

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
ESCUELA DE POSGRADO



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

Tesis para optar el grado de Magíster en Economía

AUTOR

Ángel Fernández Rojas

ASESOR

Marco Vega

JURADO

Guillermo Moloche

Paul Castillo

LIMA – PERÚ

2013

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

Angel Fernández Rojas

Marzo 2013

Resumen

El presente documento evalúa la existencia de un canal de costos para la economía peruana. Se realizan estimaciones de la Curva de Phillips neokeynesiana aumentada con el canal de costos a lo Tillman (2009) vía GMM usando ventanas muestrales 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 debería a que la fracción de los costos financieros respecto a los costos totales de las firmas es variante en el tiempo.

CONTENIDO

1. MOTIVACION.....	4
2. OBJETIVOS E HIPOTESIS	9
3. PROBLEMA DE INVESTIGACION	9
4. DESCRIPCION DEL CANAL.....	9
5. MARCO TEORICO	12
5.1 Revisión de la Literatura	12
5.2 Implicancias del canal	14
6. REVISION EMPIRICA.....	23
7. EL MODELO	24
8. EVIDENCIA EMPIRICA.....	30
8.1 Metodología.....	30
8.2 Modelo I	31
8.3 Modelo II	34
8.4 Modelo III.....	37
8.5 Modelo IV	39
8.6 Estimación recursiva: Parte I.....	43
9. ROBUSTEZ DE RESULTADOS.....	45
9.1 Instrumentos	45
9.2 Inflación Subyacente	48
9.3 Estimación recursiva: Parte II.....	53
9.4 Análisis de los residuos	57
9.5 Tamaño de la ventana muestral	66
10. VOLATILIDAD DE LA TASA DE INTERES INTERBANCARIA	68
11. CONCLUSIONES	72
12. BIBLIOGRAFIA.....	73
ANEXO	75

1. MOTIVACION

El conocimiento sobre los efectos que la política monetaria tiene en las variables agregadas de la economía puede tener impactos en términos de bienestar. Así, la política monetaria enfrenta un dilema cuando se produce un choque de costos (por ejemplo un aumento del precio del petróleo) debido a que éste, en ausencia de una respuesta de la autoridad monetaria, genera un aumento de la inflación y una brecha producto negativa. Si el objetivo es estabilizar ambas variables, necesariamente se tiene que incurrir en una mayor inflación si desea estabilizar el producto o en una mayor brecha negativa si desea estabilizar la inflación. Es decir, la existencia del choque de costos genera un dilema en la respuesta de política monetaria entre buscar la estabilidad de la inflación o la estabilidad del producto.

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, el choque de costos se genera endógenamente cada vez que la autoridad monetaria influye en la tasa de interés de mercado. Por tanto, la existencia del canal de costos provoca que ya no resulte factible ni óptimo estabilizar la brecha producto y la inflación de manera perfecta.

Una de las mayores 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 choque 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.

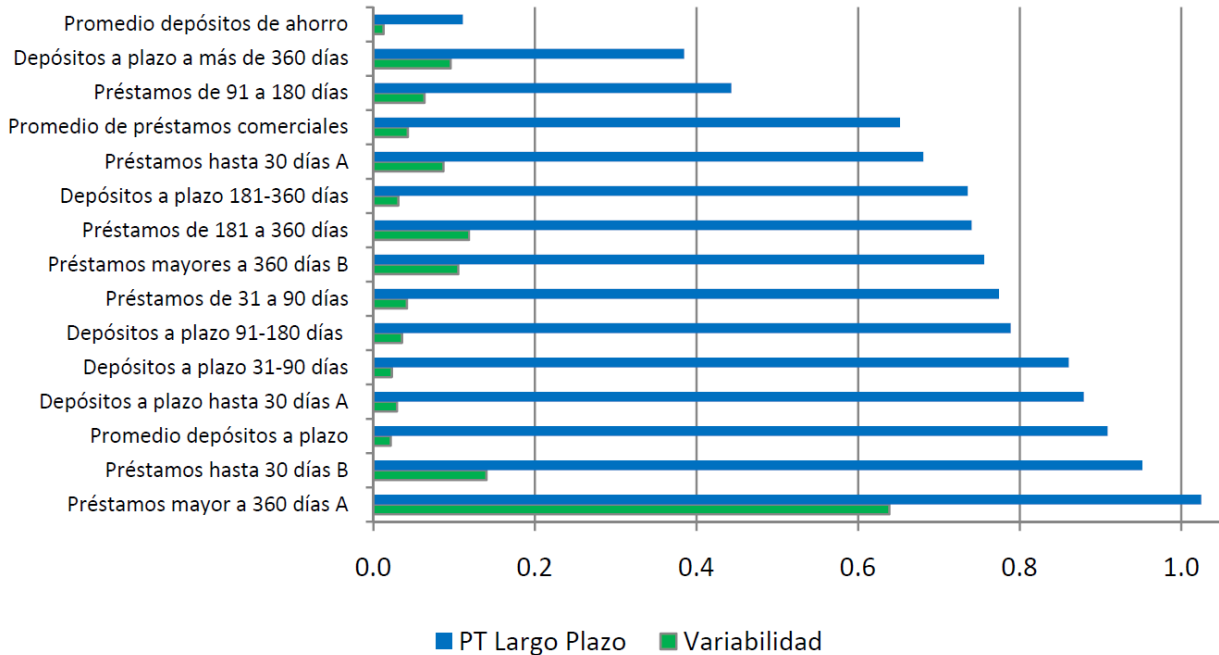
Respecto al efecto traspaso de tasas de interés en la economía peruana, Lahura (2005) lo estima para el periodo 1995-2004 y muestra que éste aumenta con la adopción del régimen de metas explícitas de inflación y que el coeficiente de traspaso es cercano pero menor a uno (efecto traspaso incompleto) en 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 shocks 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.

A continuación, se muestran los coeficientes de traspaso estimados por Lahura (2005) y por Rostagno y Castillo (2010), respectivamente. Ambos cuadros muestran los coeficientes de traspaso de largo plazo de la tasa de interés interbancaria a las tasas de interés de mercado.

Efecto traspaso - Abril 1995 - Diciembre 2004 (Desviaciones estándar entre paréntesis)

Préstamos		Depósitos			
Hasta 360 días	Más de 360 días	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo mas de 360 días
0.88	1.45	0.70	0.67	0.61	0.55
(0.06)	(0.12)	(0.04)	(0.05)	(0.05)	(0.05)

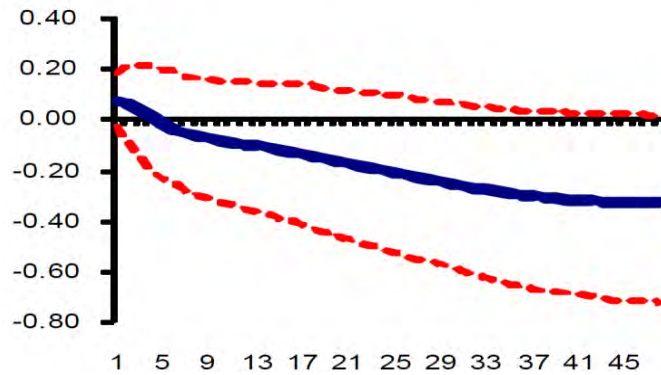
Fuente: Lahura (2005). Elaboración Propia



Fuente: Rostagno y Castillo (2010)

En la estimación de los efectos de política monetaria mediante el uso de modelos VAR, la literatura encuentra generalmente algo que se define como “price-puzzle”, según el cual un shock contractivo de política monetaria (un aumento en la tasa de interés de referencia de la autoridad monetaria) eleva el nivel de precios de manera contemporánea. El canal de costos es una de las posibles explicaciones de este enigma pues si ocurre que la tasa de interés de política monetaria tiene un efecto sobre la demanda bastante rezagado con respecto a su efecto directo sobre la inflación (vía aumento en los costos de financiamiento de las firmas), se obtendrá que en un primer momento las firmas se enfrentarán a mayores costos de financiamiento y por lo tanto, decidirán aumentar sus precios. Castillo y otros (2010), estiman un VAR para el periodo 1995-2009 realizando identificaciones estructurales de acuerdo a su modelación del mercado interbancario peruano y encuentran que el efecto contemporáneo de un aumento en la tasa de interés de política (tasa interbancaria) sobre el nivel de precios es positivo. A continuación se muestra el IRF tomado del trabajo de los autores

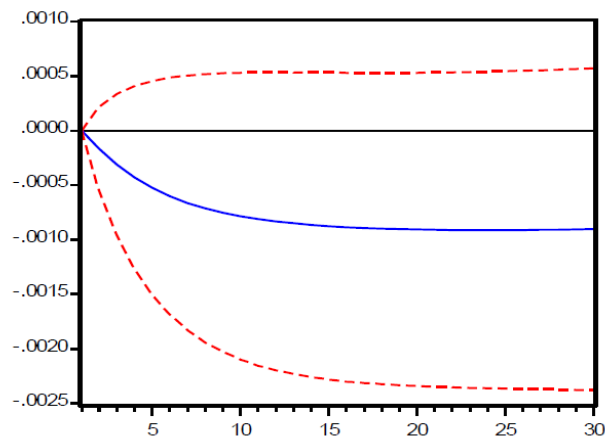
Respuesta de P



Fuente: Castillo y otros (2010)

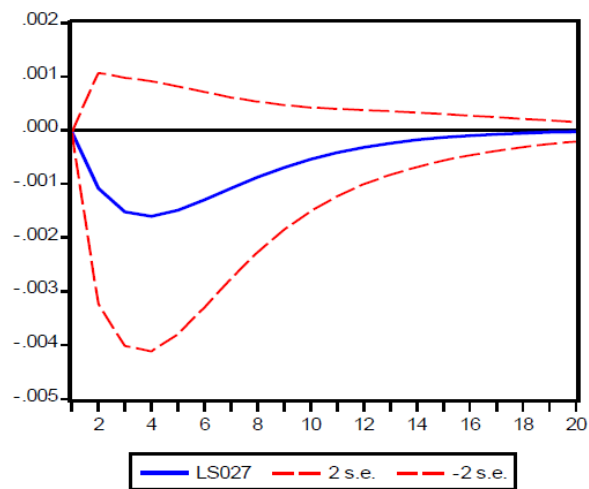
Lahura (2010) estima el efecto de política monetaria sobre las variables agregadas de la economía peruana mediante una estimación VAR y FAVAR con identificación recursiva y una estimación FAVAR estructural (FAVAR FFR) de acuerdo a Bernanke y Blinder (1992) para el periodo 1995-2005. Para los tres casos, el autor encuentra un efecto contemporáneo de cero o no significativo para la respuesta del nivel de precios ante un aumento en la tasa de interés del banco central. Sin embargo, esto se puede deber a que el autor asume que las variables agregadas de la economía no responden de manera contemporánea a shocks en la tasa de interés interbancaria, lo que ocultaría cualquier efecto contemporáneo de la tasa de política sobre el nivel de precios. A continuación se muestran los IRF tomados del trabajo del autor.

Modelo VAR recursivo (toda la muestra)



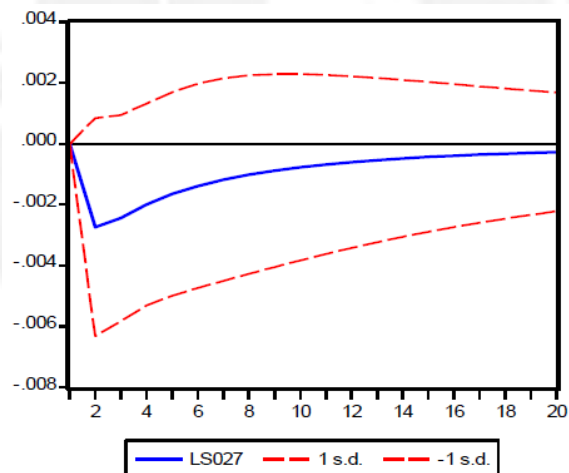
Fuente: Lahura (2005)

Modelo FAVAR recursivo (2002-2005)



Fuente: Lahura (2005)

Modelo FAVAR FFR (toda la muestra)



Fuente: Lahura (2005)

Por tanto, es probable que exista un “price-puzzle” en la economía peruana, lo que podría ser explicado por la existencia de un canal de costos. Adicionalmente, en la sección de la evidencia empírica se estima un modelo VAR, en donde se observa la existencia de un “price-puzzle”.

2. OBJETIVOS E HIPOTESIS

El objetivo de la presente investigación es analizar la existencia del canal de costos en la economía peruana. La hipótesis principal es que la significancia del canal de costos es baja. Sin embargo, se plantea una hipótesis alternativa: el canal de costos es relevante durante ciertos periodos, tales como periodos de fricciones financieras o de choques inflacionarios elevados pues durante tales periodos, los intermediarios financieros elevarán la prima que le cobran a las firmas por sus préstamos. Finalmente, también puede ocurrir que la decisión de las firmas de financiarse mediante préstamos cambie en el tiempo provocando periodos de baja o elevada significancia del canal.

3. PROBLEMA DE INVESTIGACION

Identificar la existencia de un canal adicional de política monetaria, el canal de costos. Asumir que este canal no es relevante puede provocar la toma de acciones de política que reduzcan el bienestar de los agentes económicos. En particular, la estabilización de la inflación es más costosa en términos de brecha producto cuando este canal es relevante y por tanto, no tomar en cuenta esta información al momento del diseño de la política monetaria puede llevar a una mayor volatilidad del ciclo económico. Además, se debe tomar en cuenta que pueden existir regímenes bajo los cuales la relevancia de este canal aumenta.

4. DESCRIPCION DEL CANAL

El canal de costos nos dice que la posición de política monetaria afecta a los costos marginales de las firmas en la medida en que éstos dependan de la tasa de interés nominal. Por tanto, un aumento (reducción) en la tasa de interés de referencia de la autoridad monetaria eleva (reduce) de manera directa los costos marginales de las firmas.

La existencia del canal requiere de dos cosas. La primera de ellas es que la tasa de interés de política monetaria afecte a la tasa de interés del mercado de préstamos, es decir, requiere que exista un traspaso desde cambios en la tasa de interés de política monetaria a la tasa de préstamos. La segunda es que la tasa de interés del mercado de préstamos afecte a los costos marginales de las firmas, es decir, se requiere que las firmas obtengan financiamiento principalmente en el mercado de préstamos (vía intermediarios financieros). Los costos marginales dependen de la tasa de interés nominal en la medida que las empresas necesitan financiamiento para pagar a sus factores de producción antes de empezar el proceso productivo. Es decir, a inicio del periodo “ t ” las empresas se endeudan mientras que al final del periodo “ t ”, luego de recibir sus ingresos por ventas, pagan (o empiezan a pagar) su deuda.

Si el canal de costos existe, la dinámica de la inflación dependerá de manera directa de la tasa de interés de política monetaria, es decir, no es necesario que la brecha producto cambie para que la inflación se mueva.

Un aumento en la tasa de interés de política monetaria aumenta la tasa de interés del mercado de préstamos (no es necesario que el efecto traspaso sea uno), lo que aumenta, de manera directa, el costo de las firmas que basan su financiamiento en préstamos bancarios. El aumento de las tasas de interés de la economía lleva a que los agentes pospongan su consumo (el precio relativo del consumo futuro es menor), lo que provoca una reducción en la demanda de bienes. La caída en la demanda implica una reducción en las ventas de las firmas, ocasionando una reducción en sus recursos disponibles para financiar el costo de sus factores de producción (en el siguiente periodo). Es decir, si desea utilizar la misma cantidad de factores de producción tendrá que aumentar su deuda. Sin embargo, de manera óptima, si la firma tiene inversiones de largo plazo que necesitan financiamiento continuo y además, encuentra restricciones en cuanto al despido de trabajadores tendrá que aumentar precios para compensar el aumento en costos (los costos de financiamiento aumentaron). Sin embargo, modificar precios puede resultar

costoso para las firmas. Por tanto, las firmas tienen que elegir entre ajustar factores de producción o ajustar precios.

Dado que las firmas buscan aumentar el valor presente de sus beneficios (presentes y futuros esperados) y que ajustar precios y/o factores de producción puede resultar costoso, no sería óptimo ajustarlos completamente en cada momento del tiempo. Por tanto, ante un aumento de la tasa de interés nominal que incrementa los costos marginales las firmas pueden:

- a) Reducir factores de producción (lo que reduce su cantidad ofertada de producción), manteniendo su mark-up constante.
- b) Aumentar sus precios, manteniendo su mark-up constante.
- c) Reducir su mark-up, no ajustando precios ni factores.
- d) Alguna combinación de las tres medidas anteriores como por ejemplo reducir demanda de factores y aumentar precios, de manera tal que aumente su mark-up (la reducción de la demanda por factores de producción no necesariamente aumenta el mark-up)

Si existen costos de ajuste en las variables de decisión de las firmas, la condición relevante para que la firma aumente sus precios es que el valor presente del costo de aumentar sus precios hoy sea menor al valor presente de no hacerlo, en donde el costo de no ajustar precios aumenta en la medida en que el shock de política se percibe como altamente persistente (si no se mueve hoy generará presiones a que se mueva mañana) y en la medida en que los bancos ajusten su tasa de interés con rezagos y ajustar factores de producción sea costoso.

Por tanto, las firmas no necesariamente aumentarán sus precios ante un shock contractivo de política monetaria. En particular, si este shock se percibe como transitorio,

los bancos ajustan de manera rápida sus tasas y existe al menos un factor de producción cuyo costo de ajuste sea cercano a cero.

El análisis anterior es válido sólo para aquellas firmas que luego del shock continuaron financiándose con préstamos bancarios. En cuanto a las firmas que sustituyen su deuda y acceden a financiamiento directo en el mercado financiero (vía emisión de bonos) tendrán unos menores costos de no ajustar precios en la medida en que las tasas a las que emiten su deuda se vean poco influenciadas por la tasa de política monetaria.

5. MARCO TEORICO

5.1 Revisión de la Literatura

Una primera aproximación al modelo dinámico de equilibrio general de una economía es el utilizado en Clarida, Gali y Gertler (1999), quienes plantean una versión intertemporal del modelo IS-LM, conformado por tres ecuaciones fundamentales. La primera de ellas muestra la relación inversa entre la tasa de interés real y el producto, derivada del comportamiento optimizador de las familias y representa la versión dinámica de la curva IS.

$$x_t = E_t(x_{t+1}) - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t\pi_{t+1}) + g_t$$

Donde x_t es la brecha del producto, i_t es la tasa de interés, π_t es la inflación, E_t es el operador de expectativas y g_t es un shock de demanda.

La segunda ecuación es la Curva de Phillips, que describe la dinámica de inflación producto de la fijación de precios individuales en un ambiente de competencia monopolística y rigidez de precios, la cual proviene del supuesto de que las firmas se encuentran sujetas a una probabilidad exógena de no cambiar precios en un determinado periodo. Por tanto, las firmas tienen que fijar sus precios óptimos tomando en cuenta la evolución futura de

sus costos marginales debido a que una vez que se elija el nuevo precio es probable que este no pueda ser modificado por algún tiempo en el futuro.

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \lambda x_t$$

Por último, tenemos la ecuación que describe la regla de política monetaria donde la autoridad monetaria utiliza la tasa de interés nominal como instrumento. Esta regla, de manera general, dependerá de las preferencias del banco central.

Ravenna y Walsh (2006) amplían el modelo neokeynesiano básico introduciendo el canal de costos. Las firmas necesitan tomar préstamos para financiar el proceso productivo, lo cual lleva a que la fijación óptima de precios por parte de las firmas dependa de la estructura temporal de las tasas de interés debido a que ésta afecta a la evolución futura de los costos marginales. Por tanto, la política monetaria afectará a la economía también por el lado de la oferta al influir en las condiciones crediticias de las firmas. Además, el modelo presentado por estos autores asume que existe competencia perfecta en el mercado de préstamos bancarios. Luego, la única ecuación que se modifica (respecto al modelo neokeynesiano básico) es la Curva de Phillips aumentada por el canal de costos.

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

Donde x_t es la brecha del producto, R_t es la tasa de interés nominal de los préstamos, π_t es la inflación y E_t es el operador de expectativas.

Chowdhury y otros (2006) derivan un modelo neokeynesiano donde introducen el capital de trabajo de las firmas, definido como la diferencia entre los activos corrientes y los pasivos corrientes. Las firmas, al igual que en el modelo de Ravenna y Walsh (2006), tienen que incurrir en costos laborales antes de que puedan vender su producción (el mercado de factores cierra antes que el mercado de bienes abra). Por tanto, deben tomar fondos prestados de tal forma que la tasa de interés nominal influye en sus costos

marginales. El sector bancario (los intermediarios financieros) también es modelado mediante competencia perfecta. A diferencia del modelo de Ravenna y Walsh (2006), incluyen una imperfección en el sistema bancario que hace que la tasa de interés de los préstamos dependa de la probabilidad de no repago de los préstamos, la cual se incrementa con la tasa de interés. Además, asumen que existe un grupo de firmas que indexan su precio a la inflación pasada, con lo cual derivan una Curva de Phillips híbrida aumentada con el canal de costos.

$$\pi_t = \gamma_f E_t(\pi_{t+1}) + \gamma_b \pi_{t-1} + \chi s_t + \chi(1 + \varphi_r) R_t$$

Donde π_t es la inflación, s_t es la parte de los costos marginales que son absorbidos por el mercado laboral, φ_r es el peso relativo de la imperfección del mercado financiero en los costos marginales de las firmas (relativo a los costos marginales laborales), R_t es la tasa de interés nominal y E_t es el operador de expectativas.

5.2 Implicancias del canal

Se tiene el siguiente modelo según Ravenna y Walsh (2006):

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

$$x_t = E_t(x_{t+1}) - \frac{1}{\sigma} (R_t - E_t\pi_{t+1})$$

Donde, si $\delta = 0$ el canal de costos no existe (modelo neo-keynesiano básico), mientras que si $\delta = 1$, el canal de costos se encuentra operando. Bajo competencia perfecta en la intermediación financiera y financiamiento sin costo $R_t = i_t$.

Además, se puede notar que a pesar de la existencia del canal de costos, el efecto sobre la inflación de un aumento en la tasa de interés es negativo (condicional a la expectativa de inflación). Por tanto, en el largo plazo, predomina el efecto demanda de la tasa de interés.

A continuación se asume la siguiente regla de política monetaria y se analizan algunos choques exógenos.

$$i_t = \phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t$$

Shock de política monetaria

$$\pi_t = \frac{\delta \kappa \sigma (1 - \rho_v) - \kappa (\sigma + \eta)}{\Delta_v} v_t$$

$$x_t = \frac{-(1 - \beta \rho_v - \delta \kappa \rho_v)}{\Delta_v} v_t$$

$$i_t = \frac{[\sigma (1 - \rho_v) (1 - \beta \rho_v) - \kappa (\sigma + \eta) \rho_v]}{\Delta_v} v_t$$

$$\Delta_v = (\sigma (1 - \rho_v) + \phi_x) (1 - \beta \rho_v - \delta \kappa \phi_\pi) + (\kappa (\sigma + \eta) + \delta \kappa \phi_x) (\phi_\pi - \rho_v)$$

El shock eleva la tasa de interés real, debido a la rigidez de precios, lo que lleva a los individuos a posponer consumo, reduciendo su demanda por bienes pues el precio relativo de consumir mañana es menor. La reducción en el consumo lleva a una reducción en la inflación. Ambos efectos llevan a que la autoridad monetaria reduzca su tasa de interés de referencia para reducir las de la economía.

Ahora se procede a comparar los shocks, con y sin canal de costos

$$\Delta_v^1 = (\sigma (1 - \rho_v) + \phi_x) (1 - \beta \rho_v - \kappa \phi_\pi) + (\kappa (\sigma + \eta) + \kappa \phi_x) (\phi_\pi - \rho_v)$$

$$\Delta_v^0 = (\sigma(1 - \rho_v) + \phi_x)(1 - \beta\rho_v) + \kappa(\sigma + \eta)(\phi_\pi - \rho_v)$$

Luego,

$$\Delta_v^1 - \Delta_v^0 = -\kappa\phi_\pi\sigma(1 - \rho_v) - \rho_v\kappa\phi_x$$

La diferencia es siempre negativa y por tanto, $\Delta_v^0 > \Delta_v^1$

$$\frac{\pi_t^1}{\pi_t^0} = \frac{(\sigma\rho_v + \eta)\Delta_v^0}{(\sigma + \eta)\Delta_v^1}$$

Cuando $\rho_v = 1$ es claro que la volatilidad de la inflación será más alta cuando existe el canal de costos. Cuando $\rho_v = 0$ suponemos que ratio es mayor a 1

$$(\sigma\rho_v + \eta)\Delta_v^0 > (\sigma + \eta)\Delta_v^1$$

$$\eta(\sigma + \phi_x + \eta\kappa\phi_\pi) + \eta\kappa\sigma\phi_\pi > (\sigma + \eta)(\sigma + \phi_x + \eta\kappa\phi_\pi)$$

$$0 > \sigma(\sigma + \phi_x)$$

Lo que es falso, por tanto la volatilidad de la inflación es más baja cuando existe el canal de costos y el shock es puramente transitorio.

Para el caso de la brecha producto,

$$\frac{x_t^1}{x_t^0} = \frac{(1 - \beta\rho_v - k\rho_v)\Delta_v^0}{(1 - \beta\rho_v)\Delta_v^1}$$

Cuando $\rho_v = 0$, la volatilidad de la brecha producto es mayor cuando existe el canal de costos. Cuando $\rho_v = 1$, suponemos que el ratio es mayor a uno

$$(1 - \beta) \Delta_v^0 - k \Delta_v^0 > (1 - \beta) \Delta_v^0 - (1 - \beta) \kappa \phi_x$$

$$(1 - \beta) \phi_x > \Delta_v^0$$

$$(1 - \beta) \phi_x > \phi_x (1 - \beta) + \kappa (\sigma + \eta) \phi_\pi$$

$$0 > \kappa (\sigma + \eta) \phi_\pi$$

Lo que es falso, por tanto la brecha producto es menos volátil cuando existe el canal de costos y el shock es persistente.

Si el shock es persistente, se generan expectativas de que la posición contractiva de política monetaria se mantenga en el futuro y que la brecha producto y por tanto, los costos marginales esperados futuros, se reduzcan. Luego, la inflación y la brecha producto se reducirán hoy tanto que la autoridad monetaria terminará con una tasa de interés menor a la inicial (el efecto inicial de subida de tasa de interés es menor al efecto final sobre brecha e inflación). Ahora, si el canal de costos se encuentra activo, la reducción final en la tasa de interés provocará una mayor reducción de la inflación y por tanto, una menor caída de la brecha producto.

Si el shock es transitorio, se generarán expectativas de que la brecha producto y por tanto, los costos marginales futuros no se reducirán tanto debido a que se espera que la posición contractiva de política monetaria sea transitoria, lo que llevará a una menor caída de la inflación y de la brecha producto provocando en última instancia una tasa de interés mayor a la inicial (el efecto inicial de subida de tasa de interés le gana al efecto final sobre brecha e inflación). Si el canal de costos se encuentra activo, el aumento en la tasa de interés llevará a que la inflación no se reduzca tanto, ya que los costos de financiamiento aumentaron.

Shock de costos (cost push shock)

$$\pi_t = \frac{[\sigma(1 - \rho_u) + \phi_x]}{\Delta_u} u_t$$

$$x_t = \frac{-(\phi_\pi - \rho_u)}{\Delta_u} u_t$$

$$i_t = \frac{\phi_\pi \sigma(1 - \rho_u) + \phi_x \rho_u}{\Delta_u} u_t$$

$$\Delta_u = (\sigma(1 - \rho_u) + \phi_x)(1 - \beta\rho_u - \delta\kappa\phi_\pi) + (\kappa(\sigma + \eta) + \delta\kappa\phi_x)(\phi_\pi - \rho_u)$$

El shock aumenta la inflación, lo que lleva a que la autoridad monetaria aumente la tasa de interés, provocando una reducción en la brecha del producto pues el costo de consumir en el futuro se reduce. Luego, los efectos sobre la inflación se amortiguan por el efecto de la demanda.

Ahora se procede a comparar los shocks, con y sin canal de costos. Como la estructura de Δ_u^0 y Δ_u^1 son similares al caso anterior tenemos que $\Delta_u^0 > \Delta_u^1$

$$\pi_t^1 = \frac{[\sigma(1 - \rho_u) + \phi_x]}{\Delta_u^1} u_t$$

$$\pi_t^0 = \frac{[\sigma(1 - \rho_u) + \phi_x]}{\Delta_u^0} u_t$$

Por tanto la inflación es más volátil cuando existe el canal de costos.

Para el caso de la brecha producto,

$$x_t^1 = \frac{-(\phi_\pi - \rho_u)}{\Delta_u^1} u_t$$

$$x_t^0 = \frac{-(\phi_\pi - \rho_u)}{\Delta_u^0} u_t$$

Por tanto la brecha producto es más volátil cuando existe el canal de costos.

Si el canal de costos se encuentra activo, el aumento de la tasa de interés provocará que la inflación aumente aun más, lo que llevará a que la brecha de producto se contraiga aún más.

Shock en la tasa natural de interés

$$\pi_t = \frac{(\kappa(\sigma + \eta) + \delta\kappa\phi_x)}{\Delta_a} r_t^n$$

$$x_t = \frac{(1 - \beta\rho_a - \delta\kappa\phi_\pi)}{\Delta_a} r_t^n$$

$$i_t = \left[\frac{\phi_x(1 - \beta\rho_a) + \phi_\pi\kappa(\sigma + \eta)}{\Delta_a} \right] r_t^n$$

$$\Delta_a = (\sigma(1 - \rho_a) + \phi_x)(1 - \beta\rho_a - \delta\kappa\phi_\pi) + (\kappa(\sigma + \eta) + \delta\kappa\phi_x)(\phi_\pi - \rho_a)$$

El shock a la tasa de interés natural guarda la siguiente relación con el shock de productividad (cuando la función de producción es lineal en el factor trabajo)

$$r_t^n = \sigma(\rho_a - 1)a_t$$

Donde a_t es el shock de productividad.

Un shock de productividad positivo aumenta el ingreso permanente de los agentes (en tanto el shock sea altamente persistente) lo que lleva a una reducción en la tasa natural

de interés. Luego, se reduce la brecha producto pues la tasa de interés real de la economía se encuentra por encima de su nivel natural y por tanto, provoca que los individuos decidan sustituir su consumo presente por consumo futuro. Además, la inflación se reduce por efecto demanda y la autoridad monetaria reduce la tasa de interés, lo que amortiguan los efectos mencionados.

Ahora se procede a comparar los shocks, con y sin canal de costos. Como la estructura de Δ_a^0 y Δ_a^1 son similares al caso anterior tenemos que $\Delta_a^0 > \Delta_a^1$

$$\pi_t^1 = \frac{\kappa(\sigma + \eta + \phi_x)}{\Delta_a^1} r_t^n$$

$$\pi_t^0 = \frac{\kappa(\sigma + \eta)}{\Delta_a^0} r_t^n$$

Independientemente de la persistencia del shock, la volatilidad de la inflación será más elevada.

Mientras que para el caso de la brecha producto,

$$\frac{x_t^1}{x_t^0} = \frac{(1 - \beta\rho_a - k\phi_\pi) \Delta_a^0}{(1 - \beta\rho_a) \Delta_a^1}$$

Asumiendo que el ratio es mayor a uno,

$$(1 - \beta\rho_a)\Delta_a^0 - k\phi_\pi\Delta_a^0 > (1 - \beta\rho_a) (\Delta_a^0 - \kappa\phi_\pi\sigma(1 - \rho_a) - \rho_a\kappa\phi_x)$$

$$\phi_\pi\Delta_a^0 < (1 - \beta\rho_a)(\phi_\pi\sigma(1 - \rho_a) + \rho_a\phi_x)$$

$$\phi_\pi(\sigma(1 - \rho_a) + \phi_x)(1 - \beta\rho_a) + \kappa(\sigma + \eta)(\phi_\pi - \rho_a) < (1 - \beta\rho_a)(\phi_\pi\sigma(1 - \rho_a) + \rho_a\phi_x)$$

$$\phi_x(1 - \beta\rho_a)(\phi_\pi - \rho_a) + \kappa(\sigma + \eta)(\phi_\pi - \rho_a) < 0$$

Lo cual es falso para valores razonables del parámetro de reacción de política monetaria a la inflación. Por tanto, la brecha es menos volátil cuando existe el canal de costos.

Si el canal de costos se encuentra activo, la inflación se reducirá aun más, así como la tasa de interés, lo que llevará a que la brecha se reduzca en menor medida.

Shock de demanda

$$\pi_t = \frac{\sigma(\kappa(\sigma + \eta) + \delta k\phi_x)}{\Delta_g} g_t$$

$$x_t = \frac{\sigma(1 - \beta\rho_g - \delta k\phi_\pi)}{\Delta_g} g_t$$

$$i_t = \frac{\sigma[\phi_x(1 - \beta\rho_g) + \phi_\pi\kappa(\sigma + \eta)]}{\Delta_g} g_t$$

$$\Delta_g = (\sigma(1 - \rho_g) + \phi_x)(1 - \beta\rho_g - \delta k\phi_\pi) + (\kappa(\sigma + \eta) + \delta k\phi_x)(\phi_\pi - \rho_g)$$

Ahora se procede a comparar los shocks, con y sin canal de costos. Como la estructura de Δ_g^0 y Δ_g^1 son similares al caso anterior tenemos que $\Delta_g^0 > \Delta_g^1$

$$\pi_t^1 = \frac{\kappa\sigma(\sigma + \eta + \phi_x)}{\Delta_g^1} g_t$$

$$\pi_t^0 = \frac{\kappa\sigma(\sigma + \eta)}{\Delta_g^0} g_t$$

Independientemente de la persistencia del shock, la volatilidad de la inflación será más elevada.

Para el caso de la brecha producto,

$$\frac{x_t^1}{x_t^0} = \frac{(1 - \beta\rho_g - k\phi_\pi) \Delta_g^0}{(1 - \beta\rho_g) \Delta_g^1}$$

El ratio es idéntico al caso anterior, por tanto la brecha es menos volátil cuando existe el canal de costos.

Los resultados obtenidos se pueden resumir en los siguientes cuadros, que muestran las volatilidades obtenidas cuando existe el canal de costos, en términos relativos a las volatilidades obtenidas cuando el canal de costos no existe:

Shock de política monetaria		Persistente	Transitorio
Volatilidad	Inflación	Aumenta	Disminuye
	Brecha producto	Disminuye	Aumenta

Shock de costos		Persistente	Transitorio
Volatilidad	Inflación	Aumenta	Aumenta
	Brecha producto	Aumenta	Aumenta

Shock de productividad		Persistente	Transitorio
Volatilidad	Inflación	Aumenta	Aumenta
	Brecha producto	Disminuye	Disminuye

Shock de demanda		Persistente	Transitorio
Volatilidad	Inflación	Aumenta	Aumenta
	Brecha producto	Disminuye	Disminuye

6. REVISION EMPIRICA

La evidencia empírica acerca de la existencia del canal es contradictoria debido a que algunos autores encuentran que este canal es relevante para explicar la dinámica de la inflación mientras que otros encuentran lo contrario, incluso realizando un análisis para los mismos países.

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 del área Euro. 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 solo es posible para valores poco razonables en sus parámetros. Por tanto, concluye que tanto para Estados Unidos como para los países del área Euro, 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, evalúa el pass-through de tasa de interés y muestra 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 GMM 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.

7. 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, bancos, los cuales operan de manera racional. Además, existe un banco central y no existe gobierno.

Familias

Existe una familia representativa cuya función de bienestar depende de su nivel actual de consumo de una canasta de bienes (C_t) y de ocio (N_t representa la cantidad de horas de trabajo). Además, se asume que el bienestar de la familia se encuentra sujeto a shocks de preferencias (ξ_t) en cada momento del tiempo. Luego, las familias maximizan el valor presente esperado de su bienestar que viene representado de la siguiente manera.

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

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

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

Donde c_{jt} es la cantidad de consumo del bien producido por la empresa j . Luego, la optimización intratemporal de la función de bienestar de la familia, en donde se elige la composición de bienes diferenciados que formarán parte de su canasta de consumo, lleva a la obtención de la siguiente función de demanda por el bien j .

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

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

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

Las familias inician el periodo con una cantidad de dinero M_t , luego reciben sus ingresos salariales $W_t N_t$, donde W_t es el salario y N_t es la cantidad de trabajo y realizan depósitos D_t en el banco. Entonces, disponen de $M_t + W_t N_t - D_t$ para comprar bienes de consumo sujetos a la restricción $M_t + W_t N_t - D_t \geq P_t C_t$. Además, las familias son dueñas de las firmas y de los bancos y por ello reciben ingresos en forma de beneficios Π_t y 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, la optimización intertemporal de la función de bienestar de las familias lleva a las siguientes condiciones de óptimo.

$$\xi_t C_t^{-\sigma} = \beta E_t \left(\frac{R_t^d P_t}{P_{t+1}} \right) \xi_{t+1} C_{t+1}^{-\sigma}$$

$$\frac{\chi N_t^\eta}{\xi_t C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t}{P_t}$$

$$M_t + W_t N_t - D_t = P_t C_t$$

Firmas

Existe un continuo de firmas 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 idiosincráticos 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 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 puede 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, la cual 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 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)

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 $\frac{R_t(i)}{\Pi_t} \geq z$

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 primer orden viene dada por

$$(1 - h(s_t) + \frac{\lambda_t}{\Pi_t})(L_t(i) + R_t(i) \frac{\partial L_t(i)}{\partial R_t(i)}) - R_t^d(i) \frac{\partial L_t(i)}{\partial R_t(i)} = 0$$

$$(1 - h(s_t) + \frac{\lambda_t}{\Pi_t})L_t(i)(1 - \gamma) + \gamma R_t^d(i) \frac{L_t(i)}{R_t(i)} = 0$$

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

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

Luego,

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

Por tanto, existen dos especificaciones de la curva de Phillips que se tomarán 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 resultarles 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 la existencia de un traspaso no lineal entre la tasa de préstamos y la de política, la cual puede deberse a la existencia de costos de intermediación de los bancos (que incluyen costos debido a problemas de asimetría de información), así como a la restricción de rentabilidad real de los préstamos.

8. EVIDENCIA EMPIRICA

8.1 Metodología

La evaluación de la existencia del canal de costos en el Perú se realizará mediante la estimación GMM de 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 obteniendo 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:

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

Donde, la variable \widehat{m}_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 respectivos.

Se estimarán diversas especificaciones de la Curva de Phillips usando datos mensuales de la inflación, la tasa de interés interbancaria, la tasa activa en moneda nacional, la tasa preferencial corporativa, el tipo de cambio y el PBI real. Para las diversas especificaciones econométricas a utilizar, se empleará la primera diferencia de las variables mencionadas. Además, los datos serán obtenidos del Banco Central de Reserva del Perú.

En el proceso de estimación se utilizarán ventanas muestrales de un tamaño de 72 meses, de tal forma de estimar coeficientes por sub-muestras siguiendo a Tillman (2009). Es decir, se estimará la especificación elegida de la Curva de Phillips usando un tamaño de muestra de 72 meses y cambiando en cada momento la fecha de inicio y fin de la muestra. Asimismo, se estimarán 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 permitirán evidenciar 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.

8.2 Modelo I

La especificación econométrica de la curva de Phillips estimada en esta subsección es la siguiente:

$$dp_t = \eta_1 E_t(dp_{t+1}) + \eta_2 dp_{t-1} + \eta_3 dy_t + \eta_4 dR_t + \eta_5 dE$$

Con respecto a este modelo, la tasa de interés usada es la tasa activa en moneda nacional (TAMN) y se encuentra que el canal de costos es inexistente para la muestra completa, 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) tampoco se observa algún tipo de indicio en favor de la existencia del canal de costos. Sin embargo para la submuestra correspondiente al periodo 2004:1 – 2009:12 se encuentra que, en efecto, la

tasa activa en moneda nacional tiene un impacto positivo sobre sobre la inflación. Por tanto, se procede a estimar el modelo I usando ventanas muestrales de 72 meses cada una empezando en 1994 y se obtienen los resultados mostrados en el grafico 1, donde se observa que el canal de costos se activó algunos meses durante el periodo del 2009 y 2010, mientras que durante los demás periodos tuvo efecto nulo e incluso negativo sobre la inflación, indicando que esta variable señala un comportamiento mas de demanda que de oferta. En cada caso, las restricciones de sobreidentificación son válidas según el estadístico J.

Muestra Completa (1994:1 2011:08)

	1994M01 2011M08		
	Coeficientes	T-estadístico	P-value
DPBI	1.412913	5.051227	0.0000
DTAMN	-0.016934	-0.877650	0.3812
C	0.021700	1.788876	0.0751
DIPC(-1)	0.297533	8.837164	0.0000
DTC	0.012694	0.750391	0.4539
DIPC(1)	0.622901	14.090350	0.0000
J-statistic		28.81721	
P-value		0.952109	

Submuestra 1 (2003:1 2011:08)

	2003M01 2011M08		
	Coeficientes	T-estadístico	P-value
DPBI	0.571700	2.425799	0.0171
DTAMN	0.025880	0.653015	0.5153
C	0.080993	6.399362	0.0000
DIPC(-1)	0.301955	11.788020	0.0000
DTC	0.050294	5.296219	0.0000
DIPC(1)	0.395138	11.069520	0.0000
J-statistic		19.1616	
P-value		0.999377	

Submuestra 2 (1994:1 2002:12)

	1994M01 2002M12		
	Coeficientes	T-estadístico	P-value
DPBI	2.439097	8.721209	0.0000
DTAMN	-0.040641	-2.779474	0.0065
C	0.034414	2.354183	0.0205
DIPC(-1)	0.344263	12.927130	0.0000
DTC	0.032463	2.079975	0.0400
DIPC(1)	0.508879	17.744220	0.0000

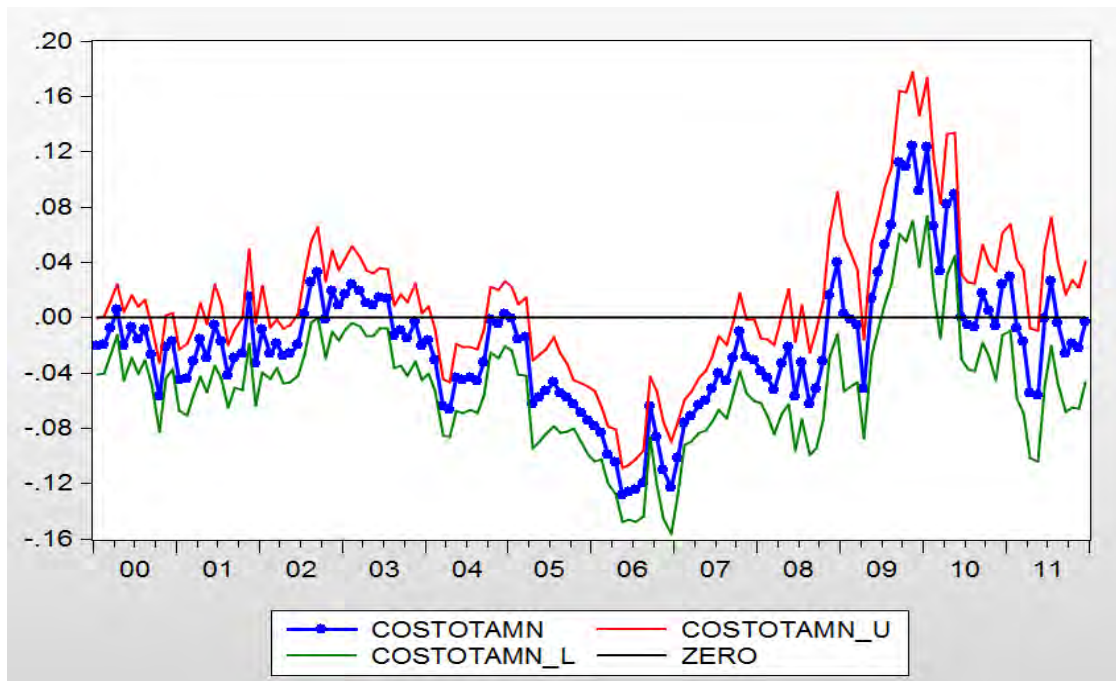
J-statistic	18.57377
P-value	0.999581

Submuestra 3 (2004:1 2009:12)

	2004M01 2009M12		
	Coeficientes	T-estadístico	P-value
DPBI	0.841735	6.022238	0.0000
DTAMN	0.122025	3.766713	0.0004
C	0.105868	9.800440	0.0000
DIPC(-1)	0.296558	10.728000	0.0000
DTC	0.036563	5.258428	0.0000
DIPC(1)	0.276031	9.050129	0.0000

J-statistic	18.02846
P-value	0.999715

GRAFICO 1: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DTAMN



En este gráfico, COSTOTAMN hace referencia al coeficiente asociado al canal de costos, mientras que COSTOTAMN_U y COSTOTAMN_L son las bandas de confianza de la estimación (1.65 errores estándar)

8.3 Modelo II

La especificación econométrica de la curva de Phillips estimada en esta subsección es la siguiente:

$$dp_t = \eta_1 E_t(dp_{t+1}) + \eta_2 dp_{t-1} + \eta_3 dy_t + \eta_4 di_t + \eta_5 dE$$

Con respecto a este modelo, la tasa de interés usada es la tasa de interés interbancaria y 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) se observa que el canal de costos es relevante para explicar la dinámica de la inflación. En cada caso, las restricciones de sobreidentificación son válidas según el estadístico J. Luego, se procede a estimar por ventanas muestrales de 72 meses el modelo II y se encuentra, según se observa en el

gráfico 2, que el canal de costos se torna relevante en el 2007 y que esta relevancia es aún mayor a fines del 2008.

Muestra Completa (1999:1 2011:08)

	1999M01 2011M08		
	Coeficientes	T-estadístico	P-value
DPBI	1.270881	5.107015	0.0000
DINTER	0.017812	1.896785	0.0598
C	0.048948	3.548594	0.0005
DIPC(-1)	0.227513	7.090662	0.0000
DTC	0.007334	0.421583	0.6739
DIPC(1)	0.533809	8.855080	0.0000

J-statistic	26.29325
P-value	0.979002

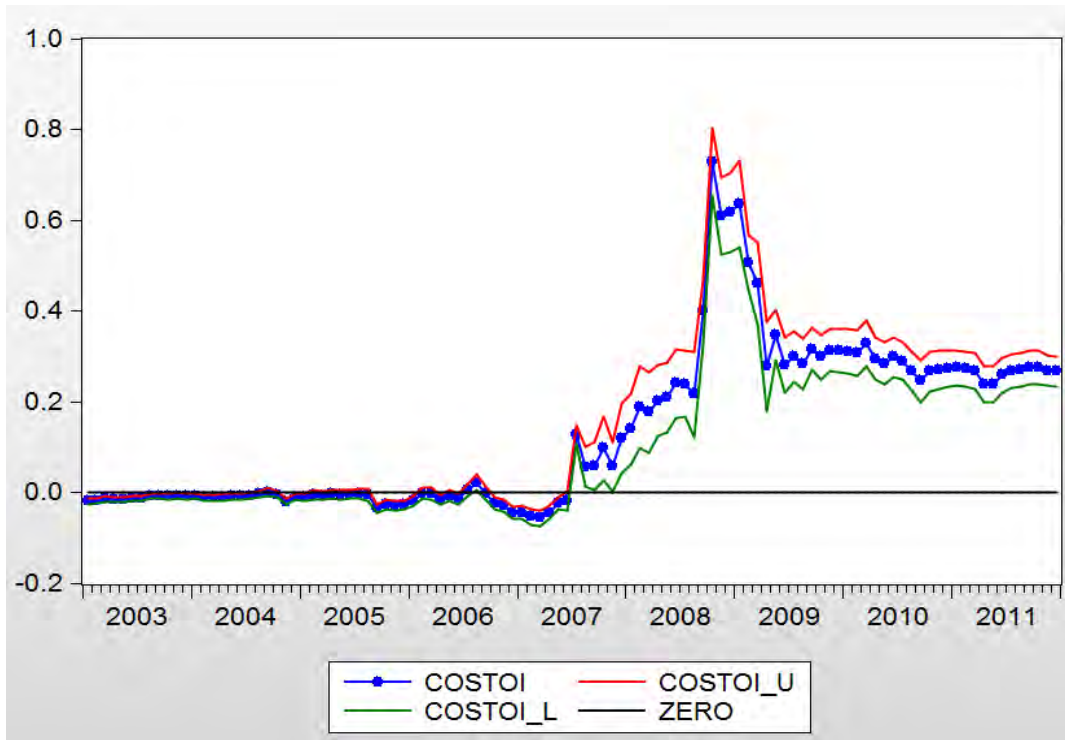
Submuestra 1 (2003:1 2011:08)

	2003M01 2011M08		
	Coeficientes	T-estadístico	P-value
DPBI	0.279172	1.419860	0.1588
DINTER	0.173365	4.810227	0.0000
C	0.109223	11.330530	0.0000
DIPC(-1)	0.288220	11.818500	0.0000
DTC	0.051325	6.647325	0.0000
DIPC(1)	0.283759	11.394510	0.0000

J-statistic	19.75407
P-value	0.99909

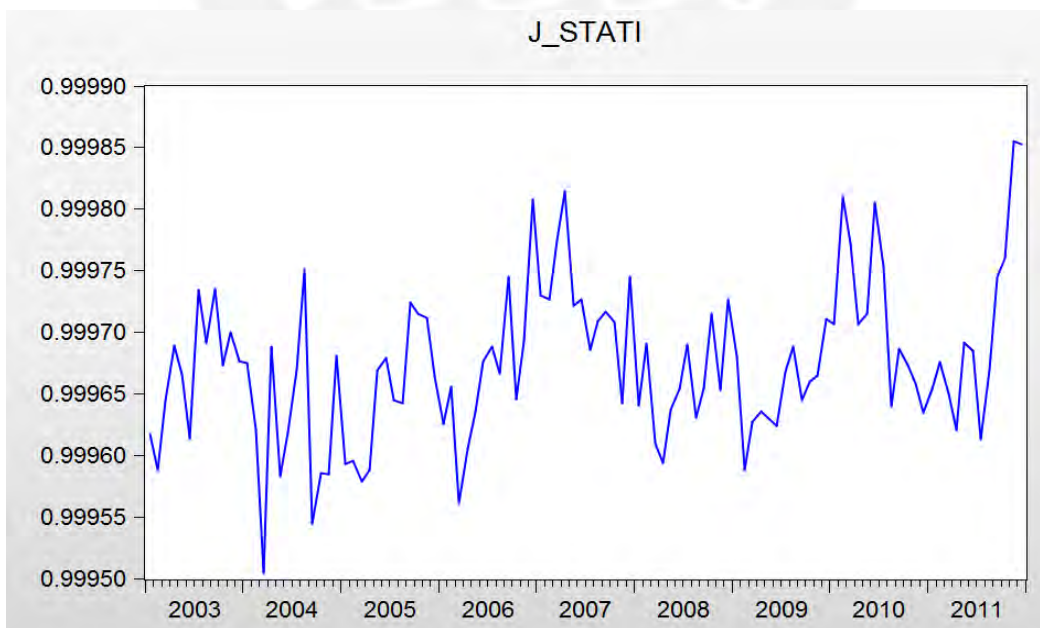
El gráfico 2 muestra que la relevancia del canal de costos aumenta y llega a su pico a fines del 2008, es decir, en la estimación del periodo muestral 2002:11-2008:10. Asimismo, la dinámica del estadístico J muestra que las restricciones de sobreidentificación de este modelo son válidas.

GRAFICO 2: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DINTER



En este gráfico, COSTOI hace referencia al coeficiente asociado al canal de costos, mientras que COSTOI_U y COSTOI_L son las bandas de confianza de la estimación (1.65 errores estándar).

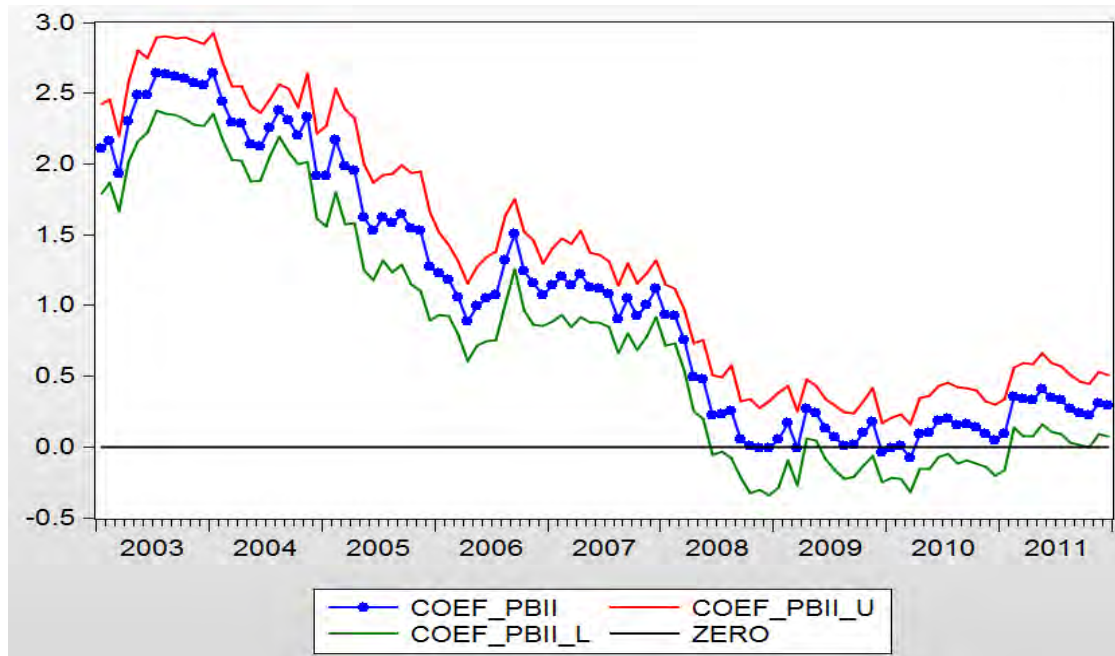
GRAFICO 2a: Dinámica del estadístico J



En este gráfico, el P-value del estadístico J de cada estimación que usa ventanas muestrales de 72 meses se encuentra en el eje vertical

De manera similar se estima el coeficiente asociado al PBI, indicador de las presiones de demanda sobre la inflación y se obtiene que este coeficiente pierde significancia durante el mismo periodo en el cual la significancia del canal de costos aumenta.

GRAFICO 3: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DPBI



En este gráfico, COEF_PBII hace referencia al coeficiente asociado al canal de costos, mientras que COEF_PBII_U y COEF_PBII_L son las bandas de confianza de la estimación (1.65 errores estándar).

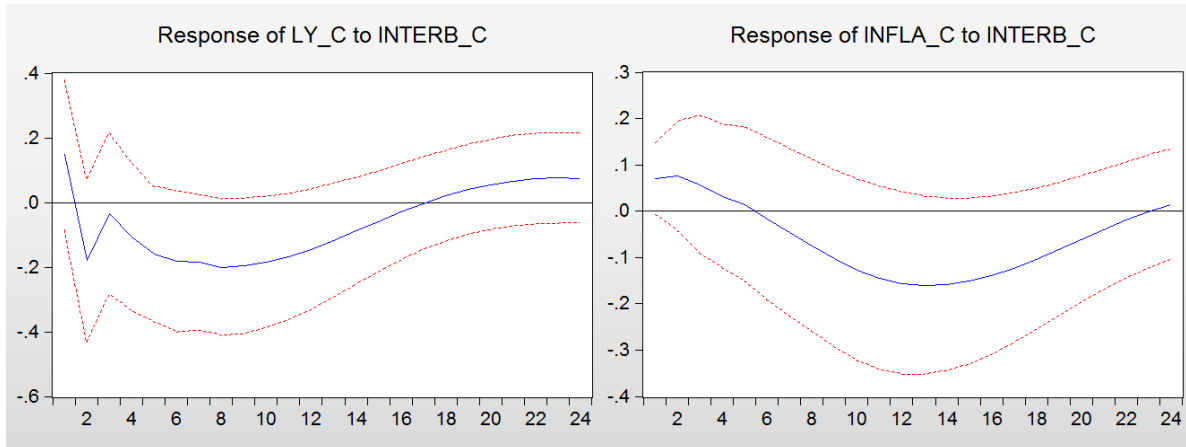
Por tanto, se observa que el canal de costos se activa al mismo tiempo que el canal de demanda de demanda tradicional pierde significancia, lo que genera, teóricamente, un aumento en la inestabilidad del equilibrio del modelo pues las condiciones de Blanchard-Khan no se satisfacen en tal escenario (Al respecto, ver Llosa y Tuesta (2009) y Tillmann (2009a)).

8.4 Modelo III

Ahora se procede a estimar un VAR para observar si existe algún “price-puzzle” que pueda dar indicios de la existencia del canal de costos. En el modelo se incluyen solo 3 variables: la tasa de interés interbancaria (INTERB_C), la brecha producto (LY_C) y la inflación

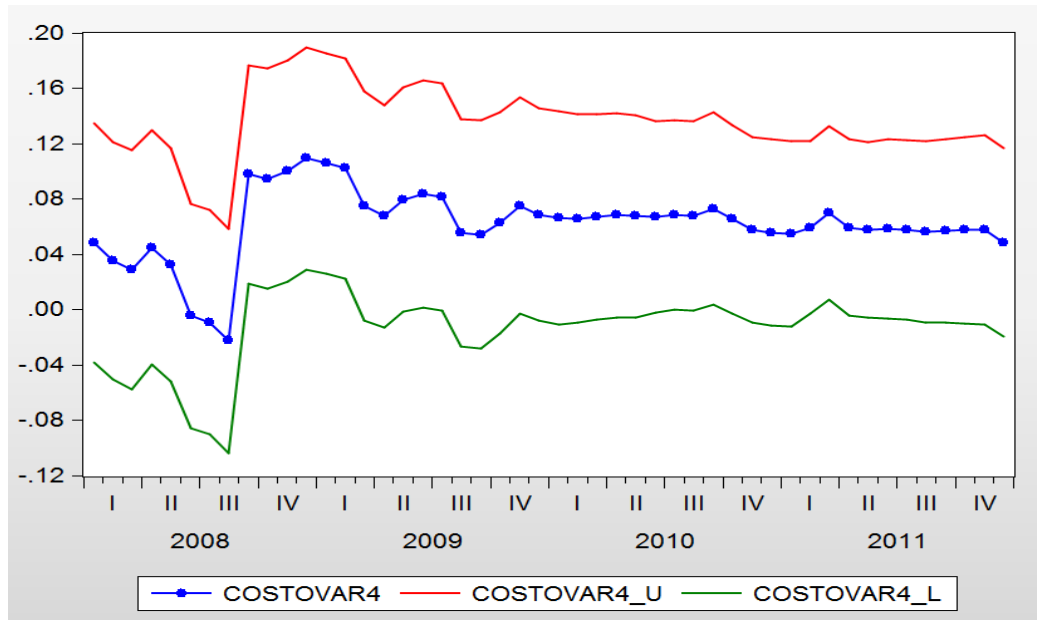
(INFLA_C). El periodo muestral es 2003:01-2011:08 y las variables se encuentran en desvíos tendenciales de acuerdo al filtro HP. Se obtienen los siguientes impulso-respuesta.

GRAFICO 4: Funciones impulso-respuesta de un shock en la tasa de interés



En el gráfico 4, se observa que existe un “price-puzzle” durante el periodo muestral especificado, lo cual es consistente con la estimación de la curva de Phillips cuando se incluía solo la tasa de interés interbancaria. Además, se procede a estimar el impacto instantáneo de la tasa de interés interbancaria sobre la inflación usando ventanas muestrales de 72 meses y se obtiene el siguiente resultado, presentado en el gráfico 5.

Se observa que el efecto instantáneo es positivo durante toda la muestra (2003:01-2011:08). La no significancia inicial del impacto instantáneo ocurre por el hecho que incluye observaciones del 2002, cuando existía un proceso de transición hacia un nuevo instrumento de política monetaria. Por tanto, se observa que existió un “price-puzzle” al mismo tiempo que se activó el canal de costos. Además, la serie aumenta a finales del 2008, al igual que en las estimaciones mostradas con los modelos anteriores.

GRAFICO 5: Dinámica del impacto instantáneo de un shock en la tasa de interés

8.5 Modelo IV

La especificación econométrica de la curva de Phillips estimada en esta subsección es la siguiente:

$$dp_t = \eta_1 E_t(dp_{t+1}) + \eta_2 dp_{t-1} + \eta_3 dy_t + \eta_4 dtp_t + \eta_5 dE$$

Con respecto a este modelo, la tasa de interés usada es la tasa preferencial corporativa y se encuentra que esta tasa afecta de manera significativa a la dinámica de la inflación durante todo el periodo muestral (desde el 2002, dado que los instrumentos toman los primeros 12 meses de las variables). 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 muestrales 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. Esta

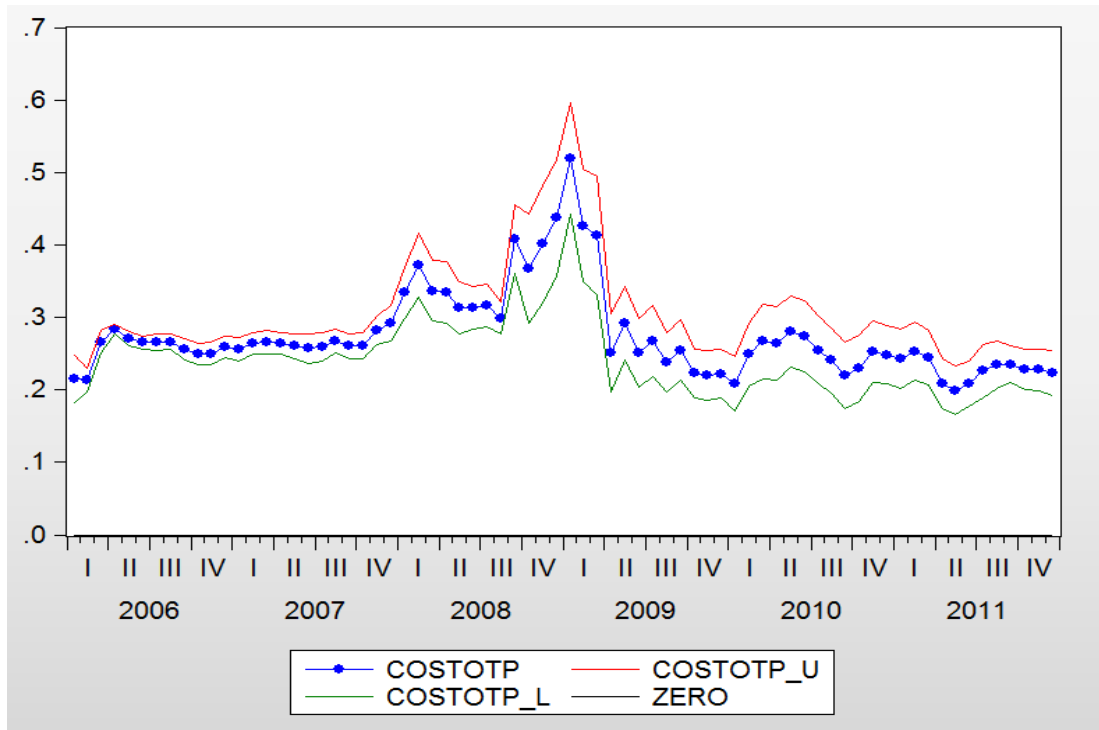
característica en la estimación de este modelo y del modelo anterior se puede deber tanto a la elevada inflación presentada a finales del 2008 o simplemente a que el inicio del periodo muestral del coeficiente de fines del 2008 es aquel que proviene de la muestra 2003:01 – 2008:12, periodo en el cual se empieza a utilizar la tasa de interés como instrumento de política. En la derivación del modelo se encuentra una relación no lineal de la tasa de interés y la dinámica de la inflación, que depende de la participación de los costos financieros en los costos totales, los costos de intermediación o algún shock inflacionario. Según las estimaciones mostradas, cualquiera de los tres casos puede ser causante de la no linealidad. También, en este caso, las restricciones de sobreidentificación del modelo son válidas según el estadístico J, tanto para la estimación de la muestra completa como para la estimación dinámica mediante ventanas muestrales.

Muestra Completa (2002:2 2011:08)

	2002M02 2011M08		
	Coeficientes	T-estadístico	P-value
DPBI	0.858874	4.545716	0.0000
DTP	0.280799	10.737290	0.0000
C	0.089671	8.376360	0.0000
DIPC(-1)	0.213112	8.586062	0.0000
DTC	0.000472	0.038119	0.9697
DIPC(1)	0.359788	12.042640	0.0000

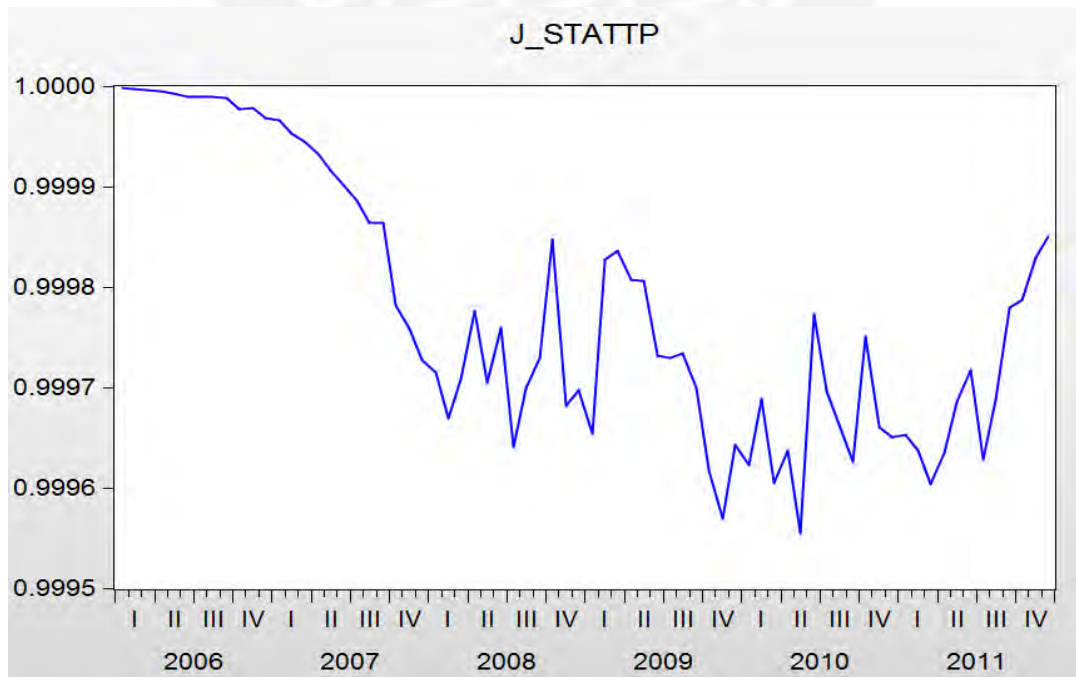
J-statistic	21.87733
P-value	0.996941

GRAFICO 6: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DTP



En este gráfico, COSTOTP hace referencia al coeficiente asociado al canal de costos cuando se usa la tasa de interés preferencial corporativa, mientras que COSTOTP_U y COSTOTP_L son las bandas de confianza de la estimación (1.65 errores estándar).

GRAFICO 6: Dinámica del estadístico J

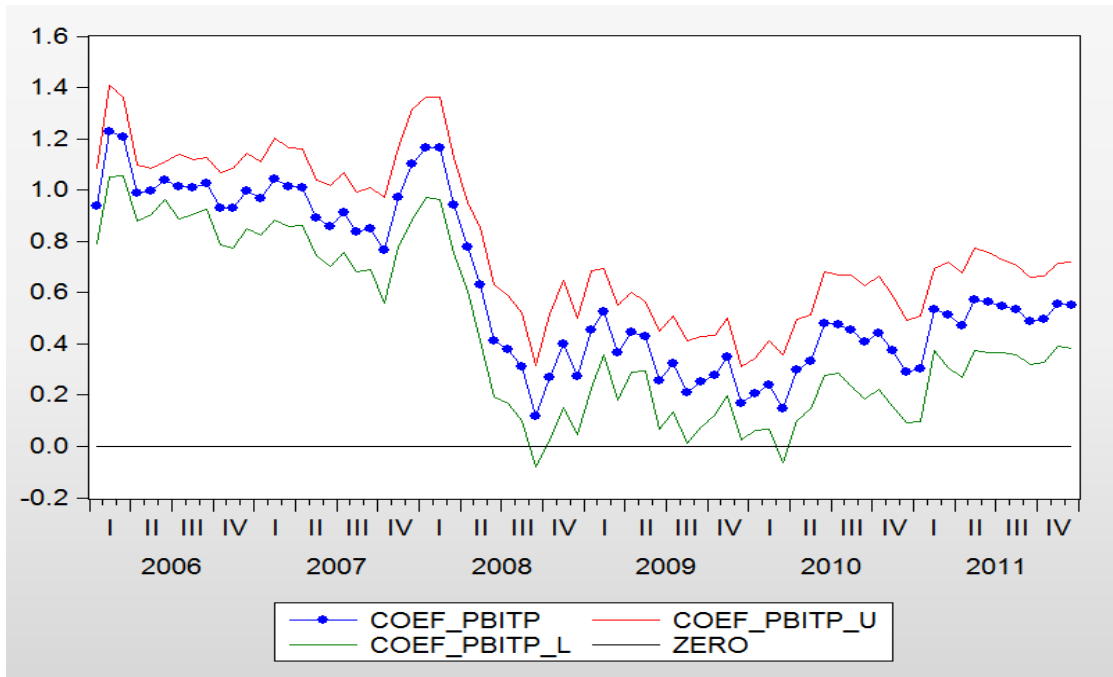


En este gráfico, el P-value del estadístico J de cada estimación que usa ventanas muestrales de 72 meses se encuentra en el eje vertical

En la revisión de la literatura, se mostró evidencia que existe un efecto traspaso de la tasa de interés de política monetaria sobre la tasa de interés a la que acceden las firmas. En la estimación del modelo II 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 muestrales, es significativo desde finales del 2006. 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 la congruencia entre las estimaciones será tratada en la siguiente sección.

De manera similar se estima el coeficiente asociado al PBI, indicador de las presiones de demanda sobre la inflación y se obtiene que este coeficiente pierde significancia durante el mismo periodo en el cual la significancia del canal de costos aumenta. Además, se puede observar que el coeficiente asociado al PBI es mayor al coeficiente asociado a la tasa de interés durante la mayor parte del periodo muestral, lo que muestra evidencia de la estabilidad macroeconómica existente durante el periodo muestral. Por tanto, la existencia del canal de costos no implica una inestabilidad en el comportamiento de las variables macroeconómicas. Sin embargo, la existencia del canal de costos sí aumenta la volatilidad de estas variables ante choques en las variables exógenas.

GRAFICO 7: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DPBI



En este gráfico, COEF_PBITP hace referencia al coeficiente asociado al canal de costos, mientras que COEF_PBITP_U y COEF_PBITP_L son las bandas de confianza de la estimación (1.65 errores estándar).

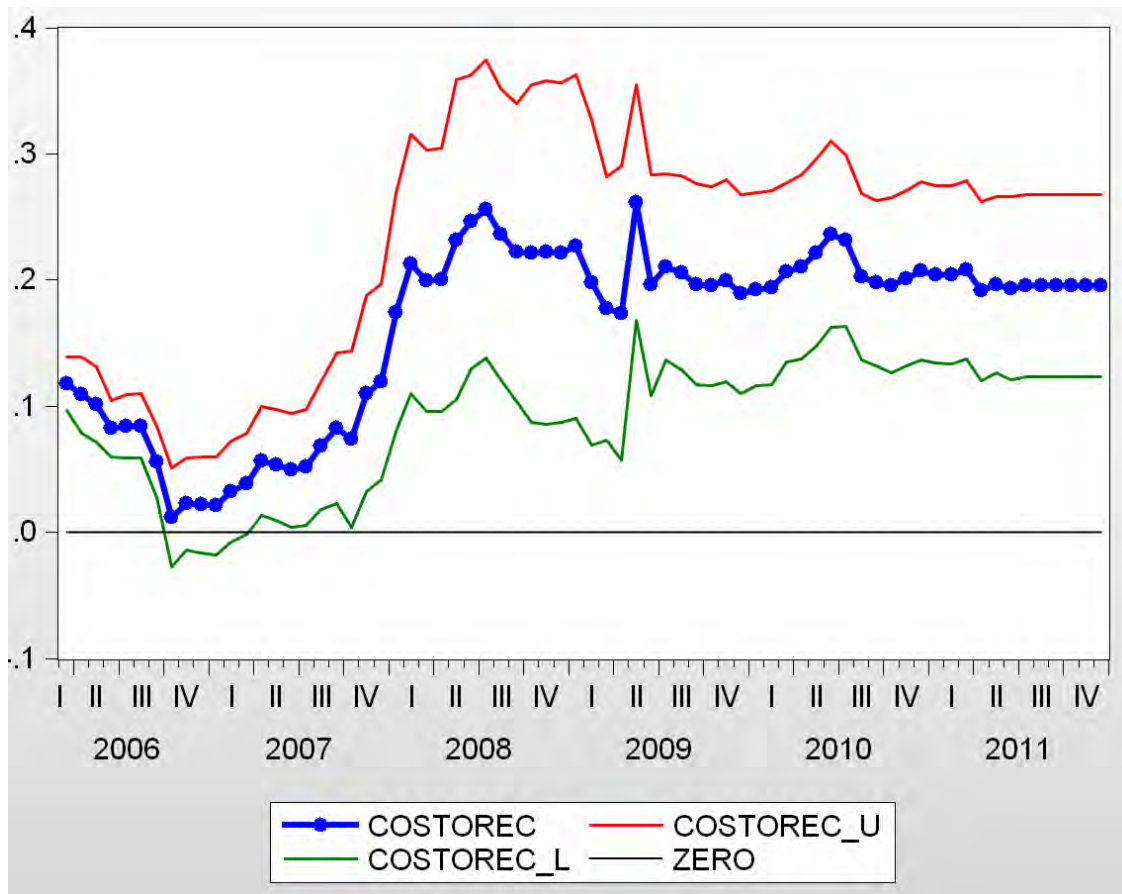
8.6 Estimación recursiva: Parte I

Se estimará recursivamente el modelo II y el modelo IV usando como periodo inicial al mes de Enero del 2002 para mostrar la congruencia de los resultados bajo ambos modelos. En primer lugar, se presenta la estimación realizada para el modelo II, que tiene la siguiente especificación.

$$dp_t = \eta_1 E_t(dp_{t+1}) + \eta_2 dp_{t-1} + \eta_3 dy_t + \eta_4 di_t + \eta_5 dE$$

En el grafico 8 se muestra que el coeficiente asociado al canal de costos es positivo durante toda la muestra aunque pierde algo de significancia alrededor del 2006. Además, del 2008 en adelante se estabiliza en 0.2 aproximadamente.

GRAFICO 8: Dinámica recursiva del coeficiente asociado a la variable DINTER (1)

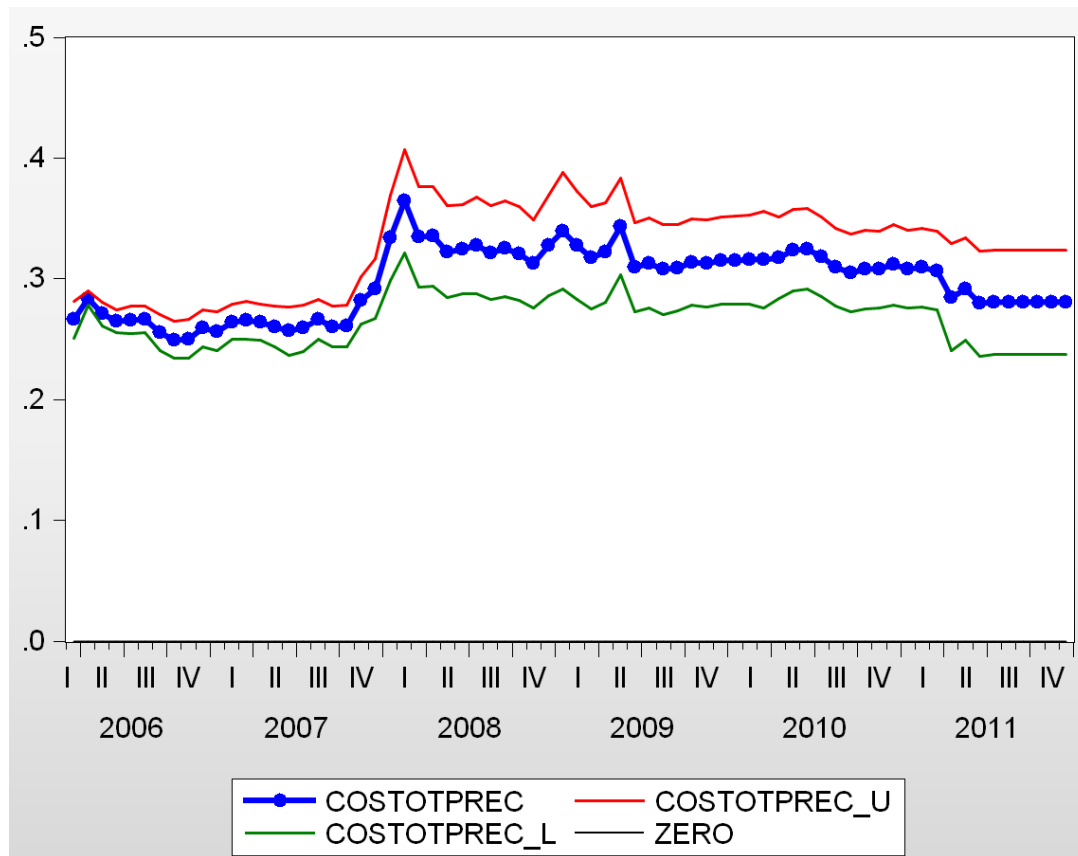


En segundo lugar, se presenta la estimación realizada para el modelo IV, que tiene la siguiente especificación.

$$dp_t = \eta_1 E_t(dp_{t+1}) + \eta_2 dp_{t-1} + \eta_3 dy_t + \eta_4 dtp_t + \eta_5 dE$$

En el grafico 9 se muestra que el coeficiente asociado al canal de costos es positivo durante toda la muestra y aumenta un poco alrededor del 2008 al igual que el caso anterior cuando se usa la tasa de interés interbancaria. Además, del 2008 en adelante se estabiliza en 0.3 aproximadamente.

GRAFICO 9: Dinámica recursiva del coeficiente asociado a la variable DTP (1)



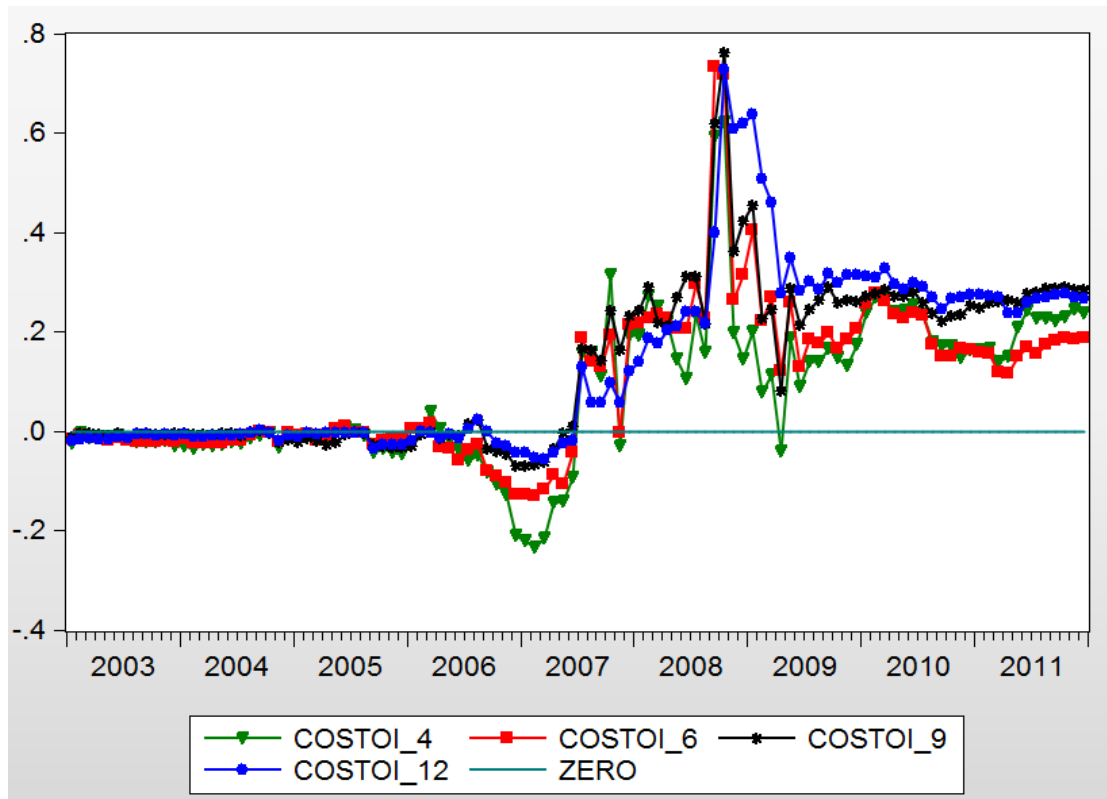
9. ROBUSTEZ DE RESULTADOS

9.1 Instrumentos

Se estiman las ecuaciones del modelo II y del modelo IV por GMM cambiando el número de instrumentos, en donde en cada caso las variables usadas como instrumentos son las mismas que entran en la ecuación de estimación pero con un determinado número de rezagos. Lo que cambiara será el número de rezagos, en donde se cambia el número de rezagos desde 4 hasta 12. A continuación, se presentan estimaciones del parámetro asociado al canal de costos usando los rezagos 4,6, 9 y 12 pues básicamente los resultados son similares con los demás.

Con respecto al modelo II, se encuentra que los resultados cambian poco cuando el número de rezagos de las variables cambia. El coeficiente asociado al canal de costos sigue el mismo comportamiento bajo cualquiera de los set de instrumentos presentados.

GRAFICO 10: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DINTER
cambiando el número de rezagos de los instrumentos

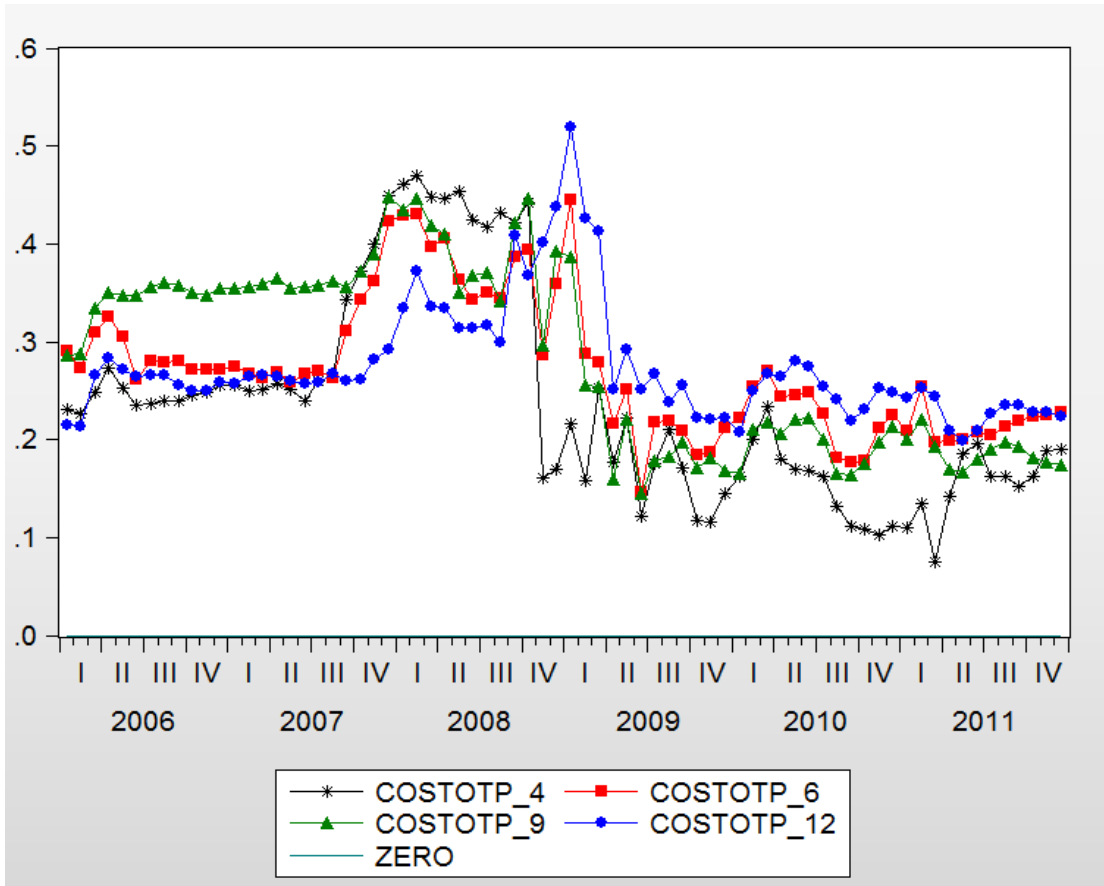


En este gráfico, COSTOI_12 hace referencia al coeficiente asociado al canal de costos usando instrumentos que toman hasta 12 rezagos de las variables en la estimación y de manera similar para las variables COSTOI_9 COSTOI_6 COSTOI_4.

Además, se observa que cuando el número de rezagos de los instrumentos es pequeño, lo único que cambia significativamente son las bandas de confianza del estimador del coeficiente relevante. Esto se puede observar al comparar el estimador cuando se usan 12 rezagos versus los estimadores cuando se usan 4, 6 o 9 rezagos. (Ver los gráficos del anexo).

Respecto al modelo IV, se encuentra que los resultados son robustos a cambios en el número de rezagos de los instrumentos. El coeficiente asociado al canal de costos sigue un comportamiento similar bajo cualquiera de los set de instrumentos presentados, al igual que bajo el modelo II.

**GRAFICO 11: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DTP
cambiando el número de rezagos de los instrumentos**



En este gráfico, COSTOTP_12 hace referencia al coeficiente asociado al canal de costos usando instrumentos que toman hasta 12 rezagos de las variables en la estimación y de manera similar para las variables COSTOTP_9 COSTOTP_6 COSTOTP_4.

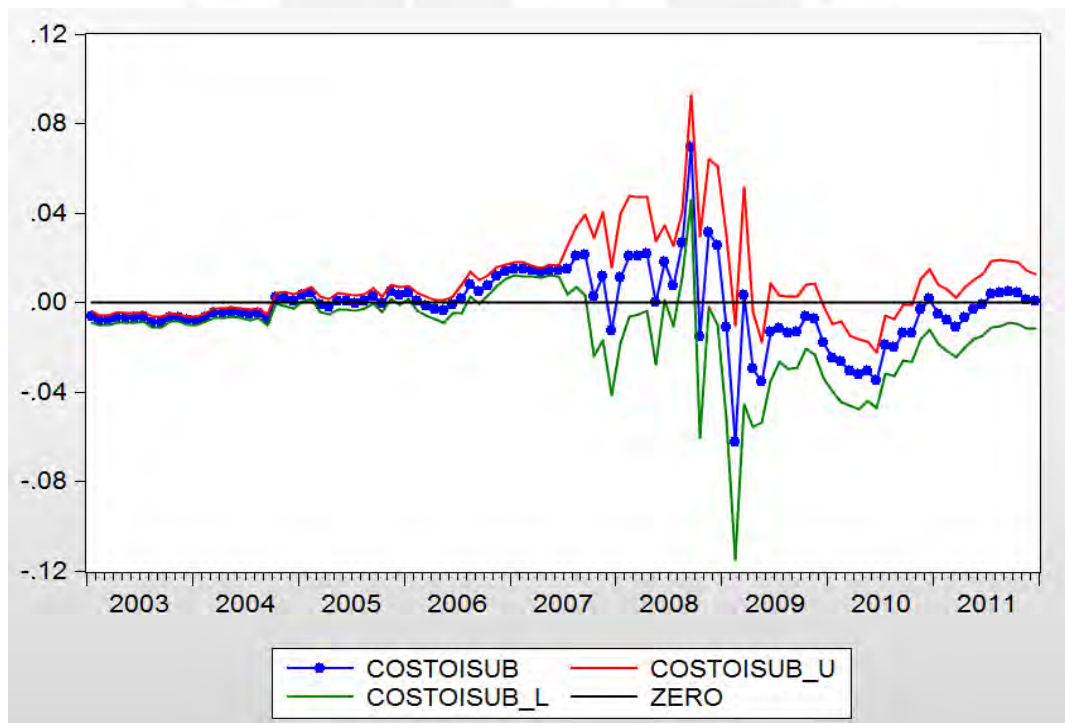
Además, al igual que bajo el modelo II, se observa que cuando el número de rezagos de los instrumentos es pequeño, lo único que cambia significativamente son las bandas de confianza del estimador del coeficiente relevante. Esto se puede observar al comparar el estimador cuando se usan 12 rezagos versus los estimadores cuando se usan 4, 6 o 9 rezagos (Ver anexo).

9.2 Inflación Subyacente

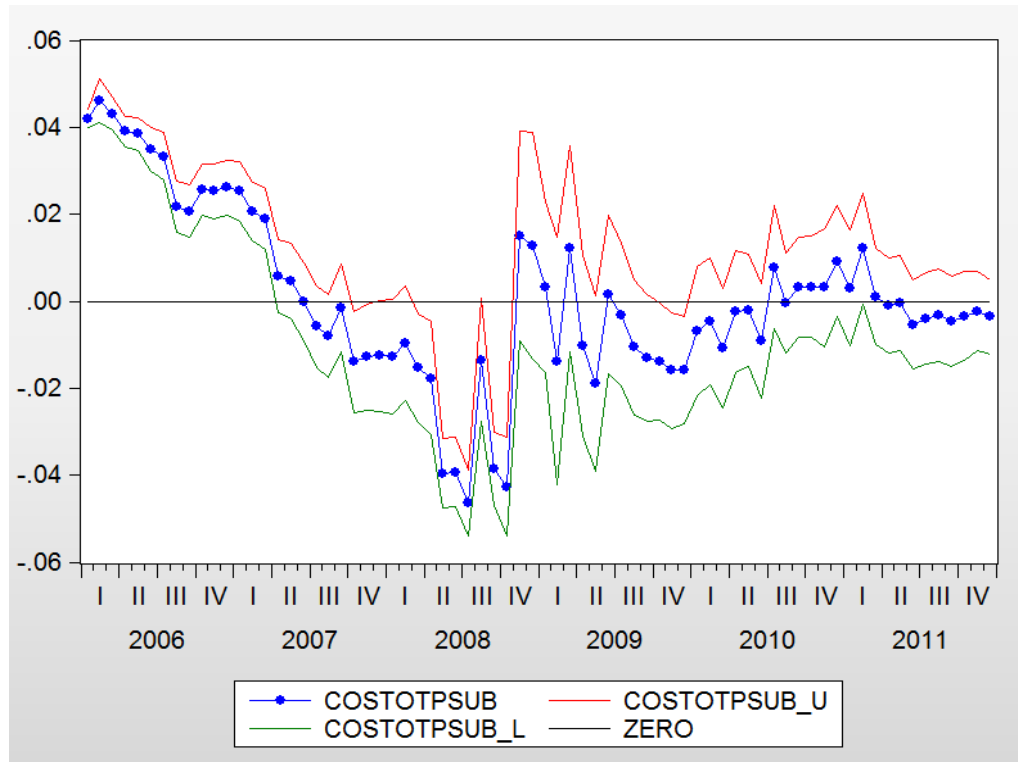
Los resultados cambian cuando se usan los mismos modelos de la sección anterior pero en lugar de usar el IPC para el cálculo de la inflación se usa el IPC subyacente. Sin embargo, esto se puede deber a la naturaleza de la serie, que muestra una mayor persistencia que el IPC.

Para el caso del modelo II, se obtienen los resultados mostrados en el gráfico 12, mientras que los resultados para el modelo IV, se encuentran en el gráfico 13. En ambos casos, la estimación es distinta a la mostrada en la sección anterior, mostrando una baja relevancia del canal de costos durante el todo el periodo muestral.

GRAFICO 12: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DINTER
cuando se modela la inflación subyacente (1)



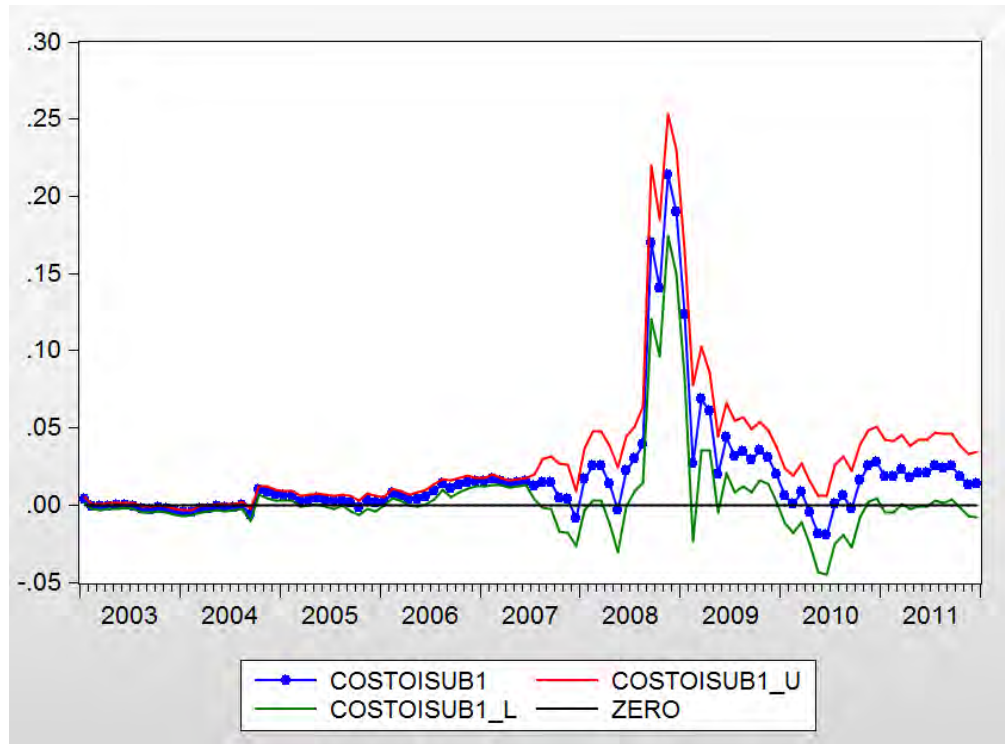
**GRAFICO 13: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DTP
cuando se modela la inflación subyacente**



Luego, se modifica la ecuación usando el segundo rezago y el segundo adelanto en la ecuación de estimación en lugar del primer rezago y el primer adelanto de las variables, de la siguiente manera para el caso del modelo II (se denominará modelo II-a)

$$dp_t = \eta_1 E_t(dp_{t+2}) + \eta_2 dp_{t-2} + \eta_3 dy_t + \eta_4 di_t + \eta_5 dE$$

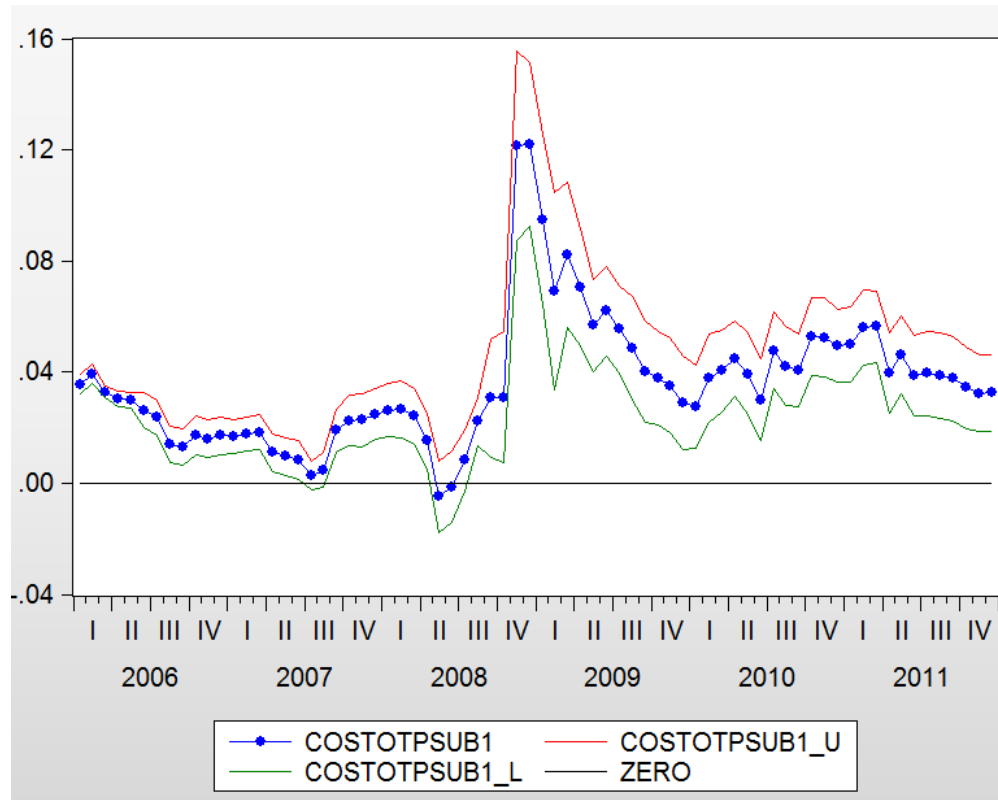
**GRAFICO 14: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DINTER
cuando se modela la inflación subyacente (2)**



Para el caso del modelo IV (se denominará modelo IV-a),

$$dp_t = \eta_1 E_t(dp_{t+2}) + \eta_2 dp_{t-2} + \eta_3 dy_t + \eta_4 dtp_t + \eta_5 dE$$

**GRAFICO 15: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DTP
cuando se modela la inflación subyacente (2)**

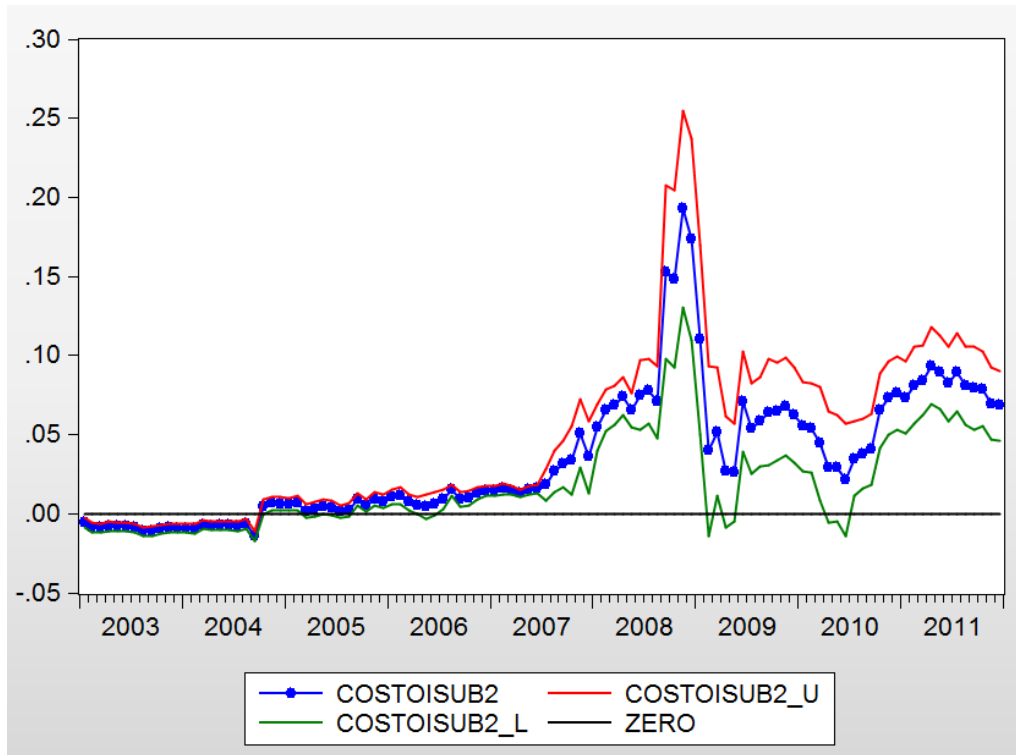


Para ambos casos, el modelo II en el grafico 14 y el modelo IV en el grafico 15, se obtienen resultados similares a los obtenidos en las secciones anteriores, donde la serie replica el pico mostrado a finales del 2008 en las estimaciones de la sección anterior.

De manera similar, se usa el cuarto rezago y el cuarto adelanto de la primera diferencia del IPC subyacente en lugar del su primer adelanto y primer rezago, de la siguiente manera para el caso del modelo II (se denominará modelo II-b),

$$dp_t = \eta_1 E_t(dp_{t+4}) + \eta_2 dp_{t-4} + \eta_3 dy_t + \eta_4 di_t + \eta_5 dE$$

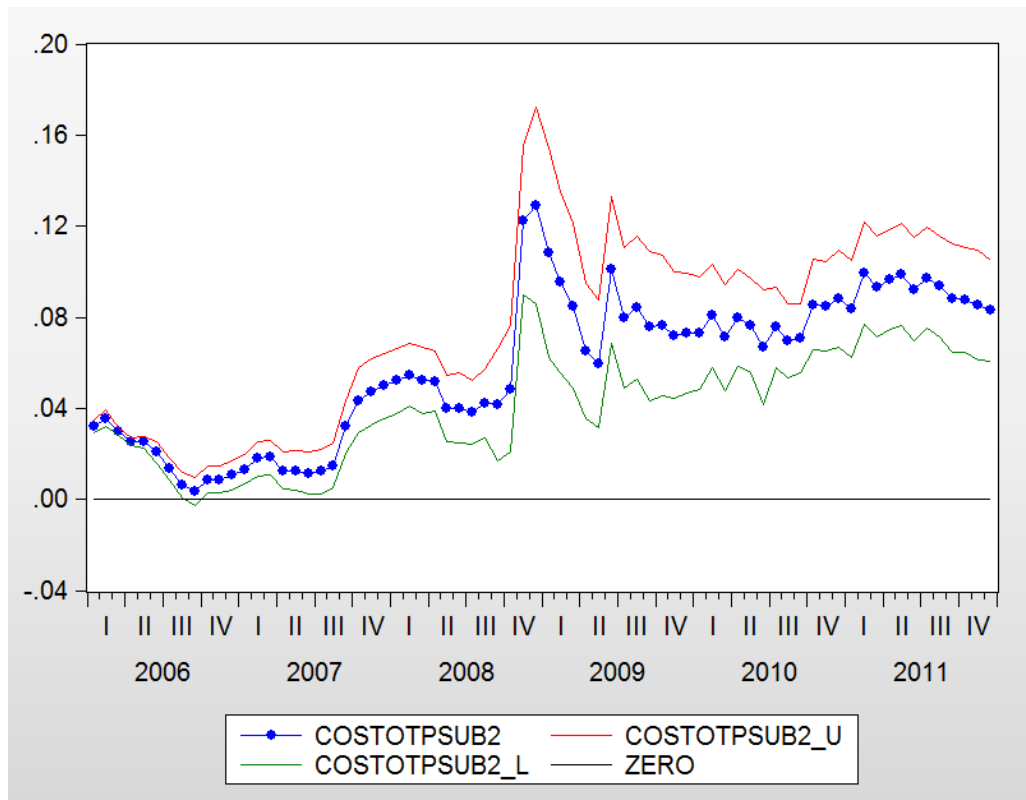
**GRAFICO 16: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DINTER
cuando se modela la inflación subyacente (3)**



Para el caso del modelo IV (se denominará modelo IV-b)

$$dp_t = \eta_1 E_t(dp_{t+4}) + \eta_2 dp_{t-4} + \eta_3 dy_t + \eta_4 dtp_t + \eta_5 dE$$

**GRAFICO 17: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DINTER
cuando se modela la inflación subyacente (3)**



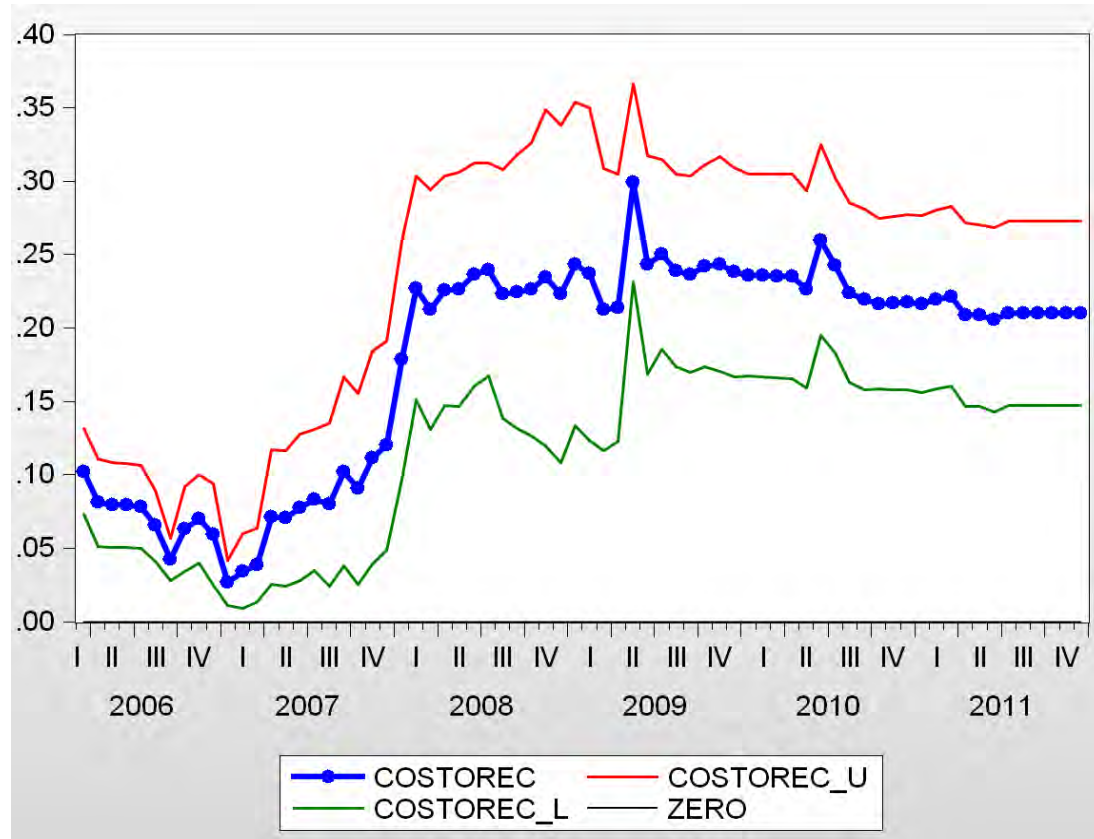
En ambos casos, gráficos 16 y 17, se encuentra un comportamiento similar al encontrado en la sección anterior.

9.3 Estimación recursiva: Parte 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 procede a realizar la misma estimación para los modelos II y IV cambiando el periodo inicial. Para ello, se proponen dos alternativas como periodo inicial de la estimación: Agosto 2002 y Enero 2003 debido al periodo de transición de cambio de instrumento de política monetaria.

En el gráfico 18, se muestra el coeficiente asociado al canal de costos del modelo II tomando como periodo inicial Agosto 2002 y se muestra un comportamiento similar al encontrado en la sección anterior, con una baja significancia alrededor del 2006, la cual aumenta en el 2008.

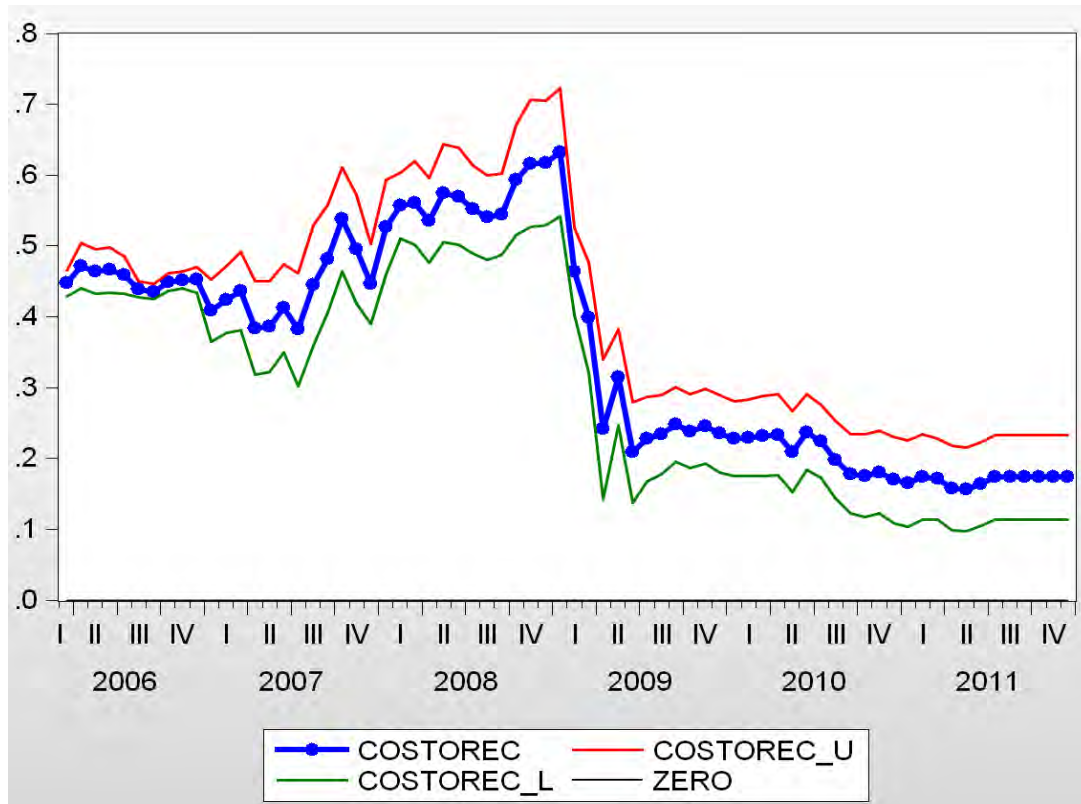
GRAFICO 18: Dinámica recursiva del coeficiente asociado a la variable DINTER (2)



Para el mismo modelo II, se toma como periodo inicial a Enero 2003 y ahora se encuentra un comportamiento un poco distinto al mostrado anteriormente pues el coeficiente en los periodos cercanos al inicial es bastante más elevado que el que se mostraba en estimaciones anteriores. Asimismo, en el 2008 el coeficiente se encuentra entre 0.5 y 0.6 cuando en las estimaciones anteriores se encontraba alrededor de 0.2, aunque al igual que en las estimaciones previas, el coeficiente termina alrededor de 0.2. Esto se puede deber a que durante el periodo que inicia en Enero 2003, el instrumento de política era la tasa de interés de referencia, mientras que los coeficientes bajos son resultado de

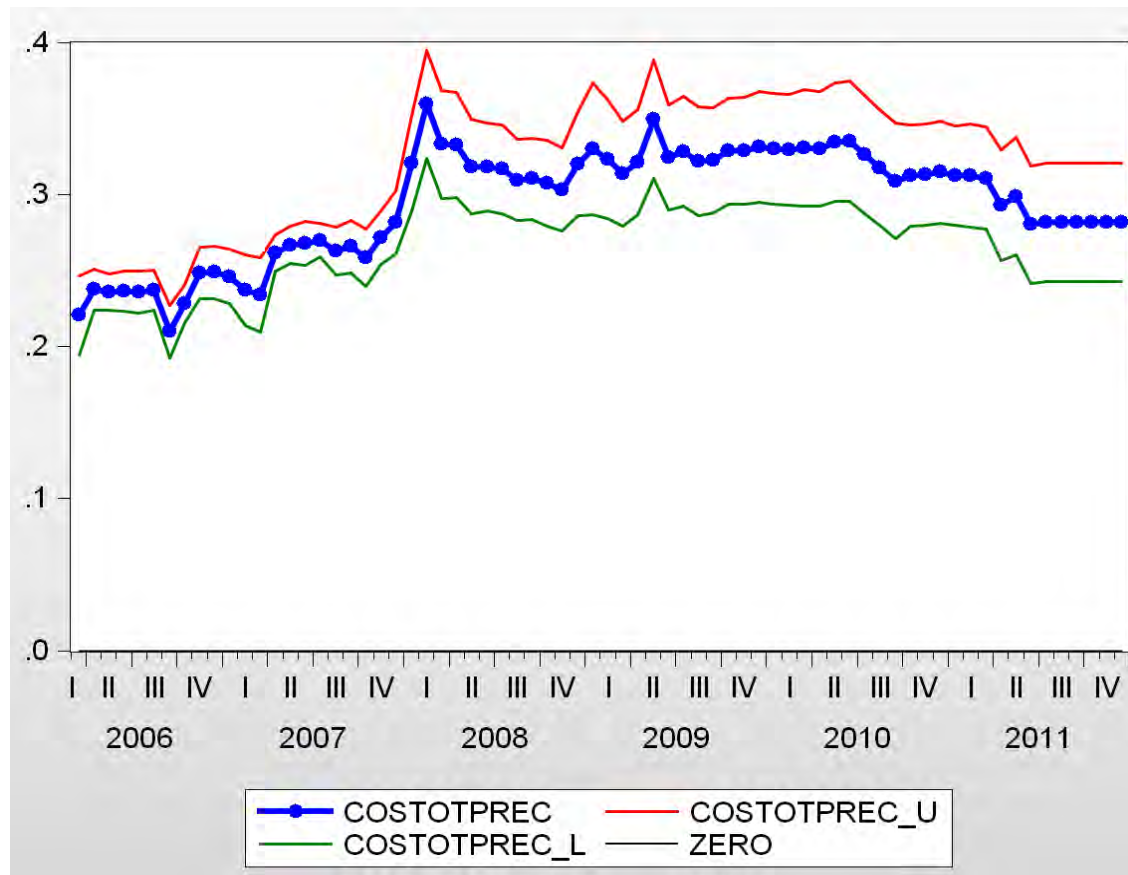
estimaciones de periodos muestrales que incluyen el periodo de transición entre regímenes monetarios, los cuales también se caracterizan por una elevada volatilidad de la tasa de interés.

GRAFICO 19: Dinámica recursiva del coeficiente asociado a la variable DINTER (3)

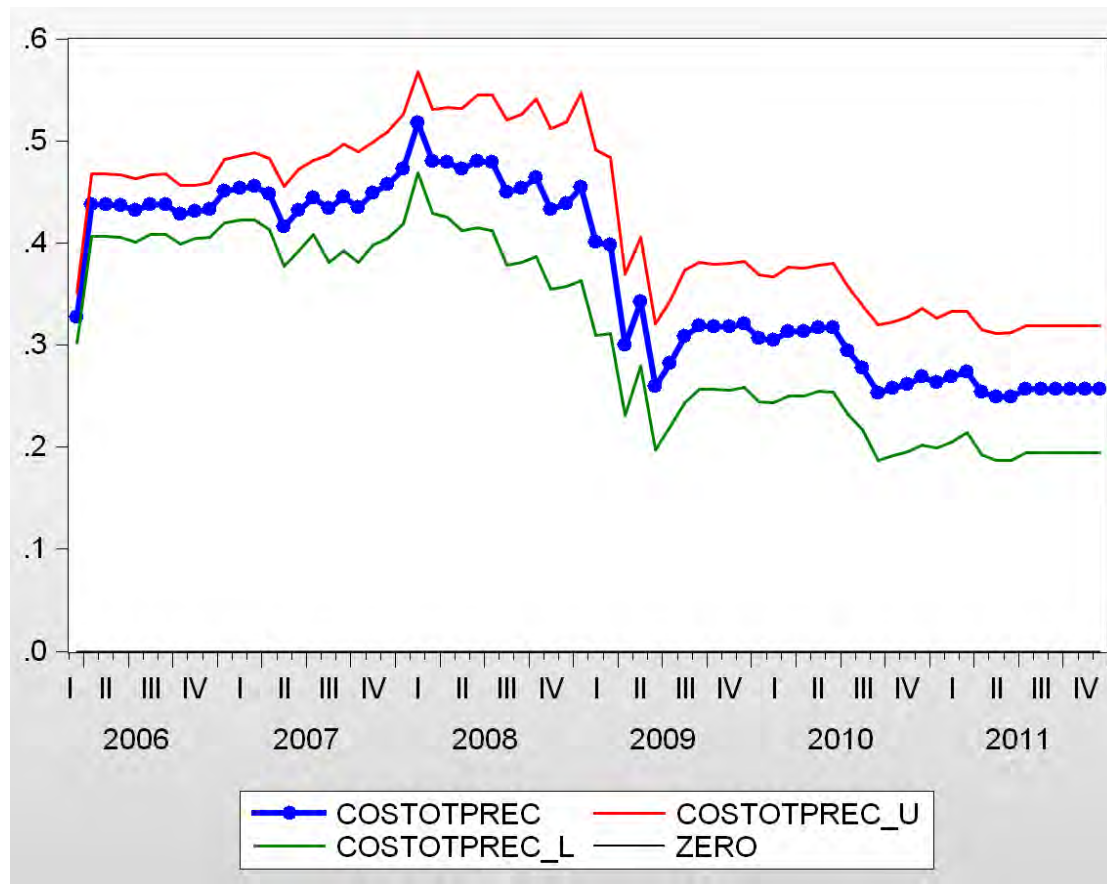


En el gráfico 20, se muestra el coeficiente asociado al canal de costos del modelo IV tomando como periodo inicial Agosto 2002 y se muestra un comportamiento similar al encontrado en la sección anterior, aunque ahora en el 2006 el coeficiente no es tan elevado. Sin embargo, de manera similar, el coeficiente termina alrededor de 0.3.

GRAFICO 20: Dinámica recursiva del coeficiente asociado a la variable DTP (2)



Para el mismo modelo IV, se toma como periodo inicial a Enero 2003 y ahora se encuentra un comportamiento similar a los mostrados anteriormente pero al igual que para el caso del modelo II, el coeficiente en los periodos cercanos al inicial es bastante más elevado. Se observa que el coeficiente se encuentra entre 0.4 y 0.5 para el 2006 cuando en las estimaciones anteriores se encontraba alrededor de 0.3. Además, se replica el pico del 2008 aunque con un coeficiente alrededor de 0.5 mientras que en las estimaciones anteriores se encontraba un poco por encima de 0.3. Por último, al igual que en las estimaciones previas, el coeficiente termina alrededor de 0.3.

GRAFICO 21: Dinámica recursiva del coeficiente asociado a la variable DTP (3)

9.4 Análisis de los residuos

En esta sección se analiza el comportamiento de los residuos de las estimaciones del modelo II y el modelo IV 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 primer lugar, se muestra el correlograma de los residuos del modelo II (que usa el IPC) cuando se toma el periodo muestral 2002:01 – 2011:08 y se encuentra que existe autocorrelación de los residuos (Ver tabla 1). Si se restringe la muestra, iniciando la muestra el 2002:08, se corrige la autocorrelación de los residuos hasta de orden 3 (Ver tabla 2). Mientras que si la muestra inicia el 2003:01 la autocorrelación se corrige pero

existe hasta de orden 3 (Ver tabla 3). Asimismo, si se toma en cuenta el periodo final de estimación (2006:01 – 2011:08), que muestra los coeficientes estimados más estables, se encuentra que los residuos de la estimación no presentan autocorrelación serial (Ver tabla 4). Por tanto, las estimaciones que muestran la significancia del canal de costos no muestran autocorrelación serial cuando de usa la primera diferencia del IPC como medida de inflación.

TABLA 1 (Modelo II) 2002:01 – 2011:08

Sample: 2002M01 2011M08
Included observations: 116

























Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.311	-0.311	11.531	0.001
		2 0.002	-0.105	11.531	0.003
		3 -0.073	-0.117	12.173	0.007
		4 -0.037	-0.113	12.344	0.015
		5 0.095	0.040	13.458	0.019
		6 0.112	0.165	15.028	0.020
		7 -0.021	0.088	15.086	0.035
		8 -0.137	-0.101	17.473	0.026
		9 0.083	0.040	18.363	0.031
		10 -0.034	-0.002	18.512	0.047
		11 0.107	0.065	20.017	0.045
		12 -0.031	0.001	20.141	0.064

TABLA 2 (Modelo II) 2002:08 – 2011:08

Sample: 2002M08 2011M08
Included observations: 109





























Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.253	-0.253	7.1547	0.007
		2 0.039	-0.026	7.3303	0.026
		3 -0.059	-0.059	7.7314	0.052
		4 -0.018	-0.050	7.7694	0.100
		5 0.102	0.091	8.9801	0.110
		6 0.037	0.090	9.1398	0.166
		7 -0.037	-0.008	9.3003	0.232
		8 -0.121	-0.134	11.052	0.199
		9 0.151	0.108	13.823	0.129
		10 -0.043	0.014	14.047	0.171
		11 0.040	0.003	14.245	0.220
		12 -0.046	-0.026	14.510	0.269
		13 0.078	0.108	15.275	0.291
		14 -0.080	-0.057	16.094	0.308

TABLA 3 (Modelo II) 2003:01 – 2011:08

Sample: 2003M01 2011M08
Included observations: 104

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.256	-0.256	7.0028	0.008
		2 0.042	-0.025	7.1968	0.027
		3 -0.086	-0.087	8.0054	0.046
		4 0.042	-0.001	8.2012	0.084
		5 -0.002	0.009	8.2016	0.145
		6 0.116	0.121	9.7173	0.137
		7 -0.088	-0.027	10.602	0.157
		8 -0.109	-0.149	11.975	0.152
		9 0.151	0.112	14.605	0.102
		10 -0.025	0.030	14.679	0.144
		11 -0.038	-0.067	14.854	0.189
		12 -0.015	-0.028	14.880	0.248
		13 0.112	0.137	16.408	0.228
		14 -0.122	-0.065	18.244	0.196
		15 0.107	0.008	19.649	0.186
		16 -0.071	-0.010	20.284	0.208

TABLA 4 (Modelo II) 2006:01 – 2011:08

Sample: 2006M01 2011M08
Included observations: 68

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.214	-0.214	3.2570	0.071
		2 0.005	-0.042	3.2592	0.196
		3 0.061	0.056	3.5359	0.316
		4 -0.001	0.026	3.5360	0.472
		5 0.051	0.061	3.7318	0.589
		6 0.078	0.104	4.1996	0.650
		7 -0.017	0.023	4.2231	0.754
		8 -0.022	-0.029	4.2614	0.833
		9 0.091	0.071	4.9356	0.840
		10 -0.048	-0.022	5.1272	0.883
		11 -0.136	-0.170	6.6662	0.825
		12 0.033	-0.058	6.7576	0.873
		13 0.060	0.063	7.0679	0.899
		14 -0.060	-0.022	7.3894	0.919
		15 -0.007	-0.029	7.3933	0.946
		16 -0.118	-0.113	8.6601	0.927

En segundo lugar, se muestra el correlograma de los residuos del modelo IV cuando se toma el periodo muestral 2002:01 – 2011:08 y se encuentra que solo existe autocorrelación de los residuos hasta de orden 2 (Ver tabla 5). Si se restringe la muestra, iniciando la muestra el 2002:08, el comportamiento de los residuos es similar (Ver tabla 6). Mientras que si la muestra inicia el 2003:01 existe autocorrelación hasta de orden 2 (Ver tabla 7). Asimismo, si se toma en cuenta el periodo final de estimación (2006:01 – 2011:08), que muestra los coeficientes estimados más estables, se encuentra que los residuos de la estimación no presentan autocorrelación serial (Ver tabla 8). Por tanto, las estimaciones que muestran la significancia del canal de costos no muestran autocorrelación serial para este modelo cuando de usa la primera diferencia del IPC como medida de inflación.

TABLA 5 (Modelo IV) 2002:01 – 2011:08

Sample: 2002M02 2011M08
Included observations: 115

































Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.247	-0.247	7.2232	0.007
		2 -0.005	-0.070	7.2261	0.027
		3 -0.021	-0.043	7.2804	0.063
		4 0.016	-0.001	7.3099	0.120
		5 0.000	0.002	7.3099	0.199
		6 0.081	0.088	8.1201	0.229
		7 -0.038	0.006	8.3034	0.307
		8 -0.103	-0.112	9.6290	0.292
		9 0.154	0.110	12.638	0.180
		10 -0.027	0.032	12.728	0.239
		11 0.111	0.127	14.311	0.216
		12 -0.046	0.018	14.587	0.265
		13 0.098	0.116	15.859	0.257
		14 -0.103	-0.040	17.272	0.242
		15 -0.002	-0.067	17.272	0.303
		16 0.007	-0.022	17.279	0.368

TABLA 6 (Modelo IV) 2002:08 – 2011:08

Sample: 2002M08 2011M08

Included observations: 109

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.235	-0.235	6.1633	0.013
		2 0.004	-0.054	6.1649	0.046
		3 -0.034	-0.049	6.2972	0.098
		4 0.039	0.021	6.4743	0.166
		5 0.041	0.057	6.6683	0.246
		6 0.053	0.082	6.9928	0.322
		7 -0.054	-0.017	7.3380	0.395
		8 -0.089	-0.108	8.2793	0.407
		9 0.196	0.157	12.935	0.166
		10 -0.025	0.049	13.010	0.223
		11 0.049	0.060	13.307	0.274
		12 -0.062	-0.022	13.793	0.314
		13 0.109	0.105	15.294	0.289
		14 -0.056	-0.021	15.693	0.332
		15 0.031	-0.020	15.819	0.394
		16 -0.017	-0.005	15.855	0.463

TABLA 7 (Modelo IV) 2003:01 – 2011:08

Sample: 2003M01 2011M08

































Included observations: 104

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.259	-0.259	7.1585	0.007
		2 0.012	-0.059	7.1732	0.028
		3 -0.051	-0.068	7.4540	0.059
		4 0.057	0.029	7.8146	0.099
		5 0.011	0.034	7.8291	0.166
		6 0.138	0.164	9.9804	0.125
		7 -0.079	0.009	10.685	0.153
		8 -0.090	-0.110	11.612	0.169
		9 0.166	0.130	14.803	0.096
		10 -0.029	0.026	14.901	0.136
		11 0.013	0.005	14.921	0.186
		12 -0.023	-0.015	14.985	0.242
		13 0.113	0.126	16.533	0.222
		14 -0.087	-0.019	17.463	0.232
		15 0.061	-0.019	17.919	0.267
		16 -0.044	-0.019	18.158	0.315

TABLA 8 (Modelo IV) 2006:01 – 2011:08

Sample: 2006M01 2011M08

Included observations: 68

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.238	-0.238	4.0143	0.045
		2	-0.075	-0.140	4.4225	0.110
		3	0.126	0.078	5.5780	0.134
		4	0.003	0.049	5.5786	0.233
		5	0.050	0.091	5.7685	0.329
		6	0.119	0.162	6.8636	0.334
		7	-0.018	0.067	6.8893	0.440
		8	0.011	0.035	6.8998	0.547
		9	0.113	0.103	7.9244	0.542
		10	-0.062	-0.026	8.2358	0.606
		11	-0.062	-0.108	8.5520	0.663
		12	0.025	-0.088	8.6064	0.736
		13	0.092	0.055	9.3415	0.747
		14	-0.045	-0.012	9.5217	0.796
		15	-0.072	-0.092	9.9862	0.821
		16	-0.080	-0.144	10.578	0.835

En tercer lugar, se muestra el correlograma de los residuos del modelo II cuando de usa como medida de inflación la primera diferencia del IPC subyacente tomando el periodo muestral 2002:01 – 2011:08 y se encuentra que existe autorocorrelación de los residuos (Ver tabla 9). Si se usa el modelo II-a, se encuentra que solo se corrige la autocorrelación de primer orden (Ver tabla 10), mientras que si se usa el modelo II-b se corrige la autocorrelación de hasta de orden 3 (Ver tabla 11). Resultados similares se encuentran para los modelos IV, IV-a, IV-b (Ver tablas 12, 13 y 14). Por tanto, el comportamiento del estimador asociado al canal de costos de estos modelos, que usan a la primera diferencia del IPC como medida de inflación, queda invalidado.

TABLA 9 (Modelo II)

Sample: 2002M01 2011M08

Included observations: 116

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.522	-0.522	32.431	0.000
		2	0.074	-0.272	33.093	0.000
		3	0.128	0.052	35.084	0.000
		4	-0.039	0.134	35.265	0.000
		5	0.094	0.234	36.351	0.000
		6	-0.159	-0.044	39.512	0.000
		7	0.174	0.034	43.307	0.000
		8	-0.101	-0.057	44.601	0.000
		9	0.173	0.216	48.429	0.000
		10	-0.116	0.100	50.177	0.000
		11	-0.114	-0.212	51.869	0.000
		12	0.337	0.100	66.805	0.000

TABLA 10 (Modelo II-a)

Sample: 2002M01 2011M08

Included observations: 116

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.001	0.001	0.0002	0.988
		2	-0.491	-0.491	28.911	0.000
		3	0.126	0.167	30.820	0.000
		4	0.226	-0.035	37.073	0.000
		5	-0.063	0.087	37.559	0.000
		6	-0.180	-0.141	41.574	0.000
		7	0.091	0.119	42.619	0.000
		8	0.198	0.060	47.580	0.000
		9	0.036	0.192	47.749	0.000
		10	-0.273	-0.267	57.372	0.000
		11	-0.009	0.143	57.382	0.000
		12	0.428	0.193	81.482	0.000

TABLA 11 (Modelo II-b)

Sample: 2002M01 2011M07

Included observations: 115

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.120	0.120	1.6948	0.193
		2	0.163	0.151	4.8551	0.088
		3	0.053	0.019	5.1932	0.158
		4	-0.432	-0.482	27.852	0.000
		5	-0.049	0.044	28.149	0.000
		6	-0.152	0.026	31.002	0.000
		7	0.045	0.157	31.248	0.000
		8	-0.106	-0.427	32.653	0.000
		9	0.076	0.186	33.382	0.000
		10	0.070	0.071	34.005	0.000
		11	-0.034	0.118	34.159	0.000
		12	0.396	0.144	54.604	0.000

TABLA 12 (Modelo IV)

Sample: 2002M02 2011M08

Included observations: 115

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.506	-0.506	30.185	0.000
		2	0.073	-0.246	30.819	0.000
		3	0.120	0.059	32.538	0.000
		4	-0.032	0.125	32.659	0.000
		5	0.104	0.233	33.990	0.000
		6	-0.172	-0.053	37.653	0.000
		7	0.190	0.053	42.155	0.000
		8	-0.104	-0.040	43.503	0.000
		9	0.166	0.207	47.019	0.000
		10	-0.096	0.094	48.189	0.000
		11	-0.117	-0.185	49.946	0.000
		12	0.343	0.143	65.306	0.000

TABLA 13 (Modelo IV-a)

Sample: 2002M02 2011M08

Included observations: 115

















































Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.004	0.004	0.0015	0.969
		2 -0.488	-0.488	28.363	0.000
		3 0.130	0.176	30.391	0.000
		4 0.248	-0.005	37.818	0.000
		5 -0.051	0.103	38.142	0.000
		6 -0.186	-0.127	42.435	0.000
		7 0.101	0.135	43.699	0.000
		8 0.214	0.074	49.480	0.000
		9 0.037	0.201	49.655	0.000
		10 -0.279	-0.264	59.638	0.000
		11 -0.018	0.115	59.681	0.000
		12 0.450	0.225	86.152	0.000

TABLA 14 (Modelo IV-b)

Sample: 2002M02 2011M07

Included observations: 114

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.078	0.078	0.7193	0.396
		2 0.144	0.138	3.1511	0.207
		3 0.087	0.068	4.0526	0.256
		4 -0.428	-0.472	26.073	0.000
		5 -0.036	0.012	26.228	0.000
		6 -0.125	0.027	28.146	0.000
		7 0.037	0.177	28.317	0.000
		8 -0.103	-0.409	29.640	0.000
		9 0.091	0.176	30.677	0.000
		10 0.036	0.011	30.838	0.001
		11 -0.064	0.107	31.369	0.001
		12 0.404	0.200	52.505	0.000

Los resultados mostrados justifican la modificación de los modelos II y IV cuando se usa la primera diferencia del IPC subyacente como medida de inflación, es decir, el uso de rezagos de mayor orden de la inflación en la ecuación de regresión. Además, la ausencia de autocorrelación de los residuos en la estimación de los modelo II y IV usando el IPC

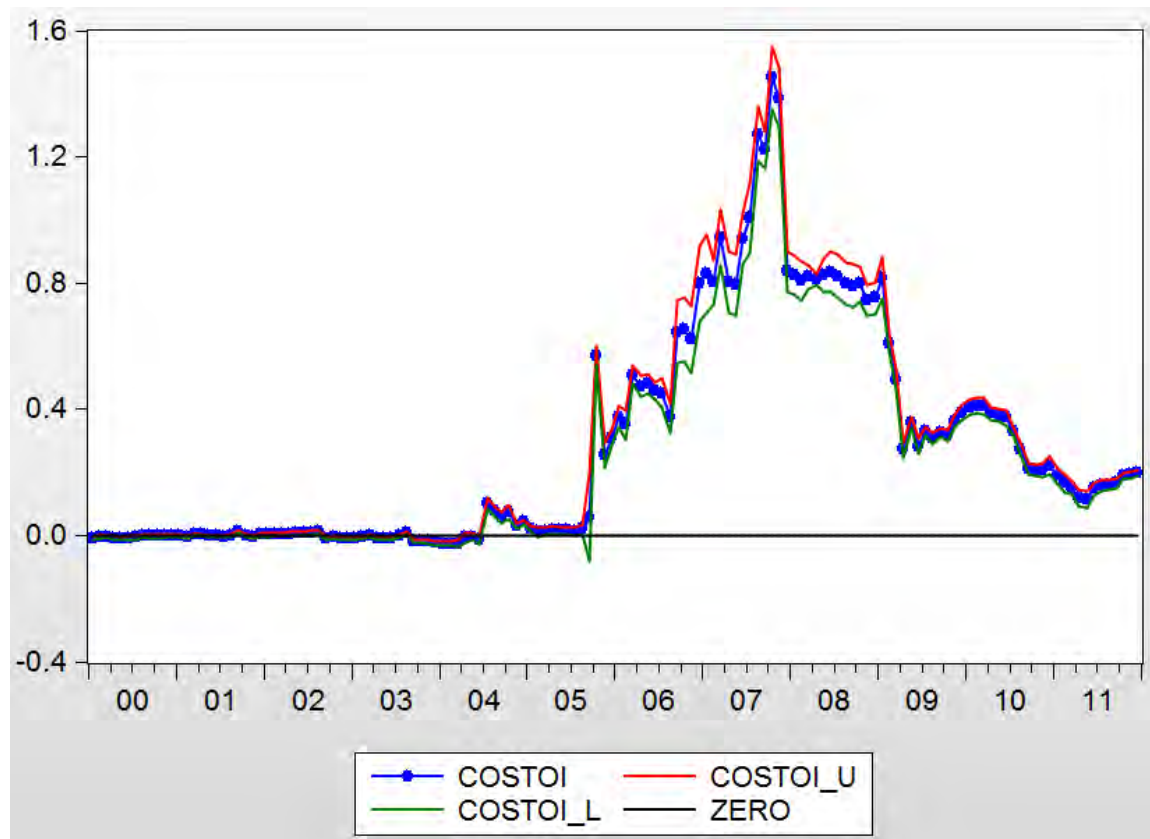
muestra la relevancia del canal de costos durante el periodo muestral del 2002:08 hacia adelante, sobre todo desde el periodo 2006:01 (Si se realiza una búsqueda, la autocorrelación de los residuos se corrige completamente desde 2004:01 como periodo inicial).

9.5 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. Para tal fin, se reduce el tamaño de la ventana de 72 meses a 36 meses y se estiman los modelos II y IV usando a la primera diferencia del IPC como medida de inflación dada la autocorrelación de los residuos encontrada en las estimaciones cuando se usa el IPC subyacente.

El gráfico 22, muestra la evolución del coeficiente asociado a la tasa de interés en el modelo II cuando se usa un tamaño de ventana muestral 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 luego 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. Además, el pico ocurre a mediados del 2007, que incluye regresiones cuyo inicio de periodo muestral es a mediados del 2004, lo que elimina la hipótesis de que choques inflacionarios elevados aumentan la significancia del canal de costos.

GRAFICO 22: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DINTER con ventanas muestrales de 36 meses

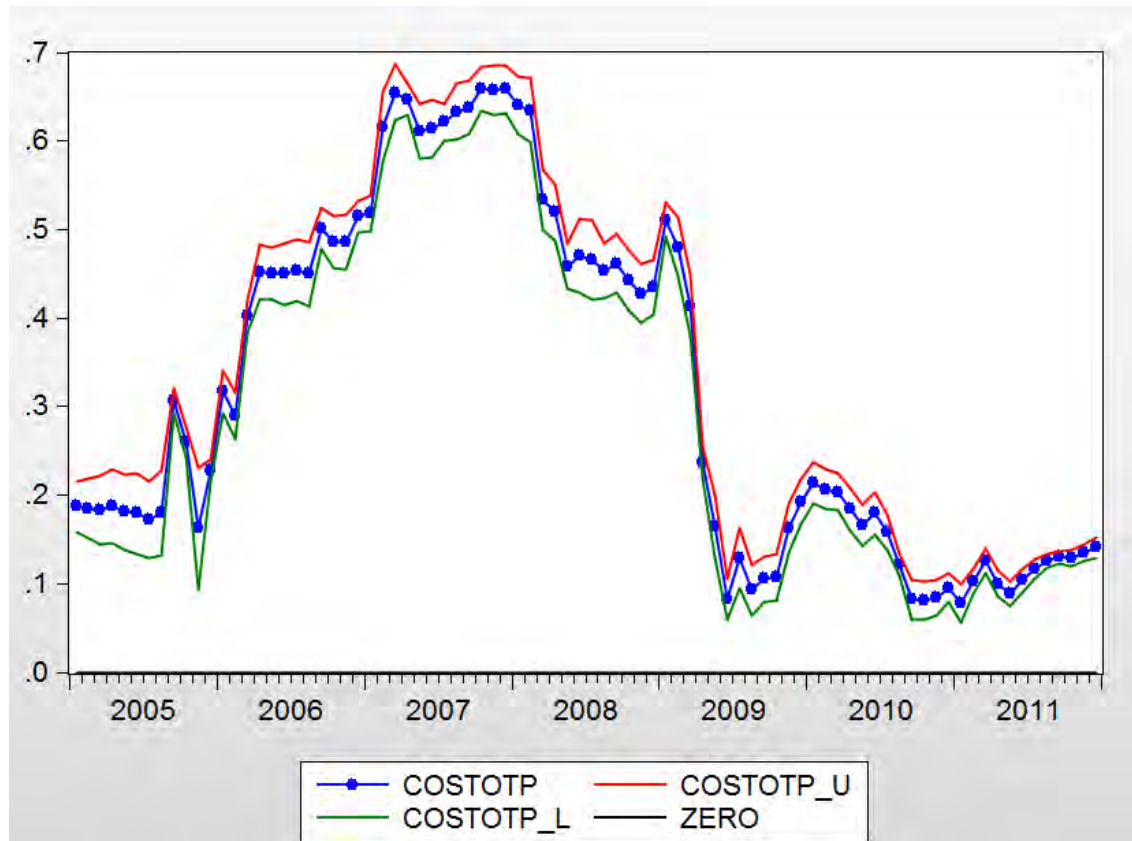


El grafico 23 muestra la evolución del coeficiente asociado a la tasa de interés del modelo IV y de manera similar a la estimación realizada para el modelo II se encuentra un comportamiento similar del coeficiente estimado, pues en las estimaciones que usan el periodo muestral alrededor del 2004-2007 (36 meses cada una), el coeficiente aumenta tomando valores entre 0.6 y 0.7. Luego, se reduce en las estimaciones que usan el periodo muestral alrededor del 2007-2010 (36 meses cada una) tomando valores entre 0.1 y 0.2. Luego, la hipótesis de efecto traspaso no lineal queda invalidada pues el comportamiento de los estimadores es similar luego del cambio de instrumento de política.

Por tanto, en las estimaciones realizadas, se observa que el aumento de la significancia del canal de costos no se debe ni a la existencia de choques inflacionarios ni a un efecto traspaso no lineal sino a un cambio en la participación de los préstamos en los costos de

financiamiento (es la única hipótesis que queda según el modelo teórico). Por ello, en la siguiente sección se examina la relación entre volatilidad de la tasa de interés interbancaria y la dinámica del canal de costos.

GRAFICO 23: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DTP con ventanas muestrales de 36 meses



10. VOLATILIDAD DE LA TASA DE INTERES INTERBANCARIA

De las estimaciones mostradas a lo largo del documento, no se puede establecer con claridad alguna relación entre la inflación y el coeficiente asociado al canal de costos. En las estimaciones que usan ventanas muestrales de 72 meses, el coeficiente asociado a la tasa de interés alcanzaba un pico a finales del 2008 lo que podría asociarse a la existencia del periodo inflacionario durante el 2008. Sin embargo, cuando se utilizan ventanas

muestrales de 36 meses el coeficiente asociado a la tasa de interés alcanza valores elevados a finales del 2007, lo que elimina la explicación que establecía que presiones inflacionarias elevadas aumentaron la relevancia del canal de costos. Asimismo, el comportamiento de las estimaciones bajo los modelos II y IV es similar para las muestras que usan como periodo inicial fechas de Enero 2003 en adelante, lo que elimina la explicaciones del efecto traspaso no lineal.

El gráfico 24 muestra el coeficiente asociado a la tasa de interés bajo el modelo II (COSTOI) cuando el tamaño de la ventana muestral es de 36 meses (toma valores en el eje de la izquierda) y la desviación estándar de los últimos 36 meses de la primera diferencia de la tasa de interés interbancaria (DINTER_SD3, toma valores en el eje de la derecha). Se observa que los periodos de baja volatilidad de la tasa de interés interbancaria están asociados a periodos en los cuales aumenta la relevancia 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. De manera similar, el gráfico 25 muestra el coeficiente asociado a la tasa de interés bajo el modelo II 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 (DINTER_SD6). Se observa un comportamiento similar, en el cual el aumento de la relevancia del canal de costos se encuentra asociado a periodos de baja volatilidad de la tasa de interés interbancaria.

GRAFICO 24: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DINTER y la volatilidad de 36 meses de la tasa interbancaria

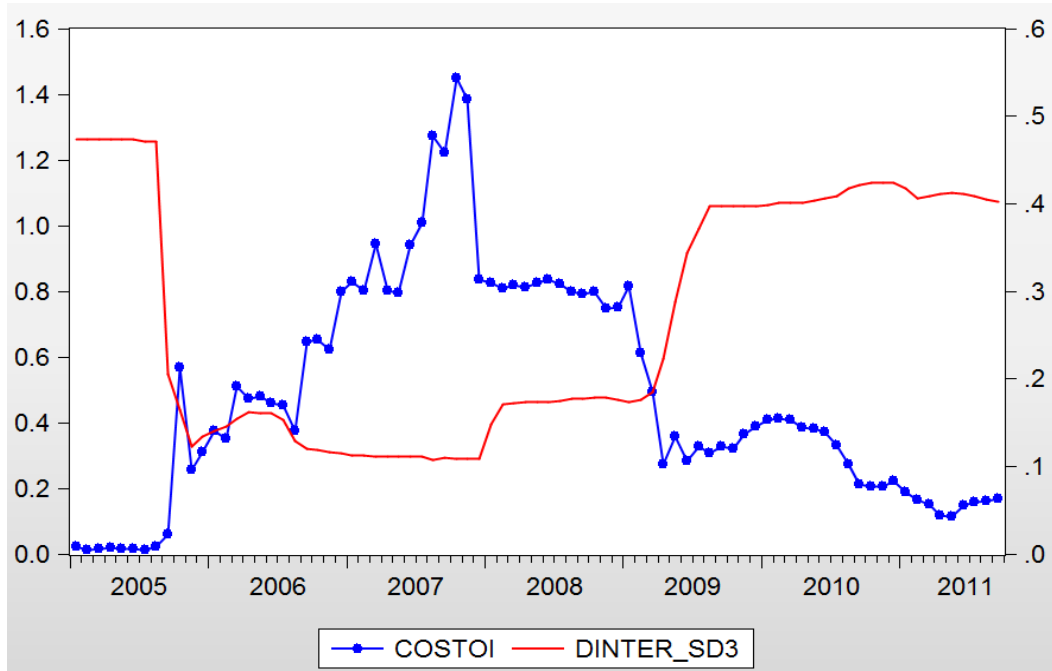
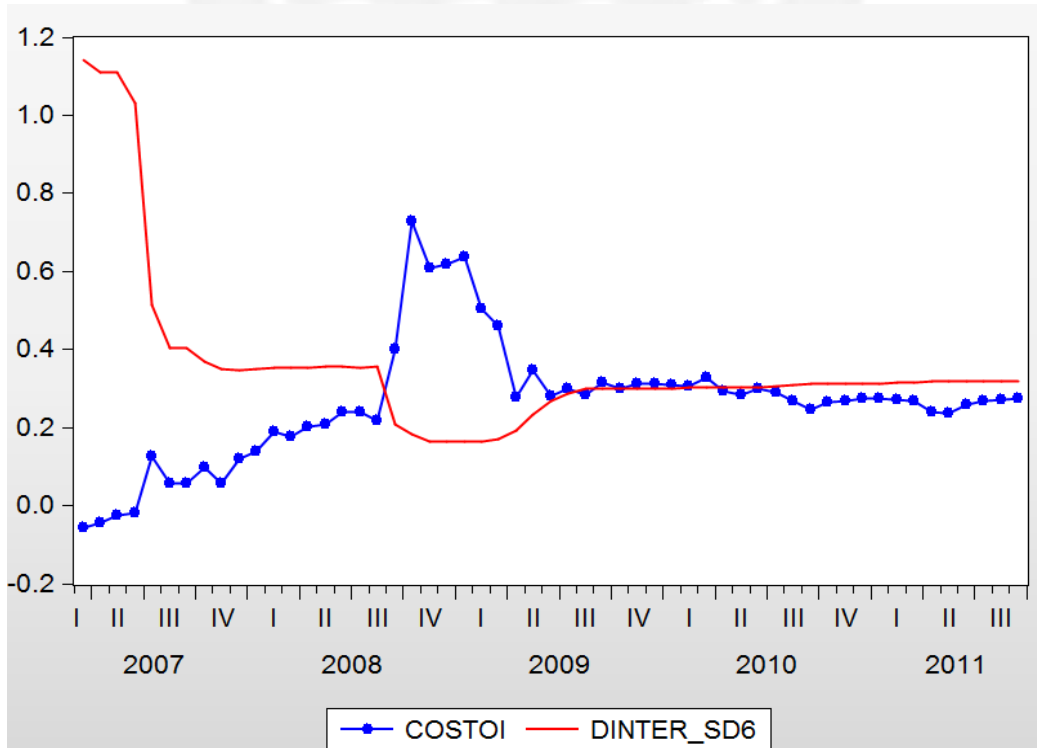


GRAFICO 25: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DINTER y la volatilidad de 72 meses de la tasa interbancaria



Para el caso del modelo IV, se realiza el mismo ejercicio con similares resultados. El gráfico 26 muestra el coeficiente asociado a la tasa de interés bajo el modelo IV (COSTOTP) cuando el tamaño de la ventana muestral es de 36 meses y la desviación estándar de los últimos 36 meses de la primera diferencia de la tasa de interés interbancaria. Mientras que el gráfico 27 usa una ventana muestral de 72 meses y la desviación estándar de los últimos 72 meses de la primera diferencia de la tasa de interés interbancaria. En ambos casos, se observa que el aumento de la relevancia de la tasa preferencial corporativa en explicar la inflación esta asociado a periodos de baja volatilidad de la tasa de interés interbancaria.

GRAFICO 26: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DTP y la volatilidad de 36 meses de la tasa interbancaria

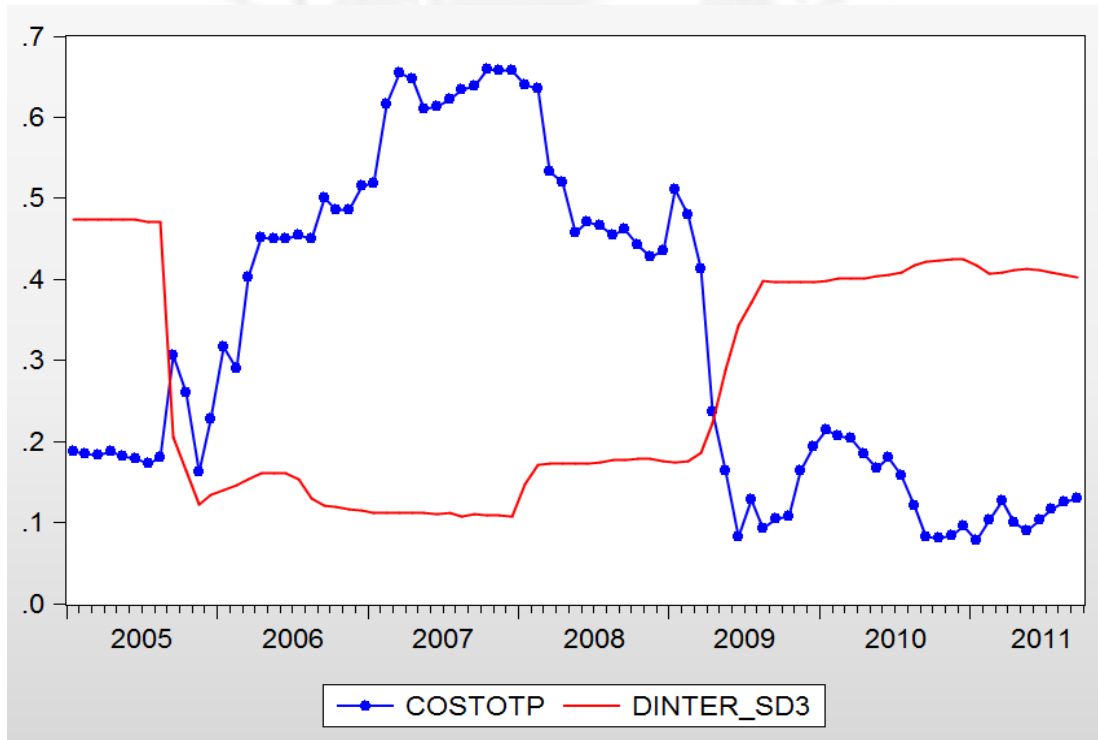
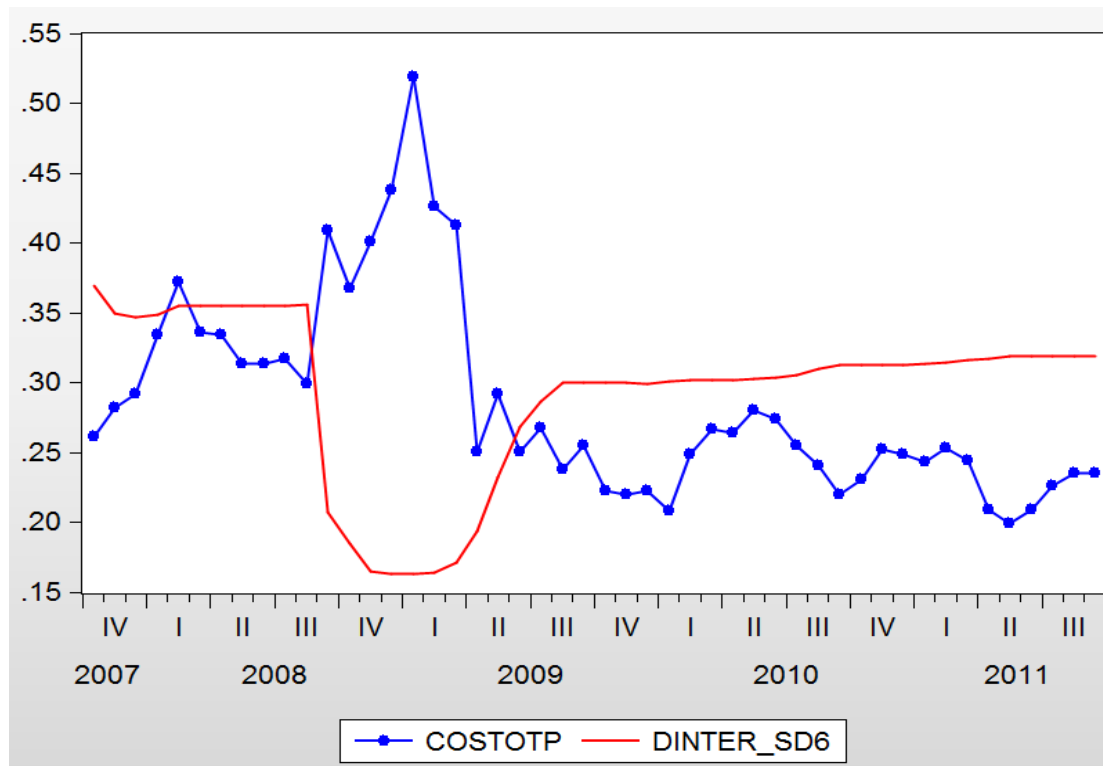


GRAFICO 27: Dinámica del coeficiente asociado a la variable DTP y la volatilidad de 72 meses de la tasa interbancaria



11. CONCLUSIONES

El presente documento analiza la existencia de un canal de costos para la economía peruana y se encuentra que este canal sí existe durante el régimen cuyo instrumento de política es la tasa de interés de referencia. Además, la relevancia de este canal aumenta en los periodos en que la volatilidad de la tasa de interés interbancaria es baja.

12. BIBLIOGRAFIA

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

Castillo, Paul, Fernando Perez y Vicente Tuesta (2010) **“Los Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria en Perú”** *Documento de trabajo N° 13. Banco Central de Reserva del Perú*

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

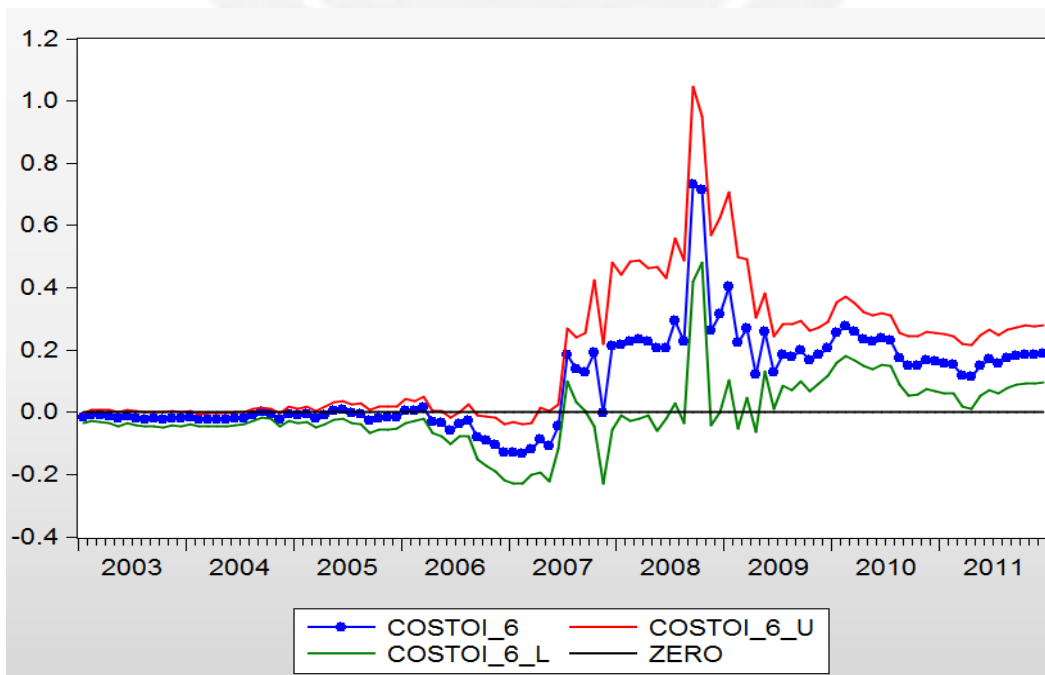
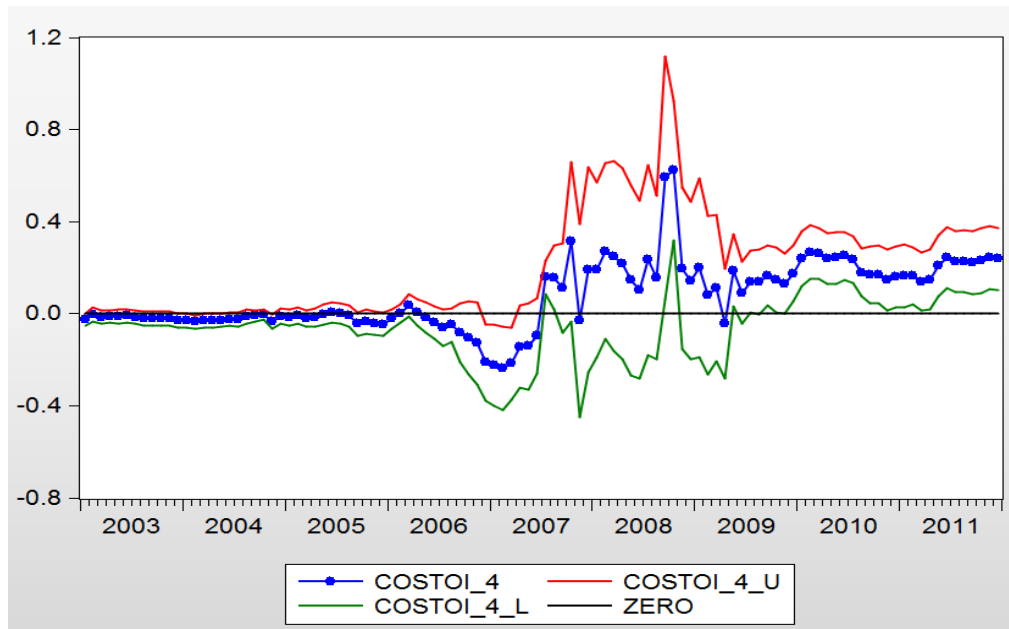
Rostagno, Martin y Rosa Castillo (2010) **“El Efecto Traspaso de la Tasa de Interés Referencial a las Tasas Bancarias en el Perú: Un Análisis de Cointegración Asimétrica durante el Periodo 2002 – 2010”**. Documento de trabajo N° 001. Superintendencia de Banca y Seguros

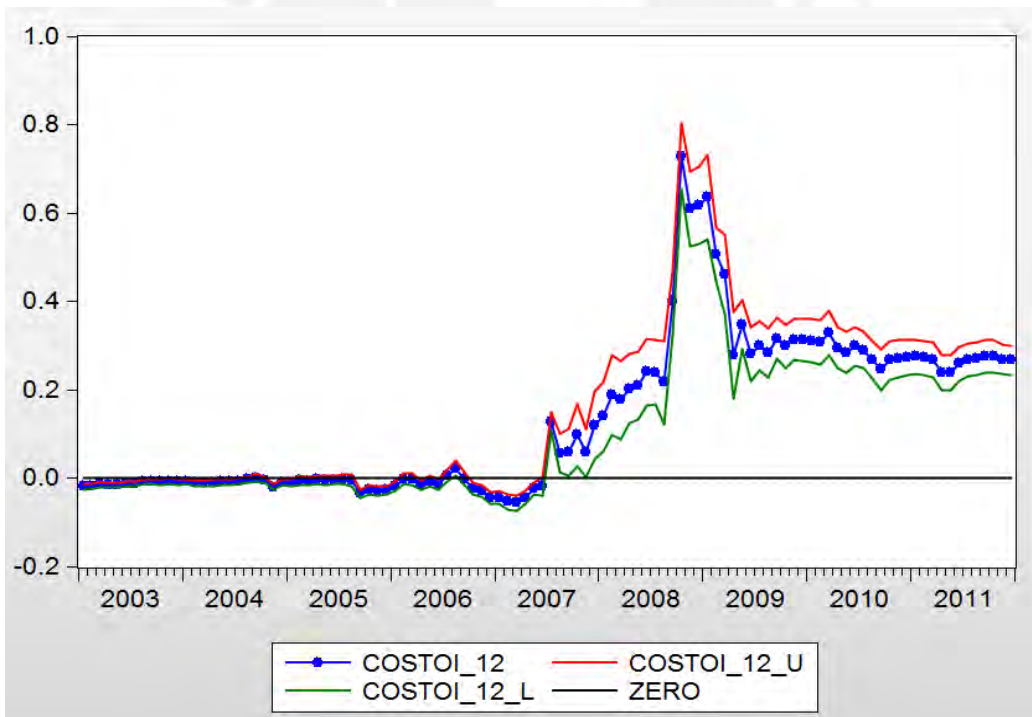
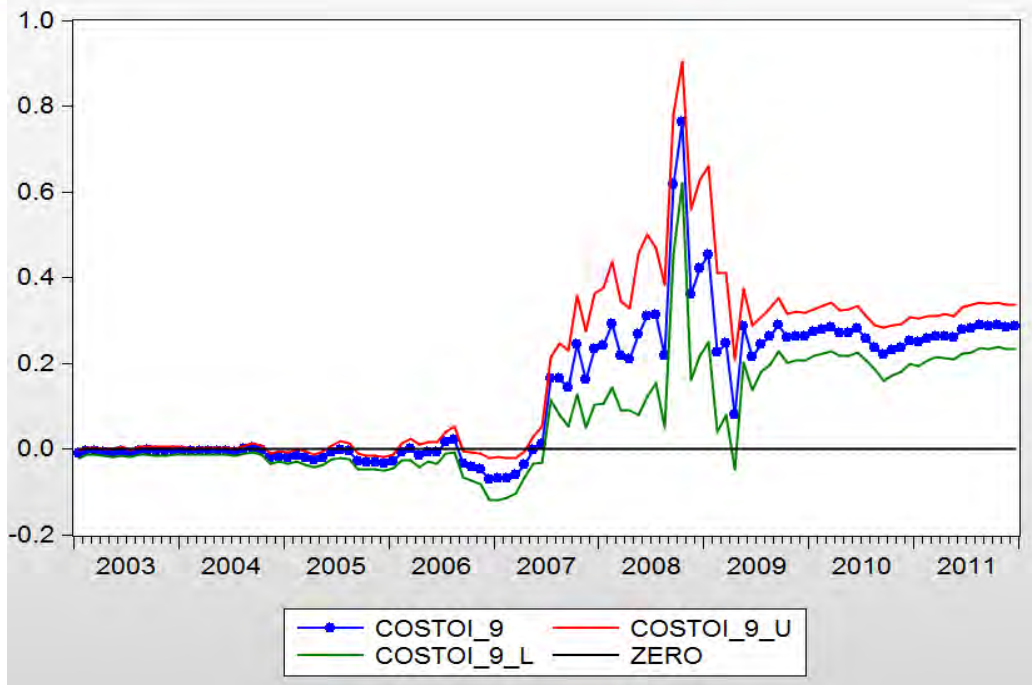
Tillmann, Peter (2009a) **“The time-varying cost channel of monetary transmission”** Journal of International Money and Finance vol.28

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

ANEXO

En los siguientes gráficos COSTOI_12 hace referencia al coeficiente asociado al canal de costos usando la tasa de interés interbancaria e instrumentos que toman hasta 12 rezagos de las variables en la estimación y de manera similar para las variables COSTOI_9 COSTOI_6 COSTOI_4.





En los siguientes gráficos COSTOTP_12 hace referencia al coeficiente asociado al canal de costos usando la tasa de preferencial corporativa e instrumentos que toman hasta 12 rezagos de las variables en la estimación y de manera similar para las variables COSTOTP_9 COSTOTP_6 COSTOTP_4.

