el análisis de Chowdhury y otros (2006), Coble (2007) realiza estimaciones de las dos especificaciones mencionadas de la Curva de Phillips por el método de momentos generalizados para Chile. En un primer momento realiza una estimación uniecuacional y luego, con el fin de realizar ejercicios de robustez, estima el sistema de ecuaciones de su modelo. Mediante ambos métodos concluye que el canal de costos no es relevante para la economía chilena.

El resto del documento tiene la siguiente estructura. La sección 2 presenta un modelo teórico con bancos, del cual se deriva la Curva de Phillips aumentada con el canal de costos. La sección 3 realiza estimaciones de la Curva de Phillips usando ventanas móviles y estimaciones recursivas. La sección 4 realiza algunos ejercicios de robustez y la sección 5 presenta las conclusiones.

2. El modelo

El siguiente modelo se basa en Ravenna y Walsh (2006) y en Huelsewig y otros (2006). Se asume que en la economía existen consumidores, firmas y bancos, los cuales operan de manera racional. Además, existe un banco central y no existe gobierno.

2.1 Familias

Existe una familia representativa cuya función de utilidad depende de una canasta de bienes de consumo (C_t) y de ocio (N_t representa la cantidad de horas de trabajo). Además, se asume que se encuentra sujeto a choques de preferencias (ϑ_t) en cada momento del tiempo. La función a maximizar se expresa de la siguiente manera:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t \left[\frac{\vartheta_{t+k} C_{t+k}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \mu \frac{N_{t+k}^{1+\eta}}{1+\eta} \right]$$

La canasta de consumo está compuesta por bienes diferenciados producidos por un continuo de firmas indexadas por el subíndice j . Luego, la canasta se representa de la siguiente manera:

$$C_t = \left[\int_0^1 c_{jt}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad \varepsilon > 1$$

Donde c_{jt} es la cantidad de consumo del bien producido por la empresa j . Luego, se obtienen las funciones de demanda por cada bien tal que se minimiza el costo de la canasta de consumo C_t .

$$c_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\varepsilon} C_t$$

Donde p_{jt} es el precio del bien producido por la empresa j , mientras que P_t es el índice agregado de precios.

$$P_t = \left[\int_0^1 p_{jt}^{1-\varepsilon} dj \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

Las familias se encuentran sujetas a la restricción $M_t + W_t N_t - D_t \geq P_t C_t$ para comprar bienes de consumo, donde W_t es el salario, N_t es la cantidad de trabajo, M_t es la demanda de dinero y D_t son los depósitos en el banco. Además, las familias reciben ingresos Π_t de los bancos y empresas y el rendimiento bruto de sus depósitos $R_t^d D_t$. Donde R_t^d es la tasa de interés nominal bruta de los depósitos.

Luego, de la optimización intertemporal se obtienen la ecuación de Euler y la oferta de trabajo.

$$\vartheta_t C_t^{-\sigma} = \beta E_t \left[\frac{R_t^d P_t}{P_{t+1}} \vartheta_{t+1} C_{t+1}^{-\sigma} \right]$$

$$\frac{\mu N_t^\eta}{\vartheta_t C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t}{P_t}$$

2.2 Firmas

Existe un continuo de firmas de medida uno indexadas por el subíndice j , donde cada una de ellas produce un bien diferenciado pero todas se encuentran sujetas al mismo shock de productividad, es decir, no existen shocks idiosincrásicos de productividad. Además, se asume que las firmas disponen como único factor de producción al trabajo y que la función de producción es lineal $y_{jt} = A_t N_{jt}$, donde y_{jt} es la cantidad producida del bien j en el periodo t , N_{jt} es la cantidad de trabajo demandada por la firma j en el periodo t y A_t es un shock agregado de productividad.

Además, se adopta la especificación de Calvo (1983) en la cual las firmas pueden ajustar sus precios de manera óptima con una probabilidad de $1 - \theta$. Luego, por ley de grandes números, en un periodo determinado una fracción θ de las firmas mantendrá sus precios inalterados.

La firma j tiene que endeudarse con el banco a inicio del periodo por una cantidad igual a $\delta W_t N_{jt}$ a la tasa de interés nominal R_t , es decir, una fracción δ de sus costos es financiada a través de un préstamo. Por tanto, el costo total nominal de la mano de obra (único factor de producción) es $[1 + \delta(R_t - 1)]W_t N_{jt}$ y dado que la función de producción es lineal se tiene que el costo marginal real viene dado por

$$cm_{jt} = \frac{[1 + \delta(R_t - 1)]w_t}{A_t}$$

Donde w_t es el salario real $w_t = \frac{W_t}{P_t}$. Luego, el costo marginal es idéntico para todas las firmas pues depende de variables en las cuales no pueden influir.

La firma j , que fija su precio en el periodo t , lo hará de tal forma que maximice su beneficio esperado presente y futuro sujeto a la curva de demanda que enfrenta y a su función de producción.

Luego, cuando los precios son rígidos ($\theta \neq 0$), el proceso de optimización de las firmas lleva a obtener una curva de Phillips que recoge la dinámica de la inflación en función de las expectativas de inflación futura y la brecha de los costos marginales respecto a su nivel de estado estacionario.

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa c \widehat{m}_t$$

Donde π_t es el desvío de la inflación de su estado estacionario y $c \widehat{m}_t$ es el desvío del costo marginal real de su nivel de estado estacionario. Además, el parámetro $\kappa = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta}$

Luego, con el fin de observar el efecto de la tasa de interés nominal en la inflación, la curva de Phillips se puede expresar de la siguiente manera:

$$\pi_t = \beta E_t (\pi_{t+1}) + \kappa(\sigma + \eta)x_t + \delta_R \kappa R_t$$

Donde x_t es la brecha producto y $\delta_R = \frac{\delta RWN}{(1-\delta)WN + \delta RWN}$ la participación de estado estacionario del costo financiero (costo de endeudarse vía préstamos) en el costo total.

Ahora, si la fracción del costo de financiamiento depende del estado de la naturaleza en el que se encuentra la economía, se tendría una curva de Phillips como la siguiente:

$$\pi_t = \beta E_t (\pi_{t+1}) + \kappa(\sigma + \eta)x_t + \delta_R (s_{1t}) \kappa R_t$$

Donde s_{1t} es una variable que indica el estado de la economía, por ejemplo puede ocurrir que cuando existan presiones inflacionarias elevadas, las firmas requieran financiar sus costos en mayor proporción vía préstamos bancarios (reduciendo el uso de recursos propios) o que, en periodos de alta volatilidad de las tasas de interés, prefieran financiarse con recursos propios (reduciendo el uso de préstamos bancarios)

2.3 Bancos

En esta economía existe un continuo de bancos de medida uno indexados por el subíndice i que se comportan de manera monopolística otorgando préstamos diferenciados. Los bancos se financian a través de los depósitos que captan de las familias a la tasa $R_t^d(i)$ y además, enfrentan un costo de intermediación (o de monitoreo) que se incrementa con la cantidad de préstamos que otorgan $h(s)R_t L_t$ donde $h(s)$ es un parámetro que depende del estado de la economía. Además, enfrentan una restricción adicional según la cual la rentabilidad real de sus préstamos no debe estar por debajo de un umbral pues los dueños de los bancos se preocupan por el poder adquisitivo de sus beneficios.

La única fuente de ingresos del banco i es la rentabilidad de sus préstamos, mientras que sus costos vienen determinados por el pago a los depositantes y el costo de intermediación, con lo cual la función de beneficios en cada momento del tiempo es la siguiente:

$$B_t = R_t(i)L_t(i) - R_t^d(i)D_t(i) - R_t(i)h(s_t)L_t(i)$$

Esta función de beneficios estará sujeta a la restricción sobre su rentabilidad real $\frac{R_t(i)L_t(i)}{\pi_t} \geq z$. Luego el banco i se financia sólo por depósitos y este debe maximizar la siguiente función de beneficios.

$$\sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t [R_{t+k}(i)L_{t+k}(i) - R_{t+k}^d(i)D_{t+k}(i) - h(s_{t+k})R_{t+k}(i)L_{t+k}(i)]$$

Además, dado que cada firma demanda una mixtura de préstamos diferenciados, cada banco se enfrenta a la siguiente demanda de préstamos.

$$L_t^d(i) = \left(\frac{R_t(i)}{R_t} \right)^{-\gamma}$$

Luego la condición de óptimo viene dada por

$$R_t(i) = \frac{1}{1 - h(s_t) + \frac{\lambda_t}{\pi_t}} \frac{\gamma}{(\gamma - 1)} R_t^d(i)$$

Además, asumiendo que el banco central tiene control sobre la tasa de interés de los depósitos $R_t^d(i) = i_t^{bc}$, se obtiene:

$$R_t = \frac{1}{1 - h(s_t) + \frac{\lambda_t}{\pi_t}} \frac{\gamma}{(\gamma - 1)} i_t^{bc}$$

Donde i_t^{bc} es la tasa de interés de política del Banco Central. En esta ecuación se observa que el efecto traspaso de la tasa de interés fijada por el banco central hacia la tasa de interés de los préstamos se incrementa de manera no lineal con los costos de intermediación y con la inflación.

Por tanto, existen dos especificaciones de la curva de Phillips que se toman en cuenta de acuerdo al modelo planteado. La primera de ellas es la siguiente:

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \kappa(\sigma + \eta)x_t + \delta_R(s_{1t})\kappa R_t$$

Donde se muestra que la existencia de una relación no lineal entre la tasa de préstamos y la inflación proviene de una participación del costo financiero en el costo total que depende del estado de la naturaleza. Por ejemplo, si el riesgo de financiarse mediante préstamos aumenta, entonces las firmas buscarán otra fuente de financiamiento menos riesgosa o tal vez a las firmas puede resultarle óptimo en algún momento aumentar su financiamiento mediante recursos propios. La segunda especificación de la curva de Phillips sería la siguiente:

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \kappa(\sigma + \eta)x_t + \delta_R(s_{1t})\kappa \frac{1}{1 - h(s_t) + \frac{\lambda_t}{\Pi_t}} \frac{\gamma}{(\gamma - 1)} i_t^{bc}$$

Donde se muestra que la existencia de una relación no lineal entre la tasa de política monetaria y la inflación puede deberse a un traspaso no lineal entre la tasa de préstamos y la de política, el cual puede estar asociado a los costos de intermediación de los bancos (que incluyen costos debido a problemas de asimetría de información), así como a efectos inflacionarios sobre la rentabilidad real de los préstamos.

3. Análisis empírico

3.1 Metodología

La evaluación de la existencia del canal de costos en el Perú se realiza estimando, mediante el método de momentos generalizados, la ecuación de la Curva de Phillips planteada en el modelo y diversas especificaciones de ésta. Asimismo, las variables en expectativas del modelo se reemplazarán por sus valores realizados tal que se obtiene un error de predicción $\zeta_t = \beta(\pi_{t+1} - E_t\pi_{t+1})$. Se denota a z_t como el vector de instrumentos, los cuales son ortogonales al error de predicción. Luego, la estimación de la forma reducida establece que:

$$E_t\{(\pi_t - \beta\pi_{t+1} + \kappa\widehat{cm}_t)z_t\} = 0$$

Donde, la variable \widehat{cm}_t es una combinación lineal del desvío de los costos laborales por unidad de producto y de la tasa de interés de préstamos de sus niveles de largo plazo respectivamente.

Se estiman diversas especificaciones de la Curva de Phillips usando datos mensuales de la inflación, la inflación importada, la tasa de interés interbancaria, la tasa de interés preferencial corporativa, el tipo de cambio y el PBI real. Para las diversas especificaciones econométricas, se emplea la primera diferencia de las variables mencionadas.

En el proceso de estimación se utilizan ventanas móviles con un tamaño de 72 meses para estimar coeficientes por sub-muestras siguiendo a Tillman (2009a). Es decir, se estima la especificación elegida de la Curva de Phillips usando un tamaño de muestra de 72 meses, cambiando en cada momento la fecha de inicio y fin de la muestra. Asimismo, se estiman los coeficientes de la Curva de Phillips de manera recursiva con el fin de observar el efecto de cada periodo sobre la estimación de los coeficientes. Ambos tipos de estimaciones nos permiten ver si existe algún tipo de comportamiento no lineal en la ecuación de la Curva de Phillips y en particular, si el comportamiento no lineal se debe al canal de costos. También, se realizan algunos ejercicios de robustez en las secciones posteriores.

Se introduce el tipo de cambio nominal y el rezago de la inflación en la curva de Phillips obtenida en el modelo teórico para evitar problemas en la estimación de los parámetros. Por tanto, La ecuación a estimar sería la siguiente:

$$\pi_t = \theta_0 + \theta_1 E_t(\pi_{t+1}) + \theta_2 \pi_{t-1} + \theta_3 x_t + \theta_4 i_t + \theta_5 e_t \quad (1)$$

Donde π_t es la inflación, $E_t(\pi_{t+1})$ es la expectativa condicional al set de información del periodo t de la inflación en $t + 1$, π_{t-1} es la inflación rezagada un periodo, x_t es la variación del PBI, i_t es la tasa de interés nominal y e_t es el tipo de cambio nominal.

Tabla 1: Estimación de la Curva de Phillips

Regresores	Parámetros	Modelo I		Modelo II
		1999-2011	2003-2011	2002-2011
Constante	θ_0	0.06***	0.11***	0.10***
$E_t \pi_{t+1}$	θ_1	0.44***	0.27***	0.31***
π_{t-1}	θ_2	0.26***	0.29***	0.25***
x_t	θ_3	1.19***	0,16	0.64***
i_t	θ_4	0,003	0.19***	0.21***
e_t	θ_5	0.03**	0.05***	0.02***
	<i>J-statistic</i>	27,9	20,8	23,3

Un nivel de significancia de 1%, 5% y 10% es indicado por ***, **, * respectivamente

Instrumentos: Doce rezagos de la tasa de interés interbancaria, tipo de cambio nominal
tasa de interés preferencial corporativa, inflación, inflación importada y PBI.

3.2 Modelo I

En este modelo, se estima la ecuación que incluye la tasa de interés de política, representada por la tasa de interés interbancaria. Se encuentra que el canal de costos es inexistente para la muestra completa (desde 1999), mientras que para el periodo luego del 2003 (periodo en el que se empieza a utilizar a la tasa de referencia como instrumento de política monetaria) el canal de costos es relevante para explicar la dinámica de la inflación (Ver Tabla 1).

Luego, se estima por ventanas móviles de 72 meses y se obtiene la dinámica del coeficiente asociado a la tasa de interés (θ_4) en la Curva de Phillips. El gráfico 1 muestra que la relevancia del canal de costos (θ_4) aumenta en el tiempo, en línea con el uso de la tasa de interés como instrumento de política.

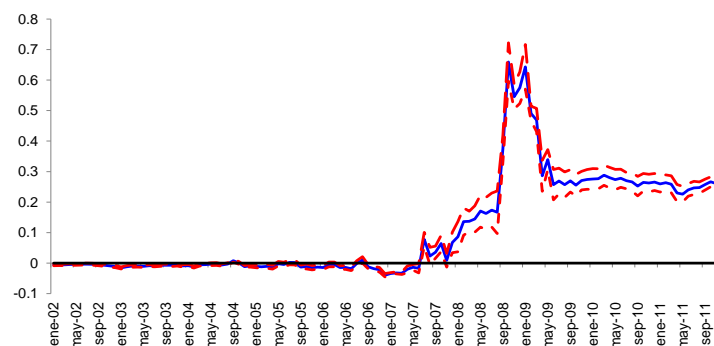


Gráfico 1: Canal de costos usando la tasa de interés interbancaria

3.3 Modelo II

Se estima la ecuación de la Curva de Phillips que incluye tasa de interés de préstamos, representada por la tasa de interés preferencial corporativa. Se observa que esta tasa afecta de manera significativa a la dinámica de la inflación durante todo el periodo muestral (desde el 2002, ver tabla 1). Por tanto, el primer requerimiento para la existencia del canal de costos se cumple pues la tasa de interés a la que acceden las firmas afecta a la inflación agregada a través de su impacto en sus costos de financiamiento (esta tasa de interés afecta a la oferta).

Además, se realiza una estimación mediante ventanas móviles de 72 meses y se encuentra que el coeficiente asociado al impacto de la tasa de interés sobre la inflación aumenta en el periodo de elevada inflación, a finales del 2008 (ver gráfico 2). Esta característica en la estimación de este modelo y del modelo anterior se puede deber tanto a la elevada inflación presentada a finales del 2008 o como a un quiebre estructural en la muestra alrededor del periodo en el cual se empieza a utilizar la tasa de interés como instrumento de política. En general, se puede observar que la tasa préstamos es relevante para explicar la dinámica de la inflación en cada momento del tiempo.

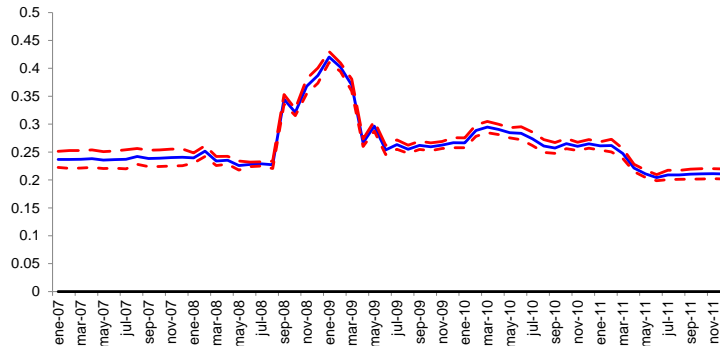


Gráfico 2: Canal de costos usando la tasa de interés preferencial corporativa

En la estimación del modelo I se muestra que la tasa de interés de política monetaria afecta a la dinámica de la inflación desde finales del 2007 mientras que en el gráfico de la estimación de este modelo se encuentra que durante todo el periodo muestral (desde el 2001) esta tasa afecta positivamente a la inflación, lo que implica que el coeficiente, usando ventanas móviles, es significativo desde 2007. La diferencia en las estimaciones se puede deber a la elevada volatilidad de la tasa de interés interbancaria hasta el 2002, lo cual está asociado al cambio de instrumento de política y al menor efecto traspaso antes de la fecha mencionada.

3.4 Estimación recursiva I

Se estima recursivamente el modelo I (desde el 2001) y se encuentra que la importancia del canal de costos aumenta gradualmente en el tiempo (ver gráfico 3), en línea con el aumento del efecto traspaso de tasas de interés en durante el mismo periodo. Para el modelo II, el canal de costos es importante durante toda la muestra. Por tanto, la tasa de interés es importante para la dinámica de la inflación y la importancia del canal de costos aumenta con el efecto traspaso de la tasa de interés

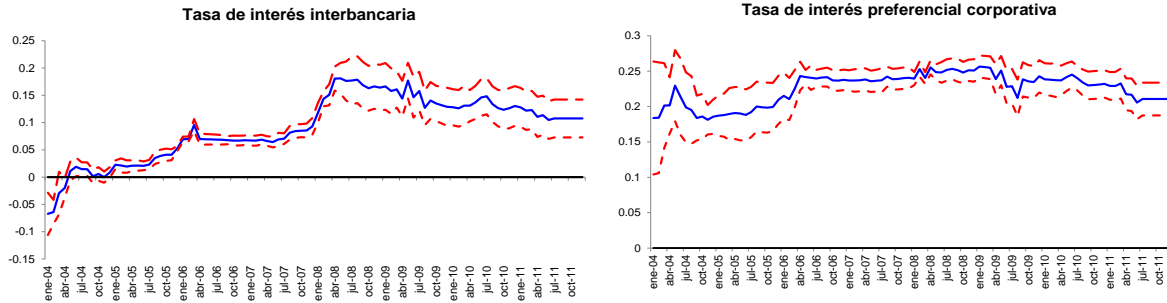


Gráfico 3: Estimación recursiva del canal de costos usando la tasa de interés interbancaria y la tasa de interés preferencial corporativa.

4. Robustez de resultados

4.1 Instrumentos

Se estiman las ecuaciones de los modelos I y II por el método de momentos generalizados cambiando el número rezagos en los instrumentos. Se realizan estimaciones con tres, seis y nueve rezagos en las variables usadas como instrumentos en la ecuación original (la cual usa doce rezagos). El gráfico 4 muestra estimaciones del parámetro asociado al canal de costos usando los rezagos seis y nueve rezagos.

En el modelo I, se encuentra que los resultados son robustos al número de rezagos de las variables instrumentales pues el coeficiente asociado al canal de costos sigue el mismo comportamiento bajo cualquier set de instrumentos. Asimismo, se observa que un menor número de rezagos en los instrumentos aumenta significativamente las bandas de confianza del estimador del coeficiente.

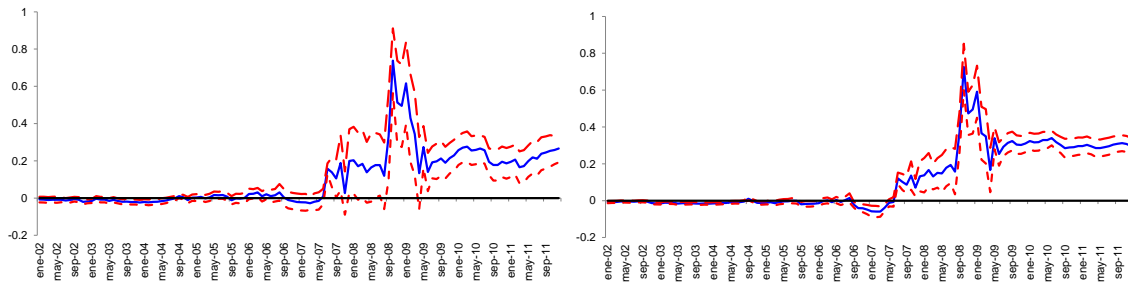


Gráfico 4: Estimación con ventanas móviles del canal de costos usando la tasa de interés interbancaria con seis rezagos (izquierda) y nueve rezagos (derecha) en los instrumentos.

Asimismo, en el modelo I el coeficiente asociado a la tasa de interés de préstamos sigue un comportamiento similar bajo cualquier set de instrumentos. Al igual que en el caso anterior, se observa un cambio significativo en las bandas de confianza del estimador del coeficiente.

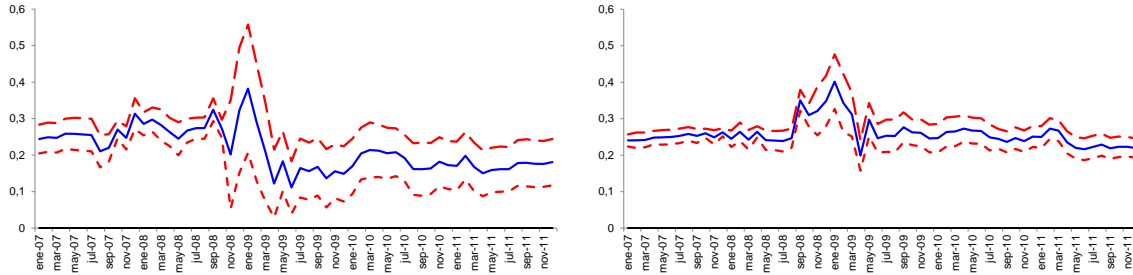


Gráfico 5: Estimación con ventanas móviles del canal de costos usando la tasa de interés preferencial corporativa con seis rezagos (izquierda) y nueve rezagos (derecha) en los instrumentos.

4.2 Inflación Subyacente

Los resultados cambian cuando se usa el IPC subyacente para el cálculo de la inflación y se observa una baja significancia del canal de costos. Sin embargo, esto se puede deber a la naturaleza de la serie, que muestra una mayor persistencia que el IPC. Para capturar esta persistencia, se estima la siguiente ecuación

$$\pi_t = \theta_0 + \theta_1 E_t(\pi_{t+4}) + \theta_2 \pi_{t-4} + \theta_3 x_t + \theta_4 i_t + \theta_5 e_t \quad (2)$$

Donde se usa el cuarto rezago y adelanto de la inflación subyacente y, en este caso, los resultados son similares a los obtenidos con anterioridad. El gráfico 6 muestra el comportamiento del canal de costos cuando se usa la tasa de interés interbancaria y como este depende de la especificación de los rezagos y adelantos de la inflación subyacente en la ecuación a estimar.

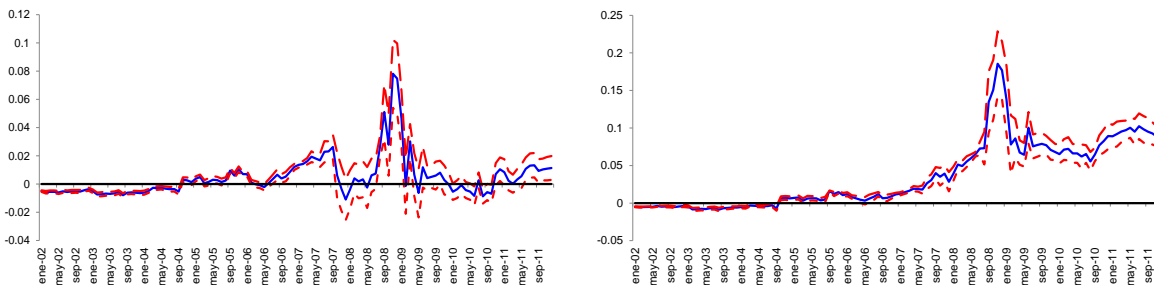


Gráfico 6: Estimación con ventanas móviles del canal de costos usando la tasa de interés interbancaria y la inflación subyacente usando la ecuación (1) (izquierda) y la ecuación (2) (derecha).

En el caso de la tasa de interés preferencia corporativa, se muestra baja importancia del canal si se usa la ecuación (1) y una mayor relevancia del mismo si se estima la ecuación (2). Este comportamiento (ver gráfico 7) se puede deber a un problema de autocorrelación en los residuos que sesga la estimación de los parámetros del modelo.

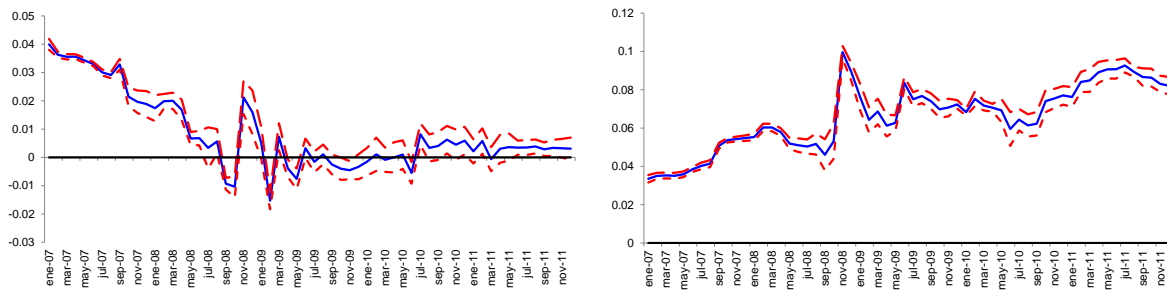


Gráfico 7: Estimación con ventanas móviles del canal de costos usando la tasa de interés preferencial corporativa y la inflación subyacente usando la ecuación (1) (izquierda) y la ecuación (2) (derecha).

4.3 Estimación recursiva II

La estimación recursiva mostrada en la sección anterior puede ser sensible a la elección del periodo inicial a partir del cual se empieza la estimación del coeficiente asociado al canal de costos. Por ello, en esta sección, se estima la ecuación (1) para el modelo I usando a enero 2000 y enero 2002 como periodo inicial. En el caso del modelo II, no existen datos disponibles para estimar desde 2000 mientras que la estimación desde 2002 es similar a la estimación desde 2001 pues los datos empiezan el 2001.

En el gráfico 8, se muestra un comportamiento similar al mostrado en la sección anterior en la cual la importancia del canal de costos aumenta gradualmente durante el periodo muestral en el caso de la tasa de interés interbancaria en línea con el aumento de la importancia del traspaso de tasas de interés.

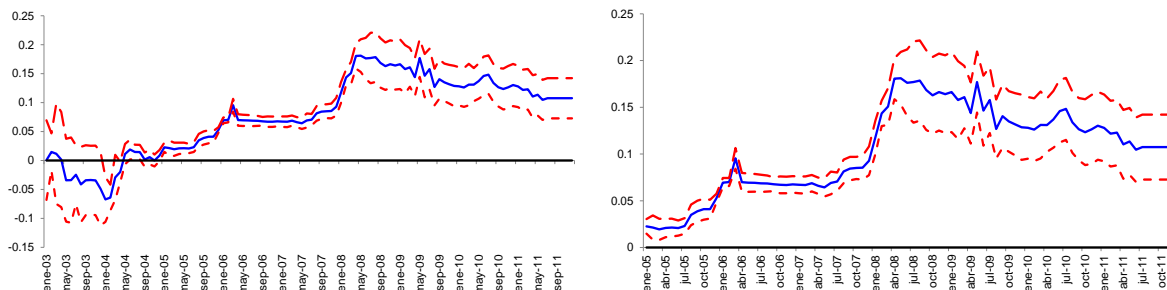


Gráfico 8: Estimación recursiva del canal de costos usando el periodo inicial enero 2000 (izquierda) y enero 2002 (derecha) para la tasa de interés interbancaria.

Asimismo, se realizaron estimaciones con periodo inicial enero 2003 pero la relevancia del PBI es baja en ese periodo muestral lo que afecta a la identificación de los coeficientes en el proceso de estimación.

4.4 Análisis de los residuos

En esta sección se analiza el comportamiento de los residuos de las estimaciones del modelo I y el modelo II usando como medidas de inflación la primera diferencia del IPC y la primera diferencia del IPC subyacente. Además, se evalúan los residuos de las estimaciones realizadas para distintos periodos muestrales.

En la tabla 2, se muestra la prueba de autocorrelación Q para los residuos del modelo I cambiando en cada caso el periodo inicial de la muestra. Cuando el periodo inicial es enero 2002, se encuentra que existe autocorrelación de los residuos mientras que si la muestra empieza en agosto 2002 o enero 2003, se corrige la autocorrelación de los residuos. Asimismo, si se toma en cuenta el periodo final de estimación que inicia en enero 2006 los residuos de la estimación no presentan autocorrelación serial. Por tanto, las estimaciones que muestran la importancia del canal de costos no muestran autocorrelación serial cuando de usa la primera diferencia del IPC como medida de inflación.

Tabla 2: Autocorrelación serial de los residuos para el modelo I

Orden	Modelo I			
	Enero 2002	Agosto 2002	Enero 2003	Enero 2006
1	0.00	0.01	0.01	0.05
2	0.01	0.02	0.04	0.14
3	0.01	0.04	0.07	0.20
4	0.02	0.08	0.13	0.32
5	0.03	0.09	0.21	0.45
6	0.03	0.14	0.20	0.49
7	0.05	0.19	0.23	0.60
8	0.03	0.16	0.22	0.70
9	0.03	0.10	0.13	0.71
10	0.03	0.14	0.18	0.77
11	0.04	0.18	0.24	0.78
12	0.05	0.23	0.31	0.83

En la tabla 3, la prueba de autocorrelación Q para los residuos del modelo II muestra que no existen problemas de autocorrelación de los residuos. Por tanto, las estimaciones que muestran la importancia del canal de costos no muestran autocorrelación serial para este modelo cuando de usa la primera diferencia del IPC como medida de inflación.

Tabla 3: Autocorrelación serial de los residuos para el modelo II

Orden	Modelo II			
	Enero 2002	Agosto 2002	Enero 2003	Enero 2006
1	0.01	0.02	0.01	0.04
2	0.03	0.07	0.05	0.11
3	0.06	0.14	0.09	0.15
4	0.12	0.23	0.14	0.25
5	0.20	0.32	0.23	0.35
6	0.23	0.42	0.22	0.37
7	0.30	0.49	0.25	0.48
8	0.26	0.48	0.26	0.59
9	0.17	0.21	0.15	0.58
10	0.22	0.28	0.21	0.65
11	0.21	0.35	0.28	0.68
12	0.27	0.41	0.35	0.76

Para el caso de la inflación subyacente, la tabla 4 muestra la prueba de autocorrelación Q para los residuos del modelo I que estima la ecuación (1) (modelo I-a) y los residuos del modelo que estima la ecuación (2) (modelo II-a). Se observan problemas de autocorrelación serial para cada periodo de estimación en la ecuación (1), la cual se corrige un poco cuando se estima la ecuación (2).

Tabla 4: Autocorrelación serial de los residuos cuando se usa la inflación subyacente.

Modelo I-a				Modelo I-b			
Orden	Enero 2002	Enero 2003	Enero 2006	Orden	Enero 2002	Enero 2003	Enero 2006
1	0.00	0.00	0.00	1	0.18	0.26	0.09
2	0.00	0.00	0.00	2	0.08	0.10	0.05
3	0.00	0.00	0.00	3	0.13	0.16	0.10
4	0.00	0.00	0.00	4	0.00	0.00	0.01
5	0.00	0.00	0.01	5	0.00	0.00	0.01
6	0.00	0.00	0.00	6	0.00	0.00	0.02
7	0.00	0.00	0.00	7	0.00	0.00	0.03
8	0.00	0.00	0.00	8	0.00	0.00	0.03
9	0.00	0.00	0.00	9	0.00	0.00	0.05
10	0.00	0.00	0.00	10	0.00	0.00	0.08
11	0.00	0.00	0.00	11	0.00	0.00	0.09
12	0.00	0.00	0.00	12	0.00	0.00	0.01

En el caso de la tasa de interés preferencial corporativa, se encuentra que para el modelo que estima la ecuación (1) con la inflación subyacente (modelo II-a) existe un problema de autocorrelación serial. Si se estima la ecuación (2) se corrige un poco la autocorrelación serial, sobre todo para el periodo de enero 2006 (ver tabla 5).

Tabla 5: Autocorrelación serial de los residuos cuando se usa la inflación subyacente.

Modelo II-a				Modelo II-b			
Orden	Enero 2002	Enero 2003	Enero 2006	Orden	Enero 2002	Enero 2003	Enero 2006
1	0.00	0.00	0.00	1	0.26	0.48	0.17
2	0.00	0.00	0.00	2	0.12	0.20	0.12
3	0.00	0.00	0.00	3	0.15	0.16	0.19
4	0.00	0.00	0.01	4	0.00	0.00	0.02
5	0.00	0.00	0.01	5	0.00	0.00	0.04
6	0.00	0.00	0.00	6	0.00	0.00	0.06
7	0.00	0.00	0.00	7	0.00	0.00	0.10
8	0.00	0.00	0.00	8	0.00	0.00	0.10
9	0.00	0.00	0.00	9	0.00	0.00	0.15
10	0.00	0.00	0.00	10	0.00	0.01	0.20
11	0.00	0.00	0.00	11	0.00	0.01	0.22
12	0.00	0.00	0.00	12	0.00	0.00	0.02

Los resultados muestran ausencia de autocorrelación en los residuos en la estimación de los modelos I y II, los mismos que muestran la importancia del canal de costos desde el 2002, sobre todo desde enero 2006.

4.5 Tamaño de la ventana muestral

En esta sección se cambia el tamaño de la ventana muestral con el fin de obtener mayor información acerca de la existencia del canal de costos a lo largo del periodo muestral. El tamaño de la ventana se reduce de 72 meses a 36 meses y se estiman los modelos I y II usando a la primera diferencia del IPC como medida de inflación dada la autocorrelación de los residuos encontrada en las estimaciones que usan la inflación subyacente.

El gráfico 9, muestra la evolución del canal de costos cuando se usa un tamaño de ventana de 36 meses. De acuerdo a las estimaciones previas, se obtiene que el efecto de la tasa de interés interbancaria sobre la inflación es nulo hasta un periodo alrededor del 2004, lo cual es consistente con el cambio de instrumento de política monetaria pues estimaciones alrededor del 2004 incluyen como periodo inicial de estimación el 2001, año en el cual empieza la transición hacia el nuevo instrumento. Luego, el coeficiente aumenta en las estimaciones que toman el periodo muestral 2004-2007 (36 meses) y decae en las estimaciones que usan el periodo muestral 2007-2010 (36 meses). Por tanto, la tasa

interbancaria afecta a la dinámica de la inflación cuando se produce el cambio de instrumento de política.

Por otro lado, la tasa de interés de préstamos es importante para explicar la dinámica de la inflación durante todo el periodo de estimación (2004-2011). Asimismo, muestra un comportamiento inestable, a diferencia de lo que se observa en la estimación con una ventana de 72 meses.

Para ambas tasas de interés, el coeficiente asociado a la tasa de interés más alto ocurre a mediados del 2007, que incluye regresiones cuyo inicio de periodo muestral es a mediados del 2004, lo que implica que el comportamiento del coeficiente no se debe a la elevada inflación de finales del 2008.

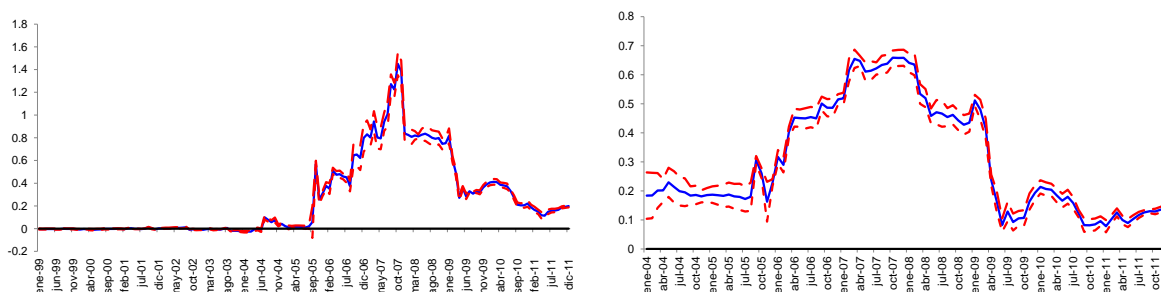


Gráfico 9: Estimación del canal de costos con ventanas móviles de 36 meses usando la tasa de interés interbancaria (izquierda) y la tasa de interés preferencial corporativa (derecha).

4.6 Inflación importada

En esta sección se incorpora la inflación importada dado que los choques inflacionarios externos pueden tener un rol significativo en la economía peruana, lo cual podría reducir la significancia del canal de costos por una incorrecta especificación del modelo.

El gráfico 10 muestra la evolución del coeficiente asociado a la tasa de interés para los modelos I y II cuando se incluye la inflación importada. En el primer modelo, la tasa de interés interbancaria, de acuerdo a las estimaciones previas, tiene un efecto nulo sobre la inflación hasta un periodo alrededor del 2007 y luego su importancia aumenta y se mantiene estable en los últimos periodos de la muestra. Asimismo, en el caso del modelo II, se obtiene que la tasa de interés preferencial corporativa es importante para explicar la dinámica de la inflación en toda la muestra.

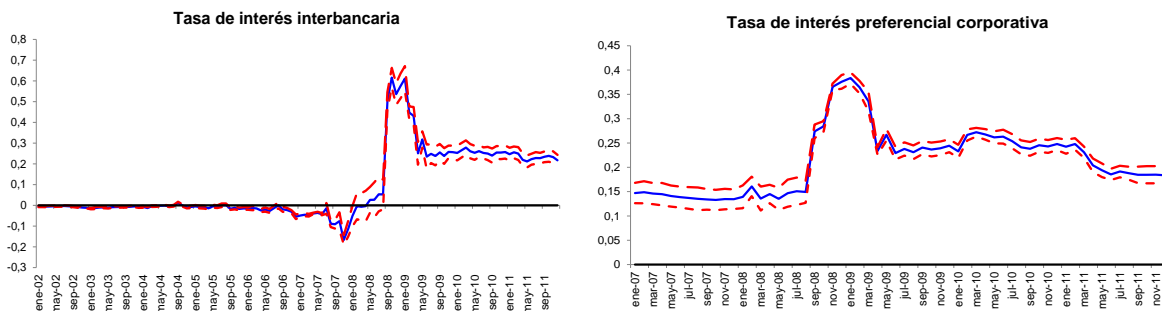


Gráfico 9: Estimación del canal de costos con ventanas móviles de 72 meses que incluye la inflación importada usando la tasa de interés interbancaria (izquierda) y la tasa de interés preferencial corporativa (derecha).

4.7 Problema de identificación

El banco central reacciona aumentando (reduciendo) la tasa de interés de referencia cuando aumenta (disminuye) la inflación por lo que existe una correlación positiva entre inflación y tasa de interés, que podría llevar a problemas de identificación en la ecuación de regresión de los modelos presentados (I y II).

Para identificar adecuadamente el canal de costos se estima de manera simultánea tanto la curva de Phillips (ecuación 3) como la regla de política monetaria (ecuación 4) usando la tasa de interés interbancaria y la tasa de interés preferencial corporativa. Se estima el siguiente sistema de ecuaciones

$$\pi_t = \theta_0 + \theta_1 E_t(\pi_{t+1}) + \theta_2 \pi_{t-1} + \theta_3 x_t + \theta_4 i_t + \theta_5 e_t + \theta_6 \pi_t^* \quad (3)$$

$$i_t = (1 - \theta_9)(\theta_7 x_t + \theta_8 \pi_t) + \theta_9 i_{t-1} \quad (4)$$

La tabla 6 muestra los resultados de la estimación individual de la Curva de Phillips en la primera columna y la estimación conjunta en la segunda cuando se usa la tasa de interés interbancaria. Se observa que en ambos casos los coeficientes estimados son similares y que la tasa de interés es importante para explicar la dinámica de la inflación. Asimismo, en la estimación conjunta la variación del PBI también es importante para explicar la inflación.

Tabla 6: Estimación conjunta de la Curva de Phillips y la Regla de Taylor usando la tasa de interés interbancaria.

Regresores	Parámetros	Curva de Phillips	Curva de Phillips y Regla de Taylor
Constante	θ_0	0.11***	0.11***
$E_t \pi_{t+1}$	θ_1	0.21***	0.21***
π_{t-1}	θ_2	0.27***	0.26***
x_t	θ_3	0.13	0.12**
i_t	θ_4	0.16***	0.16***
e_t	θ_5	0.06***	0.06***
π_t^*	θ_6	0.083***	0.08***
x_t	θ_7	-	0.07
π_t	θ_8	-	0.29***
i_{t-1}	θ_9	-	0.71***

Un nivel de significancia de 1%, 5% y 10% es indicado por ***, **, * respectivamente

Instrumentos: Regla de Taylor (doce rezagos de inflación, PBI y tasa de interés interbancaria)

Curva de Phillips (doce rezagos de inflación, inflación importada, PBI, tipo de cambio nominal, tasa interbancaria)

En la tabla 7, muestra los resultados de la estimación individual de la Curva de Phillips en la primera columna y de la estimación conjunta en la segunda cuando se usa la tasa de interés preferencial corporativa. En ambos casos, los coeficientes estimados son similares y la tasa de interés de préstamos es importante para explicar la dinámica de la inflación.

Tabla 7: Estimación conjunta de la Curva de Phillips y la Regla de Taylor usando la tasa de interés preferencial corporativa.

Regresores	Parámetros	Curva de Phillips	Curva de Phillips y Regla de Taylor
Constante	θ_0	0.11***	0.11***
$E_t\pi_{t+1}$	θ_1	0.28***	0.27***
π_{t-1}	θ_2	0.23***	0.22***
x_t	θ_3	0.27*	0.28***
i_t	θ_4	0.18***	0.18***
e_t	θ_5	0.04***	0.04***
π_t^*	θ_6	0.06***	0.06***
x_t	θ_7	-	0.05
π_t	θ_8	-	0.28***
i_{t-1}	θ_9	-	0.71***

Un nivel de significancia de 1%, 5% y 10% es indicado por ***, **, * respectivamente
 Instrumentos: Regla de Taylor (doce rezagos de inflación, PBI y tasa de interés interbancaria)
 Curva de Phillips (doce rezagos de inflación, inflación importada, PBI, tipo de cambio nominal, tasa preferencial)

4.8 Simulación del modelo

El aumento de la tasa de interés nominal afecta a la asignación óptima intertemporal de consumo e inversión por lo que reduce la brecha de producto. Además, reduce el tipo de cambio al afectar el diferencial de retornos entre activos domésticos y externos. La reducción de la brecha producto y del tipo de cambio reducen la inflación. Asimismo, el aumento de la tasa de interés aumenta la inflación al aumentar los costos de financiamiento de las firmas.

En equilibrio general, el aumento de la tasa de interés reducirá la inflación pues de lo contrario el equilibrio no estaría determinado (Llosa y Tuesta, 2009). Entonces, en un modelo con expectativas racionales, los agentes esperan que el aumento de la tasa de interés nominal reduzca la inflación. Por tanto, el efecto de la tasa de interés sobre la brecha producto y el tipo de cambio es reforzado por el canal de expectativas.

Para mostrar que el aumento de la tasa de interés de política reduce la inflación, aun cuando existe el canal de costos, se calibra el modelo presentado siguiendo a Llosa y Tuesta (2009) y se asume un efecto traspaso lineal e igual a uno. Se simula un choque de política monetaria en dos modelos, uno en el cual el canal de costos es importante ($\delta = 1$) y otro en el cual no lo es ($\delta = 0$) y se observa que el comportamiento de las variables es similar.

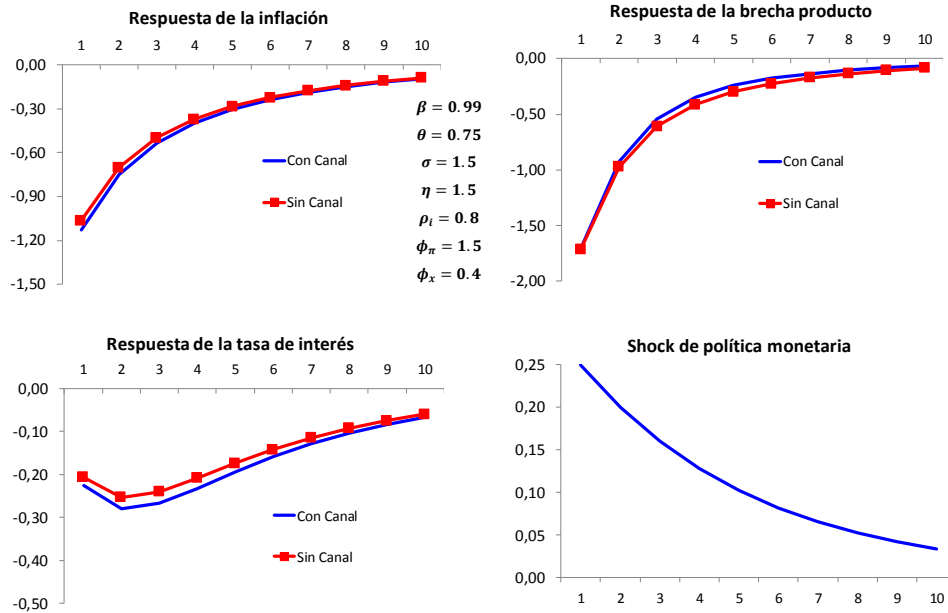


Gráfico 10: Funciones impulso-respuesta ante un choque de 25 pbs en la tasa de interés de política.
 Regla de Política: $i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i)(\phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t)$

El canal de costos genera un dilema entre estabilizar la brecha producto o estabilizar la inflación. En el gráfico 11, se muestra la respuesta de la inflación ante choques de oferta y de demanda y se observa que, en ambos casos, es más costoso estabilizar la inflación bajo la presencia del canal de costos. Sin embargo, la elección de una regla de política con suavizamiento reduce el costo en términos de inflación de la existencia de este canal.

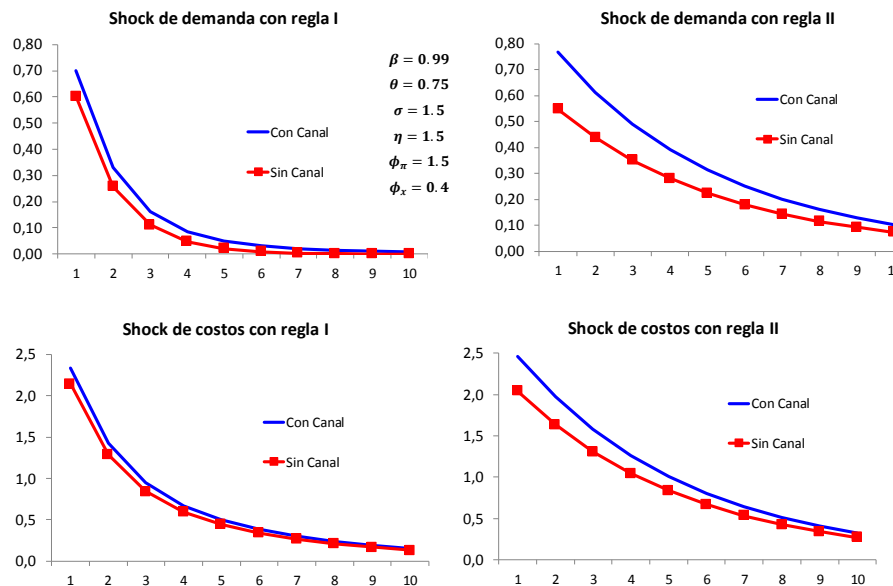


Gráfico 11: Funciones impulso-respuesta de la inflación ante un choque de 1 por ciento
 Regla de política I: $i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i)(\phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t)$
 Regla de política II: $i_t = \phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t$

4.9 Volatilidad de la tasa de interés interbancaria

En las estimaciones mostradas a lo largo del documento, se observa un comportamiento no lineal en la dinámica del canal de costos, que alcanza valores elevados en algunos periodos y se estabiliza al final de la muestra. Algunas explicaciones posibles de este comportamiento puede ser la elevada inflación de finales del 2008, un traspaso de tasas de interés no lineal o un quiebre estructural. Sin embargo, en esta sección se muestra gráficamente que puede existir una relación entre la dinámica del canal de costos y la volatilidad de la tasa de interés.

El gráfico 12 muestra el coeficiente asociado a la tasa de interés interbancaria cuando el tamaño de la ventana muestral es de 72 meses y la desviación estándar de los últimos 72 meses de la primera diferencia de la tasa de interés interbancaria y se observa que los periodos de baja volatilidad de la tasa de interés interbancaria están asociados a periodos en los cuales aumenta la importancia del canal de costos, lo que se puede deber a que las empresas aumentan la participación de financiamiento vía préstamos cuando observan un comportamiento estable en la tasa de política monetaria tal que el riesgo de tasa de interés sea bajo.

Por otro lado, el gráfico 12 muestra que la tasa de interés preferencial corporativa es importante para explicar la dinámica de la inflación en toda la muestra. Sin embargo, su importancia aumentó alrededor de 2009, periodo en el cual se reduce la volatilidad de la tasa de interés.

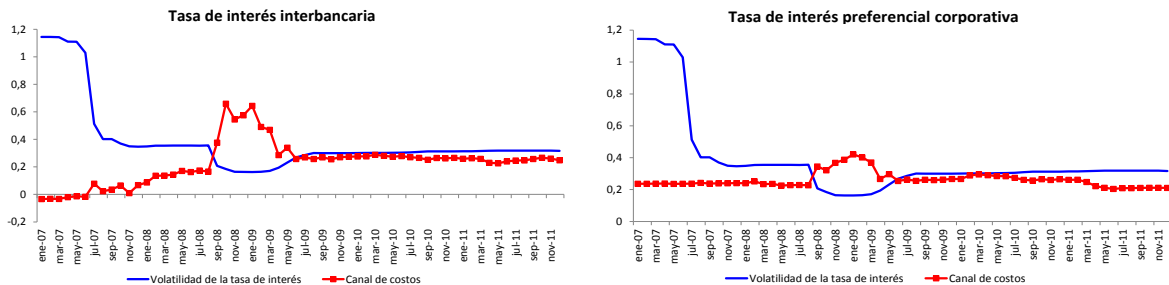


Gráfico 12: Dinámica del canal de costos y la volatilidad de la tasa de interés interbancaria

En ambos casos, se observa que la importancia del canal de costos aumenta cuando se reduce la volatilidad de la tasa de interés interbancaria. Por tanto, la reducción de la volatilidad de la tasa de interés podría incentivar el aumento del financiamiento vía préstamos bancarios por parte de las empresas en la medida que buscan fuentes de financiamiento estables con un bajo riesgo de tasa de interés.

5. Conclusiones

El presente documento analiza la existencia de un canal de costos para la economía peruana y encuentra que este canal es importante durante el periodo cuyo instrumento de política monetaria es la tasa de interés de referencia. A diferencia de la tasa de interés interbancaria, la tasa de interés preferencial corporativa es importante para explicar la dinámica de la inflación durante todo el periodo muestral. Por tanto, la tasa de interés de préstamos afecta directamente a la inflación por el lado de la oferta mientras que la importancia de la tasa de interés interbancaria aumenta con el efecto traspaso de tasas de interés.

Asimismo, la importancia del canal de costos aumenta en los periodos en que la volatilidad de la tasa de interés interbancaria es baja. Esta dinámica se debe a que la fracción de los costos financieros respecto a los costos totales de las firmas es variante en el tiempo y puede estar asociado a una mayor preferencia por financiamiento con menor riesgo de tasa de interés por parte de las firmas.

Finalmente, el canal de expectativas refuerza el canal de demanda y el canal de tipo de cambio cuando aumenta la tasa de interés de política monetaria, por lo que la inflación se reduce incluso en presencia del canal de costos. Asimismo, una regla de política monetaria con suavizamiento aminora los efectos del canal de costos sobre la dinámica de las variables.

Referencias

Calvo, Guillermo (1983) “**Staggered prices in a utility maximizing framework**” *Journal of Monetary Economics* 12

Carlstrom, C. T., Fuerst, T. S. and Paustian, M. (2010), **Optimal Monetary Policy in a Model with Agency Costs**. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42

Chowdhury, Ibrahim, Mathias Hoffmann y Andreas Schabert (2006) “**Inflation dynamics and the cost channel of monetary transmission**”. *European Economic Review vol.50*

Clarida, Richard, Jordi Gali y Mark Gertler (1999) “**The science of monetary policy: A new Keynesian perspective**”. *Journal of Economic Literature Vol. 37*

Coble, David (2007) “**Dinámica de la inflación y el canal de costos: Una aplicación para Chile**”. *Documento de Trabajo N° 431. Banco Central de Chile*

Huelsewig, Oliver, Eric Mayer y Timo Wollmershaeuser (2006) “**Bank behavior and the cost channel of monetary transmission**”. *Cesifo Working Paper No. 1813*

Kaufmann, Sylvia y Johann Scharler (2009) “**Financial systems and the cost channel transmission of monetary policy shocks**” *Economic Modelling Vol. 26*

Lahura, Eric (2005) “**El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004**” *Documento de trabajo N° 008. Banco Central de Reserva del Perú*

Lahura, Eric (2010) “**The effects of monetary policy shocks in Peru: Semi-structural identification using a factor-augmented vector autoregressive model**” *Documento de trabajo N° 08. Banco Central de Reserva del Perú*

Llosa, Luis-Gonzalo, Vicente Tuesta (2009) “**Learning about monetary policy rules when the cost-channel matters**”. *Journal of Economic Dynamics & Control 33*

Ravenna, Federico y Carl E. Walsh (2006) “**Optimal monetary policy with the cost channel**”. *Journal of Monetary Economics vol. 53*

Rabanal, Pau (2003) “**The cost channel of monetary policy: Further evidence for the United States and the Euro Area**”. *IMF Working Paper*

Rostagno, Martin y Rosa Castillo (2010) “**El Efecto Traspaso de la Tasa de Interés Referencial a las Tasas Bancarias en el Perú: Un Análisis de Cointegración Asimétrica durante el Periodo 2002 – 2010**”. *Documento de trabajo N° 001. Superintendencia de Banca y Seguros*

Tillmann, Peter (2009a) “**The time-varying cost channel of monetary transmission**” *Journal of International Money and Finance vol.28*

Tillmann, Peter (2009b) “**Optimal Monetary Policy with an Uncertain cost channel**” *Journal of Money, Credit and Banking vol.41*