

ASPECTOS NO RICARDIANOS DE LA POLÍTICA FISCAL EN CHILE*

Luis Felipe Céspedes C.**

Jorge A. Fornero***

Jordi Galí****

I. INTRODUCCIÓN

Este trabajo analiza los efectos de *shocks* de gasto público en la economía chilena. El estudio de los efectos de estos *shocks* en una economía emergente reviste especial interés debido a la potencial importancia de hogares no ricardianos en este tipo de economías, es decir, de hogares que no tienen activos ni pasivos y que sólo consumen su ingreso laboral corriente.¹ La existencia de hogares no ricardianos ha sido identificado como un ingrediente clave en el mecanismo de transmisión de los *shocks* de gasto público en algunos países desarrollados. Es probable que este comportamiento sea aun más relevante en las economías menos desarrolladas.

El estudio de los efectos de *shocks* de gasto público en una economía como la chilena es también interesante por su significativa apertura financiera y comercial. La magnitud del multiplicador fiscal generalmente depende de la respuesta de la política monetaria y del grado de flexibilidad del tipo de cambio. En particular, las economías con sistemas cambiarios menos flexibles son más propensas a tener multiplicadores fiscales más altos, ya que el sistema cambiario limita los posibles efectos compensatorios, debido a la respuesta de la tasa de interés y del tipo de cambio a un *shock* de gasto público. Recientemente, Ilzetzki, Mendoza y Vegh (2009) han señalado que los multiplicadores fiscales acumulativos de los sistemas de tipo de cambio fijo son positivos y significativos, mientras que en los regímenes de flotación son básicamente cero. En el período del presente estudio, la política monetaria se caracterizó por la existencia de un compromiso explícito de cumplir con una meta de inflación. En cuanto a su sistema cambiario, la economía chilena migró desde una banda cambiaria en los noventa a un tipo de cambio flexible a partir del año 2000.

Comenzamos nuestro trabajo presentando evidencia empírica de los efectos macroeconómicos de los *shocks* de gasto público en la economía chilena. En primer lugar, presentamos evidencia basada en modelos de vectores autorregresivos (VAR) que indica que el multiplicador fiscal en la economía chilena es positivo y elevado. Más aun, el multiplicador positivo del consumo que surge de este análisis VAR señala la importancia de esta variable en la generación del alto multiplicador del PIB, y sugiere la presencia de efectos no ricardianos. En segundo lugar, desarrollamos un modelo de economía pequeña y abierta para estudiar los canales a través de

* Queremos expresar nuestro reconocimiento a la magnífica asistencia de investigación de Carlos Aguirre. Dedicamos este trabajo a su memoria. Agradecemos a nuestro comentarista, Günter Coenen y a los participantes de la conferencia por sus útiles comentarios y sugerencias. También a Natalia Gallardo por proporcionarnos los datos de la encuesta financiera de hogares realizada por el Banco Central de Chile. El análisis y las conclusiones de los autores no comprometen la opinión del Banco Central de Chile, sus consejeros u otros profesionales. El presente trabajo queda sujeto a la declaración habitual sobre exención de responsabilidades.

** Universidad Adolfo Ibáñez. Correo electrónico: lfcespedes@uai.cl

*** Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. Correo electrónico: jfornero@bcentral.cl

**** CREI, UPF, Barcelona GSE. Correo electrónico: jgali@crei.cat

1. Ver, por ejemplo, Campbell y Mankiw (1991), Mankiw (2000) y Galí, López-Salido y Vallés (2007). Existen diversos factores que pueden explicar el comportamiento no ricardiano como, por ejemplo, la miopía y la ausencia de acceso a los mercados de capitales.

los cuales estos *shocks* se transmiten a la economía. El modelo incluye hogares ricardianos y no ricardianos siguiendo las líneas de Galí, López-Salido y Vallés (2007), y Coenen, McAdam y Straub (2008). El modelo es calibrado y estimado para la economía chilena. Para ello, modelamos explícitamente el marco fiscal en el cual se aplica la política fiscal en Chile, conocido como regla de balance estructural.

La regla fiscal chilena relaciona el gasto público total con los ingresos estructurales. Los ingresos estructurales corresponden a la suma de ingresos tributarios ajustados por el ciclo y los ingresos fiscales derivados del cobre evaluados a lo que podría considerarse un precio de largo plazo del cobre. Según esta regla fiscal, el gasto público más una meta de balance fiscal estructural debe ser igual a los ingresos estructurales permanentes. En este contexto, los *shocks* al PIB (desviaciones del producto potencial) y a los precios del cobre que afectan transitoriamente los ingresos fiscales no alteran la trayectoria del gasto público (trayectoria que solo se ve afectada por los cambios en el producto potencial y en el precio de largo plazo del cobre). A modo de ejemplo, la regla implica que, si el precio efectivo del cobre se encuentra transitoriamente por encima de su precio estimado de largo plazo, el fisco ahorra el exceso de ingreso asociado a este *shock* transitorio al precio del cobre.²

Cuando la regla de balance estructural se implementó oficialmente en el 2001, el gobierno anunció una meta de superávit fiscal estructural equivalente al 1% del PIB (es decir, que los ingresos estructurales menos el gasto público equivalen al 1% del PIB). En este trabajo mostramos que la especificación de una regla de política fiscal que se aproxima a la regla chilena conduce a multiplicadores fiscales de producto y de consumo que son positivos en el corto plazo, de forma que se condice con la evidencia.³

Este documento está estructurado de la siguiente manera: La sección II presenta evidencia de VAR sobre efectos no ricardianos de la política fiscal para el caso chileno. La sección III expone un modelo de equilibrio general dinámico estocástico para Chile. En la sección IV, se calibra y se estima el modelo, y la sección V muestra los resultados. La sección VI contiene simulaciones numéricas. La sección VII presenta las conclusiones.

II. EVIDENCIA DE LOS EFECTOS DEL GASTO PÚBLICO EN CHILE

En esta sección, presentamos evidencia sobre los efectos macroeconómicos de los *shocks* al gasto público, utilizando datos de Chile correspondientes a las últimas dos décadas. Al igual que gran parte de la literatura empírica que analiza los efectos del gasto público en la economía, nos basamos en la metodología de vectores autorregresivos (VAR). Si bien la literatura se ha centrado esencialmente en los efectos de las compras del gobierno (que a menudo se limitan a ser compras militares), nosotros incluimos en nuestro análisis el impacto de los cambios de las transferencias, dado que son percibidas como una importante herramienta de estabilización en Chile e, históricamente, han mostrado grandes cambios. En ambos casos, presentamos funciones de impulso respuesta (FIR) y estimaciones de los multiplicadores del producto y del consumo.

1. Efectos de las Compras del Gobierno

Comenzamos tomando una especificación de VAR reducido que incluye cuatro variables: compras del gobierno (consumo del gobierno más inversión pública), PIB (excluidos el cobre y otros recursos naturales), consumo privado (de bienes durables y no durables), y déficit público (excluidos los ingresos derivados del cobre).⁴ Las

2. *El producto potencial y el precio de largo plazo del cobre son determinados por dos comisiones de expertos, independientes del gobierno. Ver la descripción de la regla fiscal chilena en Frankel (2011).*

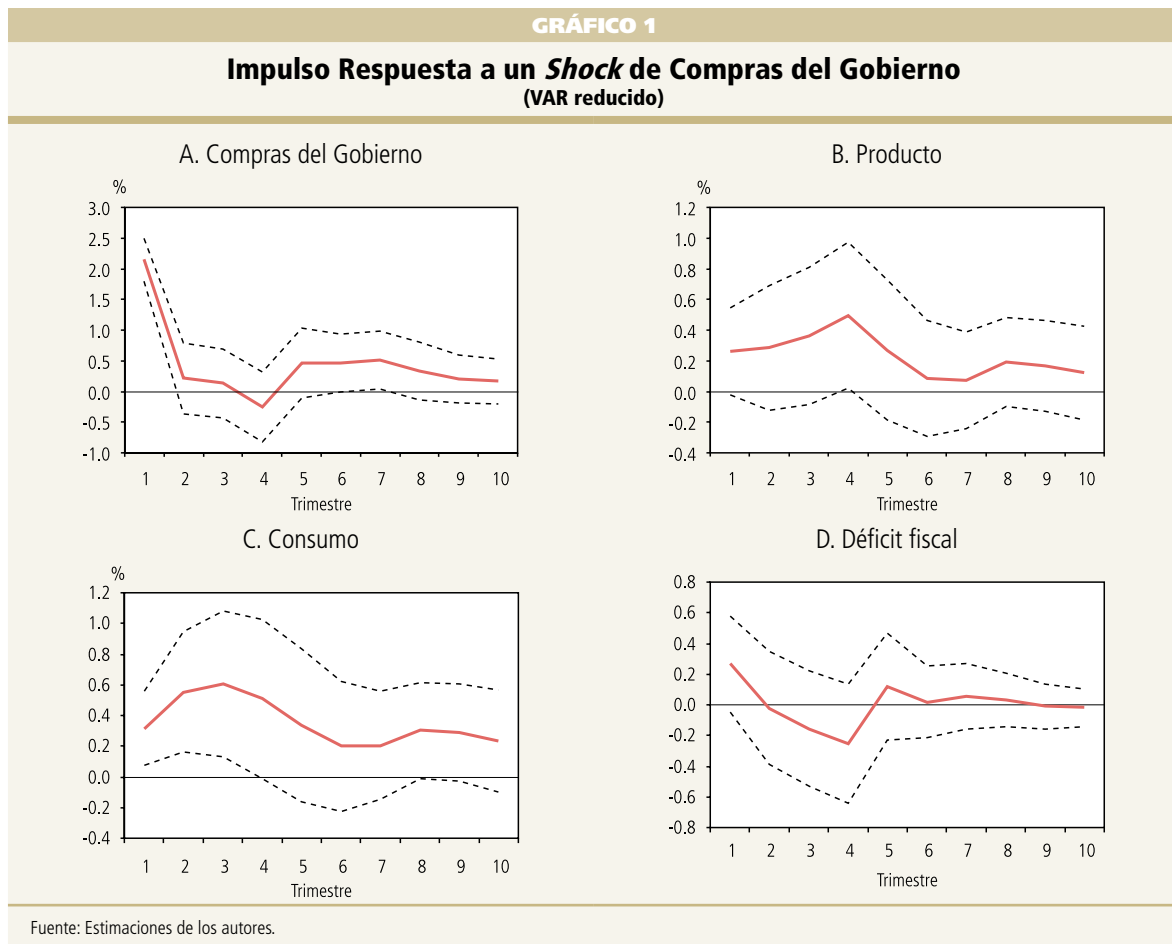
3. *El ejercicio de implementar una regla de déficit cero provee una buena referencia; no obstante, no se reportan los resultados. En resumen, una regla fiscal de déficit cero instrumentada por transferencias que dejan el gasto público exógeno (como en Forni, Monteforte y Sessa, 2007) produce multiplicadores fiscales positivos (del consumo y del PIB). Por otro lado, si el shock es sobre el gasto público, encontramos un multiplicador fiscal negativo para el consumo y uno positivo para el PIB.*

4. *Hemos excluido del PIB las industrias del cobre y de otros recursos naturales dado que se ven afectadas principalmente por las condiciones de la oferta. Esta estrategia concuerda con el modo en que modelamos el PIB en nuestro modelo teórico.*

primeras tres variables se expresan en logaritmos y se normalizan por el tamaño de la población. El déficit se normaliza en términos del PIB rezagado. La disponibilidad de datos restringe la muestra al período entre el primer trimestre de 1990 y el primer trimestre del 2010. Nuestro VAR incluye cuatro rezagos de todas las variables, un término constante y un polinomio de segundo orden en el tiempo.

En línea con gran parte de la literatura, la identificación se basa en el supuesto de que las compras del gobierno son predeterminadas en función de las otras variables incluidas en el VAR.⁵ En otras palabras, interpretamos las innovaciones de forma reducida a las compras del gobierno como *shocks* exógenos a dicha variable. Esto es equivalente a ordenar las compras del gobierno primero en una factorización del VAR al estilo Cholesky.

El gráfico 1 muestra las funciones de impulso-respuesta a un *shock* de una desviación estándar a las compras del gobierno, junto con los correspondientes intervalos de confianza del 95%. Obsérvese que las compras del gobierno aumentan casi 2% al impacto. En respuesta a esta expansión fiscal, aumentan tanto el PIB como el consumo. Ambas variables muestran un patrón que se mantiene bastante uniforme en el tiempo, donde el punto máximo se alcanza cuatro trimestres después del *shock* en el caso del producto y tres trimestres después del *shock* en el caso del consumo. El déficit público aumenta al impacto.



5. Ver, por ejemplo, Blanchard y Perotti (2002), Fatas y Mihov (2001), Galí, López-Salido y Vallés (2007), y Perotti (2008).

El cuadro 1 presenta los multiplicadores del PIB y del consumo en diferentes horizontes. El *multiplicador básico* mide $(dX_{t+k})/dG_t$ para $k = 1, 2, 4, 6, 8$, donde dG_t es el cambio del nivel de las compras del gobierno al impacto, y dX_{t+k} es la respuesta correspondiente en el nivel del PIB (cuando $X = Y$) o del consumo (cuando $X = C$), k periodos después del *shock*.⁶ El multiplicador del PIB se coloca por encima de un medio (0.7) al impacto, y alcanza su valor máximo cercano a 1.3 en el horizonte de cuatro trimestres, y luego vuelve a bajar. Los valores anteriores son similares a los obtenidos por diversos autores utilizando datos para EE.UU.⁷ Una mirada al multiplicador del consumo revela la importancia de dicha variable para generar un multiplicador del PIB elevado, lo que sugiere la presencia de efectos no ricardianos.

Además del multiplicador básico, también presentamos estimaciones del *multiplicador acumulativo* para diferentes horizontes, definidas como $(\sum_{j=1}^k dX_{t+j})/(\sum_{j=1}^k dG_{t+j})$. Esta última expresión tiene en cuenta no solo la magnitud del aumento inicial de las compras del gobierno, sino también su consiguiente patrón de ajuste. Tal como muestra el cuadro 1, los multiplicadores acumulativos del PIB y del consumo aumentan durante el primer año, reflejando así la persistencia de las respuestas del PIB y del consumo en ese horizonte, más allá de las compras del gobierno propiamente tales.

| CUADRO 1 | | | | |
|---|---------|---------|-------------|---------|
| Efectos de las Compras del Gobierno (VAR reducido) | | | | |
| Tiempo/multiplicadores | Básico | | Acumulativo | |
| | dC/dG | dY/dG | dC/dG | dY/dG |
| $t = 1$ | 0.59 | 0.674 | 0.59 | 0.68 |
| $t = 2$ | 1.03 | 0.727 | 1.47 | 1.28 |
| $t = 4$ | 0.94 | 1.274 | 3.53 | 3.47 |
| $t = 6$ | 0.37 | 0.219 | 3.17 | 3.06 |
| $t = 8$ | 0.56 | 0.496 | 3.01 | 2.79 |

Fuente: Estimaciones de los autores

De forma tal de chequear la robustez de los resultados anteriores utilizamos un VAR ampliado, que incluye, además de las cuatro variables anteriores, el precio real del cobre de largo plazo, la inversión privada total y el tipo de cambio real. Para el período 2001-2010, el precio del cobre de largo plazo corresponde a la estimación de precio de cobre que realiza una comisión de expertos independientes del gobierno y que corresponde a la estimación de este comité para el precio del cobre en los próximos 10 años. Para el período anterior corresponde al precio de referencia del cobre que se utilizaba en la operatoria del Fondo de Estabilización del Cobre y que correspondía a una estimación del precio de largo plazo del cobre.

Dada la regla fiscal utilizada para guiar la política fiscal en Chile, la cual implica gastar solo la parte del aumento de los ingresos del cobre que se considera permanente, es natural poner este precio antes de las compras del gobierno. De esta forma las compras de gobierno se ubican en segundo lugar en el VAR.⁸ El

6. Utilizando las funciones de impulso-respuesta para los logaritmos, calculamos el multiplicador como $(dX_{t+k})/dG_t = [(d \log X_{t+k}) / d \log G_t] [(X_{t+k}) / G_t]$.

7. Véase Hall (2009), para una revisión de los resultados existentes.

8. La regla de política fiscal vigente en Chile establece que el gasto público está relacionado con ingresos estructurales (el componente permanente de los ingresos efectivos). Uno de los componentes de tales ingresos estructurales corresponde a los ingresos derivados del cobre. Los ingresos estructurales derivados del cobre corresponden a los ingresos que el gobierno percibiría si el precio del cobre fuera igual a su precio de largo plazo o precio permanente.

| CUADRO 2 | | | | |
|---|---------|---------|-------------|---------|
| Efectos de las Compras del Gobierno (VAR ampliado) | | | | |
| Tiempo/multiplicadores | Básico | | Acumulativo | |
| | dC/dG | dY/dG | dC/dG | dY/dG |
| $t = 1$ | 0.74 | 1.10 | 0.74 | 1.10 |
| $t = 2$ | 1.30 | 1.20 | 2.05 | 2.31 |
| $t = 4$ | 1.19 | 1.43 | 4.18 | 4.45 |
| $t = 6$ | 0.72 | 1.00 | 3.89 | 4.34 |
| $t = 8$ | 0.64 | 0.50 | 3.72 | 4.08 |

Fuente: Estimaciones de los autores

gráfico 2 muestra las funciones de impulso-respuesta estimadas ante un *shock* a las compras del gobierno utilizando el VAR ampliado. Los multiplicadores correspondientes se muestran en el cuadro 2. El panorama que emerge es, tanto cualitativa como cuantitativamente, muy similar al obtenido con el VAR reducido. Cabe destacar que la inversión también aumenta en respuesta al aumento de las compras del gobierno, lo que sugiere que el rol de esta variable es complementario al del consumo en la generación del alto multiplicador del PIB. Es probable que este efecto de amplificación sea parcialmente contrarrestado por la apreciación del tipo de cambio real, lo que debería desalentar el crecimiento de la demanda agregada. El patrón de la respuesta del déficit estimado mediante el VAR ampliado es también muy similar, lo que nuevamente sugiere un aumento del déficit al impacto.

2. Efectos de las Transferencias del Gobierno

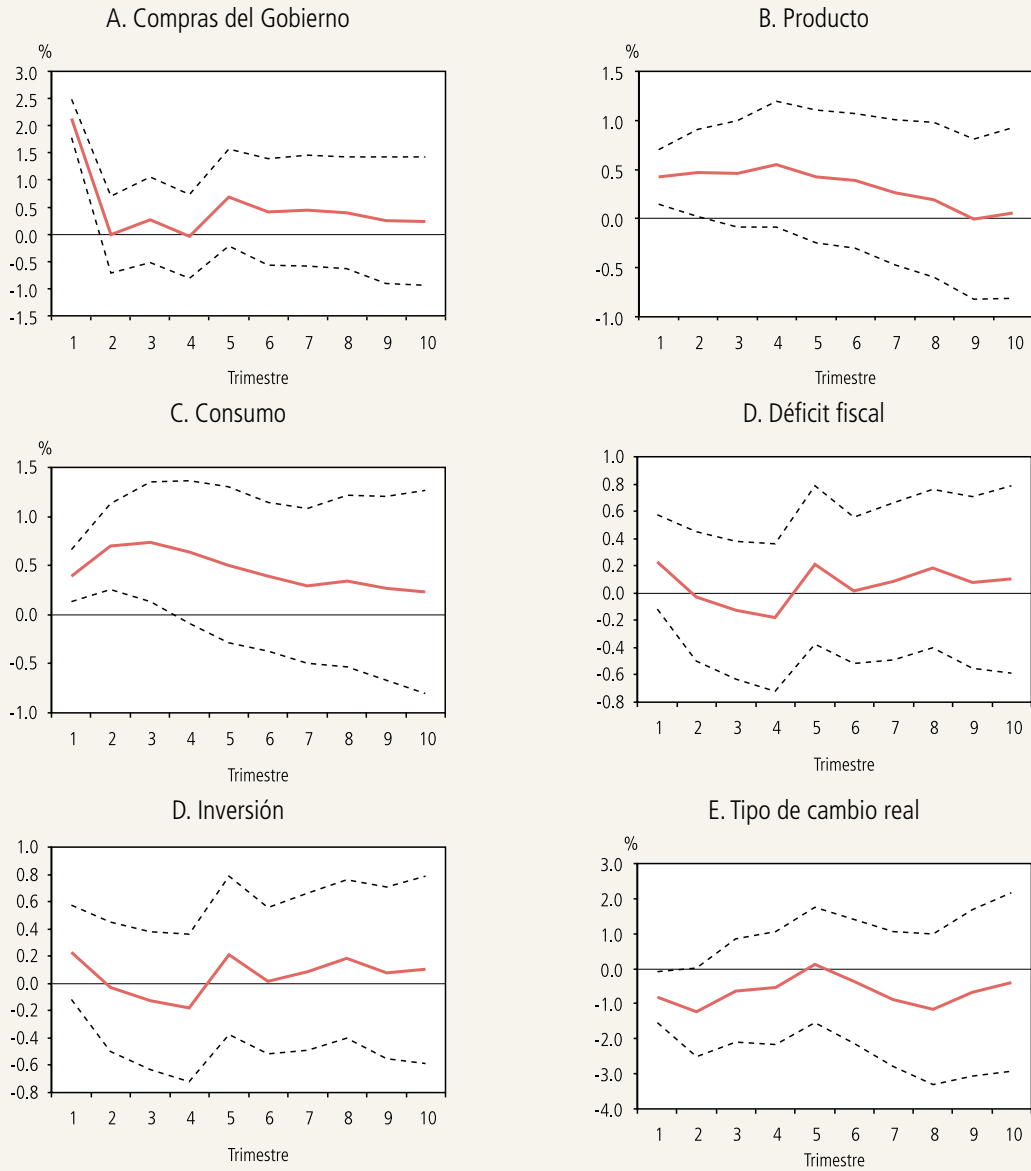
A continuación presentamos estimaciones de los efectos dinámicos de las transferencias del gobierno, utilizando un criterio análogo al utilizado en el punto anterior, con las transferencias totales del gobierno reemplazando las compras del gobierno en los dos VAR.

El gráfico 3 presenta las funciones de impulso-respuesta a un *shock* a las transferencias. Tal como se observa en el primer cuadrante, el aumento de las transferencias exhibe una persistencia similar a la del aumento de las compras del gobierno descritas más arriba. Las consiguientes respuestas del producto, del consumo y del déficit público muestran un patrón bastante similar al obtenido en relación con las compras del gobierno. Además, el signo de la respuesta del déficit no es tan evidente en el caso de un *shock* a las transferencias. El cuadro 3 considera los multiplicadores estimados y apunta a multiplicadores similares para el PIB y para el consumo.

La evidencia basada en el VAR ampliado del gráfico 4 y del cuadro 4, exhibe un panorama similar. Vale la pena destacar una diferencia relativa a los resultados correspondientes a las compras: el tipo de cambio real se deprecia en respuesta al aumento de las transferencias.

GRÁFICO 2

Impulso Respuesta a un *Shock* de Compras del Gobierno
(VAR ampliado)



Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 3

Efectos de las Transferencias del Gobierno
(VAR reducido)

| Tiempo/multiplicadores | Básico | | Acumulativo | |
|------------------------|---------|---------|-------------|---------|
| | dC/dG | dY/dG | dC/dG | dY/dG |
| $t = 1$ | 0.45 | 0.72 | 0.45 | 0.72 |
| $t = 2$ | 1.17 | 1.11 | 1.30 | 1.47 |
| $t = 4$ | 0.87 | 1.61 | 2.38 | 2.82 |
| $t = 6$ | 0.09 | 0.45 | 1.96 | 3.16 |
| $t = 8$ | 0.41 | 0.49 | 2.00 | 2.98 |

Fuente: Estimaciones de los autores

CUADRO 4

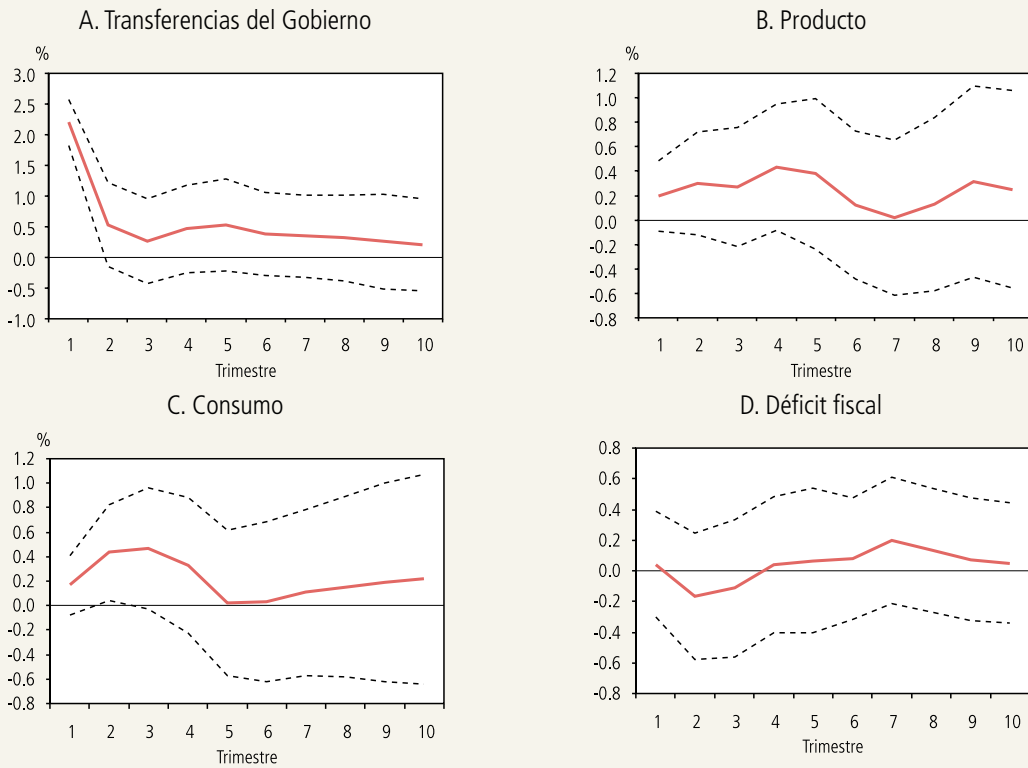
Efectos de las Transferencias del Gobierno
(VAR reducido)

| Tiempo/multiplicadores | Básico | | Acumulativo | |
|------------------------|---------|---------|-------------|---------|
| | dC/dG | dY/dG | dC/dG | dY/dG |
| $t = 1$ | 0.40 | 0.88 | 0.40 | 0.88 |
| $t = 2$ | 1.27 | 1.42 | 1.34 | 1.85 |
| $t = 4$ | 0.68 | 1.21 | 2.25 | 2.76 |
| $t = 6$ | 0.04 | 0.72 | 1.79 | 3.22 |
| $t = 8$ | 0.36 | 0.31 | 1.78 | 2.92 |

Fuente: Estimaciones de los autores

GRÁFICO 3

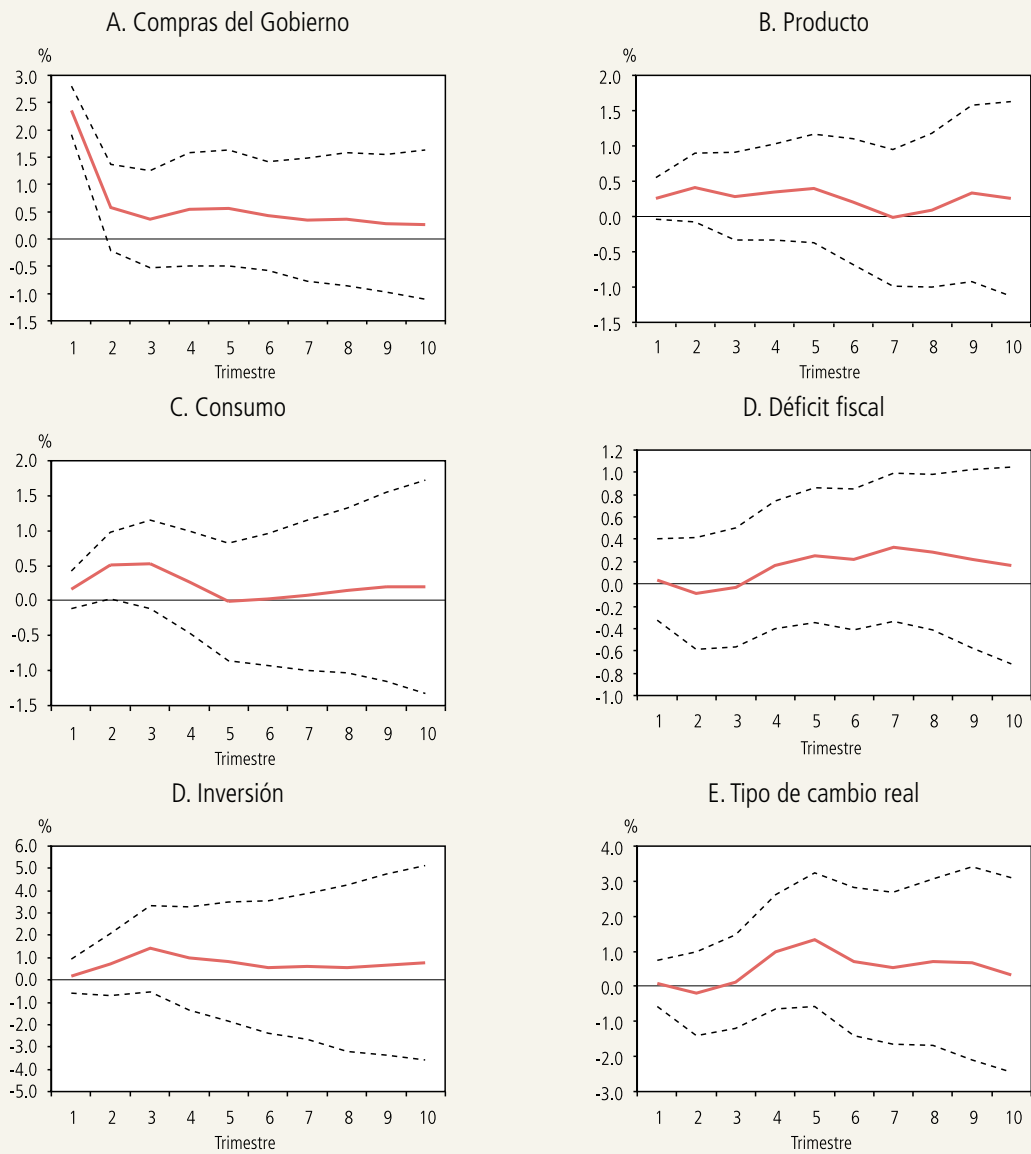
Impulso Respuesta a un *Shock* de Transferencias del Gobierno
(VAR reducido)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 4

**Impulso Respuesta a un *Shock* de Transferencias del Gobierno
(VAR ampliado)**



Fuente: Elaboración propia.

3. Análisis

La evidencia presentada respecto de los efectos de los *shocks* sobre las compras y las transferencias del gobierno apunta a la existencia de efectos multiplicadores positivos sobre el PIB. El signo y la magnitud de la respuesta estimada del consumo sugieren fuertes efectos no ricardianos, que darían cuenta de la magnitud de los multiplicadores del PIB y del consumo. En la próxima sección desarrollamos un modelo neokeynesiano de economía abierta que intenta explicar estas regularidades.

III. MODELO DE ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA PARA CHILE

Esta sección presenta la estructura de un modelo dinámico estocástico de equilibrio general (DSGE), siguiendo la línea de Altig et al. (2005), Adjemian, Darracq Paries y Smets (2008), y Adolfson et al. (2008), pero ampliado para incorporar un rol para la política fiscal. Nos basamos en los trabajos de Galí, López-Salido y Vallés (2007), y de Coenen, McAdam y Straub (2008), quienes desarrollan versiones de un modelo neokeynesiano que contempla una fracción de hogares no ricardianos, pero lo modificamos a fin de poder capturar las características particulares de la economía chilena. Entre ellas, encontramos ingresos del cobre que explican una porción no despreciable de los ingresos públicos, una regla fiscal que busca mantener el gasto público estrechamente relacionado con los ingresos fiscales estructurales (permanentes) y un esquema de política monetaria de metas de inflación.⁹

1. Consumidores

Existen dos tipos de consumidores: Ricardianos (una fracción de $1-\lambda$) y no ricardianos (de λ), que se indican con un superíndice $j = \{R, N\}$. Se supone que los consumidores ricardianos tienen acceso a los mercados financieros para suavizar el consumo en el tiempo, y que los no ricardianos no lo tienen. Implícitamente, sin embargo, hacemos una excepción al último supuesto a fin de simplificar el análisis: suponemos un seguro total contra el riesgo generado por el ajuste del salario a la Calvo entre consumidores de un tipo dado, como en Coenen, McAdam y Straub (2008).

Se presume que ambos tipos de consumidores maximizan una función objetivo de la forma $\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t^j(h)$ con una utilidad del período determinada por

$$U_t^j(h) = \ln(C_t^j(h) - bC_{t-1}^j(h)) - \bar{\zeta}\zeta_t \frac{L_t^j(h)^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L}, \quad (1)$$

donde $C_t^j(h)$ es un índice de consumo y $L_t^j(h)$ indica las horas de trabajo. Obsérvese que b mide el grado de formación de hábitos *interno*, $\bar{\zeta}$ es una constante, σ_L es el inverso de la elasticidad de Frisch, y ζ_t es un *shock* a la desutilidad del trabajo. Se supone que el último parámetro sigue un proceso AR(1) con una media incondicional de uno, una persistencia de ρ_ζ y varianza constante, σ_ζ^2 .¹⁰

El índice de consumo toma la siguiente forma:

$$C_t^j(h) \equiv \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{H,j}^j(h)^{1-\frac{1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{F,j}^j(h)^{1-\frac{1}{\eta}} \right]^{\eta} \quad (2)$$

9. Se puede solicitar a los autores un apéndice complementario con las principales derivaciones del modelo.

10. Obsérvese que abusamos de la notación al declarar que $C_t^j(h)$ para $j = \{R, N\}$; no obstante, deseamos enfatizar que el que toma las decisiones es el individuo h .

donde $C_{H,j}^j(h) \equiv \left(\int_0^1 C_{H,j}^j(h,i)^{1-\frac{1}{\alpha}} di \right)^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}$ y $C_{F,j}^j(h) \equiv \left(\int_0^1 C_{F,j}^j(h,i)^{1-\frac{1}{\alpha}} di \right)^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}$

son índices CES para bienes de consumo nacionales e importados, respectivamente, siendo el parámetro α el que determina el grado de apertura y el parámetro $\eta > 1$, la elasticidad de sustitución constante entre los bienes nacionales y los bienes importados.

Consumidores ricardianos

Los consumidores ricardianos ($h = R$) maximizan la utilidad sujeto a dos restricciones. En primer lugar, una restricción presupuestaria de flujos de la forma

$$\begin{aligned} & B^R(s^t, h) + S_t B^{R,*}(s^t, h) + (1 - \tau_{w,t}) S_{WR} W_t^R(h) L_t^R(h) + R_t^k u_t^R(h) K_{t-1}^R(h) \\ & - P_t \Phi(u_t^R(h)) K_{t-1}^R(h) + P_t [Tr_t^R(h) - TX_t^R(h)] + (1 - \tau_{pr,t}) Pr_t^R(h) \leq \\ & + \sum_{s^{t+1}} Q(s^{t+1}, s^t) B^R(s^{t+1}, h) + S_t \mathbb{R} P_t \sum_{s^{t+1}} Q^*(s^{t+1}, s^t) B^{R,*}(s^{t+1}, h) \\ & + \int_0^1 P_{H,j}^R(i) (C_{H,j}^R(h,i) + I_{H,j}^R(h,i)) di + \int_0^1 P_{F,j}^R(i) (C_{F,j}^R(h,i) + I_{F,j}^R(h,i)) di. \end{aligned} \quad (3)$$

Los términos de la izquierda representan los ingresos en dinero del consumidor h , que incluyen bonos de descuento nominales de un período a su vencimiento (nacionales y extranjeros), el ingreso laboral (dado por el salario después de impuestos y subsidios — S_{WR} es un subsidio para eliminar las distorsiones monopólicas— multiplicado por el número de horas trabajadas), el ingreso de capital arrendado a empresas neto de costos de utilización¹¹, transferencias ($Tr_t^R(h)$) netas de impuestos de suma alzada ($TX_t^R(h)$), transferencias y ganancias en forma de dividendos distribuidos netos de impuestos, $1 - \tau_{pr,t} Pr_t^R(h)$. Nótese que S_t es el tipo de cambio nominal, que mide la cantidad de pesos chilenos (Ch\$) que se necesitan para comprar un dólar estadounidense (USD). Obsérvese también que la tasa de utilización del capital físico, $u_t^R(h)$, es una variable escogida. Siguiendo a Adolfson et al. (2008), la función de costo de utilización $\Phi(\cdot)$ toma la siguiente forma:

$$\Phi(u_t^R(h)) \equiv \frac{\theta}{2} (u_t^R(h) - 1 + r^k)(u_t^R(h) - 1) \quad (4)$$

donde $\theta > 0$ es un parámetro que afecta directamente la sensibilidad de la función de costo cuando $u_t^R(h)$ varía, y r^k es la tasa real de renta del capital de estado estacionario. Nótese que el ingreso de capital se simplifica a $R_t^k K_{t-1}^R(h)$ cuando el capital es “plenamente” utilizado ($u_t^R(h) = 1$) porque $\Phi(1) = 0$.¹²

El lado derecho de (3) incluye las diversas compras realizadas por el consumidor ricardiano: consumo, inversión y compras de activos nacionales y extranjeros (de estado contingente). Nótese que $\mathbb{R} P_t \equiv \exp(-\phi_a(S_t B_{t+1}^* / P_{t+1}) - \phi_{\Delta S}(E_t[S_{t+1} / S_t] - 1) + \phi_t)$ es la función del premio por riesgo, un factor que ajusta el retorno al cual los consumidores nacionales pueden endeudarse con el resto del mundo o prestar al resto del mundo. Depende de la posición neta agregada de activos extranjeros del país B_t^* , de la tasa estimada

11. En nuestra notación, $K_{t-1}^j(h)$ refleja las existencias de capital físico del agente h a fin del período, listo para ser utilizado en el proceso productivo en el período t .

12. Por consiguiente, $\Phi'(\cdot) = \theta[u_t^R(h) - 1] + r^k$, que en estado estacionario es $\Phi'(1) = r^k$ y $\Phi''(1) = \theta > 0$.

de depreciación $E_t[S_{t+1}/S_t]$ y de un *shock* exógeno al premio por riesgo ϕ_t .¹³ La función del premio por riesgo puede considerarse como una medida de la incompletitud del mercado de activos internacionales (información asimétrica, costos iniciales de constitución de cartera, etc.). I_t^R es un índice de inversión determinado por

$$I_t^R \equiv \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (I_{H,t}^R)^{1-\frac{1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (I_{F,t}^R)^{1-\frac{1}{\eta}} \right]^{\eta} \quad (5)$$

donde, en forma análoga al consumo, $I_{H,t}^R \equiv \left(\int_0^1 I_{H,t}^R(j)^{1-\frac{1}{\eta}} dj \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}$ y $I_{F,t}^R \equiv \left(\int_0^1 I_{F,t}^R(j)^{1-\frac{1}{\eta}} dj \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}$ representan índices de bienes de inversión nacionales e importados.

Una segunda restricción está dada por la ley de movimiento del capital físico:

$$K_t^R(h) = (1-\delta)K_{t-1}^R(h) + \varepsilon_{I,t} I_t^R(h) - \frac{1}{2} \Psi \left(\frac{\varepsilon_{I,t} I_t^R(h)}{K_{t-1}^R(h)} - \delta \right)^2 K_{t-1}^R(h), \quad (6)$$

donde δ es la tasa de depreciación, $\varepsilon_{I,t}$ es un *shock* a la tecnología asociada a la inversión, y $\Psi \geq 0$ es un parámetro que escala los costos de instalación cuadráticos relacionados con toda inversión neta positiva.

Consumidores no ricardianos

Se supone que los consumidores no ricardianos ($j = N$) no tienen acceso a los mercados financieros. Por lo tanto, consumen en el mismo período su ingreso salarial y las transferencias que reciben del gobierno.¹⁴ Por lo tanto, su consumo está dado por

$$\int_0^1 P_{H,t}(i) C_{H,t}^N(h,i) di + \int_0^1 P_{F,t}(i) C_{F,t}^N(h,i) di = (1-\tau_{w,t}) S_{WN} W_t^N(h) L_t^N(h) + P_t (Tr_t^N(h) - TX_t^N(h)) \quad (7)$$

Determinación del salario

La determinación del salario sigue estrechamente el formalismo de Erceg y Levin (2003), y la indexación de Smets y Wouters (2007). Cada consumidor está especializado en un servicio laboral diferenciado, que es solicitado por todas las empresas. La elasticidad salario de la demanda de cada tipo de trabajo es constante. En cada período, un consumidor dado puede reajustar óptimamente el salario nominal por su tipo de trabajo con probabilidad ϕ_L . Una vez fijado el nuevo salario, el consumidor cubre totalmente la demanda correspondiente a su tipo de trabajo al salario cotizado. Entre períodos de reoptimización permitimos que el salario nominal se ajuste mecánicamente de acuerdo con la siguiente regla de indexación.

$$W_t^j(h) = (\Pi_{t-1})^{\xi_L} (\bar{\Pi})^{(1-\xi_L)} W_{t-1}^j(h)$$

13. Nótese que B_t^* es la suma de la posición deudora neta mantenida por los agentes ricardianos, $(1-\lambda)B^{R,*} \equiv \int_{\lambda}^1 B^{R,*}(s^t, h) dh$ y el gobierno. Además del mecanismo usual puntualizado por Schmitt-Grohe y Uribe (2001) (es decir, el que implica desviaciones de la posición neta objetivo de activos externos, que, en este caso, suponemos que es cero para Chile), seguimos a Adjemian, DarracqParies y Smets (2008), y Adolfson et al (2008b), agregando un segundo argumento que captura la desviación de 1 de la tasa de depreciación cambiaría bruta estimada. La inclusión de la variable explicativa adicional induce una correlación negativa entre la tasa de depreciación estimada y el premio por riesgo, el que es un resultado empírico relevante (Duarte y Stockman, 2005).

14. Como en Galí, López-Salido y Vallés (2007), descartamos la posibilidad de que los hogares no ricardianos puedan suavizar el consumo a través de tenencias de dinero, a diferencia de Coenen, McAdam y Straub (2008).

y esto hace que la tasa de variación del salario individual sea un promedio ponderado geométrico de la inflación de precios rezagada Π_{t-1} y de la inflación de precios de estado estacionario $\bar{\Pi}$, siendo ξ_L el peso del primero.

2. Empresas

Existen dos tipos de empresas que operan en la economía: Empresas que fabrican bienes intermedios y empresas que los importan. Además, existen empresas extranjeras, pero no modelamos su comportamiento en forma explícita.

Productores nacionales

Suponemos un continuo de empresas en competencia monopólica, cada una de las cuales produce un bien diferenciado. La función de producción de la empresa i depende de capital, mano de obra y tecnología.

$$Y_{H,t}(i) = A_{H,t} (u_t^R K_{t-1}(i))^\gamma L_t(i)^{1-\gamma} - FC_H, \quad (8)$$

donde FC_H es un costo fijo no negativo, medido en términos de producto. La mano de obra total $L_t(i)$ está dada por la función CES

$$L_t(i) \equiv \left(\lambda^{\frac{1}{\eta_L}} L_t^N(i)^{1-\frac{1}{\eta_L}} + (1-\lambda)^{\frac{1}{\eta_L}} L_t^R(i)^{1-\frac{1}{\eta_L}} \right)^{\frac{\eta_L}{\eta_L-1}}, \quad (9)$$

donde η_L es la elasticidad de sustitución entre la mano de obra ricardiana y no ricardiana, y donde

$$L_t^R(i) \equiv \left[\left(\frac{1}{1-\lambda} \right)^{\frac{1}{\eta_L}} \int_\lambda^1 L_t^R(i,h)^{1-\frac{1}{\eta_L}} dh \right]^{\frac{\eta_L}{\eta_L-1}},$$

$$L_t^N(i) \equiv \left[\left(\frac{1}{\lambda} \right)^{\frac{1}{\eta_L}} \int_0^\lambda (L_t^N(i,h))^{1-\frac{1}{\eta_L}} dh \right]^{\frac{\eta_L}{\eta_L-1}}.$$

Las empresas minimizan los costos sujeto a (8) y sujeto al nivel de producto dado. La función de costo marginal *real* resultante es (nótese que retiramos el índice i , porque las empresas tienen costos idénticos):

$$MC_{H,t} = \frac{1}{A_{H,t}} \frac{(r_t^K)^\gamma w_t^{1-\gamma}}{\gamma^\gamma (1-\gamma)^{1-\gamma}}. \quad (10)$$

En cada período, cada empresa nacional decide cuánta mano de obra de cada tipo empleará (dados el salario $W_t^j(h)$ y el nivel servicios de capital que debe arrendar (dada la tasa de renta de R_t^K). Además, y con probabilidad ϕ_H , cada empresa puede reajustar óptimamente el precio del bien, fijando así un precio de $\tilde{P}_{H,t}(i)$. En ausencia de reoptimización, el precio de la firma se ajusta mecánicamente siguiendo la siguiente regla de indexación

$$P_{H,t}(i) = (\Pi_{t-1})^{\xi_H} (\bar{\Pi})^{(1-\xi_H)} P_{H,t-1}(i)$$

Dado su precio en cualquier punto dado en el tiempo, la empresa produce un volumen tal que cubre totalmente la demanda del bien.

Importadores

Existe un continuo de empresas que importan un bien que se produce en el extranjero a un precio $S_t P_{F,t}^*$, lo “vuelven a empaquetar” y lo venden como un bien diferenciado en el mercado interno. Cada importador reoptimiza el precio de su bien con probabilidad ϕ_F , fijando un precio $\tilde{P}_{F,t}(i)$, sujeto a una secuencia de restricciones de demanda. En ausencia de reoptimización, el precio se ajusta siguiendo la regla de indexación:

$$P_{F,t}(i) = (\Pi_{t-1})^{\xi_F} (\bar{\Pi})^{(1-\xi_F)} P_{F,t-1}(i)$$

Al igual que los productores nacionales, los importadores satisfacen la demanda de su bien al precio de mercado.

3. Política Fiscal

El gobierno compra bienes tanto a las empresas nacionales como a las empresas importadoras. Se supone que estas compras no tienen efecto alguno sobre la utilidad o la productividad privada. El gobierno asigna sus gastos de consumo, dados por $\int_0^1 P_{H,t}(i) G_{H,t}(i) di + \int_0^1 P_{F,t}(i) G_{F,t}(i) di$, entre los diferentes bienes a fin de maximizar

$$G_t \equiv \left[(1 - \alpha_G)^{\frac{1}{\eta}} G_{H,t}^{1-\frac{1}{\eta}} + (\alpha_G)^{\frac{1}{\eta}} G_{F,t}^{1-\frac{1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}, \tag{11}$$

donde $G_{H,t} \equiv \left(\int_0^1 G_{H,t}(i)^{1-\frac{1}{\sigma}} di \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$ y $G_{F,t} \equiv \left(\int_0^1 G_{F,t}(i)^{1-\frac{1}{\sigma}} di \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$. La solución al problema produce un conjunto de funciones de demanda para cada bien, que deberán agregarse a la demanda de consumo privado y con fines de inversión. El correspondiente multiplicador de Lagrange es el índice de precios ‘verdadero’ $P_{G,t}$:

$$P_{G,t}^{1-\eta} = (1 - \alpha_G) P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha_G P_{F,t}^{1-\eta}. \tag{12}$$

Además de comprar bienes, el gobierno grava el consumo, el ingreso laboral y las ganancias; transfiere recursos a los consumidores y emite deuda en mercados de bienes nacionales y extranjeros. Esta actividad se resume en la restricción presupuestaria del gobierno, que toma la siguiente forma:

$$\begin{aligned} & P_t Tr_t + g_t P_t Y_t + B_t + S_t B_t^* + (S_F - 1) P_{F,t} \int_0^1 C_{F,t}(h) dh + (S_F - 1) P_{F,t} \int_{\lambda}^1 I_{F,t}^R(h) dh \\ & + (S_F - 1) P_{F,t} G_{F,t} + (S_{WR} - 1) \int_{\lambda}^1 W_t^R(h) L_t^R(h) dh + (S_{WN} - 1) \int_0^{\lambda} W_t^N(h) L_t^N(h) dh, = \\ & \frac{B_{t+1}}{R_t} + \frac{S_t B_{t+1}^*}{R_t^* \mathbb{R} P_t} + \tau_{w,t} \left(S_{WR} \int_{\lambda}^1 W_t^R(h) L_t^R(h) dh + S_{WN} \int_0^{\lambda} W_t^N(h) L_t^N(h) dh \right) + \tau_{Pr,t} \int_{\lambda}^1 \mathbf{Pr}_t^R(h) dh \\ & + P_t \int_0^1 TX_t(h) dh + P_{cu,t} \kappa X_{cu,t} Y_t + \tau_{cu,t} P_{cu,t} (1 - \kappa) X_{cu,t} Y_t + P_{mo,t} X_{mo,t} Y_t \end{aligned} \tag{13}$$

Los términos de la izquierda representan diferentes egresos del gobierno, como las transferencias, $Tr_t \equiv \int_0^1 Tr_t(h) dh = \int_{\lambda}^1 Tr_t^R(h) dh + \int_0^{\lambda} Tr_t^N(h) dh$ el consumo del gobierno $P_{G,t} G_t \equiv g_t P_t Y_t$ (donde $g_t \equiv P_{G,t} G_t / P_t Y_t$ es la participación del consumo del gobierno en el PIB), las amortizaciones de títulos públicos a su

vencimiento (tanto nacionales, B_t , como extranjeros, $S_t B_t^*$), y los subsidios al gasto de bienes importados y al empleo. Estos gastos se financian mediante la emisión de nueva deuda (interna, B_{t+1}/R_t , y externa $S_t B_{t+1}^*/R_t^* \mathbb{R}^D$), con impuestos a los ingresos laborales, impuestos a las ganancias, impuestos de suma alzada y con los ingresos derivados del cobre. A continuación se explican brevemente estos últimos.

La producción de cobre se supone estocástica y exógena. En concordancia con la estructura de mercado de la producción de cobre en Chile, la compañía estatal representa una participación κ de la producción (cuya totalidad constituye ingresos del gobierno). La parte restante corresponde a empresas extranjeras que deben pagar impuestos a una tasa de $\tau_{cu,t}$. Suponemos que el precio internacional del cobre, $P_{cu,t}^*$, es exógeno, lo que implica un precio interno del cobre de $P_{cu,t} = S_t P_{cu,t}^*$. La participación del cobre producido en el PIB, $X_{cu,t}$, sigue un proceso exógeno, que se describe más abajo. Además, $X_{mo,t}$ representa la producción de molibdeno (un subproducto de la producción de cobre) como proporción del PIB. El precio mundial del molibdeno es exógeno y está dado por $P_{mo,t}^*$. Todos los ingresos procedentes de la producción de molibdeno son ingresos del gobierno.

Siguiendo a Forni, Monteforte y Sessa (2007), se permite la variación de las cuotas impositivas sobre los salarios, sobre los beneficios y sobre la producción de cobre, según lo siguiente:

$$\tau_{w,t} = (1 - \rho_{\tau_w}) \tau_w + \rho_{\tau_w} \tau_{w,t-1} + \varepsilon_{\tau_w,t}, \tag{14}$$

$$\tau_{Pr,t} = (1 - \rho_{\tau_{Pr}}) \tau_{Pr} + \rho_{\tau_{Pr}} \tau_{Pr,t-1} + \varepsilon_{\tau_{Pr},t}, \tag{15}$$

$$\tau_{cu,t} = (1 - \rho_{\tau_{cu}}) \tau_{cu} + \rho_{\tau_{cu}} \tau_{cu,t-1} + \varepsilon_{\tau_{cu},t}, \tag{16}$$

donde τ_w , τ_{Pr} y τ_{cu} son tasas impositivas de largo plazo, ρ_{τ_w} , $\rho_{\tau_{Pr}}$, y $\rho_{\tau_{cu}}$ explican el grado de persistencia, $\varepsilon_{\tau_w,t}$, $\varepsilon_{\tau_{Pr},t}$ y $\varepsilon_{\tau_{cu},t}$ son *shocks* i.i.d. con media cero y varianza constante.

La política fiscal de Chile se basa en un criterio de equilibrio estructural, denominado regla fiscal de equilibrio estructural.¹⁵ Tal como se observa en la introducción, la regla fiscal chilena relaciona el gasto público con los ingresos públicos estructurales o permanentes. El gobierno chileno ha seguido esta regla en forma explícita desde el año 2001 y, en forma implícita, desde principios de los noventa.¹⁶ Formalizamos esta regla suponiendo que el gasto público total (incluidos los pagos de intereses) más una “meta de superávit” variable en el tiempo (*surplus*) se debe igualar los ingresos estructurales. Los ingresos estructurales corresponden a los ingresos que el gobierno percibiría si (i) los precios del cobre y del molibdeno fueran iguales a sus valores de “referencia” o de largo plazo (indicados por $P_{cu,t}^{ref}$ y $P_{mo,t}^{ref}$, respectivamente) y (ii) la economía estuviera produciendo a su nivel de estado estacionario (producto potencial). La autoridad fiscal es la encargada de estipular la “meta de superávit”, es decir, la diferencia entre el gasto público y los ingresos estructurales. Cuando se comenzó a aplicar la regla fiscal en el 2001, la meta de superávit estructural se fijó en 1% del PIB. La idea era reconocer que la deuda pública estaba en un nivel más alto que el que se consideraba adecuado para una economía pequeña y abierta que enfrentaba *shocks* exógenos de restricción del crédito y futuros pasivos relacionados con las pensiones. Cabe destacar que, aunque la política fiscal de los noventa no se guiaba por una regla explícita, el superávit estructural “efectivo” promedió el 1% del PIB durante esa década. Nuevamente, detrás de esta

15. Entre los estudios anteriores que han analizado los efectos de la regla fiscal chilena en modelos DSGE encontramos los de García y Restrepo (2007), Medina y Soto (2007) y Kumhof y Laxton (2009).

16. Al decir “en forma implícita” nos referimos a que, aunque no existía un compromiso explícito de seguir una regla fiscal durante ese período, los resultados de la política fiscal de los noventa se asemejan a los que se podrían haber obtenido con la regla.

política fiscal se encontraba el objetivo de reducir la deuda pública hasta un nivel de “largo plazo” o sostenible. Motivados por la práctica observada, suponemos que el superávit estructural (*surplus*) es una función de la diferencia entre la deuda pública corriente y una meta de largo plazo para la deuda pública ($\bar{B} = B + SB^*$):

$$surplus_t = F(\bar{B}_t - \bar{B}) + s_t, \quad (17)$$

donde $F' > 0$. Si la deuda pública es más alta que su meta de largo plazo, el superávit estructural es positivo, lo cual reduce el gasto público dados los ingresos estructurales. Además, suponemos que la meta de superávit depende de un *shock* exógeno s_t que sigue un proceso autorregresivo de primer orden. Específicamente, suponemos:

$$s_t = \rho_s s_{t-1} + \varepsilon_{s,t}, \quad (18)$$

donde $\varepsilon_{s,t}$ sigue un proceso i.i.d. con media cero y varianza constante $\sigma_{\varepsilon_s}^2$.

En la práctica, suponemos que ($\bar{B} = 0$). (A fines de la última década, Chile presentó una posición acreedora neta de alrededor del 3% del PIB.) Esta formulación nos permite tener una regla fiscal bien especificada (la deuda pública es estacionaria) y, al mismo tiempo, capturar los aspectos más relevantes de la regla fiscal chilena. Un *shock* negativo al superávit (reducción de s) da lugar a un aumento del gasto público total, que puede ser asignado a las transferencias o al consumo. Se puede mostrar que, según esta formulación, la dinámica de la deuda se describe como:

$$\begin{aligned} \bar{B}_{t+1} - \bar{B}_t = & (P_{cu,t}^{ref} - P_{cu,t})\kappa X_{cu,t} + \tau_{cu,t}(P_{cu,t}^{ref} - P_{cu,t})(1 - \kappa)X_{cu,t} + (P_{mo,t}^{ref} - P_{mo,t})X_{m,t} \\ & + \tau_{w,t} \left[\mathcal{S}_{WR} \int_{\lambda}^1 W^R(h) L^R(h) dh + \mathcal{S}_{WR} \int_0^{\lambda} W^N(h) L^N(h) dh \right] \\ & - \tau_{w,t} \left[\mathcal{S}_{WR} \int_{\lambda}^1 W_t^R(h) L_t^R(h) dh + \mathcal{S}_{WR} \int_0^{\lambda} W_t^N(h) L_t^N(h) dh \right] \\ & + \tau_{Pr,t} \left\{ \int_{\lambda}^1 Pr^R(h) dh - \int_{\lambda}^1 Pr_t^R(h) dh \right\} - surplus_t, \end{aligned}$$

Claramente, si el precio corriente del cobre se encuentra por arriba de su valor de largo plazo, tenemos un superávit fiscal (es decir, una reducción de la deuda pública). Lo mismo se aplica a otros determinantes de los ingresos públicos.

A partir de esta especificación particular de la regla fiscal chilena, podemos derivar una representación de política fiscal más tradicional para la estimación bayesiana del modelo estructural, siguiendo la línea de nuestra estrategia empírica. Suponemos una especificación del consumo y las transferencias del gobierno que concuerda con la representación de la regla fiscal chilena recién descrita. En particular, representamos el consumo del gobierno mediante el siguiente proceso

$$g_t = (1 - \rho_G)g + \rho_G g_{t-1} + \varepsilon_{G,t}, \quad (19)$$

donde ρ_G mide la persistencia del proceso, g es la parte correspondiente al gobierno en el largo plazo, $P_G G / PY$, y $\varepsilon_{G,t}$ es un *shock* exógeno con media cero y varianza constante $\sigma_{\varepsilon_G}^2$. Según esta especificación, los *shocks* al consumo de gobierno implican un aumento de la deuda pública en el período vigente y un ajuste

de la meta de superávit estructural (*surplus*) del período siguiente. Dada nuestra especificación, el ajuste de la meta de superávit se traduce en un ajuste de las transferencias del gobierno. En consecuencia, los *shocks* a la meta de superávit (*s*) se traducen en movimientos uno a uno en las transferencias. En particular, un *shock* negativo a la meta de superávit aumenta las transferencias del gobierno. La evolución de las transferencias imita la evolución de la meta de superávit (*surplus*) determinada por las ecuaciones (17) y (18).

4. Política Monetaria

Suponemos que el Banco Central establece una tasa de interés nominal (bruta), $R_{rule,t}$, según una variante de la regla de Taylor con ajuste parcial, dada por

$$R_t = R_{t-1}^{\psi_R} R_{rule,t}^{1-\psi_R} \exp(\varepsilon_{m,t}), \quad (20)$$

$$R_{rule,t} = \left(\frac{\Pi_{A,t}}{\bar{\Pi}_A} \right)^{\psi_\pi} \left(\frac{Y_{r,t}}{\bar{Y}_r} \right)^{\psi_y}, \quad (21)$$

donde ψ_R determina el grado de suavizamiento, y $\varepsilon_{m,t}$ es un *shock* i.i.d. exógeno de política monetaria. Los valores meta son el PIB de estado estacionario sin cobre, \bar{Y}_r , y la inflación, $\bar{\Pi}_A$, que, para efectos de simplicidad, se supone igual a 1.¹⁷ Según el principio de Taylor, el parámetro de reacción a las desviaciones de la inflación ψ_π debería ser mayor que uno, donde $\Pi_{A,t} \equiv \Pi_t^4$, e ψ_y deberían ser aproximadamente 0.5/4 para los datos trimestrales.

También hemos estudiado una extensión de esta regla que permite una respuesta sistemática de la tasa de interés a las variaciones del tipo de cambio nominal. Esta extensión podría ser útil para adaptar el esquema de política desde 1986:1 hasta 2001:2, tal como ha sido documentado por Medina y Soto (2007). En el análisis que presentamos a continuación, ignoramos este período, ya que en este trabajo analizamos el período muestral 2001:3–2010:1.

IV. EQUILIBRIO Y AGREGACIÓN

Primero, establecemos las condiciones de equilibrio de los mercados respecto de los insumos nacionales. Por lo tanto, para los servicios laborales del hogar h la condición de equilibrio de mercado está dada por

$$L_t(h) = \int_0^1 L_t(h,i) di,$$

donde $L_t(h,i)$ es la demanda por los servicios laborales del hogar h por parte de la empresa i . Una condición similar se debe cumplir para todo $h \in [0,1]$.

Dado que solo los hogares ricardianos acceden a la acumulación de capital, la condición de equilibrio de mercado en el mercado de dicho insumo está dada por

$$K_t = (1-\lambda)K_t^R$$

17. Esto no perjudica su generalidad, ya que, durante la década del 2000, la tasa de inflación de Chile fluctuó bastante cerca de la meta inflacionaria de 3%. En la implementación empírica, restamos esta meta.

donde $(1-\lambda)K_t^R = \int_{\lambda}^1 K_t^R(h)dh$. De igual modo, para otras tenencias de activos, tenemos

$$B_t = (1-\lambda)B_t^R$$

$$B_t^* = (1-\lambda)B_t^{R,*} - B_t^{G,*}$$

(nótese que $B_t^{G,*}$ es el monto de pasivos que, con signo negativo, se convierte en tenencias netas). Del mismo modo, las variables reales agregadas, tales como el consumo y la inversión, son

$$C_t = \lambda C_t^N + (1-\lambda)C_t^R,$$

$$I_t = (1-\lambda)I_t^R,$$

donde C_t^R y C_t^N provienen de agregadores similares a (2) y $(1-\lambda)I_t^R = \int_{\lambda}^1 I_t^R(h)dh$.

El equilibrio en el mercado bienes producidos domésticamente implica que la oferta, es decir la versión agregada de la ecuación (8) es igual a la demanda:

$$Y_{H,t} = \Delta_{H,t} \left[T_{H,t}^{-\eta} (1-\alpha)(C_t + I_t) + T_{GH,t}^{-\eta} (1-\alpha_G)G_t \right] + (\alpha_C^* + \alpha_I^*) \left(\frac{T_{H,t}}{RER_t} \right)^{-\eta} Y_t^*. \quad (22)$$

Luego de aplicar un poco de álgebra, podemos derivar la siguiente expresión para el producto agregado, Y_t , y el producto agregado sin cobre, $Y_{r,t}$:

$$Y_t = \frac{(C_t + I_t) \left[1 - \Delta_{F,t} \alpha (T_t T_{H,t})^{1-\eta} \right] + \Phi(u_t^R) K_{t-1}}{1 - RER_t (p_{cu,t}^* X_{cu,t}^{share} + p_{mo,t}^* X_{mo,t}^{share}) - \left[1 - \Delta_{F,t} \alpha_G (T_t T_{GH,t})^{1-\eta} \right] g_t}, \quad (23)$$

$$Y_{r,t} = \frac{(C_t + I_t) \left[1 - \Delta_{F,t} \alpha (T_t T_{H,t})^{1-\eta} \right] + \Phi(u_t^R) K_{t-1}}{1 - \left[1 - \Delta_{F,t} \alpha_G (T_t T_{GH,t})^{1-\eta} \right] g_t}. \quad (24)$$

Nótese que el banco central tiene una meta de $Y_{r,t}$ en lugar de Y_t . De la ecuación (23) podemos aislar los niveles de consumo y de inversión, de la siguiente manera:

$$C_t + I_t = \frac{Y_t \left\{ 1 - RER_t (p_{cu,t}^* X_{cu,t}^{share} + p_{mo,t}^* X_{mo,t}^{share}) - \left[1 - \Delta_{F,t} \alpha_G (T_t T_{GH,t})^{1-\eta} \right] g_t \right\} - \Phi(u_t^R) K_{t-1}}{\left(1 - \Delta_{F,t} \alpha (T_t T_{H,t})^{1-\eta} \right)}. \quad (25)$$

La evolución de los activos extranjeros netos con mercados de activos internacionales incompletos es la siguiente:

$$\frac{S_{t-1}B_t^*}{P_{t-1}} \frac{S_t}{S_{t-1}} \frac{1}{\Pi_t} + NX_t = \frac{1}{R_t^* \mathbb{R}P_t(\cdot, \cdot, \cdot)} \frac{S_t B_{t+1}^*}{P_t}, \quad (26)$$

donde utilizamos la siguiente definición de exportaciones netas:

$$\begin{aligned} NX_t \equiv & RER_t \left(p_{cu,t}^* X_{cu,t}^{share} + p_{mo,t}^* X_{mo,t}^{share} \right) Y_t \\ & + \Delta_{H,t} \left[\frac{T_{H,t}^{1-\eta}}{MC_{H,t}} (1-\alpha)(C_t + I_t) + \frac{T_{GH,t}^{1-\eta}}{MC_{H,t}} (1-\alpha_G) g_t Y_t \right] \\ & + \frac{T_{H,t}}{MC_{H,t}} (\alpha_C^* + \alpha_I^*) \frac{T_{H,t}^{-\eta}}{RER_t} Y_t - T_H FC_H - \Delta_{H,t} (C_t + I_t) - g_t Y_t - \Phi(u_t^R) K_{t-1} \end{aligned} \quad (27)$$

donde $C_t + I_t$ se calcularon en la ecuación (25).

El modelo tiene diecisiete variables exógenas, que se combinan en el siguiente vector:

$$\mathbf{v}_t = (v_{m,t}, \zeta_t, RER_{F,t}, \Pi_t^*, Y_t^*, A_{H,t}, x_{cu,t}^{share}, x_{mo,t}^{share}, R_t^*, \phi_t, \varepsilon_{I,t}, \tau_{w,t}, \tau_{Pr,t}, \tau_{cu,t}, P_{cu,t}^*, P_{mo,t}^*)$$

que se supone sigue el proceso

$$\mathbf{v}_t = \boldsymbol{\rho} \mathbf{v}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

(17x1) (17x17) (17x1) (17x1)

donde ρ es una matriz diagonal que contiene los correspondientes coeficientes autorregresivos, y $\{\varepsilon_t\}$ es el vector de *shocks* exógenos sin correlación serial con media cero y matriz diagonal de varianzas y covarianzas Σ_ε .

V. CALIBRACIÓN Y ESTIMACIÓN

Estimamos el modelo arriba descrito utilizando métodos bayesianos. En primer lugar, definimos la ecuación de medición que vincula las variables observadas con la solución del modelo o ley de movimiento.¹⁸ Luego, utilizamos el filtro de Kalman para evaluar la densidad posterior (que es proporcional al producto de verosimilitud y las prior supuestas).¹⁹

Para guardar coherencia con los supuestos relacionados con la tecnología del modelo, eliminamos la tendencia de las variables no estacionarias, filtrando los datos con una tendencia cuadrática (determinística) (según nuestra estimación VAR). Además, rebajamos la tasa de inflación observada en la medida en la meta de 3%. De igual manera, para la tasa de interés sustraemos una tasa de interés neutral del 5% (la meta de inflación más una tasa real presunta de estado estacionario del 2%).

18. Los cálculos se realizan con las rutinas descritas en DYNARE, Juillard (2005).

19. Para más detalles sobre estos aspectos, ver Fornero (2010).

Restringimos la estimación al período muestra 2001.III-2010.I, un período que se caracteriza por una política monetaria bien definida basada en una meta de inflación y en un tipo de cambio flexible.

Calibramos un subgrupo de parámetros. Estos son: $\beta = 0.9878$, que concuerda con una tasa de interés anual neutral del 5%. La participación de las importaciones $\alpha = \alpha_G = 0.3$ se aproxima al ratio importaciones/PIB. Los valores $\alpha_C^* = \alpha_I^* = 0.0004$ son coherentes con la participación del PIB chileno en el PIB mundial (0.35%). Las elasticidades de sustitución entre las variedades de bienes importados intermedios y finales son $\varepsilon_H = \varepsilon_F = 11$, en concordancia con márgenes $\mu_H = \mu_F = S_F = 1,1$. Por otro lado, las elasticidades de sustitución entre las variedades de habilidades laborales son $\varepsilon_{LR} = \varepsilon_{LN} = 9$, lo que implica márgenes de $\mu_{WR} = S_{WR} = \mu_{WN} = S_{WN} = 1.125$. Asimismo, $\bar{\zeta} = 7.5$ como en Adolfson et al. (2008), la tasa anual de depreciación se supone de 10% ($\delta = 0.025$), y algunos coeficientes y precios relativos son $X_{cu}^{share} = 0.044$, $X_{mo}^{share} = 0.01$, $g = 0.094$, $A_H = 1$, $\tau_w = 0.2$, $\tau_{pr} = 0.17$, y $T = T_H = T_{GH} = 1$. También calibramos las probabilidades de ajustar salarios y precios (entendidas en el marco teórico de Calvo) debido a la falta de identificación bajo densidades a priori habituales. Asimismo, el parámetro de formación de hábitos afecta el estado estacionario debido al supuesto de la formación interna de hábitos; por lo tanto, lo calibramos en 0.8. Para las porciones de procesos exógenos de cobre y molibdeno que no se identifican, $\rho_{x_{cu}}$ y $\rho_{x_{mo}}$, suponemos un coeficiente autorregresivo de 0.1.²⁰ Por último, la elasticidad η se fija en 2.

El parámetro crucial λ es calibrado en 0.50 debido a la falta de identificación. Los datos de la Encuesta Financiera de Hogares (EFH) implementada por el Banco Central de Chile el 2007 sugieren un valor para λ de 0.29. Este valor se calcula sumando la fracción de hogares que solicitaron un crédito financiero y fueron rechazados una o más veces, la fracción que no solicitó ningún crédito financiero porque suponían que serían rechazados, y la fracción que se consideraba incapaz de pagar un crédito. Por todos estos factores, calibramos λ a un conservador 0.5, dado que los datos de la EFH corresponden a un período en el cual el crédito se expandió rápidamente hacia los deudores por primera vez.²¹

Las densidades a priori son bastante comunes en la literatura. Escogimos una densidad gamma para el parámetro de fricción de la inversión Ψ con media a priori 50 y desvío estándar (DE) igual a 20. La media a priori para la elasticidad del RP respecto de la posición de activos es de 0,04 con DE a priori de un décimo de la media con distribución Beta. Se escoge un tipo de densidad similar para los parámetros de persistencia (como ψ y ρ) con media de 0.5 y varianza de 0.2. Los a priori para los parámetros de la regla de Taylor son bastante estándar; ver Smets y Wouters (2003). Para las varianzas de errores estándar y de medición, suponemos distribuciones gamma invertidas con 20 grados y 1 grado de libertad, dependiendo de si los errores se refieren a variables o de porciones (que varían menos), respectivamente.

El conjunto de variables observadas incluye 11 series temporales que se combinan en el vector $oZ_t = (oY_{r,t}, oY_t^*, oC_t, oI_t, o\Pi_t, o\Pi_t^*, oR_t, oR_t^*, ow_t, oRER_t, og_t)'$. Dado que la versión del modelo corriente no tiene una trayectoria de crecimiento de equilibrio, los datos se han filtrado mediante el uso de una tendencia cuadrática lineal o, si la serie temporal sin tendencia resultante no es estacionaria, se ha aplicado el filtro de Hodrick Prescott, y luego las variables se han escalado con los valores SS. Además, permitimos errores de medición que se incluyen en el vector $meZ_t = (meY_{r,t}, meY_t^*, meC_t, meI_t, me\Pi_t, me\Pi_t^*, meR_t, meR_t^*, mew_t, meRER_t, meg_t)'$. En el caso de las tasas de interés y de inflación, que no se han filtrado, sustraemos las tasas de interés neutrales y las metas de inflación (se supone una meta de inflación externa cero). Los errores de medición se suponen i.i.d.

20. También probamos un VAR(1) para variables extranjeras, como se hace generalmente en la literatura relacionada; no obstante, los elementos fuera de la diagonal en la matriz de persistencia resultaron ser no estadísticamente diferentes de cero. Entonces especificamos procesos AR(1) para R^* , Π^* e Y^* .

21. Definiendo el hogar con restricciones de crédito como aquel que no puede acceder al crédito de bajo costo y así terminan utilizando el crédito de alto costo (tarjetas de crédito), Ruiz-Tagle (2009) concluye que por lo menos el 41% de los hogares chilenos tenían restricciones de crédito el 2004.

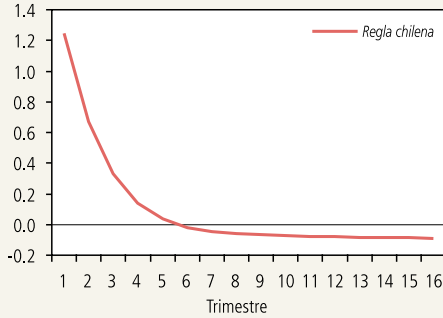
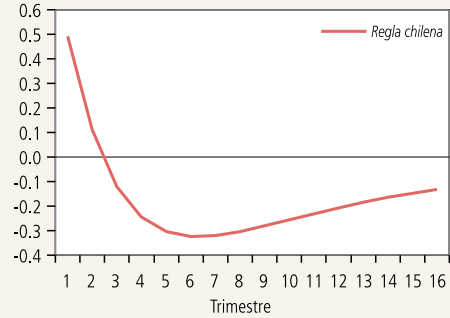
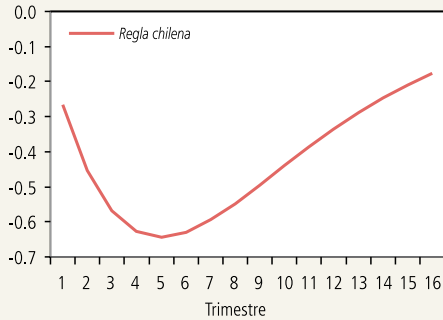
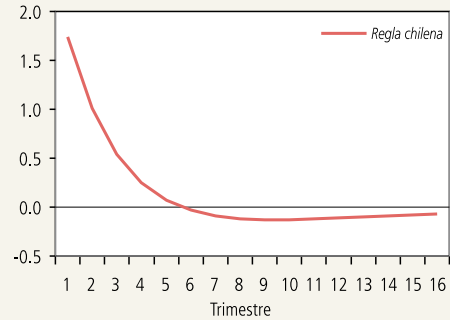
CUADRO 5

Resultados de la Estimación de la Regla Fiscal Chilena

| Parámetros | Densidad a priori | Media a priori | Desv. estándar a priori | Media post. | 0.05 | 0.95 |
|------------------------|-------------------|----------------|-------------------------|-------------|--------|--------|
| Ψ | Γ | 50 | 20 | 64.33 | 37.35 | 91.46 |
| ϕ_a | β | 0.04 | 0.004 | 0.040 | 0.03 | 0.05 |
| θ | N | 1.00 | 0.25 | 0.94 | 0.53 | 1.42 |
| ψ_R | β | 0.50 | 0.15 | 0.84 | 0.68 | 0.95 |
| ψ_π | N | 1.50 | 0.15 | 1.25 | 0.98 | 1.55 |
| ψ_{yr} | β | 0.13 | 0.05 | 0.17 | 0.07 | 0.27 |
| ρ_ζ | β | 0.50 | 0.20 | 0.70 | 0.34 | 0.95 |
| ρ_{RER_f} | β | 0.50 | 0.20 | 0.93 | 0.88 | 0.97 |
| ρ_{ϕ_a} | β | 0.50 | 0.20 | 0.51 | 0.18 | 0.81 |
| ρ_{π^*} | β | 0.50 | 0.20 | 0.49 | 0.33 | 0.64 |
| ρ_{y^*} | β | 0.50 | 0.20 | 0.49 | 0.17 | 0.81 |
| ρ_{A_H} | β | 0.50 | 0.20 | 0.76 | 0.49 | 0.93 |
| ρ_G | β | 0.50 | 0.20 | 0.71 | 0.53 | 0.89 |
| ρ_{R^*} | β | 0.50 | 0.20 | 0.49 | 0.21 | 0.78 |
| ρ_{ε_I} | β | 0.50 | 0.20 | 0.59 | 0.25 | 0.89 |
| $\rho_{v_{tr}}$ | β | 0.50 | 0.20 | 0.56 | 0.23 | 0.86 |
| V_m | Γ^{-1} | 0.01 | 20 | 0.004 | 0.002 | 0.005 |
| ε_ζ | Γ^{-1} | 0.01 | 20 | 0.042 | 0.003 | 0.069 |
| ε_{RER_f} | Γ^{-1} | 0.01 | 20 | 0.003 | 0.002 | 0.004 |
| ε_{π^*} | Γ^{-1} | 0.04 | 20 | 0.014 | 0.011 | 0.017 |
| ε_{A_H} | Γ^{-1} | 0.01 | 20 | 0.005 | 0.004 | 0.007 |
| ε_{ϕ_a} | Γ^{-1} | 0.01 | 20 | 0.004 | 0.002 | 0.006 |
| ε_I | Γ^{-1} | 0.01 | 20 | 0.012 | 0.003 | 0.026 |
| ε_G | Γ^{-1} | 0.001 | 1 | 0.004 | 0.003 | 0.005 |
| ε_{tr} | Γ^{-1} | 0.01 | 20 | 0.006 | 0.003 | 0.010 |
| ε_s | Γ^{-1} | 0.01 | 1 | 0.009 | 0.003 | 0.015 |
| me_{YR} | Γ^{-1} | 0.001 | 1 | 0.001 | 0.0003 | 0.0016 |
| me_c | Γ^{-1} | 0.001 | 1 | 0.001 | 0.0003 | 0.0011 |
| me_I | Γ^{-1} | 0.001 | 1 | 0.071 | 0.0558 | 0.0847 |
| me_π | Γ^{-1} | 0.001 | 1 | 0.004 | 0.0002 | 0.0193 |
| me_R | Γ^{-1} | 0.001 | 1 | 0.001 | 0.0002 | 0.0009 |
| me_W | Γ^{-1} | 0.001 | 1 | 0.026 | 0.0182 | 0.0330 |
| me_{RER} | Γ^{-1} | 0.001 | 1 | 0.047 | 0.0352 | 0.0592 |
| me_{Y^*} | Γ^{-1} | 0.001 | 1 | 0.001 | 0.0003 | 0.0012 |
| me_{π^*} | Γ^{-1} | 0.001 | 1 | 0.001 | 0.0002 | 0.0011 |
| me_{R^*} | Γ^{-1} | 0.001 | 1 | 0.001 | 0.0003 | 0.0012 |
| me_g | Γ^{-1} | 0.001 | 1 | 0.002 | 0.0009 | 0.0037 |

Fuente: Estimaciones de los autores

GRÁFICO 5

Un *Shock* Positivo de 1% a g_t A. Respuesta de agentes no ricardianos al *shock* del consumoB. Respuesta del consumo agregado al *shock* de G C. Respuesta de agentes ricardianos al *shock* del consumoD. Respuesta del PIB al *shock* de G 

Fuente: Elaboración propia.

VI. SIMULACIONES

En esta sección presentamos las funciones de impulso-respuesta (FIR) a diferentes *shocks* en el marco de la regla fiscal de equilibrio estructural presentada en este trabajo. El análisis se centra en la dimensión implícita de los multiplicadores fiscales del consumo y del producto.

El gráfico 5 presenta la respuesta dinámica de la economía ante un *shock* de gasto público (consumo), ε_{G_t} , igual a 1% del PIB. Como el *shock* es transitorio siguiendo (19), la demanda interna se expande lo cual induce un aumento en el producto y en el consumo agregado. Como el superávit fiscal se reduce, habrá una gradual reducción de las transferencias, todo lo cual compensa el aumento del gasto. El *shock* es expansivo y estimula el consumo agregado y el producto. Esta función de impulso-respuesta concuerda con la evidencia VAR descrita en una sección anterior de este trabajo.

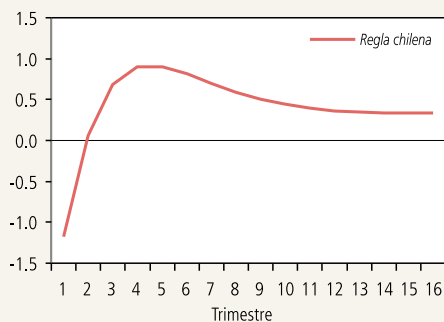
La respuesta del producto y del consumo para este *shock* exhibe una diferencia crucial cuando se compara con la respuesta de producto y consumo cuando el gobierno sigue una regla de presupuesto equilibrado. Bajo esa hipótesis, las transferencias se ajustan inmediatamente para compensar totalmente el aumento del consumo del gobierno. Como resultado, el multiplicador fiscal es negativo para el consumo pero positivo para el PIB.²²

22. Los resultados no se muestran aquí. Sin embargo, en una versión anterior se contrastaron las respuestas bajo estas dos reglas.

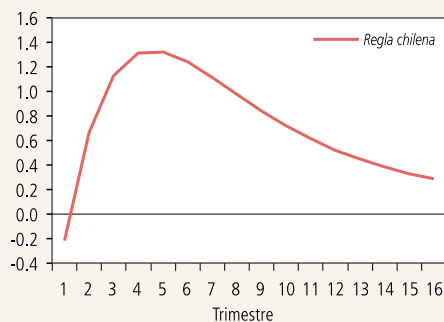
GRÁFICO 6

Un *Shock* Positivo de 1% a la Productividad

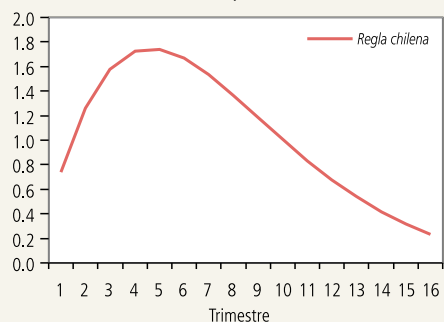
A. Respuesta del consumo de agentes no ricardianos a un *shock* de productividad



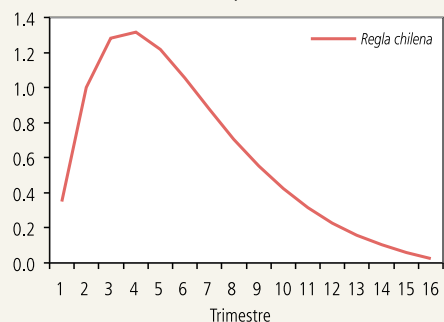
B. Respuesta del consumo agregado a un *shock* de productividad



C. Respuesta del consumo de agentes ricardianos a un *shock* de productividad



D. Respuesta del PIB a un *shock* de productividad



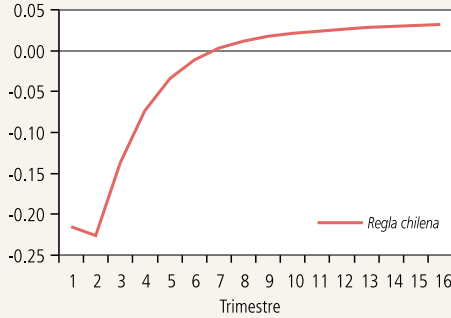
Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 6 muestra las FIR ante un *shock* positivo a la productividad total de factores. Como resultado de esta reducción de los costos marginales del *shock*, los salarios nominales tienden a aumentar, pero, al ser persistentes, no pueden reaccionar en forma inmediata; no obstante, los salarios reales suben debido a las presiones deflacionarias provocadas por el *shock*. Además, habría una apreciación del tipo de cambio real que mitigaría la expansión de las exportaciones. El consumo de los agentes ricardianos reacciona en forma positiva, mientras que, para los agentes no ricardianos, el consumo se mantiene negativo durante dos trimestres. El consumo más elevado de los agentes ricardianos en el marco de la regla fiscal chilena puede asociarse al hecho de que, según esta especificación de política fiscal, los agentes entienden que el gobierno va a ahorrar, lo que los lleva a consumir más.

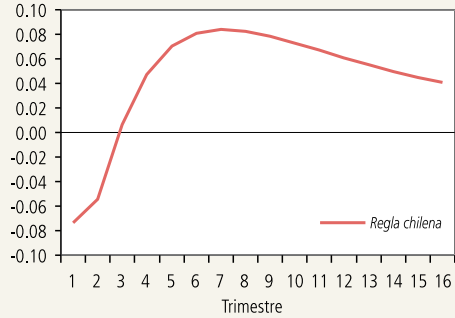
GRÁFICO 7

Un Shock Positivo de 1% a la Participación del Cobre en el PIB

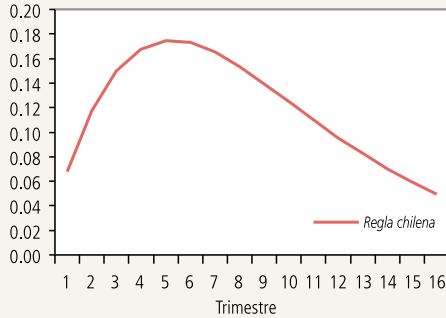
A. Respuesta del consumo de agentes no ricardianos a un shock a la dotación de cobre



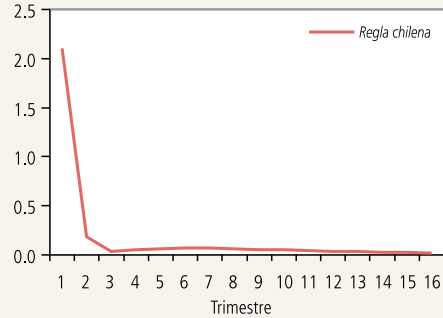
B. Respuesta del consumo agregado a un shock a la dotación de cobre



C. Respuesta del consumo de agentes ricardianos a un shock a la dotación de cobre



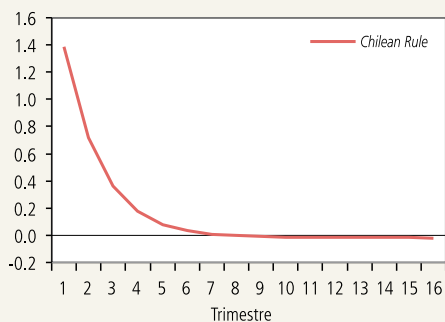
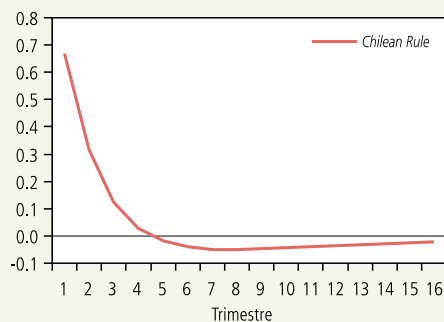
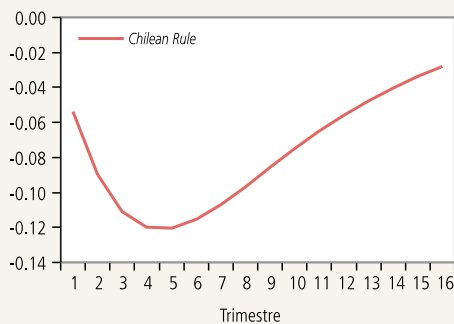
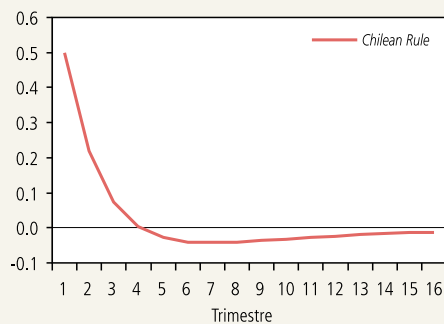
D. Respuesta del PIB a la dotación de cobre



Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 7 ilustra un shock en la participación del cobre en el PIB de un punto porcentual. El multiplicador del PIB es positivo. El consumo de los agentes ricardianos aumenta. Una fracción de este aumento se explica por el hecho de que, según la regla fiscal chilena, el gobierno está ahorrando el aumento transitorio de los ingresos, lo que es compatible con mayores niveles de consumo para los agentes ricardianos. Es interesante analizar la respuesta del consumo de los agentes no ricardianos. En una regla de presupuesto equilibrado, todo el aumento transitorio de los ingresos se transferirían al público, causando así un gran aumento del consumo de los hogares no ricardianos en el corto plazo (a diferencia de los agentes ricardianos, los cuales suavizan el consumo y, por ende, ahorran gran parte de la transferencia). Por el contrario, la regla chilena fija el gasto a una constante, y así el ahorro público aumenta.

GRÁFICO 8

Un *Shock* Positivo de 1% a las TransferenciasA. Respuesta del consumo de agentes no ricardianos a un *shock* a las transferenciasB. Respuesta del consumo agregado a un *shock* a las transferenciasC. Respuesta del consumo de agentes ricardianos a un *shock* a las transferenciasD. Respuesta del PIB a un *shock* a las transferencias

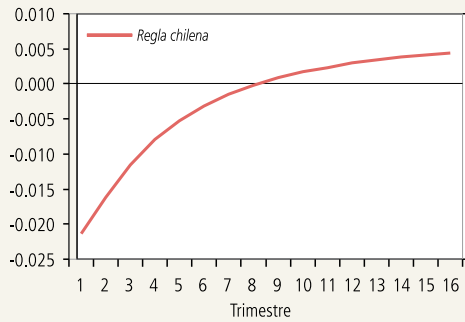
Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 8 considera un *shock* a las transferencias de 1%. Obsérvese que la persistencia estimada del proceso AR(1) para el proceso de transferencias es de 0.56. Los consumidores ricardianos ahorran el aumento transitorio de las transferencias, mientras que los agentes no ricardianos consumen la totalidad. La respuesta positiva del consumo por parte de los agentes no ricardianos conduce a un multiplicador del consumo agregado que es positivo durante un año, aproximadamente. El PIB aumenta también, y la trayectoria de la respuesta sugiere un multiplicador mayor que el de consumo.

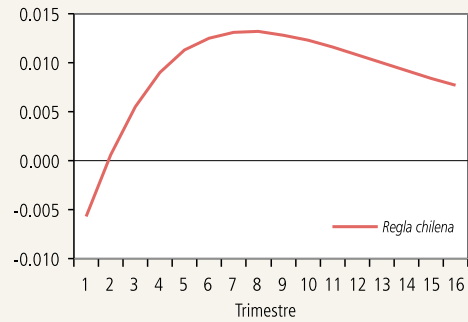
GRÁFICO 9

Un *Shock* Positivo de 1% al Precio del Cobre

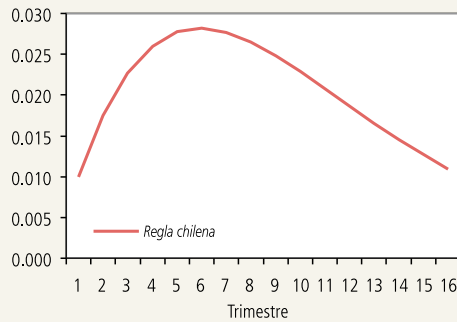
A. Respuesta del consumo de agentes no ricardianos a un *shock* al precio del cobre



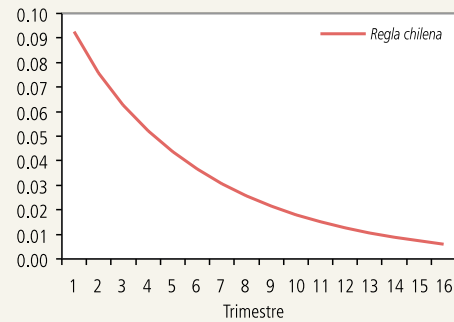
B. Respuesta del consumo agregado a un *shock* al precio del cobre



C. Respuesta del consumo de agentes ricardianos a un *shock* al precio del cobre



D. Respuesta del PIB a un *shock* al precio del cobre



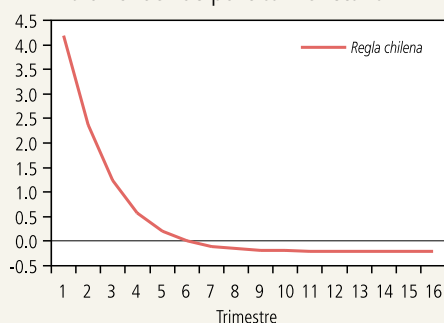
Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 9 ilustra un *shock* positivo de 1% en el precio del cobre en relación con el índice de precios externos. Los resultados son cualitativamente similares a los observados en el gráfico 5. El multiplicador del PIB es positivo, al igual que el consumo ricardiano. El consumo no ricardiano disminuye bajo la regla chilena. La razón de esto es que el gobierno ahorra por un tiempo mediante la compra de deuda pública.

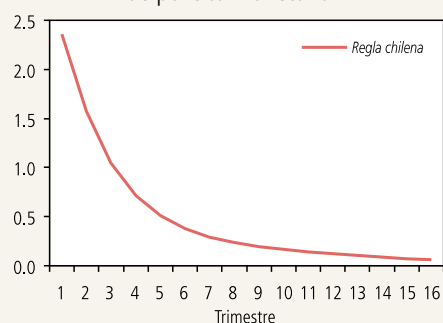
GRÁFICO 10

Una Política Monetaria Expansiva: Shock de 1% a la Tasa de Interés

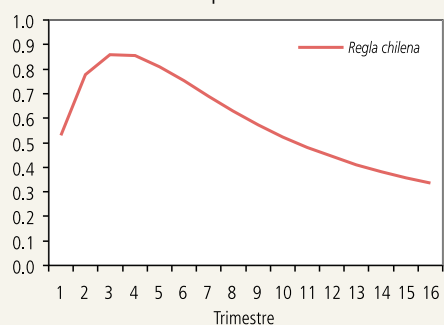
A. Respuesta del consumo de agentes no ricardianos a un *shock* de política monetaria



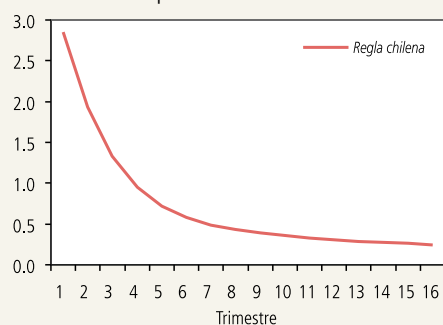
B. Respuesta del consumo agregado a un *shock* de política monetaria



C. Respuesta del consumo de agentes ricardianos a un *shock* de política monetaria



D. Respuesta del PIB a un *shock* de política monetaria



Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico 10, mostramos respuestas a una política monetaria expansiva bajo los parámetros estimados. La caída de las tasas de interés induce al consumo a reaccionar en forma 'hump-shaped' para los agentes ricardianos, en tanto las respuestas son monótonicas en el caso de los agentes no ricardianos. El PIB y el consumo agregado total se expanden como se esperaba en todo modelo nekeynesiano como el nuestro. El consumo no ricardiano se expande debido a aumentos de los salarios y de la recaudación tributaria (que se distribuye mediante transferencias, que resultan mitigadas por la regla fiscal chilena). Por supuesto, la caída de las tasas de interés hace menos atractivo invertir en activos nacionales de renta fija, en comparación con los activos extranjeros, causando así una depreciación de la moneda nacional.

VII. CONCLUSIONES

Este trabajo presenta evidencia empírica, basada en vectores autorregresivos (VARs), de multiplicadores fiscales que son elevados y robustos para Chile. La evidencia que presentamos indica que el consumo real agregado y el PIB real se expande significativamente cuando suben las transferencias del gobierno y/o el gasto público. Los resultados de VAR reducidos (cuatro variables: compras del gobierno (consumo del gobierno más inversión pública), PIB (excluidos el cobre y otros recursos naturales), consumo privado (de bienes durables y no durables), y déficit público (excluidos los ingresos derivados del cobre)) sugieren que los multiplicadores básicos de consumo alcanzan su nivel máximo en el segundo trimestre con valores mayores a uno. Por su parte, el multiplicador del producto alcanza su valor máximo un trimestre después con un valor máximo incluso mayor al del consumo.

Los VARs ampliados toman en cuenta explícitamente el hecho de que Chile es una economía pequeña y abierta en la especificación econométrica, incluyendo tres variables adicionales: el precio real del cobre de largo plazo, la inversión privada total y el TCR. Esta estimación produce respuestas del consumo y del producto que son más expansivas ante un *shock* a las compras del gobierno. El VAR ampliado con *shocks* a las transferencias muestra multiplicadores fiscales similares a los obtenidos con el VAR reducido.

Comparamos esta evidencia con la predicción de un modelo DSGE para la economía chilena. El modelo desarrollado en este trabajo presenta dos tipos de hogares: ricardianos y no ricardianos. Los primeros resuelven un típico problema de programación dinámica, mientras los segundos consumen los ingresos laborales y las transferencias dentro del mismo período. Suponemos una especificación estándar de política monetaria. En materia de política fiscal utilizamos una especificación basada en la regla balance estructural seguida por Chile. Esta formulación implica atar los gastos del gobierno con los ingresos estructurales del gobierno o ingresos “permanentes” del Fisco.

Los resultados indican que, cuando se utiliza una regla de política fiscal que se aproxima a la regla fiscal chilena en el modelo nos lleva al resultado de que el multiplicador fiscal tanto del consumo como del producto es positivo en el corto plazo tanto frente a *shocks* a las transferencias como a las compras del gobierno.

REFERENCIAS

- Adjemian, S., M. Darracq-Paries y F. Smets (2008). “A Quantitative Perspective on Optimal Monetary Policy Cooperation between the US and the Euro Area.” Working Paper Series 884. Banco Central Europeo.
- Adolfson, M., S. Laseén, J. Lindé y M. Villani (2007). “Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through.” *Journal of International Economics* 72(2): 481—511.
- Adolfson, M., S. Laseén, J. Lindé y L. Svensson (2009). “Monetary Policy Trade-Offs in an Estimated Open-Economy DSGE Model.” Working Paper Series 232. Sveriges Riksbank (Banco Central de Suecia).
- Altig, D., L. Christiano, M. Eichenbaum y J. Linde, J (2005). “Firm-Specific Capital, Nominal Rigidities and the Business Cycle.” NBER Working Paper N°11034.
- Blanchard, O. y R. Perotti (2002). “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output.” *Quarterly Journal of Economics* 117(4): 1329—68.
- Campbell, J. y N.G. Mankiw (1991). “The Response of Consumption to Income.” NBER Reprints N°1645.
- Coenen, G., P. McAdam y R. Straub (2008). “Tax Reform and Labour-Market Performance in the Euro Area: A Simulation-Based Analysis Using the New Area-Wide Model.” *Journal of Economic Dynamics and Control* 32(8): 2543—83.
- Duarte, M. y A. Stockman (2005). “Rational Speculation and Exchange Rates.” *Journal of Monetary Economics* 52(1): 3—29.
- Erceg, C. y A. Levin (2003). “Imperfect Credibility and Inflation Persistence.” *Journal of Monetary Economics* 50(4): 915—44.
- Fatas, A. e I. Mihov (2001). “The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence.” CEPR Discussion Papers N°2760.
- Fornero, J. (2010). “Ricardian Equivalence Proposition in an NK DSGE Model for Two Large Economies: The EU and the US.” Documento de Trabajo N°563, Banco Central de Chile.
- Forni, L., L. Monteforte y L. Sessa (2007). “The General Equilibrium Effects of Fiscal Policy: Estimates for the Euro Area.” Temi di discussione N°652, Banca d’Italia.
- Frankel, J (2011). “A Solution to Fiscal Procyclicality: the Structural Budget Institutions Pioneered by Chile.” Documento de Trabajo N°604, Banco Central de Chile.
- Galí, J., J.D. López-Salido y J Vallés (2007). “Understanding the Effects of Government Spending on Consumption.” *Journal of the European Economic Association* 5(1): 227—70.
- García, C. y J.E. Restrepo (2007). “The Case for a Countercyclical Rule-Based Fiscal Regime.” ILADES-Georgetown University Working Papers inv183.
- Hall, R.E (2009). “By How Much Does GDP Rise if the Government Buys More Output?” NBER Working Papers N°15496.
- Ilzetzki, E.O., E. Mendoza y C. Vegh (2009). “How Big (Small?) Are Fiscal Multipliers?” CEP Discussion Papers N°1016.
- Juillard, M. (2005). “Dynare Manual.” CEPREMAP, disponible en www.cepremap.cnrs.fr/juillard/mambo/
- Kumhof, M. y D. Laxton (2009). “Simple, Implementable Fiscal Policy Rules.” IMF Working Papers N°09/76, Fondo Monetario Internacional.
- Mankiw, N.G. (2000). “The Savers-Spenders Theory of Fiscal Policy.” *American Economic Review* 90(2): 120—5.
- Medina, J.P. y C. Soto (2007). “Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile.” Documento de Trabajo N°458, Banco Central de Chile.
- Perotti, R (2008). “In Search of the Transmission Mechanism of Fiscal Policy.” NBER Macroeconomics Annual 2007, volumen 22.
- Ruiz-Tagle, J. (2009). “Households’ Credit Constraints and the Cost of Credit.” Informe Técnico. Mimeo.
- Schmitt-Grohe, S. y M. Uribe (2001). “Stabilization Policy and the Costs of Dollarization.” *Journal of Money, Credit and Banking* 33(2): 482—509.
- Smets, F. y R. Wouters (2003). “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area.” *Journal of the European Economic Association* 1(5): 1123—75.
- Smets, F. y R. Wouters (2007). “Shocks and Frictions in the US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach.” *American Economic Review* 97(3): 586—606.