

DINÁMICA DE INFLACIÓN Y EL CANAL DE COSTOS: UNA APLICACIÓN PARA CHILE

DAVID COBLE F.

Banco Central de Chile y Universidad de Chile

RESUMEN. Recientemente Ravenna y Walsh (2006) y Chowdhury, Hoffmann y Schabert (2006) integran un canal de costos a un modelo estándar Nuevo Keynesiano, y muestran que la existencia de intermediación financiera afecta a las empresas en su decisión de determinación de precios. Un aumento en tasas de interés no sólo desincentiva la inversión y el consumo, sino que también incrementarían los costos de las firmas directamente a través del capital de trabajo. Este último mecanismo de transmisión es llamado *Canal de Costos* y su efecto sobre la inflación va en sentido inverso al tradicional impacto sobre la demanda agregada. Ambas investigaciones estiman las ecuaciones de curva de Phillips aumentadas, encontrando evidencia empírica que afirma su teoría. El propósito de este trabajo es estimar la curva de Phillips para el caso chileno, y verificar si el canal de costos afecta la dinámica de la inflación.

Key words and phrases. Inflación, canal de costos, curva de Phillips. JEL: E40-E44, E47, E49, E50-E53, E58-E59.

Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mail: dcoble@bcentral.cl.
Magíster en Economía, Departamento de Economía - Universidad de Chile.

INTRODUCCIÓN

El mecanismo de transmisión de la política monetaria en una economía en donde coexisten variados tipos de agentes, sigue siendo aún un importante tema para la economía monetaria, y en general para la macroeconomía. En este contexto se puede apreciar que el actuar de los banqueros centrales incidirá de manera decisiva el comportamiento de las personas e instituciones. Un cambio en la dirección de la política monetaria generará no sólo cambios en las variables de interés para el público, como lo son la inflación y el crecimiento, sino que también afectará la formación de expectativas de las trayectorias de tales variables. El mecanismo de transmisión tradicional de la política monetaria es aquel que afecta la generación de mayor inversión a través del costo de oportunidad de los proyectos. Un aumento en la tasa de interés real atraerá a potenciales inversionistas a dejar de lado sus proyectos en cartera, incentivándolos a depositar sus fondos en los bancos comerciales. Finalmente la inversión decrece y con ella las presiones de demanda interna.

Los Bancos Centrales en el mundo utilizan este canal como una forma de mantener acotadas las presiones inflacionarias. Sin embargo algunos autores señalan que la política monetaria tiene otro mecanismo de transmisión que no ha sido todavía lo suficientemente tomado en cuenta por la literatura: El Canal de Costos. Barth y Ramey (2000) dan una definición más acotada respecto del canal de costos. Si el capital de trabajo es un elemento importante en las empresas, entonces un aumento en las tasas de interés incrementará el costo de la mano de obra, debido a que la firma debe endeudarse para pagarle a ese factor. La tasa de interés entraría directamente en la función de costos, por lo que los precios de los bienes finales tenderían a aumentar.

Evidencia de vectores autorregresivos muestra que el impacto del canal de costos sobre variables macroeconómicas podría ser relevante. Ya se ha escrito respecto de los mecanismos de transmisión de oferta, tal es el caso del llamado *canal del crédito* (ver Bernanke y Gertler (1995)). Sin embargo su impacto sobre la dinámica de la inflación en el contexto de una economía Nuevo-Keynesiana, aún no se ha estudiado en profundidad. Esto es relevante dado el creciente estudio que ha tenido sobre las autoridades monetarias este tipo de modelos y los efectos macroeconómicos de sus componentes. Recientemente Ravenna y Walsh (2006) integran un mecanismo de canal de costos a una economía dinámica de equilibrio general, en el mismo espíritu de lo que Barth y Ramey (2000) señalaban. Si las empresas deben pagarle a sus factores productivos antes de que el mercado abra, entonces deberán endeudarse

a una tasa de interés, siendo el crédito un “factor productivo” adicional. De esta forma, un cambio en la tasa de interés no sólo afectará a la demanda agregada, sino también a la función de costos de las firmas, atenuando el efecto que tiene sobre la inflación.

Debido a que es un tema relativamente nuevo, no existe literatura extensa respecto de la evidencia del canal de costos en estos modelos. Christiano, Eichenbaum, y Evans (2005) analizan empíricamente un modelo dinámico estocástico de equilibrio general a gran escala para estudiar los efectos de un cambio en la tasa de interés de política sobre varias variables macroeconómicas. Los autores encuentran que el canal de costos de la política monetaria es relevante para la dinámica de inflación de Estados Unidos. Otros autores llegan a la misma conclusión para el caso de la Unión Europea y Reino Unido (ver Chowdhury, Hoffmann, y Schabert (2006), Tillman (2006)). Kapinos (2007) encuentra evidencia del canal de costos para los Estados Unidos, con datos mensuales y trimestrales. El autor intenta dar una explicación sobre el llamado *price puzzle*¹. Su resultado señala que no sería atribuible al canal de costos la existencia del *puzzle* de precios.

Parrado (2001) intentó identificar el efecto de política monetaria a través de VARs estructurales. Uno de sus hallazgos es que el “*price puzzle*” no se encuentra para Chile. El autor señala que esto puede deberse a que el shock de política puede no estar perfectamente identificado, sin embargo argumenta que la evidencia no es muy diferente de lo encontrado por otros autores (ver Calvo y Mendoza (1998), Morandé y Schmidt-Hebbel (1997), Valdés (1998) y Chumacero (2003)). Una de las críticas más clásicas del artículo de Parrado, es que a pesar de ser estimado por un VAR estructural, podría no estar identificado el efecto de la política monetaria sobre los precios. Dicho de otro modo, el hecho que no se encuentre evidencia para el *puzzle* de precios en Chile, no invalida la existencia del canal de costos.

El propósito de este trabajo es verificar si el canal de costos es un mecanismo de transmisión relevante para la economía chilena. Mediante la derivación de la curva de Phillips aumentada por el canal de costos, se hacen estimaciones por el método generalizado de los momentos. Como una forma de entregar robustez a las estimaciones de la curva de Phillips, se estima un sistema de ecuaciones que consta de la curva IS, la regla de política monetaria, y la curva de Phillips.

¹Un aumento en la Tasa de Política Monetaria aumentaría la inflación en el corto plazo, en vez de disminuirla.

El trabajo se divide de la siguiente manera. La sección 1 muestra el marco conceptual, el cual deriva las principales relaciones macroeconómicas y termina con un ejercicio de simulación del sistema. La sección 2 describe los datos utilizados, la metodología de estimación y sus resultados. Finalmente la sección 3 muestra las conclusiones y propuestas de investigación futura.

1. MARCO TEÓRICO

El modelo presentado en esta sección corresponde al enfoque estándar Nuevo Keynesiano. A la forma tradicional de derivación del modelo se añade un sector intermediario financiero, según los artículos de Chowdhury, Hoffmann, y Schabert (2006) y Ravenna y Walsh (2006). Esta economía consta de hogares, firmas, un sector bancario (intermediación financiera) y la autoridad monetaria.

1.1. Hogares. Las familias maximizan el valor esperado de su utilidad intertemporal:

$$(1.1.1) \quad \mathcal{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\ln(C_t) - \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta} \right)$$

donde β es un factor de descuento, C_t es el consumo, L_t es la oferta laboral. C_t es una canasta compuesta de varios bienes diferenciados de consumo de la familia. El consumo en el tiempo t se agrega a través de una función CES (constant elasticity of substitution), donde existe un número continuo de bienes $i \in (0, 1)$:

$$C_t(i) = \left(\int_0^1 C_t^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} di \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

La optimización intratemporal del consumidor entrega un precio agregado $P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{1-\epsilon} \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}}$, donde $P_t(i)$ es el precio de la variedad i en el período t .² Las familias ofrecen L_t unidades de trabajo a un salario nominal de W_t . Además los hogares pueden destinar parte de sus rentas a mantener depósitos en el sistema financiero, D_{t-1} , con una renta bruta de $R_t = 1 + i_t$. Los depósitos evolucionan de acuerdo a:

$$\frac{D_t}{(1+i_t)P_t} = \frac{D_{t-1}}{P_t} + \frac{W_t}{P_t} L_t - C_t$$

Se asume que las transacciones en el mercado financiero se realizan antes que el mercado de bienes abra. Por lo tanto la restricción de liquidez que los hogares enfrentan es:

$$P_t C_t \leq D_{t-1} - \frac{D_t}{(1+i_t)} + W_t L_t$$

²Para las derivaciones formales e introducción a modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general, ver Clarida, Galí, y Gertler (1999) y Woodford (2003)

Derivando la condición de primer orden log-linealizada tenemos que:

$$(1.1.2) \quad \widehat{c}_t = - \left(\widehat{R}_t - \mathcal{E}_t(\widehat{\pi}_{t+1}) \right) + \mathcal{E}_t(\widehat{c}_{t+1})$$

$$(1.1.3) \quad \widehat{c}_t = \widehat{w}_t - \widehat{p}_t - \eta \widehat{\ell}_t$$

donde las variables con “ $\widehat{}$ ” denotan desviaciones logarítmicas respecto de sus estados estacionarios, y π_t es $\ln P_t - \ln P_{t-1}$.

1.2. Empresas. Existe un continuo de firmas en el intervalo $(0, 1)$ que compiten monopolísticamente por un producto diferenciado $i \in (0, 1)$. Cada firma produce solamente una variedad. La función de producción de la empresa i es $Y_t(i) = \varphi_i L_t(i)$. φ_i es un shock de productividad, variable de naturaleza no observable. Suponemos que los pagos a los trabajadores se hacen antes de la producción. Luego la firma se debe endeudar para obtener capital de trabajo. La única forma de conseguir créditos es a través de los intermediarios financieros, a la tasa de interés R_t^l . Por cada trabajador, la empresa tiene costos de $R_t^l W_t$. Luego, los costos marginales de producción para dicha empresa se pueden expresar como

$$(1.2.1) \quad mc_t = \frac{L_t(i)}{Y_t(i)} \frac{R_t^l W_t}{P_t} = R_t^l S_t$$

donde S_t es la fracción del trabajo en el ingreso. Los precios se ajustan *à la* Calvo (1983). Suponemos que las empresas reciben una señal para reestructurar sus precios con probabilidad $1 - \theta$. Además tal como en Céspedes, Ochoa, y Soto (2005), se asume que aquellos que no reciben la señal, siguen una regla pasiva de indización de la siguiente forma

$$\Gamma_t^i = \prod_{j=1}^i (1 + \pi_{t+j-1})^\omega (1 + \bar{\pi}_{t+j})^{1-\omega}$$

Esto supone que aunque alguna empresa no haya recibido la señal de ajuste óptimo, igualmente ajusta sus precios como un promedio geométrico entre la inflación pasada y la inflación meta anunciada por la autoridad monetaria ($\bar{\pi}$). Por tanto ω es el grado de persistencia de los agentes. Céspedes y Soto (2006) señalan que el parámetro ω da cuenta de la credibilidad de la política monetaria ante anuncios de la meta de inflación. En la medida que este parámetro disminuye, mayor es la importancia que el público entrega al objetivo del Banco Central. A pesar de la lógica de este argumento, el asumir una regla pasiva de indización no asegura que efectivamente las firmas se comporten así en la realidad. Cualquier hallazgo de la disminución de ω puede ser relativo a la especificación supuesta, debido a que no es un comportamiento microfundado.

La log-linealización de la condición de primer orden de las empresas da como resultado la siguiente curva de Phillips híbrida.

$$(1.2.2) \quad (1 + \omega\beta)\widehat{\pi}_t = \kappa\widehat{m}c_t + \beta\mathcal{E}_t(\widehat{\pi}_{t+1}) + \omega\widehat{\pi}_{t-1} + \zeta_t$$

donde $\kappa = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta}$ y $\zeta_t = \beta\omega\mathcal{E}_t(\Delta\widehat{\pi}_{t+1}) - \omega\Delta\widehat{\pi}_{t-1}$ ³. Esta especificación es similar a la derivada por Smets y Wouters (2002). Si restringimos $\omega = 0$, colapsados en una curva de Phillips del modelo canónico estándar nuevo keynesiano. En este trabajo estimaremos ambas versiones de la curva de Phillips.

1.3. El Banco Central. Se asume que la autoridad monetaria sigue una regla de Taylor, con persistencia en la tasa de interés nominal. Siguiendo a Clarida, Galí, y Gertler (1999), la regla seguida por el Banco Central es:

$$(1.3.1) \quad r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho)(\bar{r} + \psi_\pi(\pi_t - \bar{\pi}_t) + \psi_y\widehat{y}_t)$$

donde $\bar{\pi}_t$ es la meta de inflación anunciada por la autoridad, r_t es la tasa de interés real y \bar{r} es la tasa de interés neutral de largo plazo

1.4. Los Intermediarios Financieros. Existe un continuo de bancos comerciales idénticos y perfectamente competitivos en el intervalo (0,1). Ellos reciben depósitos D_t desde los hogares y proveen de fondos en forma de préstamos a las empresas que $Z_t = \sum_{i=0}^1 Z_t(i)$ a la tasa de interés nominal i_t^l . Al final de cada período los depósitos se pagan a los hogares más los intereses.

Notar que $R_t = 1 + i_t$ es la tasa de interés bruta libre de riesgo que en este caso asumimos es la tasa de política monetaria nominal del Banco Central. Los bancos comerciales poseen costos de administración de las carteras el cual se asume es un valor constante $k \geq 0$ por unidad de préstamo. Además se considera una imperfección en el mercado financiero mediante el cual el efecto de la tasa de interés sobre las firmas pudiera aumentar los costos de prestar fondos. En lugar de fundamentar microeconómicamente este hecho se asume por simplicidad una función continua diferenciable $\Upsilon(R_t)$, que sintetiza los efectos adversos de la tasa de interés nominal libre de riesgo sobre el retorno de las inversiones riesgosas. Esta función puede ser interpretada como la probabilidad de no pago de préstamos, el cual se incrementa con la tasa de interés. Una forma de racionalizar esta propiedad ($\Upsilon'(R_t) \geq 0$) es según lo que señalan Stiglitz y Weiss (1981), las firmas estarían más dispuestas a invertir en proyectos riesgosos en la medida que la tasa libre de riesgo aumenta en un contexto de asimetrías de información.

³Notar que si la meta es fija, entonces $\zeta_t = 0$

Los beneficios de los intermediarios financieros están dado por:

$$\Pi_f = R_t^l(1 - \Upsilon(R_t))Z_t - R_t D_t - kZ_t$$

donde se asume que $\Upsilon(R_t) \in (0, 1)$. Al maximizar beneficios sujeto a la restricción de hoja de balance $Z_t = D_t$, nos lleva a la condición de primer orden log-linealizada:

$$(1.4.1) \quad \widehat{R}_t^l = (1 + \delta_R)(\widehat{1 + i_t})$$

donde δ_R es la suma de 2 componentes: $\delta_R = \delta_1 - \delta_2$. $1 + \delta_R$ puede ser mayor o menor que uno, dependiendo de los costos de las imperfecciones del mercado financiero, y de los costos de administración k . Un cambio en la tasa de política monetaria tendrá un efecto más pronunciado si $\delta_1 > \delta_2$, indicando mayor predominio de las imperfecciones del mercado; ó bien podría tener un efecto atenuador sobre la tasa de préstamos ($\delta_1 < \delta_2$). Este último caso da cuenta de una economía con costos de administración de cartera bastante altos, llevando a un traspaso de tasas de interés de política monetaria hacia la de préstamos menos que uno a uno.⁴

1.5. El Sistema. El modelo log-linealizado presentado anteriormente puede ser resumido en las siguientes ecuaciones:

$$(1.5.1) \quad \widehat{y}_t = -(\widehat{R}_t - \mathcal{E}_t(\widehat{\pi}_{t+1})) + \mathcal{E}_t(\widehat{y}_{t+1})$$

$$(1.5.2) \quad (1 + \omega\beta)\widehat{\pi}_t = \kappa\widehat{s}_t + \beta\mathcal{E}_t(\widehat{\pi}_{t+1}) + \omega\widehat{\pi}_{t-1} + \kappa(1 + \delta_R)\widehat{R}_t$$

$$(1.5.3) \quad r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho)(\bar{r} + \psi_\pi \widehat{\pi}_t + \psi_y \widehat{y}_t)$$

Debido al endeudamiento de las firmas, un aumento en la tasa de interés provoca un incremento en los costos de la misma, dando lugar a presiones inflacionarias. En caso de que el canal de costos sea relevante el parámetro $\kappa(1 + \delta_R)$ debiera ser positivo y significativo. Las condiciones de primer orden (1.1.2) y (1.1.3) pueden ser usadas para expresar la ecuación (1.5.2) de manera que la inflación dependa de la brecha de producto respecto de su nivel de estado estacionario

$$(1 + \omega\beta)\widehat{\pi}_t = \kappa(1 + \eta)\widehat{y}_t + \beta\mathcal{E}_t(\widehat{\pi}_{t+1}) + \omega\widehat{\pi}_{t-1} + \kappa(1 + \delta_R)\widehat{R}_t$$

1.6. Calibración y Simulación. Algo interesante de comprobar es si el canal de costos es cuantitativamente relevante con respecto al canal tradicional de la tasa de interés sobre la demanda agregada. Para este fin, se resuelve el modelo por el método de Blanchard y Kahn (1980). El ejercicio consiste en comparar ambos modelos para un set de parámetros profundos. En el sistema de ecuaciones antes visto, hacemos $\delta_R = -1$ para volver al sistema sin canal de costos. En este caso,

⁴Para mayores detalles respecto de traspaso de tasas de interés en economías con industria bancaria en competencia imperfecta ver Hannan y Berger (1991)

se introduce además una persistencia al shock de política, por lo que la regla de política es:

$$\begin{aligned} r_t &= \rho r_{t-1} + (1 - \rho)(\bar{r} + \psi_\pi \hat{\pi}_t + \psi_y \hat{y}_t) + e_t \\ e_t &= \rho_e e_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

donde u_t tiene media cero y varianza constante. Los parámetros supuestos son los siguientes:

CUADRO 1. Supuestos de parámetros profundos

Parámetro	Valor	Definición
β	0.99	Factor de descuento intertemporal
θ	0.75	Probabilidad de no recibir señal <i>à la</i> Calvo
η	3.0	Elasticidad Oferta Laboral
ρ	0.75	Persistencia de Política Monetaria
ψ_π	1.5	Respuesta de Política Monetaria frente a la inflación
ψ_y	0.6	Respuesta de Política Monetaria frente a la brecha de producto
ρ_e	0.7	Persistencia del Shock

La Figura 1 muestra la respuesta de ambos modelos. El modelo con canal de costos supone un valor de $\delta_R = 2$. Se puede apreciar que la existencia de un canal de costos atenúa el shock de política monetaria. En otras palabras, para casi el mismo comportamiento de la política monetaria, la inflación es mayor en la presencia del canal de costos.

2. METODOLOGÍA Y RESULTADOS EMPÍRICOS

Siguiendo la nomenclatura de Chowdhury, Hoffmann, y Schabert (2006), se estiman dos tipos de especificaciones. La primera es la bien conocida curva de Phillips canónica, al estilo Galí y Gertler (1999) y Sbordone (2002). La segunda es la curva de Phillips híbrida, nombre con la cual se conoce a la curva de Phillips con inercia en la inflación.

Los datos utilizados tienen frecuencia trimestral, obtenidos desde el instituto nacional de estadísticas (INE) y del Banco Central de Chile. La muestra es considerada desde 1986 hasta el 2006. La definición de costos laborales unitarios es la distancia logarítmica entre la participación del trabajo y su tendencia⁵. Los datos

⁵Todas las tendencias se dedujeron a partir de un filtro Hodrick-Prescott

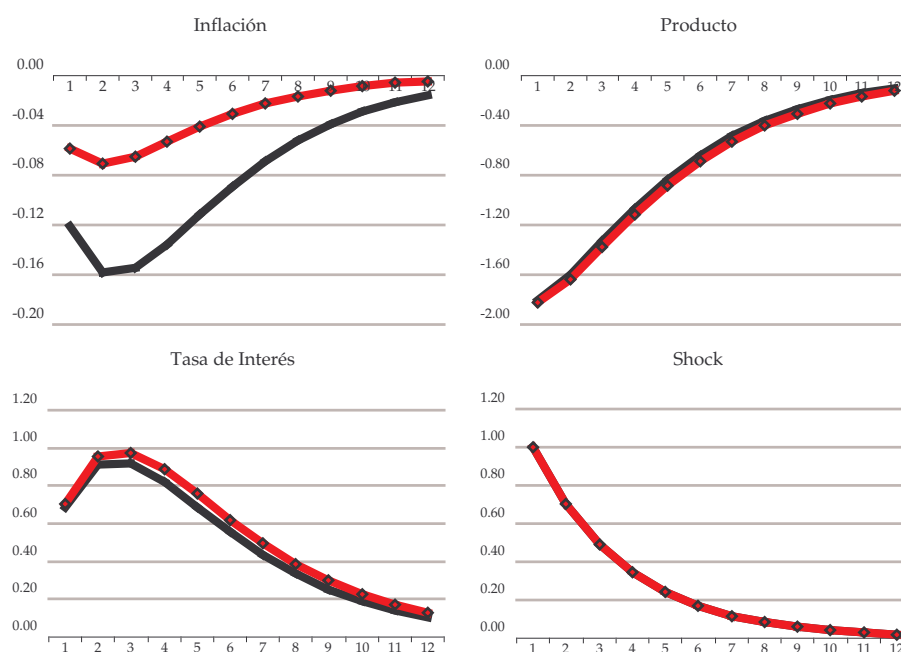


FIGURA 1. Simulación de ambos modelos

Nota: Las líneas rojas con rombos negros, representan las variables bajo un sistema con Canal de Costos. Las líneas negras es el modelo híbrido estándar. Los gráficos muestran desviaciones porcentuales con respecto a sus estados estacionarios.

de salarios y producción excluyen tanto los sectores de recursos naturales de minería y pesca, como también los sectores con precios regulados: electricidad, gas y agua potable. La razón de excluir tales sectores se debe a que estos se rigen básicamente por razones de oferta, y no responden necesariamente a movimientos del ciclo de la economía. El precio considerado relevante para la construcción del ingreso nominal, es el deflactor de PIB para todo el largo de la serie. Esto debido a que no existen datos de PIB nominal por sectores sino desde el año 1996.⁶

Tal como lo indican Céspedes, Ochoa, y Soto (2005), la definición de nivel de precios más correcta de estudiar es el Índice de Precios al Consumidor (IPC) en lugar del Deflactor implícito del PIB. Esto debido en general a dos razones. Primero, el deflactor en Chile es medido con mucho ruido. Esto dada la naturaleza de la

⁶Céspedes, Ochoa, y Soto (2005) consideran relevante como precio de la economía para la generación de los costos laborales unitarios, una versión del índice de precios al consumidor que excluye los sectores antes mencionados.

economía chilena que es fuertemente intensiva en un commodity, la cual genera que esté afectada por shocks importantes de términos de intercambio que no reflejan necesariamente cambios en el nivel general de precios, sino sólo en precios relativos. Segundo, la autoridad monetaria fija sus metas en torno a la variación porcentual del IPC. Por tanto, en este trabajo sólo se estimarán ecuaciones para variaciones de este indicador. La definición utilizada de IPC es la inflación subyacente IPCX1 (que excluye combustibles, percibibles y algunos servicios regulados). Todas las estimaciones se realizan con el método generalizado de los momentos. Para corregir posibles correlaciones en las condiciones de momentos y controlar por autocorrelación y heterocedasticidad, se estima con la matriz Newey-West. Las variables que entran en cambios porcentuales, se definieron como diferencias logarítmicas anuales. La variable dependiente es la inflación menos una construcción trimestral del centro del rango meta anual. Debido a que no toda la información se encuentra públicamente disponible en el momento de toma de decisiones de los agentes (como la formación de expectativas), no se incluyen instrumentos en el período corriente. Aquellos utilizados son los habituales en esta literatura, cuatro rezagos de: crecimiento de los salarios nominales con respecto a su tendencia, brecha del producto, spread por plazo de las tasas reales, tasa real de corto plazo con respecto a su nivel neutral, participación laboral en el producto respecto de su tendencia y la variable dependiente (comenzando desde $t-2$ hasta $t-5$). La tasa real de corto plazo neutral fue creada según la definición de Fuentes y Gredig (2007). Debido a que no existen datos de tasa de interés nominal de política monetaria anteriores a agosto del año 2001, se aproximó la tasa de interés nominal como la tasa de interés real más la variación del IPC, y la tasa de interés nominal neutral como la tasa de interés real neutral más la meta.⁷

Una debilidad de estas estimaciones es la poca robustez del método de estimación escogido, el cual puede hacer cambiar los parámetros por el sólo hecho de cambiar los instrumentos. No obstante esta debilidad, todas las estimaciones realizadas se amparan bajo la metodología que varios autores de esta literatura utilizan. Un ejercicio interesante podría ser utilizar métodos de estimación de máxima verosimilitud o mínimos cuadrados en dos etapas.

⁷Esta definición es consistente con la forma de negociar préstamos en Chile, en que se suma a la tasa de interés real la variación de la Unidad de Fomento (UF)

Las ecuaciones a estimar son las siguientes:

$$(2.0.1) \quad \hat{\pi}_t = \chi \hat{s}_t + \beta \mathcal{E}_t(\hat{\pi}_{t+1}) + \chi(1 + \delta_R) \hat{R}_t$$

$$(2.0.2) \quad \hat{\pi}_t = \chi \hat{s}_t + \frac{\beta}{1 + \omega\beta} \mathcal{E}_t(\hat{\pi}_{t+1}) + \frac{\omega}{1 + \omega\beta} \hat{\pi}_{t-1} + \chi(1 + \delta_R) \hat{R}_t$$

donde $\chi = \kappa$ si $\omega = 0$, y $\frac{\kappa}{1 + \omega\beta}$ es caso contrario.

Como una forma de comparación y validación del ejercicio, se estiman la versión restringida ($1 + \delta_R = 0$) y la versión no restringida (aumentada) con el funcionamiento del canal de costos. El Cuadro 2 muestra las estimaciones de (2.0.2) y (2.0.1). En general todos los parámetros son significativos al 1%. Las estimaciones

CUADRO 2. Modelos Uniecuacionales

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>No híbrida</i>	<i>No híbrida aumentada</i>	<i>Híbrida</i>	<i>Híbrida aumentada</i>
θ	0.68 (0.019)	0.653 (0.025)	0.706 (0.04)	0.665 (0.064)
β	0.94 (0.079)	1.040 (0.107)	0.846 (0.188)	1.002 (0.256)
ω			0.221 (0.125)*	0.206 (0.147)**
χ	0.173 (0.025)	0.138 (0.027)	0.168 (0.025)	0.139 (0.032)
δ_R		-0.836 (0.241)		-0.958 (0.269)
$\chi(1 + \delta_R)$		0.027 (0.042)**		0.006 (0.038)**
$1 + \delta_R$		0.164		0.042
<i>test J</i>	[0.96]	[0.962]	[0.860]	[0.846]

Nota: Errores estándar en paréntesis, y en corchetes se presenta el *p-value* del test *J*. Bajo la hipótesis nula de sobreidentificación, el estadístico *J* distribuye chi-cuadrado grados de libertad igual a la diferencia entre variables instrumentales y parámetros estimados. Todos los parámetros son significativos al 1%, excepto los indicados con * (significativo al 10%) y ** (no significativos a los niveles de significancia habituales). La muestra incluye datos desde 1994:1 hasta 2006:4

de las especificaciones (1) y (3) tienen órdenes de magnitud similares a las halladas por Céspedes, Ochoa, y Soto (2005) y la evidencia internacional.⁸ La evidencia de canal de costos es por lo menos débil. Esto se observa al ver la significancia estadística del test de Wald $\chi(1 + \delta_R) = 0$ en las especificaciones no restringidas (2) y (4). Esta evidencia nos sugeriría que el canal de costos no es relevante. Las estimaciones del parámetro δ_R son siempre negativas y significativas. Esto da cuenta de la preminencia del canal de transmisión tradicional de política monetaria en desmedro del canal de costos. En términos de magnitud se puede decir que el efecto del canal de costos es bajo, en comparación con la evidencia internacional. Chowdhury, Hoffmann, y Schabert (2006) por ejemplo muestran que para el caso de Francia y Alemania el efecto relativo del canal de costos sobre el canal de demanda agregada (la fila $1 + \delta_R$) es pequeño, con valores entre 0.5 y 0.4.

Es interesante notar que para las dos especificaciones de curva de Phillips híbrida, el componente rezagado (ω) resulta tener débil significancia estadística. Esto nos da luces de algún incremento del ajuste de precios conforme al objetivo inflacionario, en comparación al rezago de la inflación. Esto es coherente con lo encontrado por Caputo, Liendo, y Medina (2006) y Céspedes y Soto (2006), quienes señalan que los agentes económicos ponderan mayormente el anuncio de la meta de inflación para definir sus ajustes de precios, consistente con la teoría del aumento de la credibilidad de la política monetaria en Chile. Los parámetros que acompañan a los costos laborales unitarios son significativos, pero de magnitud distinta dependiendo si se estima la curva de Phillips híbrida o no.

Posibles críticas a estas estimaciones uniecuacionales es que los parámetros pueden estar sesgados debido a que en la realidad existe una autoridad que toma decisiones de política monetaria. La omisión de este mecanismo, puede ser una fuente de sesgo sistemático dado que es una variable relevante en el sistema.

Una manera de hacer ejercicios de robustez al respecto es estimar el sistema de ecuaciones derivado anteriormente. En este caso añadimos la regla de política monetaria (1.5.3). No se incluye en el sistema la curva IS (1.5.1) debido a que los parámetros que dan cuenta de su evolución son calibrados por supuesto del marco teórico.⁹

⁸Ver por ejemplo Galí, Gertler, y López-Salido (2001) y Galí y López-Salido (2000)

⁹En el caso de este modelo se asume que las preferencias de los agentes son logarítmicas en el consumo por lo que su elasticidad de sustitución intertemporal es uno. Un ejercicio ampliado puede ser la no restricción de este parámetro e incluir en el sistema el canal de demanda agregada.

El Cuadro 3, muestra las estimaciones del sistema antes mencionado. Los instrumentos utilizados son los mismos que en las estimaciones uniecuacionales. Notar que todos los parámetros tienen el signo correcto y son significativos al 1% de significancia, exceptuando aquel asociado a la tasa de interés en la especificación (6).

CUADRO 3. Sistema de Ecuaciones

	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>No híbrida</i>	<i>No híbrida aumentada</i>	<i>Híbrida</i>	<i>Híbrida aumentada</i>
θ	0.731 (0.009)	0.730 (0.004)	0.745 (0.006)	0.745 (0.007)
β	1.00	1.000	1.000	1.000
ω			0.620 (0.025)	0.640 (0.026)
χ	0.100 (0.007)	0.100 (0.003)	0.054 (0.003)	0.053 (0.004)
δ_R		-1.027 (0.027)		-0.832 (0.044)
$\chi(1 + \delta_R)$		-0.003 (0.003)**		0.009 (0.002)
$1 + \delta_R$		-0.027		0.168
ψ_π	2.450 (0.126)	2.459 (0.064)	2.440 (0.074)	2.472 (0.070)
ψ_y	2.292 (0.105)	2.097 (0.054)	2.299 (0.079)	2.298 (0.080)
ρ	0.810 (0.009)	0.773 (0.005)	0.806 (0.001)	0.805 (0.007)
<i>test J</i>	[0.35]	[0.14]	[0.26]	[0.41]

Nota: Vea las notas del Cuadro 2

En general, los órdenes de magnitud no difieren mucho de lo encontrado en el caso anterior. Esta vez se calibró el parámetro $\beta = 1$, para tener mayor número de grados de libertad en la estimación. Los resultados sugieren la misma conclusión anterior. El efecto de la tasa de interés en la dinámica de costos es estadísticamente no importante y en la única especificación en que tiene parámetro positivo y significativo (8), el parámetro de interés ($1 + \delta_R$) es pequeño en comparación a la evidencia

internacional. Esto sugeriría nuevamente que la dinámica de la inflación para el caso chileno no se ve influida mayormente por el canal de costos de la política monetaria, dando cuenta de un efecto muy bajo. Este hallazgo es consistente con lo encontrado por Parrado (2001), quien argumenta que para la economía chilena un aumento de tasa de interés de política no estaría asociada al llamado *puzzle* de precios. El autor se basa en modelos de vectores autorregresivos estructurales, e intenta identificar el shock monetario imponiendo una estructura al modelo empírico y restringiendo el vector de parámetros a estimar. Bajo ninguna especificación encontró lo que la evidencia internacional ha encontrado al respecto, un aumento de tasas aumentaría la inflación en el corto plazo.¹⁰

El aporte natural de este trabajo a diferencia del trabajo de Parrado, es que el shock de tasas estaría identificado, dados los microfundamentos del modelo estimado. El aumento de tasas de interés no provocaría consecuencias macroeconómicas en el nivel general de precios, dando claros indicios que el canal tradicional de transmisión de la política monetaria es la que mayormente prima en este caso.

3. CONCLUSIÓN E INVESTIGACIÓN FUTURA

Este trabajo deriva un modelo dinámico nuevo keynesiano de equilibrio general para identificar el canal de costos de la política monetaria. Si las empresas deben pagar a sus trabajadores para producir antes de que el mercado abra, entonces deben endeudarse en el sistema financiero para solventar el capital de trabajo. La tasa de interés entraría en la función de costos de la firma y el efecto de un aumento de tasas de interés, implicaría un aumento de precios finales.

Se estima la curva de Phillips para el caso chileno, incluyendo el canal de costos de la política monetaria. Tanto en estimaciones uniecuacionales como en sistemas de ecuaciones se concluye que el canal de costos para Chile no es un elemento importante en la dinámica de la inflación, o a lo más con un efecto muy pequeño. Esto es coherente con lo encontrado por otros autores para la economía chilena, y daría cuenta de la mayor importancia relativa que tiene el canal tradicional de la política monetaria por sobre el canal de costos.

Trabajos futuros pueden ser extender el análisis del canal de costos con datos microeconómicos. Esto ayudaría a comprender más acabadamente la implicancias microeconómicas de un aumento de la tasa de interés de política, e identificar sectores más vulnerables al cambio en la tasa de interés. Los resultados que puedan

¹⁰Ver por ejemplo, Christiano, Eichenbaum, y Evans (1999) y Hanson (2004).

salir de este análisis podrían confirmar o desmentir los resultados de este trabajo, dando cuenta de otro *puzzle* en la literatura de la dinámica de inflación y costos.

Agradecimientos. Agradezco los comentarios de Ricardo Caballero, Daniel Calvo, Rodrigo Caputo, Gonzalo Echavarría, Jesús Fernández-Villaverde, Jordi Galí, Patricio Jaramillo, Oscar Landerretche, Gustavo Leyva, Juan Pablo Medina, Emerson Melo, Christopher Neilson y Claudio Soto. Agradecimientos a Rodrigo Fuentes y Fabián Gredig por compartir sus datos, y a todos quienes colaboraron con el desarrollo de este documento.

REFERENCIAS

- Barth, M. J., y V. A. Ramey, 2000, “The Cost Channel of Monetary Transmission,” available at <http://ideas.repec.org/p/cdl/ucsdec/2000-08.html>.
- Bernanke, B. S., y M. Gertler, 1995, “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission,” *Journal of Economic Perspectives*, 9, 27–48, available at <http://ideas.repec.org/a/aea/jecper/v9y1995i4p27-48.html>.
- Blanchard, O. J., y C. M. Kahn, 1980, “The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations,” *Econometrica*, 48, 1305–11, available at <http://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v48y1980i5p1305-11.html>.
- Calvo, G., 1983, “Staggered prices in a utility-maximizing framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12, 383–398.
- Calvo, G., y E. Mendoza, 1998, “Empirical Puzzles of Chilean Stabilization Policy,” Working Papers 98-02, Duke University, Department of Economics, available at <http://ideas.repec.org/p/duk/dukeec/98-02.html>.
- Caputo, R., F. Liendo, y J. P. Medina, 2006, “Modelos Neokeynesianos para Chile durante el período de Metas de Inflación,” *Revista Economía Chilena*, 9, 73–95.
- Chowdhury, I., M. Hoffmann, y A. Schabert, 2006, “Inflation dynamics and the cost channel of monetary transmission,” *European Economic Review*, 50, 995–1016.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, y C. Evans, 1999, “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to wath end?,” *Woodford M., Taylor, J.B. (Eds.), Handbook of Macroeconomics*, North-Holland.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, y C. L. Evans, 2005, “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy,” *Journal of Political Economy*, 113, 1–45, available at <http://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v113y2005i1p1-45.html>.
- Chumacero, R., 2003, “A Toolkit for Analyzing Alternative Policies in The Chilean Economy,” Working Papers Central Bank of Chile 241, Central Bank of Chile, available at <http://ideas.repec.org/p/chb/bcchwp/241.html>.

- Clarida, R., J. Galí, y M. Gertler, 1999, "The science of monetary policy: A new keynesian perspective," *Journal of Economic Literature*, 37, 1661–1707.
- Céspedes, L., M. Ochoa, y C. Soto, 2005, "The New Keynesian Phillips Curve in an Emerging Market Economy: The Case of Chile," *Central Bank of Chile, Working Paper Series*.
- Céspedes, L. F., y C. Soto, 2006, "Régimen de Metas de Inflación y Credibilidad de la Política Monetaria en Chile," *Revista Economía Chilena*, 9, 53–71.
- Fuentes, R., y F. Gredig, 2007, "Estimating the Chilean Natural Rate of Interest," *Mimeo, Banco Central de Chile*, disponible en <http://www.bcentral.cl/conferencias-seminarios/otras-conferencias/08062007.htm>.
- Galí, J., y M. Gertler, 1999, "Inflation dynamics: A structural econometric analysis," *Journal of Monetary Economics*, 44, 195–222, disponible en <http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v44y1999i2p195-222.html>.
- Galí, J., M. Gertler, y J. López-Salido, 2001, "European inflation dynamics," *European Economic Review*, 45, 1237–1270.
- Galí, J., y J. López-Salido, 2000, "A New Phillips Curve for Spain," *BIS papers*, 3, Bank for International Settlements, Basel.
- Hannan, T., y A. Berger, 1991, "The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry," *American Economic Review*, 81, 938–945.
- Hanson, M. S., 2004, "The 'Price Puzzle' reconsidered," *Journal of Monetary Economics*, 51, 1385–1413.
- Kapinos, P., 2007, "Inflationary Dynamics and the Cost Channel in Monthly and Quaterly Data," *Mimeo, Department of Economics - Carleton College*, February.
- Morandé, F., y K. Schmidt-Hebbel, 1997, "Inflation Targets and Indexation in Chile," *Mimeo, Banco Central de Chile*.
- Parrado, E., 2001, "Shocks Externos y Transmisión de la Política Monetaria en Chile," *Revista Economía Chilena*, 4, 29–57.
- Ravenna, F., y C. Walsh, 2006, "Optimal monetary policy with the cost channel," *Journal of Monetary Economics*, 53, 199–216.
- Sbordone, A. M., 2002, "Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness," *Journal of Monetary Economics*, 49, 265–292, disponible en <http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v49y2002i2p265-292.html>.
- Smets, F., y R. Wouters, 2002, "An estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area," *NBB Working Paper*, 35.
- Stiglitz, J. E., y A. Weiss, 1981, "Credit Rationing in Market with Imperfect Information," *American Economic Review*, 71, 393–410.

- Tillman, P., 2006, “Does the Cost Channel of Monetary Transmission Explain Inflation Dynamics?,” *Institute for International Economics, University of Bonn*, Mayo, Mimeo.
- Valdés, R., 1998, “Efectos de la Política Monetaria en Chile,” *Cuadernos de Economía (Latin American Journal of Economics)*, 35, 97–125, available at <http://ideas.repec.org/a/ioe/cuadec/v35y1998i104p97-125.html>.
- Woodford, M., 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.