

# MODELOS NEOKEYNESIANOS PARA CHILE DURANTE EL PERÍODO DE METAS DE INFLACIÓN: UN ENFOQUE ESTRUCTURAL

Rodrigo Caputo G.\*  
Felipe Liendo V.\*\*  
Juan Pablo Medina G.\*\*\*

## INTRODUCCIÓN

Los modelos de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE) con rigideces nominales se han convertido, en los últimos años, en una herramienta de uso frecuente en el análisis de política monetaria.<sup>1</sup> El modelo básico, con precios rígidos, se ha extendido como para incluir otras fuentes de rigideces nominales y reales. Estos elementos adicionales se han introducido de manera de generar el grado de persistencia que se observa en la inflación, los salarios reales y el producto.<sup>2</sup> Este tipo de rigideces es importante también en modelos desarrollados para economías abiertas.<sup>3</sup>

En este documento, estimamos un modelo DSGE de economía abierta para Chile con el objeto de determinar, a nivel agregado, la extensión y magnitud de las distintas rigideces, tanto nominales como reales, que explican el ciclo económico chileno. Identificar y cuantificar estas rigideces es un paso relevante para el diseño eficiente de la política monetaria. En particular, la existencia (o ausencia) de ciertas rigideces puede tener implicancias muy distintas para el *tradeoff* que enfrentan los bancos centrales entre estabilizar el producto y estabilizar la inflación. Por ejemplo, modelos neokeynesianos estándares con rigideces nominales de precios y salarios flexibles generan una prescripción de política clara (y quizás extrema): el rol de la política monetaria es estabilizar completamente la inflación. La razón de lo anterior es que, en este tipo de modelos, la inflación depende únicamente de la inflación esperada y de la brecha entre el producto efectivo y su nivel natural (que prevalecería en ausencia de rigideces nominales). Así, en este contexto, el banco central no enfrenta un *tradeoff*:

la estabilización de la inflación es equivalente a la estabilización del producto. La ausencia de este *tradeoff* es lo que Blanchard y Galí (2005) denominan la “divina coincidencia” y esta es una característica controversial de los modelos neokeynesianos estándares. Un mecanismo utilizado con frecuencia para evitar esta coincidencia es introducir un choque de costos en la curva de Phillips (ver Clarida, Galí y Gertler, 1999). De esta forma, el banco central enfrenta un *tradeoff* de estabilización y la prescripción de política cambia. Esta solución puede parecer ad hoc porque, como notan Blanchard y Galí (2005), los choques de oferta no aparecen de forma endógena en los modelos neokeynesianos estándares.

Una forma más estructural de lidiar con esta coincidencia es eliminar el supuesto de que los salarios son flexibles. Erceg, Henderson y Levine (2000) encontraron dos resultados importantes cuando ambos, salarios y precios, son rígidos. Primero, la

*El modelo presentado aquí es una versión simplificada del modelo de equilibrio general (DSGE) que está siendo desarrollado en el Banco Central de Chile (el proyecto MAS). Agradecemos a los participantes de la novena conferencia anual del Banco Central de Chile, “Política Monetaria Bajo Metas de Inflación”, y en especial a nuestros comentaristas, Renzo Rossini y Raphael Bergoing. Agradecemos también a Sebastián Edwards, Douglas Laxton, Andrew Levin, Claudio Soto y Rodrigo Valdés por sus valiosos comentarios y sugerencias. Las opiniones, errores y omisiones son responsabilidad exclusiva de los autores y no necesariamente reflejan la posición del Banco Central de Chile ni la de sus Consejeros.*

\* Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile.

\*\* Chilectra. Al escribir este documento, pertenecía al Banco Central de Chile.

\*\*\* Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile.

<sup>1</sup> Importantes ejemplos de modelos con rigideces de precios son Goodfriend y King (1997) y Rotemberg y Woodford (1997).

<sup>2</sup> Altig et al. (2004), Christiano et al. (2005), y Smets y Wouters (2003b) han argumentado que estos elementos permiten explicar la dinámica conjunta de la inflación, el producto, los salarios reales, el empleo, la inversión y las tasas de interés reales de la economía de Estados Unidos. Modelos de economía abierta con rigideces nominales se desarrollan en Benigno y Benigno (2003), Galí y Monacelli (2005), y Schmitt-Grohé y Uribe (2001).

<sup>3</sup> Ver, por ejemplo, Adolfson et al. (2005a, b) y Smets y Wouters (2003a).

función de bienestar de la autoridad monetaria depende de la varianza del producto, de la inflación de precios y de la inflación de salarios; segundo, en este contexto no hay acciones de política que permitan que más de una varianza esté en cero cuando hay choques exógenos. Estos autores demostraron que, a diferencia del modelo nekeynesiano estándar, en este caso existe un *tradeoff* entre estabilizar la brecha del producto, la inflación de precios y la inflación de salarios. Esto significa que, en este caso, el equilibrio eficiente (con precios y salarios flexibles) no se puede alcanzar con política monetaria. De esta forma, la prescripción de política monetaria que sugieren los modelos estándares —estabilizar completamente la inflación de precios— deja de ser la política óptima.

El resultado anterior se puede explicar de la siguiente manera. Por un lado, la existencia de salarios rígidos puede llevar a la dispersión, entre sectores, de las horas trabajadas de los hogares. Esta dispersión involucra un costo en términos de bienestar porque los hogares penalizan la volatilidad del empleo. La función de bienestar social depende entonces no solo de la varianza del producto y la inflación, como en el modelo estándar nekeynesiano, sino también de la volatilidad de la inflación de salarios (que tiene correlación directa con la varianza del empleo). Por lo tanto, las varianzas del producto, de la inflación de precios y de la inflación de salarios tienen un impacto negativo en la función de bienestar. Por otro lado, el hecho de que los salarios sean rígidos implica que la inflación de precios depende no solamente de la inflación de precios esperada y de la brecha del producto, sino también de la diferencia entre el salario real observado y de equilibrio. En consecuencia, cualquier choque que mueva el salario real de largo plazo genera un movimiento en la inflación de precios (porque el salario real efectivo no se ajusta completamente a su nivel de equilibrio). Este movimiento en la inflación de precios puede ser compensado, únicamente, por un cambio en la brecha de producto. Por esta razón, al introducir la rigidez tanto de precios como de salarios, la “divina coincidencia” deja de existir y surge un *tradeoff* entre la estabilización de la inflación de precios y del producto. A diferencia de los modelos estándares, que introducen este *tradeoff* en forma ad hoc, cuando hay rigideces de salarios este *tradeoff* aparece de forma endógena.

Además de introducir rigideces nominales, tanto de precios como de salarios, Blanchard y Galí (2005) consideran también rigideces reales, como la indexación de salarios. En este caso, la existencia de un *tradeoff* de estabilización dependerá tanto del grado de inercia de los salarios como de las rigideces nominales. En este caso, la “divina coincidencia” tampoco se cumple.

En presencia de rigideces de salarios, una regla de política que trata de estabilizar completamente la inflación de precios es subóptima. En particular, este tipo de regla puede exacerbar la volatilidad tanto del producto como de la inflación. En este caso, como muestran Erceg et al. (2000) y Blanchard y Galí (2005), una regla de política alternativa que minimice la volatilidad de un promedio ponderado entre inflación de precios y de salarios puede tener un mejor desempeño. En otras palabras, la recomendación de política óptima depende del conjunto de fricciones que enfrenta la economía y, en especial, de la importancia de las rigideces nominales y reales en el proceso de fijación de precios y salarios.<sup>4</sup>

Los modelos estándares de forma reducida, sin microfundamentos explícitos, son incapaces de identificar, en la práctica, la fuente de fricciones nominales o reales. Por lo tanto, la contribución que estos pueden hacer al análisis de política es más bien limitada. Nosotros especificamos un modelo estructural que contiene fricciones reales y nominales, y lo estimamos para Chile. Este modelo incorpora una función de utilidad del consumo con formación de hábitos, introduce rigideces de precios y salarios y permite un traspaso imperfecto del tipo de cambio a los precios de bienes importados. En este esquema, exploramos formas alternativas para la función de reacción del banco central, evaluando si la política monetaria ha reaccionado a la inflación contemporánea, esperada o pasada. Finalmente, también realizamos un análisis de submuestras para ver si parte de las rigideces relevantes o reacciones de política ha cambiado después de 1999, cuando se introdujo en forma plena

<sup>4</sup> Además de Erceg et al. (2000) y Blanchard y Galí (2005), otros ejemplos de política monetaria óptima con precios rígidos y una o más fricciones nominales y/o reales se encuentran en Adão et al. (2003), Benigno y Woodford (2004), Kahn et al. (2003), Lama y Medina (2004), Schmitt-Grohé y Uribe (2004, 2005), y Woodford (2001).

el esquema de metas de inflación con tipo de cambio completamente flexible.

En términos prácticos, utilizamos una técnica bayesiana para estimar el modelo. Esta metodología combina los valores a priori que se pueden asignar a los parámetros estructurales con la función de verosimilitud para obtener la distribución —denominada posterior— de estos parámetros. La función de verosimilitud se evalúa utilizando un filtro de Kalman, en tanto la distribución posterior se calcula mediante el algoritmo de Metropolis-Hastings.

Utilizamos un enfoque bayesiano por varias razones.<sup>5</sup> Primero, porque permite estimar un sistema de ecuaciones simultáneas, ajustando la dinámica de un modelo DSGE a un vector de series de tiempo. Segundo, porque la estimación se basa en la función de verosimilitud generada por el modelo estructural y no en, por ejemplo, la diferencia entre la respuesta de un modelo DSGE y las funciones de impulso-respuesta de un VAR. Tercero, porque es posible incorporar información adicional en la estimación a través de la distribución a priori de los parámetros estructurales. Adicionalmente, esta metodología permite lidiar con posibles errores de especificación y con problemas de identificación de los parámetros de interés. En particular, si en un modelo mal especificado la función de verosimilitud tiene un máximo en un valor poco plausible de un parámetro (de acuerdo con la información que se tiene a priori), entonces la probabilidad a posteriori que se le asignará a ese valor particular será baja. En consecuencia, la distribución a priori permite ponderar la información que los datos entregan respecto de los parámetros. Por otro lado, la falta de identificación puede llevar a una función de verosimilitud que sea plana para algunos de los parámetros. Por lo tanto, si se utiliza solo la función de verosimilitud, no será posible identificar dichos coeficientes. La técnica bayesiana sortea este problema mediante la distribución a priori de los coeficientes. En particular, esta distribución puede introducir curvatura en la función objetivo, la función a posteriori, permitiendo la estimación del resto de los parámetros. Finalmente, como muestran Fernández-Villaverde y Rubio-Ramírez (2004) y Rabanal y Rubio-Ramírez (2005), esta técnica permite comparar modelos alternativos, para lo cual se puede usar la función de verosimilitud marginal de los distintos modelos.

Otra ventaja de utilizar la función de verosimilitud marginal es que al comparar los modelos se penaliza la sobreparametrización de estos.

En años recientes, se han estimado varios modelos macroeconómicos con características keynesianas —por ejemplo, con una curva de Phillips— para la economía chilena, con el objeto de analizar la política monetaria.<sup>6</sup> En la mayoría de los casos, los parámetros estimados en este tipo de modelos no tienen una interpretación estructural, dado que están basados en la forma reducida de las ecuaciones. En este documento, los parámetros sí tienen una interpretación estructural; de forma similar en Céspedes, Ochoa y Soto (2005) se estima una curva de Phillips estructural para Chile derivada de un modelo nekeynesiano similar al nuestro. No obstante, la estimación la hacen para esta única ecuación, por lo que puede presentar problemas de identificación al no tomar en cuenta la correlación entre la inflación y el resto de las ecuaciones del sistema.<sup>7</sup> Otros estudios usan modelos de equilibrio general para la economía chilena, cuyos parámetros tienen una interpretación estructural. Sin embargo, en estos modelos el valor de los parámetros es calibrado, no estimado.<sup>8</sup> Además, estos modelos no consideran rigideces nominales como enfatiza la literatura nekeynesiana. Caputo y Liendo (2005) estiman un modelo de equilibrio general para Chile. Sin embargo, su modelo está basado en Galí y Monacelli (2005), en el cual los salarios son completamente flexibles y el consumo agregado no tiene persistencia y puede ser suavizado a través del tiempo.<sup>9</sup> Ese modelo tampoco considera un traspaso incompleto desde el tipo de cambio al precio de los bienes importados, lo que sí hace este documento.

<sup>5</sup> Ver Fernández-Villaverde y Rubio-Ramírez (2004) y Lubik y Schorfheide (2006) para una discusión más profunda de las ventajas de esta metodología.

<sup>6</sup> Ver Corbo y Tessada (2005), García, Herrera y Valdés (2002), García et al. (2005), y Medina y Valdés (2002). Gallego, Schmidt-Hebbel y Servén (2005) desarrollan un modelo de equilibrio general derivado de primeros principios, pero donde algunas ecuaciones (como la oferta de trabajo) son formas reducidas no completamente coherentes con el resto del modelo.

<sup>7</sup> Ver Leeper y Zha (2000) para una discusión sobre los problemas de identificación que surgen en la estimación de ecuaciones de forma reducida o en modelos de equilibrio parcial.

<sup>8</sup> Ver, por ejemplo, Bergoing y Soto (2004) y Duncan (2004).

<sup>9</sup> Este último resultado se debe a que el modelo contempla que el riesgo se comparte perfectamente en los mercados internacionales y no a que no existen hábitos en el consumo.

Nuestros principales resultados son los siguientes: Primero, los modelos que incorporan rigideces tanto de precios como de salarios se ajustan mejor a los datos chilenos. La presencia de ambas rigideces, como han enfatizado Rabanal y Rubio-Ramírez (2005), es una característica que también permite explicar los datos de Estados Unidos. Ellos muestran, además, que la estimación puntual de rigidez de precios es mayor que la de salarios en la economía estadounidense.<sup>10</sup> En nuestro caso, el grado de rigidez es mayor para salarios que para precios. Nuestras estimaciones muestran que los salarios nominales son reajustados óptimamente cada tres trimestres. Por otro lado, el nivel de precios es reoptimizado cada dos trimestres. El análisis de submuestras sugiere que, después de 1999, tanto los precios como los salarios se han reajustado con menor frecuencia. Este resultado está en línea con Céspedes y Soto (2005), que encuentran que la credibilidad en un régimen de metas de inflación lleva a un ajuste menos frecuente de precios. Otra característica importante de la economía chilena es el traspaso imperfecto del tipo de cambio al precio de los bienes importados. Nuestros resultados sugieren que los precios de los bienes importados se mantienen fijos, en promedio, por dos años con un grado de rigidez que no cambia a través del tiempo.

Un segundo resultado es que añadir indexación de salarios claramente mejora el ajuste del modelo. Este grado de indexación es comparativamente más alto que la indexación de precios, tanto internos como importados. La indexación genera una respuesta de la inflación más persistente y hace que las fluctuaciones de la inflación sean más costosas en términos de producto y empleo.<sup>11</sup> Esta rigidez es, como se mencionó, uno de los determinantes del *tradeoff* que enfrenta la política monetaria.

También encontramos que las rigideces reales, como la formación de hábitos, mejoran el ajuste del modelo. Chari et al. (2000) muestran que los modelos con rigideces nominales no generan la persistencia en el producto, después de una innovación monetaria, como la que predicen los VAR semiestructurales en Estados Unidos. La conclusión es que la formación de hábitos en el consumo ha ayudado a generar el nivel de persistencia en el producto que se observa en la práctica.<sup>12</sup> En el caso de Chile, nuestro trabajo confirma la importancia de este tipo de rigidez

real para explicar las fluctuaciones en los ciclos económicos.

Por último, los modelos con reglas de Taylor que reaccionan a la inflación esperada caracterizan mejor la política monetaria en el período estudiado. Al igual que en estudios anteriores, Corbo (2002), Schmidt-Hebbel y Tapia (2004) y Caputo (2005), la respuesta de la política monetaria a la inflación es más grande que la respuesta al producto y al tipo de cambio. Por otro lado, el análisis de submuestras señala que, después de 1999, el grado de persistencia de la tasa de política se ha incrementado. Esto ha ocurrido en un contexto en que la respuesta a la inflación, relativa a la respuesta al producto, ha sido cada vez menos agresiva. Este resultado puede indicar que, en un contexto de mayor credibilidad, la meta de inflación se puede alcanzar con una menor razón de sacrificio.

El resto del documento está organizado de la siguiente forma: La sección I describe la estructura del modelo de equilibrio general dinámico y estocástico para la economía chilena. La sección II explica la estrategia econométrica para estimar los parámetros y comparar los modelos. En esta sección describimos los datos usados, nuestra elección de los valores a priori para los parámetros, así como los parámetros calibrados de manera de construir la distribución posterior. En la sección III presentamos los resultados de la estimación bayesiana. Las conclusiones se presentan en la sección IV.

## I. UN MODELO SIMPLE DE ECONOMÍA ABIERTA

En esta sección describimos un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE) con rigideces nominales y reales. Este modelo microfundado está íntimamente relacionado con los nuevos modelos de economía abierta, y es una versión simplificada de los modelos desarrollados por Medina y Soto (2005) para la economía chilena. En lo que sigue, y para que este documento sea autocontenido, describimos la estructura del modelo y los problemas de decisión de los agentes.

<sup>10</sup> Los valores calibrados que utilizan Christiano et al. (2005) sugieren un grado mayor de rigidez de precios que de salarios.

<sup>11</sup> Ver Jadresic (2002).

<sup>12</sup> Ver Fuhrer (2000).

Se supone que la economía nacional es abierta al comercio internacional y es pequeña respecto del resto del mundo. El último supuesto implica que los precios internacionales, las tasas de interés externas y la demanda externa no son afectados por los agentes nacionales. Las principales rigideces del modelo base son las siguientes: precios y salarios rígidos, indexación de precios y salarios a la inflación pasada, y formación de hábitos de consumo. Los bienes de consumo son vendidos en el mercado nacional e internacional. También suponemos que estos bienes son un sustituto imperfecto de los bienes importados.

Se supone la existencia de dos tipos de empresas: productores y comercializadores, ambos de bienes intermedios. Los primeros producen bienes intermedios diferenciados. Por simplicidad, suponemos que el trabajo es el único insumo variable utilizado en la producción. Estas firmas tienen poder monopólico sobre la variedad de bienes que producen. El segundo tipo de empresa lo constituyen comercializadores competitivos que combinan bienes intermedios para producir los bienes finales.

Los hogares proveen trabajo diferenciado y reciben la compensación laboral correspondiente. Cada hogar tiene poder monopólico sobre el tipo de trabajo que ofrece. Además, estos son dueños de las empresas que producen bienes intermedios, y, por lo tanto, reciben el ingreso correspondiente a las rentas monopólicas que estas generan.

La política monetaria se modela mediante una regla *à la Taylor* que incorpora inercia a la tasa de interés. En particular, la tasa de interés reacciona a la inflación, al crecimiento del PIB y a sus propios rezagos. La regla ha sido expandida de forma de incluir una respuesta al movimiento del tipo de cambio nominal. Además se testeó si, a partir de los datos, la política monetaria reacciona a la inflación contemporánea o esperada.

Suponemos que la productividad del trabajo crece a una tasa  $g_y$ , y que, en estado estacionario, la tasa de inflación es una variable exógena determinada por la autoridad monetaria, y su valor es distinto de cero.

### 1. Hogares

La economía nacional está habitada por un continuo de hogares indexados por  $j \in [0,1]$ . El valor esperado de la utilidad de estos hogares está dado por:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \begin{aligned} & \log [C_t(j) - b(1 + g_y)C_{t-1}] \\ & - \zeta_t \frac{[l_t(j)]^{1+\sigma_L}}{1 + \sigma_L} + \frac{\varpi}{u+1} \left( \frac{M_t(j)}{P_t} \right)^{u+1} \end{aligned} \right\}, \quad (1)$$

donde  $l_t(j)$  corresponde al esfuerzo de trabajar,  $C_t(j)$  es el consumo total, y  $M_t(j)$  corresponde al saldo nominal que poseen al inicio del período  $t$ .  $\sigma_L$  es el inverso de la elasticidad de la oferta de trabajo respecto a los salarios reales,  $\zeta_t$  es el choque a las preferencias que mueven la oferta de trabajo, mientras que  $\varpi$  representa la importancia de los saldos reales,  $\frac{M_t(j)}{P_t}$ , en la función de utilidad y  $u$  es la elasticidad de la demanda de dinero. Las preferencias presentan formación de hábitos, medida por el parámetro  $b$ . Los bienes de consumo,  $C_t(j)$ , incorporan bienes nacionales,  $C_{H,t}(j)$ , e importados,  $C_{F,t}(j)$ :

$$C_t(j) = \left\{ \begin{aligned} & (1 - \alpha)^{1/\eta} [C_{H,t}(j)]^{(\eta-1)/\eta} \\ & + \alpha^{1/\eta} [C_{F,t}(j)]^{(\eta-1)/\eta} \end{aligned} \right\}^{\eta/(\eta-1)}, \quad (2)$$

donde  $\eta$  es la elasticidad de sustitución entre bienes nacionales e importados y  $\alpha$  es la proporción de bienes importados en la canasta de consumo del país. Para todo nivel de consumo, cada hogar compra bienes tanto nacionales como importados de manera tal de minimizar el costo total de su canasta de consumo. Por lo tanto, cada hogar minimiza  $P_{H,t}C_{H,t}(j) + P_{F,t}C_{F,t}(j)$ , sujeto a la ecuación (2), donde  $P_{H,t}$  y  $P_{F,t}$  son los precios de los bienes nacionales e importados, respectivamente. En consecuencia, la demanda por bienes nacionales e importados está dada por:

$$C_{H,t} = (1 - \alpha) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t; \quad C_{F,t} = \alpha \left( \frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (3)$$

El precio del bien de consumo se define como

$$P_t = \left[ (1 - \alpha) P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha P_{F,t}^{1-\eta} \right]^{1/(1-\eta)}. \quad (4)$$

Se elimina la tendencia y se log-linealizan las expresiones (3) y (4), obteniéndose:<sup>13</sup>

$$\hat{c}_{H,t} = \hat{c}_t - \eta (\hat{P}_{H,t} - \hat{P}_t), \quad (\log 1)$$

<sup>13</sup> Las variables en minúscula con ^ muestran la distancia porcentual respecto de los valores de estado estacionario.

$$\hat{c}_{F,t} = \hat{c}_t - \eta (\hat{p}_{F,t} - \hat{p}_t), \text{ y} \quad (\log 2)$$

$$\hat{p}_t = (1-\alpha)\hat{p}_{H,t} + \alpha (\hat{p}_{F,t}). \quad (\log 3)$$

Los hogares tienen acceso a tres diferentes tipos de activos: dinero  $M_t(j)$ , bonos internacionales no contingentes a un período  $B_t^*(j)$  y bonos nacionales contingentes a un período  $d_{t+1}(j)$  que paga una unidad de moneda nacional en un estado particular. No hay costos de ajuste por recomposición de portafolio. Sin embargo, cada vez que un hogar se endeuda con el exterior, debe pagar un premio sobre el precio internacional de los bonos. Este premio se introduce en el modelo de modo de obtener un estado estacionario bien definido para la economía.<sup>14</sup> Entonces, la restricción presupuestaria de los hogares viene dada por:

$$P_t C_t(j) + E_t [q_{t,t+1} d_{t+1}(j)] + \frac{e_t B_t^*(j)}{(1+i_t^*) \Theta \left( \frac{e_t B_t^*}{P_{X,t} X_t} \right)} + M_t(j) = \quad (5)$$

$$W_t(j) l_t(j) + d_t(j) + e_t B_{t-1}^*(j) + M_{t-1}(j) + \Pi_t + T_t,$$

donde  $\Pi_t$  son las utilidades que reciben las empresas nacionales,  $e_t$  es el tipo de cambio nominal,  $W_t(j)$  es el salario nominal que fija el hogar  $j$ , y  $T_t$  son transferencias de suma alzada per cápita del gobierno. El término

$$\Theta \left( \frac{e_t B_t^*}{P_{X,t} X_t} \right)$$

corresponde al premio que deben pagar los hogares cada período por endeudarse en bonos del exterior, donde

$$B_t^* = \int_0^1 B_t^*(j) dj$$

son los activos internacionales netos de la economía y  $P_{X,t} X_t$  es el valor nominal de las exportaciones.<sup>15</sup> Por otro lado,  $q_{t,t+1}$  corresponde al precio de los bonos contingentes en el período  $t$ , normalizados por la probabilidad de ocurrencia de ese estado, suponiendo que la existencia de un conjunto completo de bonos contingentes asegura que el consumo de todos los hogares es el mismo, independientemente del ingreso proveniente del trabajo que reciben en cada período.<sup>16</sup>

Suponemos que el premio depende de la posición neta de activos internacionales de la economía. Esto implica que los hogares toman  $\Theta(\cdot)$  como dado

cuando deciden su portafolio óptimo. Puesto de otra forma, los hogares no internalizan el efecto del premio frente a cambios en su posición de activos internacionales. En estado estacionario, la función  $\Theta(\cdot)$  está parametrizada como:

$$\Theta \left( \frac{eB^*}{P_X X} \right) = \Theta \text{ y } \frac{\Theta' (eB^*/P_X X)}{\Theta (eB^*/P_X X)} \frac{eB^*}{P_X X} = \mu.$$

Aquí  $B^*$  corresponde a la posición neta de activos internacionales en estado estacionario, mientras  $P_X X$  es el nivel de estado estacionario de las exportaciones. Cuando el país como un todo es un deudor neto,  $m$  es la elasticidad de oferta (que tiene pendiente positiva) de fondos internacionales.

### Decisiones de consumo y ahorro

Los hogares eligen el consumo y la composición de sus portafolios de manera de maximizar la ecuación (1) sujeto a la ecuación (5). Las condiciones de optimalidad se pueden combinar para obtener las expresiones log-lineales de la ecuación de Euler y la condición de paridad de intereses descubierta:

$$\hat{c}_t = \frac{1}{1+b} E_t (\hat{c}_{t+1}) + \frac{b}{1+b} \hat{c}_{t-1} \text{ y} \quad (\log 4)$$

$$-\frac{1-b}{1+b} \left[ \hat{i}_t - E_t (\hat{\pi}_{t+1}) \right]$$

$$\hat{i}_t = \hat{i}_t^* + E_t (\Delta \hat{e}_{t+1}) + \mu \left[ \widehat{rer}_t + \hat{b}_t - (\hat{p}_{X,t} - \hat{p}_t) - \hat{x}_t \right], \quad (6)$$

donde  $\hat{e}_t$  es el tipo de cambio nominal y  $\widehat{rer}_t = \hat{e}_t + \hat{p}_{F,t} - \hat{p}_t$  es el tipo de cambio real (ambos medidos como desviación de sus respectivos valores de estado estacionario). Usando la definición

<sup>14</sup> Ver Schmitt-Grohé y Uribe (2003) para diferentes maneras de obtener un estado estacionario independiente de las condiciones iniciales en un modelo de economía pequeña y abierta.

<sup>15</sup> Dado que en estado estacionario la economía está creciendo, la posición neta también crece en el largo plazo. Por lo tanto, para obtener un premio por riesgo estacionario es necesario que este premio sea función de la razón entre la posición neta de activos y alguna variable que crezca a la misma tasa en estado estacionario. Elegimos las exportaciones porque estas representan una forma de colateral internacional (ver Caballero y Krishnamurthy, 2001).

<sup>16</sup> Esto, en definitiva, motiva la exclusión del índice  $j$  en las expresiones (log.1) y (log.2).

del tipo de cambio real, el tipo de cambio nominal se puede definir como:

$$\hat{e}_t = \widehat{rer}_t - \widehat{rer}_{t-1} - \hat{\pi}_t + \hat{\pi}_t \quad (\log 5)$$

donde  $\hat{\pi}_t$  es la inflación internacional (en moneda externa).

### Decisiones de oferta de trabajo y fijación de salarios

Cada hogar  $j$  es un oferente, con poder monopólico, de servicios de trabajo diferenciado. Hay un conjunto de empresas que compiten perfectamente por el trabajo, el que es contratado desde los hogares y combinado en una unidad de trabajo agregado,  $l_t$ , que es luego usada para producir bienes intermedios. La unidad de trabajo se define como:

$$l_t = \left[ \int_0^1 l_t(j)^{(\varepsilon_L-1)/\varepsilon_L} dj \right]^{\varepsilon_L/(\varepsilon_L-1)} \quad (7)$$

donde  $\varepsilon_L$  representa la elasticidad de sustitución del trabajo ofrecido por distintos hogares. La composición óptima de esta unidad de trabajo se obtiene minimizando su costo, dados los salarios diferenciados establecidos por distintos hogares. Así, la demanda por el trabajo que provee un hogar  $j$  es:

$$l_t(j) = \left[ \frac{W_t(j)}{W_t} \right]^{-\varepsilon_L} l_t, \quad (8)$$

donde  $W_t(j)$  es el salario establecido por el hogar  $j$ , y  $W_t$  es un índice de salario agregado que se define como

$$W_t = \left[ \int_0^1 W_t(j)^{1-\varepsilon_L} dj \right]^{1/(\varepsilon_L-1)} \quad (9)$$

Siguiendo a Erceg et al. (2000), suponemos que la fijación de salarios está sujeta a una rigidez nominal a la Calvo (1983). En cada período, cada hogar se enfrenta a una probabilidad constante  $(1 - \phi_L)$  de poder re-optimizar su salario nominal. Suponemos que hay una regla de reajuste para todos los hogares que no pueden re-optimizar sus salarios. En particular, si un hogar no puede re-optimizar durante  $i$  períodos entre  $t$  y  $t+i$ , entonces su salario en el período  $t+i$  está dado por

$$W_{t+i}(j) = \Gamma_{W,t}^i W_t(j), \quad (10)$$

donde  $\Gamma_{W,t}^i$  corresponde a una regla de ajuste de salarios que se define como:

$$\Gamma_{W,t}^i = \prod_{j=1}^i (1 + \pi_{t+j-1})^{\xi_L} (1 + \bar{\pi}_{t+j})^{1-\xi_L} (1 + g_y)$$

Esta regla de ajuste “pasivo” implica que los trabajadores no ajustan óptimamente sus salarios, sino que los modifican en función de un promedio geométrico entre la inflación del IPC y la inflación meta establecida por la autoridad,  $\bar{\pi}_t$ . La presencia de  $(1 + g_y)$  en la expresión anterior evita una gran dispersión de salarios reales en la trayectoria de crecimiento de estado estacionario. Una vez que un hogar establece su salario, este debe ofrecer la cantidad de trabajo que sea demandada a ese nivel de salario. Un hogar  $j$  que es capaz de re-optimizar su salario en  $t$  resuelve el siguiente problema:

$$\max_{W_t(j)} E_t \left\langle \sum_{i=0}^{\infty} \phi_L^i \Lambda_{t,t+i} \left[ \frac{W_t(j) \Gamma_{W,t}^i}{P_{t+i}} - \zeta_t [l_{t+i}(j)]^{\varepsilon_L} \right] \left[ C_{t+i} - b(1 + g_y) C_{t+i-1} \right] \right\rangle,$$

sujo a la demanda por trabajo (ecuación 8) y a la regla de reajuste de salario (ecuación 10). La variable  $\Lambda_{t,t+i}$  es el factor de descuento relevante entre  $t$  y  $t+i$ ; este está dado por

$$\Lambda_{t,t+i} = \beta^i \frac{C_t - b(1 + g_y) C_{t-1}}{C_{t+i} - b(1 + g_y) C_{t+i-1}}.$$

Combinando la decisión de salario óptima con la regla de decisión y la definición de salarios reales agregados, obtenemos la siguiente expresión log-lineal:

$$\left[ \begin{matrix} 1 + \nu_L \phi_L \\ + \sigma_L \varepsilon_L (\phi_L + \nu_L) \end{matrix} \right] \widehat{wr}_t = (1 - \phi_L) (1 - \phi_L) \left( \begin{matrix} \sigma_L \hat{l}_t + \frac{1}{1-b} \hat{c}_t \\ - \frac{b}{1-b} \hat{c}_{t-1} + \hat{\zeta}_t \end{matrix} \right) + (1 + \sigma_L \varepsilon_L) \phi_L \widehat{wr}_{t-1} + (1 + \sigma_L \varepsilon_L) \nu_L E_t (\widehat{wr}_{t+1}) - (1 + \sigma_L \varepsilon_L) (\phi_L + \nu_L \xi_L) \hat{\pi}_t + (1 + \sigma_L \varepsilon_L) \phi_L \xi_L \hat{\pi}_{t-1} + (1 + \sigma_L \varepsilon_L) \nu_L E_t (\hat{\pi}_{t+1}), \quad (\log 6)$$

donde  $\nu_L = \beta \phi_L$ .

## 2. Sector de Bienes Nacionales

Hay dos tipos de empresas en este sector: comercializadores y productores de bienes intermedios. Estos últimos usan trabajo para producir bienes diferenciados mientras que los primeros combinan estos bienes intermedios para producir bienes de consumo para nacionales y extranjeros.

### Comercializadores

Los comercializadores crean unidades de bienes de consumo a partir de un continuo de productores de bienes intermedios que están indexados en el intervalo,  $z_H \in [0, 1]$ . Específicamente, los comercializadores producen  $Y_{H,t}$  unidades de bienes de consumo usando la siguiente tecnología de retornos constantes a escala:

$$Y_{H,t} = \left[ \int_0^{\infty} Y_{H,t}(z_H)^{(\varepsilon_H-1)/\varepsilon_H} dz_H \right]^{\varepsilon_H/(\varepsilon_H-1)}. \quad (11)$$

Los comercializadores asignan sus demandas por bienes intermedios minimizando el costo total de producción, sujeto a la ecuación (11). La combinación óptima de bienes intermedios determina la demanda por cada variedad,  $z_H$ :

$$Y_{H,t}(z_H) = Y_{H,t} \left[ \frac{P_{H,t}(z_H)}{P_{H,t}} \right]^{-\varepsilon_H}, \quad (12)$$

donde  $\varepsilon_H$  es la elasticidad de sustitución entre distintos tipos de bienes de producción interna, y  $P_{H,t}(z_H)$  es el precio de la variedad  $z_H$  y  $P_{H,t}$  es el nivel de precio agregado de los bienes nacionales, que está dado por

$$P_{H,t} = \left[ \int_0^1 P_{H,t}(z_H)^{1-\varepsilon_H} dz_H \right]^{1/(1-\varepsilon_H)}. \quad (13)$$

La producción total de bienes es consumida por agentes nacionales y extranjeros. La demanda de bienes importados está dada por la siguiente expresión, expresada en forma log-lineal:

$$\hat{c}_{H,t}^* = \hat{c}_t^* - \eta^* \left[ (\hat{p}_{H,t} - \hat{p}_t) - \widehat{rer}_t \right], \quad (\log 7)$$

donde  $\hat{c}^*$  es el nivel agregado de consumo externo y  $\eta^*$  es la elasticidad de sustitución de la demanda internacional.

### Productores de bienes intermedios

Suponemos que los productores de bienes intermedios son competidores monopolísticos. También suponemos que enfrentan una rigidez nominal que les impide ajustar sus precios óptimamente en cada período. Por simplicidad, se supone que su único insumo es el trabajo. Por lo tanto, la función de producción se puede expresar como:

$$Y_{H,t}(z_H) = A_{H,t} (1 + g_y)^t l_t(z_H), \quad (14)$$

donde  $A_{H,t}$  es un choque de productividad. El costo de producir es  $W_t l_t(z_H)$ , lo que implica que el costo marginal de cada firma intermediaria es igual a  $W_t [A_{H,t}(1 + g_y)^t]$ .

Siguiendo a Calvo (1983) suponemos que las firmas ajustan sus precios de forma infrecuente. En concreto, lo hacen cuando reciben una señal. En cada período, la probabilidad de recibir una señal y ajustar los precios es de  $1 - \phi_H$  para todas las firmas, independientemente de su historia. Si la empresa no recibe una señal, entonces sigue un proceso de ajuste simple dado por la función  $\Gamma_{H,t}^i$ . Por lo tanto, si la firma  $z_H$  recibe una señal en el período  $t$ , entonces ajustará el precio de su variedad,  $P_{H,t}(z_H)$ , de forma de maximizar la siguiente expresión:

$$\max_{P_{H,t}(z_H)} E_t \left\langle \sum_{i=0}^{\infty} (\phi_H)^i \Lambda_{t,t+i} \left[ \frac{\Gamma_{H,t}^i P_{H,t}(z_H)}{-\left[ W_t / [A_{H,t}(1 + g_y)^t] \right]} \right] \right\rangle Y_{H,t+i}(z_H), \quad (15)$$

sujeta a la restricción impuesta por la tecnología y considerando la demanda que enfrenta por su variedad (ecuación 12). La regla de ajuste pasivo está dada por:

$$\Gamma_{H,t}^i = \prod_{j=1}^i (1 + \pi_{H,t+j-1})^{\xi_H} (1 + \bar{\pi}_{t+j})^{1-\xi_H}, \quad (16)$$

donde  $1 + \pi_{H,t} = (P_{H,t}/P_{H,t-1})$ , y  $\bar{\pi}_{t+j}$  corresponde a la meta de inflación establecida por la autoridad. Las firmas que no ajustan óptimamente toman en consideración la inflación meta, que es definida en términos de la inflación de bienes de consumo. El parámetro  $\xi_H$  captura el grado de indexación de la economía. Mientras más grande sea este parámetro,



mayor peso tendrá la inflación pasada en la fijación de los nuevos precios.

Combinando el ajuste óptimo de precios con la regla de ajuste, se genera una curva de Phillips híbrida para la inflación de bienes de consumo:

$$\hat{\pi}_{H,t} = \frac{\beta}{1+\beta\xi_H} E_t(\hat{\pi}_{H,t+1}) + \frac{\xi_H}{1+\beta\xi_H} \hat{\pi}_{H,t-1} + \frac{(1-\phi_H)(1-\beta\phi_H)}{\phi_H(1+\beta\xi_H)} (\widehat{wr}_t + \widehat{p}_t - \widehat{p}_{H,t} - \widehat{a}_{H,t}) \quad (\log 8)$$

### 3. Importaciones

El sector de importaciones consiste en un continuo de firmas que compran bienes homogéneos en el mercado internacional. Estas empresas convierten los bienes importados en un bien diferenciado.<sup>17</sup> Ensambladores competitivos combinan este continuo de importaciones diferenciadas para generar un bien importado final,  $Y_F$ . La tecnología de los ensambladores de importaciones está dada por:

$$Y_{F,t} = \left[ \int_0^\infty Y_{F,t}(z_F)^{(\varepsilon_F-1)/\varepsilon_F} dz_F \right]^{\varepsilon_F/(\varepsilon_F-1)},$$

donde  $Y_{F,t}(z_F)$  es la cantidad de importaciones diferenciadas  $z_F$  utilizada por los ensambladores. La combinación óptima de bienes importados diferenciados está dada por la siguiente función de demanda:

$$Y_{F,t}(z_F) = Y_{F,t} \left[ \frac{P_{F,t}(z_F)}{P_{F,t}} \right]^{-\varepsilon_F} \quad (17)$$

Donde  $\varepsilon_F$  es la elasticidad de demanda por las distintas variedades de bienes importados, mientras que  $P_{F,t}(z_F)$  es el precio del bien importado de marca  $z_F$  que se cobra en el mercado interno, y  $P_{F,t}$  es el precio agregado de bienes importados en el mercado interno:

$$P_{F,t} = \left[ \int_0^1 P_{F,t}(z_F)^{1-\varepsilon_F} dz_F \right]^{1/(1-\varepsilon_F)}$$

Las distintas empresas importadoras compran bienes homogéneos en el mercado internacional a un precio  $P_{F,t}^*$ , en moneda extranjera. Cada empresa importadora tiene poder monopólico sobre la comercialización de esa variedad de producto. Suponemos que la

determinación del precio en moneda local está sujeta a una rigidez tal que permite un traspaso incompleto del tipo de cambio al precio de los bienes importados. Una empresa importadora ajusta el precio (en moneda local) de su variedad de forma infrecuente, cuando recibe una señal. La señal llega con probabilidad  $1 - \phi_F$  en cada período. La llegada de la señal es independiente de su historia particular e idénticamente distribuida entre las firmas. Como en el caso de los bienes producidos en el país, si una firma no recibe una señal ajusta su precio siguiendo una regla pasiva. Esta regla se define a través de  $\Gamma_{F,t}^i$  y significa que si un importador  $z_F$  no recibe una señal para ajustar sus precios óptimamente entre  $t$  y  $t+i$ , entonces su precio en  $t+i$  estará dado por  $\Gamma_{F,t}^i P_{F,t}(z_F)$ . La regla de ajuste se define como:

$$\Gamma_{F,t,t+i}^i = \prod_{j=1}^i (1 + \pi_{F,t+j-1})^{\xi_F} (1 + \bar{\pi}_{t+j})^{1-\xi_F},$$

donde  $1 + \pi_{F,t} = P_{F,t}/P_{F,t-1}$ .

Por lo tanto, cuando una firma importadora genérica  $z_F$  recibe una señal, esta elige un nuevo precio que maximice la siguiente expresión:

$$\max_{P_{j,t}(z_F)} E_t \left[ \sum_{i=0}^{\infty} (\phi_F)^i \Lambda_{t,t+i} \left[ \frac{\Gamma_{F,t,t+i} P_{F,t}(z_F)}{P_{C,t+i}} \right] Y_{F,t+i}(z_F) \right],$$

sujeto a la demanda nacional por la variedad  $z_F$  (ecuación 17) y a la regla de ajuste. Como en el caso de bienes nacionales, la regla de fijación óptima se puede combinar con la regla pasiva de ajuste para obtener una curva de Phillips para la inflación de bienes importados:

$$\hat{\pi}_{F,t} = \frac{\beta}{1+\beta\xi_F} E_t(\hat{\pi}_{F,t+1}) + \frac{\xi_F}{1+\beta\xi_F} \hat{\pi}_{F,t-1} + \frac{(1-\phi_F)(1-\beta\phi_F)}{\phi_F(1+\beta\xi_F)} (\hat{e}_t - \widehat{p}_{F,t}^* - \widehat{p}_{F,t}). \quad (\log 9)$$

<sup>17</sup> Esta tecnología diferenciadora puede ser interpretada como rotulación de marcas.

#### 4. Política Monetaria

Suponemos que la política monetaria en Chile puede ser modelada usando una regla *à la Taylor*:

$$\hat{r}_t = \psi_i \hat{r}_{t-1} + (1 - \psi_i) \left( \psi_\pi \hat{\pi}_t + \psi_y \hat{y}_t \right) + \psi_{\Delta e} \Delta \hat{e}_t + \nu_t^m. \quad (\log 10)$$

Para ser coherentes con la política monetaria de Chile durante el período analizado, consideramos la tasa de interés real,  $\hat{r}_t$ , como el instrumento de política. En esta especificación,  $\psi_\pi$  y  $\psi_y$  son, respectivamente, las respuestas de largo plazo de la autoridad monetaria a desviaciones de la inflación y el crecimiento del producto de sus niveles de estado estacionario. También incluimos la reacción a devaluaciones nominales,  $\psi_{\Delta e}$ , para analizar empíricamente si esta es una característica relevante en el caso de Chile. Finalmente,  $\psi_i$  captura el grado de inercia de la tasa de interés, que ha resultado ser importante para explicar el comportamiento de la política monetaria.

La especificación anterior ha sido estimada para Chile en otros estudios: Schmidt-Hebbel y Tapia (2004), Caputo (2005), Parrado y Velasco (2002), y Corbo (2002). En general, la evidencia apoya la existencia de una función de reacción *à la Taylor*, que reacciona a la desviación de la inflación de su meta, así como a desviaciones del producto y del tipo de cambio. Hasta ahora las estimaciones se han realizado en base a ecuaciones individuales. En este estudio, los coeficientes de la regla de política son estimados junto con el resto de los coeficientes que explican el funcionamiento de la economía. De esta forma, es posible utilizar la información que hay en otras ecuaciones para estimar los parámetros de política monetaria.

Las tasas de interés real (ex ante) y nominal están vinculadas a través de la siguiente identidad:

$$\hat{r}_t = \hat{i}_t - E_t(\hat{\pi}_{t+1}) \quad (\log 11)$$

#### 5. Equilibrio Agregado

Usando el equilibrio agregado en el mercado del trabajo, la condición de equilibrio para el sector de bienes de producción interna se puede escribir como:

$$\hat{a}_{H,t} + \hat{l}_t = \left( \frac{C_H}{Y_H} \right) \hat{c}_{H,t} + \left( 1 - \frac{C_H}{Y_H} \right) \hat{c}_{H,t}^*, \quad (\log 12)$$

donde  $C_H/Y_H$  es la fracción, en estado estacionario, de la producción nacional que es consumida internamente.<sup>18</sup>

El PIB total está dado por

$$Y_t = C_t + P_{X,t} X_t - e_t P_{F,t}^* C_{F,t}.$$

$P_{X,t} X_t$  es el nivel total de exportaciones, que está dado por

$$P_{X,t} X_t = P_{H,t} C_{H,t}^* + X_{S,t},$$

donde  $X_{S,t}$  es el nivel de exportaciones de productos primarios, que representan un porcentaje importante de las exportaciones chilenas. Consideramos que este componente de las exportaciones es exógeno y estocástico.<sup>19</sup> Log-linealizamos el PIB en torno al crecimiento de estado estacionario, obteniendo:

$$\hat{y}_t = \left( 1 - \frac{NX}{Y} \right) \hat{c}_t + \left( \frac{C_H}{Y} \right) \hat{c}_{H,t}^* + \left( \frac{X}{Y} - \frac{C_H}{Y} \right) \hat{x}_{S,t} - \alpha \left( 1 - \frac{NX}{Y} \right) \hat{c}_{F,t}^*, \quad (\log 13)$$

donde  $NX/Y$  es la razón de exportaciones netas a PIB. La expresión de las exportaciones sin tendencia y log-linealizadas es:

$$\hat{p}_{X,t} + \hat{x}_t = \left( \frac{C_H}{X} \right) \left( \hat{p}_{H,t} + \hat{c}_{H,t}^* \right) + \left( 1 - \frac{C_H}{X} \right) \hat{x}_{S,t}. \quad (18)$$

Utilizando esta expresión para las exportaciones, podemos formular la paridad de tasas descubierta (ecuación 6) de la siguiente forma:

$$\hat{i} = \hat{i}_t + E_t(\Delta \hat{e}_{t+1}) + \mu \left\{ \begin{array}{l} \widehat{rer}_t + \hat{b}_t \\ - \left( \frac{C_H}{Y} \right) \left( \frac{Y}{X} \right) \left( \hat{p}_{H,t} - \hat{p}_t + \hat{c}_{H,t}^* \right) \\ - \left[ 1 - \left( \frac{C_H}{Y} \right) \left( \frac{Y}{X} \right) \right] \hat{x}_t \end{array} \right\} \quad (\log 14)$$

<sup>18</sup> Dado que el dinero es separable en la función de utilidad y que el instrumento de política está dado por la tasa de interés, no necesitamos explicitar la condición de equilibrio del mercado monetario.

<sup>19</sup> En Chile, una parte significativa de las exportaciones totales son productos primarios, los que se producen con cierta independencia de las condiciones económicas nacionales (tasas de interés, salarios reales, etc.) y, por lo tanto, se pueden considerar exógenos en el corto plazo.

Dado que modelamos una economía abierta, la posición de activos internacionales netos se explica por (en forma log-lineal)

$$\begin{aligned} \frac{1-\mu}{(1+i^*)^\Theta} \hat{b}_t = & \left[ \frac{1}{(1+\pi^*)(1+g_y)} \right] \widehat{rer}_t + \frac{1}{(1+i^*)^\Theta} \hat{i}_t^* \\ & + \frac{1}{(1+\pi^*)(1+g_y)} (\hat{c}_{t-1} - \hat{\pi}_t^*) \\ & + \left[ \frac{C_H^* \left( \frac{Y}{eB^*} \right)}{Y} \right] (\hat{p}_{H,t} - \hat{p}_t + \hat{c}_{H,t}^*) \\ & + \left[ \frac{\mu}{(1+i^*)^\Theta} \left( \frac{C_H^*}{Y} \right) \left( \frac{Y}{X} \right) \right] \hat{x}_{S,t} - \left( \frac{M}{Y} \right) \left( \frac{Y}{eB^*} \right) \hat{c}_{F,t} \\ & + \left[ \frac{\left( \frac{X}{Y} - \frac{C_H^*}{Y} \right) \frac{Y}{eB^*}}{\left( 1 - \frac{C_H^*}{Y} \right) \left( \frac{Y}{X} \right)} \right] \hat{x}_{S,t} - \left( \frac{M}{Y} \right) \left( \frac{Y}{eB^*} \right) \hat{c}_{F,t} \end{aligned} \quad (\log 15)$$

Para cerrar el modelo, vinculamos el cambio en el precio real del bien nacional e importado con la inflación de precios al consumidor, de la siguiente forma:

$$\hat{p}_{H,t} - \hat{p}_t = \hat{p}_{H,t-1} - \hat{p}_{t-1} + \hat{\pi}_{H,t} - \hat{\pi}_t \quad (\log 16)$$

y

$$\hat{p}_{F,t} - \hat{p}_t = \hat{p}_{F,t-1} - \hat{p}_{t-1} + \hat{\pi}_{F,t} - \hat{\pi}_t \quad (\log 17)$$

## 6. Procesos Estocásticos Exógenos

El modelo está sujeto a siete perturbaciones ortogonales: en la oferta de trabajo ( $\hat{\zeta}_t$ ), en la tasa de interés internacional ( $\hat{i}_t^*$ ), en la inflación externa ( $\hat{\pi}_t$ ), en la demanda agregada internacional ( $\hat{c}_t$ ) en la productividad ( $\hat{a}_{H,t}$ ), en la política monetaria ( $\nu_t^m$ ) y en las exportaciones de productos primarios ( $\hat{x}_{S,t}$ ). Especificamos los siguientes procesos estocásticos para estas innovaciones:

$$\hat{\zeta}_t = \rho_\zeta \hat{\zeta}_{t-1} + \varepsilon_{\zeta,t} \quad (\log 18)$$

$$\hat{i}_t^* = \rho_{i^*} \hat{i}_{t-1}^* + \varepsilon_{i^*,t} \quad (\log 19)$$

$$\hat{\pi}_t = \rho_\pi \hat{\pi}_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (\log 20)$$

$$\hat{c}_t = \rho_c \hat{c}_{t-1} + \varepsilon_{c,t} \quad (\log 21)$$

$$\hat{a}_{H,t} = \rho_a \hat{a}_{H,t-1} + \varepsilon_{a,t} \quad (\log 22)$$

$$\nu_t^m = \varepsilon_{m,t} \quad (\log 23)$$

$$\hat{x}_{S,t} = \rho_S \hat{x}_{S,t-1} + \varepsilon_{S,t} \quad (\log 24)$$

donde cada innovación  $\varepsilon_{i,t}$  sigue una distribución normal con media cero y varianza  $\sigma_i^2$ , para  $i = \zeta, i^*, \pi^*, c^*, a, m, S$ . Adicionalmente, las innovaciones no están correlacionadas entre sí.

## 7. Modelos Alternativos

Consideramos especificaciones alternativas en las que se reduce el grado de rigidez y se modifica la forma funcional de la regla monetaria. En particular, además del caso base, estimamos cinco modelos que eliminan, una a una, algunas de las rigideces nominales y/o reales manteniendo inalterada, en principio, la especificación de la función de reacción. El primer modelo alternativo, M1, elimina el supuesto de que hay traspaso incompleto del tipo de cambio a los precios de los bienes importados y, en consecuencia, considera  $\phi_F = \xi_{F^*} = 0$ . El segundo modelo, M2, elimina, además, el supuesto de indexación del precio de los bienes de consumo. De esta forma, se impone que  $\phi_F = \xi_{F^*} = \xi_H = 0$ . El tercer modelo alternativo, M3, remueve también la indexación de salarios, de forma que en este caso  $\phi_F = \xi_{F^*} = \xi_H = \xi_L = 0$ . En este caso la inflación no es inercial y los salarios no están indexados a la inflación pasada. El cuarto modelo, M4, elimina, además, el supuesto de que los salarios son rígidos, esto significa que  $\phi_L = 0$ , de modo que los trabajadores ajustan sus salarios óptimamente cada período. Como en los casos anteriores, se cumple que  $\phi_F = \xi_{F^*} = \xi_H = \xi_L = 0$ . En esta especificación, no hay comportamiento inercial en la ecuación de inflación ni en la de salarios. Finalmente, el modelo M5 presume que no hay formación de hábitos en el consumo. Como resultado, en esta especificación  $b = 0$  y  $\phi_F = \xi_{F^*} = \xi_H = \xi_L = \phi_L = 0$ . Este último caso corresponde al modelo estándar nekeynesiano sin inercia (la inflación y el consumo miran hacia adelante) y precios rígidos ( $\phi_H$  puede ser positivo). Para el modelo base (el que toma en cuenta las rigideces nominales y reales de la economía) investigamos cómo la política monetaria ha reaccionado durante el período de metas de inflación. Para esto seguimos el trabajo de Lubik y Schorfheide (2006) y testeamos

la plausibilidad de distintas especificaciones de reglas de política. Nos interesa especialmente determinar cuál es el horizonte de inflación que está implícito en la regla de política monetaria. Para esto, primero modificamos la ecuación (log.10) reemplazando la inflación actual,  $\pi_t$ , por la inflación esperada un período adelante,  $E_t(\pi_{t+1})$ . En el segundo caso, la meta es la inflación rezagada un período,  $\pi_{t-1}$ . Usamos el factor de Bayes con el objeto de comparar las especificaciones alternativas. Este factor permite testear cuál es el modelo más probable, dados los datos observados.

## II. METODOLOGÍA ECONÓMICA

Habiendo establecido el modelo teórico con rigideces nominales y reales, estimamos los coeficientes estructurales que caracterizan la economía. Un paso previo es dejar un set de parámetros fijos durante todo el proceso de estimación. La mayoría de estos parámetros se relaciona con los valores de estado estacionario de las variables observadas en el modelo, y por lo tanto son calibrados de manera de ajustarse a las estadísticas de largo plazo. En particular, suponemos que el crecimiento de largo plazo de la productividad es de 3.5%.<sup>20</sup> La inflación de largo plazo es de 3%, cifra coherente con la meta establecida por el Banco Central de Chile en 1999. La tasa de descuento subjetiva,  $\beta$ , es cercana a 0.99 (en términos anuales) de manera de obtener una tasa de interés nominal de 7.0% en estado estacionario. La razón de bienes importados en la canasta de consumo,  $\alpha$ , se fijó en 40% mientras la razón de producción de bienes de consumo a PIB total,  $Y_H/Y$ , se fijó en 90%.<sup>21</sup> La razón de exportaciones netas a PIB,  $NX/Y$ , en estado estacionario es igual a 2.0%, y es coherente con el promedio en el período analizado. Las demás proporciones se pueden obtener de los valores de estado estacionario de las razones recién descritas (ver el apéndice). Por otro lado, la obtención de información directa de los márgenes de precios y salarios es problemática, por lo que usamos valores similares a los empleados en otros estudios:  $\varepsilon_L = \varepsilon_H = 9$ .<sup>22</sup>

Habiendo establecido las razones de largo plazo anteriores, es posible estimar los demás coeficientes que caracterizan la economía. En particular, nos interesan los valores de  $\theta = (\sigma_L, b, \phi_H, \phi_L, \phi_F, \eta, \eta^*, m, \xi_L, \xi_H, \xi_F, \psi_i, \psi_\pi, \psi_y, \psi_\Delta, \rho_c, \rho_{i^*}, \rho_{\pi^*}, \rho_{c^*}, \rho_a, \rho_s, \sigma_c, \sigma_{i^*}, \sigma_{\pi^*}, \sigma_{c^*}, \sigma_a, \sigma_s)$ . Para esto seguimos a Rabanal y

Rubio-Ramírez (2005), Lubik y Schorfheide (2006) y Adolfson et al. (2005b) y usamos la técnica de estimación bayesiana para la estimación y evaluación de modelos alternativos.

El método bayesiano se puede resumir de la siguiente forma: Primero, se establece una distribución con densidad  $p(\theta)$  para los parámetros estructurales,  $\theta$ . Esta corresponde a la distribución a priori. Luego, los datos  $Y^T$  son utilizados para calcular la función de verosimilitud,  $L(\theta/Y^T)$ . Ambos, la distribución a priori y la función de verosimilitud, se combinan de manera de obtener la distribución posterior de  $\theta$  de acuerdo con el teorema de Bayes. En particular, la distribución posterior resultante,  $p(\theta/Y^T)$ , tiene la forma

$$p(\theta/Y^T) = \frac{L(\theta/Y^T)p(\theta)}{p(Y^T)} \quad (19)$$

A fin de aproximarse a la forma de esta distribución, se generan valores aleatorios de la misma mediante técnicas de simulación bayesiana. Con estos valores, es posible calcular estadísticos que resuman las distribuciones de los coeficientes estructurales (promedios y desviaciones estándar de la distribución a posteriori).

Para comparar especificaciones alternativas, usamos la función marginal de verosimilitud. Esta corresponde a la probabilidad de que un modelo  $H_i$  cualquiera haya generado los datos. En términos prácticos, esta función se define como la integral de la función de verosimilitud en el espacio de parámetros, dada la distribución a priori:

$$p(Y^T / H_i) = \int L(\theta/Y^T, H_i)p(\theta/H_i)d\theta \quad (20)$$

donde  $p(Y^T / H_i)$  es la probabilidad de haber observado los datos bajo la especificación  $H_i$ , y donde  $L(\theta/Y^T, H_i)$  y  $p(\theta/H_i)$  son, respectivamente,

<sup>20</sup> Esto es coherente con un 5% de crecimiento del PIB de largo plazo y un crecimiento de 1.5% de la fuerza de trabajo.

<sup>21</sup> El valor agregado de los recursos naturales en las cuentas nacionales es alrededor de 10% del PIB total.

<sup>22</sup> Christiano et al. (2005) usan  $\varepsilon_L = 21$  y  $\varepsilon_H = 6$  para una economía cerrada calibrada para Estados Unidos. Adolfson et al. (2005) usan los mismos valores para un modelo de economía abierta calibrado para la Zona Euro. Brubakk et al. (2005) usan  $\varepsilon_L = 5.5$  y  $\varepsilon_H = 6$  en un modelo calibrado para la economía de Noruega. Por último, Jacquinot et al. (2005) calibran  $\varepsilon_L = 2.65$  y  $\varepsilon_H = 11$ .

la función de verosimilitud y la distribución de los priors bajo la especificación  $H_i$ . En este contexto, una forma natural de evaluar la plausibilidad del modelo es construir una razón entre la probabilidad marginal de un modelo en particular,  $H_i$  por ejemplo, y uno alternativo,  $H_j$ . Esta razón se conoce como el factor Bayes y toma la forma:

$$B_{i,j} = \frac{p(\mathbf{Y}^T / H_i)}{p(\mathbf{Y}^T / H_j)}$$

donde  $B_{ij}$  es el factor de Bayes entre el modelo  $i$  y el modelo  $j$ . Entonces, si  $B_{ij} > 1$ , el modelo  $i$  es más plausible que el modelo  $j$ , y viceversa. Dado que no podemos obtener la función de verosimilitud marginal de manera exacta, la estimamos siguiendo a Geweke (1998) y a Rabanal y Rubio-Ramírez (2005). En particular, integramos sobre todos los valores generados en forma aleatoria y que se utilizan para construir distribución posterior. Estos valores son generados mediante el algoritmo de Metropolis-Hastings.

### 1. Función de Verosimilitud

Para obtener la distribución a posteriori (ecuación 19), necesitamos calcular la función de verosimilitud. Para esto primero encontramos la solución del modelo y la escribimos en la forma estado-espacio. Luego, usamos el filtro de Kalman para evaluar la función de verosimilitud de estos modelos. En términos concretos, procedemos de la siguiente manera:

Las ecuaciones (log 1) a (log 24) forman un modelo lineal de expectativas racionales en las siguientes variables:

$$\mathbf{s}_t = \begin{bmatrix} \hat{y}_t, \hat{c}_t, \hat{c}_{H,t}, \hat{c}_{F,t}, \hat{\pi}_t, \hat{\pi}_{H,t}, \hat{\pi}_{F,t}, \hat{r}_t, \hat{l}_t, \\ \Delta \hat{e}_t, \widehat{rer}_t, \widehat{wr}_t, \hat{l}_t, \hat{b}_t^*, \hat{a}_{H,t}, \hat{\zeta}_t, \hat{x}_{S,t}, \hat{c}_t^*, \\ \hat{c}_{H,t}^*, \hat{l}_t^*, \hat{\pi}_t^*, \nu_t^m, (\widehat{p}_{H,t} - \widehat{p}_t), (\widehat{p}_{F,t} - \widehat{p}_t) \end{bmatrix}$$

El vector de variables observables es  $\mathbf{y}_t = [\hat{y}_t, \hat{\pi}_t, \hat{r}_t, \Delta \hat{e}_t, \widehat{rer}_t, \widehat{wr}_t, \hat{l}_t]$  y el resto son variables endógenas, pero no observables. Siguiendo a Sims (2002), el modelo de equilibrio general dinámico y estocástico puede formularse, en forma log-lineal, como un sistema de la forma:

$$\Gamma_0(\theta) \mathbf{s}_t = \Gamma_1(\theta) \mathbf{s}_{t-1} + \Gamma_\varepsilon(\theta) \boldsymbol{\varepsilon}_t + \Gamma_\eta(\theta) \boldsymbol{\eta}_t, \quad (22)$$

donde  $\theta$  es el vector de coeficientes estructurales,  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  es el vector de innovaciones en los procesos exógenos, y  $\boldsymbol{\eta}_t$  está compuesto por errores de proyección. La solución de la ecuación (22) se puede expresar como<sup>23</sup>

$$\mathbf{s}_t = \phi_1(\boldsymbol{\theta}) \mathbf{s}_{t-1} + \phi_\varepsilon(\boldsymbol{\theta}) \boldsymbol{\varepsilon}_t. \quad (23)$$

Por otro lado, existe una ecuación de medición que relaciona las variables del modelo,  $\mathbf{s}_t$ , con el vector de variables observables,  $\mathbf{y}_t$ , que se expresa como:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}(\boldsymbol{\theta}) + \mathbf{B} \mathbf{s}_t. \quad (24)$$

Dado un vector de datos  $\mathbf{Y}^T = \{\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_T\}$ , obtenemos la función de verosimilitud  $L(\boldsymbol{\theta} | \mathbf{Y}^T)$  que puede ser evaluada, para un  $\boldsymbol{\theta}$  dado, mediante el filtro de Kalman.

### 2. Distribución Posterior

Para calcular la distribución a posterior, procedemos en dos etapas. Primero, encontramos la moda de esta distribución y calculamos la matriz hessiana evaluada en la moda. Para hacer esto, utilizamos una rutina de maximización estándar.<sup>24</sup> En segundo lugar, utilizamos el algoritmo de Metropolis-Hasting para generar valores aleatorios de la posterior (y poder por lo tanto aproximarnos a la forma que esta tiene). El algoritmo genera una secuencia de valores aleatorios que depende de sus valores pasados y funciona de la siguiente forma: (1) Se comienza con un valor inicial para los parámetros, por ejemplo  $\theta^0$ . Luego, se calcula el producto de la función de verosimilitud y la priori en ese punto,  $L(\theta^0 | \mathbf{Y}^T)p(\theta^0)$ ; (2) A partir de  $\theta^0$ , se genera otro valor aleatorio,  $\theta^1$ , de forma que  $\theta^1 = \theta^0 + \mathbf{v}^1$ , donde  $\mathbf{v}^1$  sigue una distribución multivariada normal. Para  $\theta^1$  se calcula nuevamente el producto de la función de verosimilitud y la priori en ese punto,  $L(\theta^1 | \mathbf{Y}^T)p(\theta^1)$ . El nuevo valor aleatorio,  $\theta^1$ , es aceptado con probabilidad  $R$  y es rechazado con probabilidad  $(1-R)$ , donde

$$R = \min \left\{ 1, \frac{L(\theta^1 | \mathbf{Y}^T)p(\theta^1)}{L(\theta^0 | \mathbf{Y}^T)p(\theta^0)} \right\}.$$

<sup>23</sup> Usamos la versión actualizada de la rutina de Uhlig (1997) para resolver el modelo log-linealizado.

<sup>24</sup> En este caso, la función de verosimilitud se calcula resolviendo primero el modelo y luego utilizando el filtro de Kalman

Si el nuevo valor  $\theta^1$  es aceptado, es posible generar un segundo valor aleatorio,  $\theta^2 = \theta^1 + \nu^1$ , y evaluar si este es aceptado o no. Por el contrario, si  $\theta^1$  es rechazado, volvemos al valor anterior,  $\theta^0$ , y generamos un nuevo valor aleatorio. La idea de este algoritmo es que, independientemente del valor inicial, aquellos valores aleatorios que pertenezcan al espacio de parámetros en donde la densidad sea mayor, tendrán una aceptación mayor. Al mismo tiempo, las áreas del soporte con menor densidad serán rechazadas con más frecuencia, pero finalmente serán consideradas. En la práctica, para implementar este algoritmo generamos 5,000 valores aleatorios para el vector de parámetros.

### 3. Datos

Para estimar el modelo, utilizamos datos trimestrales del periodo 1990.I-2005.IV. Las variables observables son: PIB real, tasa de interés real de corto plazo, inflación de bienes de consumo (IPC), tipo de cambio real, devaluación del tipo de cambio nominal, salario real y empleo. El PIB real, la inflación, los salarios reales y el empleo son desestacionalizados usando el método X-12.

Utilizamos la medida de inflación subyacente que publica el Banco Central de Chile, el índice IPCX1. Esta medida también se utiliza para deflactar los salarios nominales y construir la serie de tipo de cambio real. Todas las variables están expresadas como desvíos de su promedio, salvo los salarios reales y el PIB, que se expresan como desvíos de una tendencia lineal, a fin de trabajar con series estacionarias.<sup>25</sup> El empleo está construido como la fracción del empleo total que representa la población en edad de trabajar. La tasa de interés real de corto plazo corresponde a la tasa de interés de política, la que fue indexada hasta julio de 2001. Para el resto del período la tasa de interés real se calcula como la diferencia entre la tasa nominal de política y la inflación esperada implícita en el modelo de proyecciones del Banco Central de Chile.

### 4. Distribuciones A Priori

La función de densidad de los priors, su promedio y desviación estándar reflejan nuestras creencias respecto de los valores potenciales que pueden tener los parámetros. Por ejemplo, una desviación estándar

relativamente grande refleja, de alguna manera, la incertidumbre previa asociada a un coeficiente específico. Por el contrario, si la desviación estándar es pequeña —y, en el límite, cero—, significa que tenemos una gran confianza en el valor puntual, e independientemente de los datos que podamos observar, el coeficiente debería tomar un valor muy cercano al del prior. En general, nuestra elección de los priors se basa en evidencia presentada en estudios anteriores para Chile. Cuando la evidencia es limitada o inexistente, tendemos a utilizar priors más difusos (con mayor varianza).

En el cuadro 1 presentamos la distribución de los priors, el promedio y el intervalo al 90% de confianza. Para la elasticidad inversa de la oferta de trabajo,  $\sigma_L$ , suponemos una distribución gamma invertida con moda 1.0 y dos grados de libertad. En la práctica, esto implica que el prior de la elasticidad de la oferta de trabajo,  $\sigma_L^{-1}$ , puede tomar valores, en un intervalo de 90% de confianza, entre 0.3 y 1.6. Este es un rango amplio, lo que refleja nuestra incertidumbre con respecto a este coeficiente. El coeficiente asociado a la formación de hábitos,  $b$ , sigue una distribución beta con media 0.5 y una desviación estándar de 0.25. En consecuencia, el intervalo de confianza al 90% para este coeficiente está entre 0.1 y 0.9. Este rango es mucho mayor que el considerado por Adolfson et al. (2005b). Por otro lado, la probabilidad de que los precios y salarios no sean reajustados óptimamente cada trimestre,  $\phi_H$ ,  $\phi_F$  y  $\phi_L$ , siguen una distribución beta con media de 0.75 y una desviación estándar de 0.10. Este prior es similar al usado por Adolfson et al. (2005b) para la Zona Euro y por Rabanal y Rubio-Ramírez (2005) para Estados Unidos. La elasticidad de sustitución entre bienes nacionales y extranjeros,  $\eta$ , sigue una distribución gamma invertida con moda igual a 1.5 y cuatro grados de libertad. Lo mismo se presume para  $\eta^*$ . En este caso, este prior puede fluctuar entre 0.97 y 5.49 al 90% de confianza. Este es un intervalo amplio, lo que está en línea con el sugerido por Adolfson et al. (2005b). La elasticidad de la oferta de fondos internacionales,  $m$ , se presume que sigue una distribución gama con moda igual a 0.1 y cuatro grados de libertad.

<sup>25</sup> La estimación de los parámetros no cambia de forma significativa si se utiliza el filtro Hodrick-Prescott.

CUADRO 1

## Distribuciones A Priori

Variable	Densidad	Media / moda <sup>a</sup>	Desv. est. / gl <sup>b</sup>	Intervalo de 90%
$\sigma_L$	Gamma invertida	1.00	4.00	0.64–3.66
$b$	Beta	0.50	0.25	0.10–0.90
$\phi_H$	Beta	0.75	0.10	0.57–0.90
$\phi_L$	Beta	0.75	0.10	0.57–0.90
$\phi_F$	Beta	0.75	0.10	0.57–0.90
$\eta$	Gamma invertida	1.50	4.00	0.97–5.49
$\eta^*$	Gamma invertida	1.50	4.00	0.97–5.49
$\mu$	Gamma invertida	0.10	4.00	0.06–0.37
$\xi_L$	Beta	0.50	0.25	0.10–0.90
$\xi_H$	Beta	0.50	0.25	0.10–0.90
$\xi_F$	Beta	0.50	0.25	0.10–0.90
$\psi_i$	Beta	0.75	0.20	0.35–0.99
$\psi_\pi$	Gamma invertida	0.75	4.00	0.48–2.74
$\psi_y$	Gamma invertida	0.50	4.00	0.32–1.83
$\psi_{\Delta e}$	Gamma invertida	0.20	5.00	0.13–0.61
$\rho_a$	Beta	0.70	0.25	0.21–0.99
$\rho_s$	Beta	0.70	0.25	0.21–0.99
$\rho_{c^*}$	Beta	0.70	0.25	0.21–0.99
$\rho_{i^*}$	Beta	0.70	0.25	0.21–0.99
$\rho_{\pi^*}$	Beta	0.70	0.25	0.21–0.99
$\rho_\zeta$	Beta	0.70	0.25	0.21–0.99
$\sigma_a$	Gamma invertida	1.00	3.00	0.64–4.89
$\sigma_s$	Gamma invertida	1.00	3.00	0.64–4.89
$\sigma_{c^*}$	Gamma invertida	1.00	3.00	0.64–4.89
$\sigma_{i^*}$	Gamma invertida	0.50	3.00	0.32–2.45
$\sigma_{\pi^*}$	Gamma invertida	0.25	3.00	0.16–1.22
$\sigma_m$	Gamma invertida	0.20	3.00	0.13–0.98
$\sigma_\zeta$	Gamma invertida	1.00	3.00	0.64–4.89

Fuente: Estimación de los autores.

a. Media para las distribuciones beta; moda para las distribuciones gamma invertida.

b. Desviación estándar para las distribuciones beta; grados de libertad para las distribuciones gamma invertida.

Imponemos además no negatividad en los coeficientes de la regla de política. Suponemos una distribución gamma invertida con cuatro grados de libertad para  $\psi_\pi$  y  $\psi_y$ . Para  $\psi_i$  imponemos una moda en 0.75. Esto implica valores para  $\psi_\pi$  que están en el rango de estimaciones previas.<sup>26</sup> Para  $\psi_y$  establecemos la moda en 0.5. En consecuencia el rango de 90% de

probabilidad va desde 0.32 a 1.83. Por otro lado, suponemos que  $\psi_{\Delta e}$  sigue una distribución gamma inversa con cinco grados de libertad y una moda de 0.2. Finalmente, para el coeficiente de persistencia de

<sup>26</sup> Schmidt-Hebbel y Tapia (2004); Caputo (2005).

la tasa de interés,  $\psi_p$ , suponemos una distribución beta con una media de 0.75 y una desviación estándar 0.2. La elección de los priors de los coeficientes de la regla de política está en línea con los hechos estilizados encontrados en estudios previos (ver Caputo, 2005).

Los parámetros autorregresivos de las perturbaciones estocásticas,  $\rho_c, \rho_{i^*}, \rho_{\pi^*}, \rho_s, \rho_{c^*}, \rho_a$ , tienen distribuciones beta. Esto significa que el valor está en el intervalo (0,1). Suponemos priors más bien difusos para estas distribuciones, de modo que las perturbaciones pueden ser tanto persistentes como poco persistentes. En particular, para los priors de todos los parámetros establecemos una media de 0.7 y una desviación estándar de 0.25. Con esto, el intervalo de 90% de probabilidad contiene valores que van desde 0.21 a 0.99. Otro supuesto es que la desviación estándar de las perturbaciones tiene una distribución gamma invertida con 3 grados de libertad. La forma de esta distribución implica un prior más bien difuso. El promedio de las distribuciones está basado en estimaciones previas uniecuacionales y en pruebas con priors difusos. En particular,  $\sigma_a, \sigma_{c^*}, \sigma_s$ , y  $\sigma_c$  tienen una moda de 1.0 que implica valores, en el intervalo de 90% de confianza, entre 0.64 y 4.89. Para  $\sigma_{i^*}$  la moda se establece en 0.5, lo que implica valores que van de 0.32 a 2.45, mientras que para  $\sigma_{\pi^*}$  y  $\sigma_m$  la moda se establece en 0.25 y 0.20, respectivamente.

### III. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN BAYESIANA

Habiendo definido los priors, es posible estimar el modelo calculando, primero, la moda de la distribución posterior y luego construyendo la distribución misma con el algoritmo Metropolis-Hasting. En el cuadro 2 presentamos la media de la distribución posterior y la desviación estándar de cada uno de los parámetros calculados en base a especificaciones alternativas del modelo. Para comparar los diferentes modelos se reporta (en la última fila) el valor del logaritmo de la densidad marginal.

En el caso base (segunda columna) el inverso de la elasticidad de la oferta de trabajo,  $\sigma_L$ , tiene una media de 0.80, lo que es algo menor que los valores encontrados para Estados Unidos por Rabanal y Rubio-Ramírez (2005). El coeficiente de formación de hábitos,  $b$ , en tanto tiene una media de 0.14. Esto es coherente con un coeficiente autorregresivo para

el consumo,  $b/(1+b)$ , de cerca de 0.15. Este grado de inercia es inferior al encontrado, para Europa, por Adolfson et al. (2005b). La estimación de la probabilidad de no ajustar óptimamente los precios y salarios,  $\phi_H$  y  $\phi_L$ , es de 0.53 y 0.68, respectivamente. Esto implica que los precios de los bienes de consumo son ajustados óptimamente con mayor frecuencia que los salarios. En promedio, los precios de los bienes de consumo son ajustados cada dos trimestres mientras que los salarios se mantienen fijos, en promedio, por tres trimestres. Comparado con la evidencia para economías desarrolladas, el resultado para  $\phi_H$  en Chile implica que los precios son menos rígidos, mientras que para  $\phi_L$  los valores son similares a los reportados en Adolfson et al. (2005b) para la Zona Euro: 0.895 para  $\phi_H$  y 0.70 para  $\phi_L$ . Esto es coherente con una duración de precios y salarios de entre 9.5 y 3.5 trimestres, respectivamente. Por otro lado, Rabanal y Rubio-Ramírez (2005) encuentran para Estados Unidos una duración promedio de los precios y salarios de 6.2 y 2.4 trimestres. Por lo tanto, al igual que en Europa, las rigideces nominales de salarios son relativamente más importantes que las de precios. En una estimación de equilibrio parcial para Chile, Céspedes et al. (2005) encuentran un mayor grado de rigidez de precios que la estimada aquí, con precios que son re-optimizados cada tres a ocho trimestres. Sin embargo, ellos no estiman de forma simultánea el grado de rigidez de precios y salarios.

La estimación de la elasticidad de sustitución entre los bienes nacionales e importados,  $\eta$ , es de 0.89. La estimación de  $\eta^*$  es de 0.56. Los valores de estas elasticidades son menores a los que entregan Adolfson et al. (2005b) para la Zona Euro. Por otro lado, los resultados muestran la existencia de indexación principalmente en salarios, con coeficientes  $\xi_L$  y  $\xi_H$  estimados en 0.70 y 0.11, respectivamente. Este último resultado implica un coeficiente de forma reducida para la inflación rezagada,  $\xi_H/(1+\beta\xi_H)$ , que es cercano a cero. Para Chile, Céspedes et al. (2005) encuentran valores mayores tanto para  $\xi_H$  como para  $\xi_H/(1+\beta\xi_H)$ . Podemos concluir que, una vez introducida la indexación de salarios, la inercia en la inflación tiende a perder importancia. En una subsección posterior testamos si  $\xi_L$  y  $\xi_H$  se pueden eliminar del modelo y las implicancias que esto puede tener en el resto de los coeficientes.



CUADRO 2

## Distribuciones Posteriores

Variable	Modelo base	Modelo M1	Modelo M2	Modelo M3	Modelo M4	Modelo M5
$\sigma_L$	0.800 (0.202)	1.489 (0.733)	1.168 (0.574)	1.344 (0.701)	1.282 (0.331)	0.746 (0.175)
$b$	0.139 (0.084)	0.944 (0.016)	0.946 (0.023)	0.952 (0.016)	0.132 (0.073)	— (—)
$\phi_H$	0.527 (0.088)	0.075 (0.020)	0.077 (0.014)	0.082 (0.018)	0.090 (0.017)	0.100 (0.018)
$\phi_L$	0.677 (0.068)	0.865 (0.028)	0.885 (0.029)	0.872 (0.025)	— (—)	— (—)
$\phi_F$	0.911 (0.017)	— (—)	— (—)	— (—)	— (—)	— (—)
$\eta$	0.889 (0.190)	0.678 (0.113)	0.564 (0.105)	0.661 (0.131)	0.516 (0.104)	0.633 (0.125)
$\eta^*$	0.557 (0.087)	0.511 (0.080)	0.574 (0.078)	0.518 (0.086)	0.474 (0.079)	0.645 (0.080)
$\mu$	0.413 (0.078)	0.113 (0.016)	0.109 (0.021)	0.102 (0.018)	0.191 (0.047)	0.935 (0.045)
$\xi_L$	0.704 (0.176)	0.675 (0.134)	0.724 (0.137)	— (—)	— (—)	— (—)
$\xi_H$	0.114 (0.101)	0.023 (0.042)	— (—)	— (—)	— (—)	— (—)
$\xi_F$	0.079 (0.068)	— (—)	— (—)	— (—)	— (—)	— (—)
$\psi_j$	0.908 (0.026)	0.911 (0.028)	0.921 (0.021)	0.833 (0.050)	0.853 (0.059)	0.838 (0.074)
$\psi_\pi$	1.274 (0.658)	3.295 (1.002)	3.600 (1.364)	2.578 (1.133)	9.331 (4.266)	7.797 (2.803)
$\psi_y$	0.229 (0.046)	0.270 (0.077)	0.269 (0.064)	0.193 (0.041)	0.308 (0.104)	0.289 (0.084)
$\psi_{\Delta e}$	0.146 (0.031)	0.176 (0.046)	0.211 (0.059)	0.134 (0.030)	0.168 (0.055)	0.182 (0.050)
Log post	-713.07	-778.57	-776.32	-785.40	-831.07	-832.68

Fuente: Estimación de los autores.

a. El cuadro presenta la media de los posteriores. Desviación estándar entre paréntesis.

El traspaso imperfecto de movimientos del tipo de cambio al precio de las importaciones es una característica importante en la economía chilena. En particular, el valor de  $\phi_F$  es 0.911, lo que indica que los precios de importación están fijos, en promedio, por dos años. Por su parte, el grado de indexación,  $\xi_F$ , en este caso es cuantitativamente pequeño: 0.08.

Los resultados respecto de los coeficientes de la regla de política  $\psi_i$ ,  $\psi_\pi$ ,  $\psi_y$ , y  $\psi_{\Delta e}$ , tienden a confirmar los de estudios previos: primero, hay un grado importante de inercia en la tasa de interés,  $\psi_i$  que se estima en cerca de 0.9. Segundo, la respuesta a la inflación es relativamente más importante que la respuesta al producto y al tipo de cambio. En particular,  $\psi_\pi$  se estima en 1.27 mientras que  $\psi_y$ , y  $\psi_{\Delta e}$  se estiman en 0.22 y 0.14, respectivamente.

## 1. Distribución Posterior y Comparación de Modelos

¿Cuál es la relevancia de las rigideces nominales y reales?  
 ¿De qué forma la política monetaria puede ser descrita de mejor manera, con una regla *à la* Taylor con respuesta a la inflación adelantada o contemporánea? Para responder este tipo de interrogantes evaluamos la plausibilidad de modelos alternativos. Estos modelos eliminan, de forma secuencial, algunas de las rigideces anteriores. Adicionalmente, consideramos especificaciones alternativas para la regla de política monetaria.

En primer lugar, consideramos el modelo M1, el que elimina el traspaso imperfecto y la inercia de los precios de las importaciones. En este caso,  $\phi_F = 0$ , y  $\xi_F = 0$ . Como se observa en el cuadro 2, el logaritmo de la densidad de probabilidad marginal se encuentra bastante por debajo del valor del modelo base. Por lo tanto, cuando el traspaso imperfecto se elimina, el ajuste del modelo claramente empeora.

El segundo modelo alternativo, el modelo M2, quita la inercia de la inflación de los bienes nacionales. En particular, se impone  $\xi_H = 0$ . El resultado se muestra en la cuarta columna del cuadro 2. En general, la media de los parámetros estimados no cambia; sin embargo, esta especificación tiene una probabilidad marginal levemente mayor que M1 y, por lo tanto, cuando el traspaso imperfecto se elimina, permitiendo que  $\xi_H = 0$ , se mejora el ajuste del modelo. A pesar de esto, el modelo base sigue entregando un mejor

ajuste. En la tercera alternativa suponemos, además, que no hay indexación de salarios, es decir,  $\xi_L = 0$ . Los resultados de estimar este modelo, el M3, se presentan en la tercera columna del cuadro 2. En este caso, hay una reducción de la probabilidad marginal, luego podemos descartar la hipótesis de que  $\xi_L = 0$ . El cuarto modelo, el M4, elimina además el supuesto de salarios rígidos; esto significa que  $\phi_L = 0$ . El factor de Bayes para esta especificación es menor que uno y, por lo tanto, la existencia de salarios flexibles no se condice con los datos. Finalmente, en la especificación M5, eliminamos además el supuesto de formación de hábitos en la ecuación de Euler, es decir, suponemos  $b=0$ . En este caso, el modelo muestra un ajuste algo peor que el modelo M4. A pesar de que la magnitud de la rigidez real es pequeña, se encuentra empíricamente que esta característica es importante para explicar la dinámica de la economía chilena.

## 2. Especificaciones Alternativas de la Regla de Política

En el cuadro 3 se presentan los resultados de testear especificaciones alternativas para la función de reacción del banco central. En el caso base, la autoridad monetaria reacciona a la inflación contemporánea. En la especificación alternativa, la autoridad monetaria reacciona a la expectativa de inflación. En este caso (tercera columna del cuadro 3), el modelo tiene un mejor ajuste que el modelo base. Por lo tanto, es más plausible que el banco central reaccione a la inflación esperada. En este caso, el valor de las rigideces reales y nominales no cambia mucho, aunque la reacción de política es algo mayor que en el caso base. Por último, testeamos una especificación alternativa en que la autoridad monetaria reacciona a la inflación rezagada. Esta especificación es rechazada por los datos. Sobre la base de los resultados anteriores, concluimos que la autoridad monetaria actúa en respuesta a movimientos en la inflación futura, lo que es coherente con el hecho de que la política monetaria afecta a la inflación con rezagos.

## 3. Análisis de Submuestras

El régimen de metas de inflación chileno ha experimentado algunos cambios en los últimos años. En 1999, Chile adoptó un régimen de metas

CUADRO 3

### Distribuciones Posteriores de Modelos con Políticas Monetarias Alternativas

Variable	Modelo base	Respuesta a inflación esperada	Respuesta a inflación pasada
$\sigma_L$	0.800 (0.202)	0.616 (0.154)	0.673 (0.160)
$b$	0.139 (0.084)	0.064 (0.045)	0.486 (0.246)
$\phi_H$	0.527 (0.088)	0.419 (0.065)	0.752 (0.122)
$\phi_L$	0.677 (0.068)	0.644 (0.051)	0.806 (0.074)
$\phi_F$	0.911 (0.017)	0.917 (0.018)	0.905 (0.021)
$\eta$	0.889 (0.190)	0.823 (0.195)	0.719 (0.140)
$\eta^*$	0.557 (0.087)	0.553 (0.079)	0.491 (0.078)
$\mu$	0.413 (0.078)	0.431 (0.071)	0.425 (0.068)
$\xi_L$	0.704 (0.176)	0.601 (0.161)	0.811 (0.093)
$\xi_H$	0.114 (0.101)	0.190 (0.080)	0.045 (0.060)
$\xi_F$	0.079 (0.068)	0.168 (0.136)	0.077 (0.043)
$\psi_i$	0.908 (0.026)	0.902 (0.023)	0.909 (0.027)
$\psi_\pi$	1.274 (0.658)	1.841 (0.643)	0.772 (0.172)
$\psi_y$	0.229 (0.046)	0.243 (0.060)	0.285 (0.105)
$\psi_{\Delta e}$	0.146 (0.031)	0.136 (0.035)	0.154 (0.049)
Log post	-713.07	-710.10	-712.05

Fuente: Estimación de los autores.

a. El cuadro presenta la media de los posterior. Desviación estándar entre paréntesis.

de inflación con una meta fija (3%) y con completa flotación cambiaria. Para evaluar si alguno de los coeficientes estructurales pudo haber cambiado, estudiamos el comportamiento de las rigideces de precios y salarios en dos submuestras, una que va desde 1990 a 1999 y otra que abarca el período 2000 a

2005. La evaluación se hace utilizando el modelo base. El análisis de submuestras (cuadro 4), sugiere que después de 1999, tanto los precios como los salarios se han ajustado de manera menos frecuente. Este resultado está en línea con Céspedes y Soto (2005), quienes encontraron que la credibilidad del régimen de metas de inflación redujo los incentivos a cambiar los precios y salarios en términos nominales. Por otro lado, el traspaso imperfecto desde el tipo de cambio al precio de las importaciones es una característica importante de la economía chilena, con un grado de rigidez que no ha cambiado en el tiempo.

De igual forma, analizamos si el comportamiento de la política monetaria cambió en las submuestras, utilizando el modelo base para distintos períodos (cuadro 5). Los resultados indican que, después de 1999, el grado de inercia de la tasa de interés ha aumentado. Esto ha sucedido en un contexto en que la

CUADRO 4

### Moda de las Distribuciones Posteriores para Rigideces de Precios y Salarios en Submuestras

Variable	1990-99	2000-05
$\phi_H$	0.400	0.907
$\phi_L$	0.612	0.805
$\phi_F$	0.972	0.913
$\xi_L$	0.359	0.318
$\xi_H$	0.137	0.103
$\xi_F$	0.119	0.070

Fuente: Estimación de los autores.

CUADRO 5

### Moda de las Distribuciones Posteriores para los Coeficientes de la Función de Reacción en Submuestras

Variable	1990-99	2000-05
$\psi_i$	0.682	0.938
$\psi_\pi$	0.649	0.727
$\psi_y$	0.158	0.244
$\psi_{\Delta e}$	0.321	0.159

Fuente: Estimación de los autores.

respuesta a la inflación y al producto ha sido algo más agresiva desde 1999. Un resultado más importante es que la razón de  $\psi_\pi$  a  $\psi_y$  ha disminuido después de 1999 (de 4.11 a 2.98). Este resultado puede indicar que, en un contexto de mayor credibilidad de las políticas, la meta se puede alcanzar mediante una reacción a la inflación que es comparativamente menos agresiva que la respuesta al producto, reduciendo la razón de sacrificio. Finalmente, la respuesta de política al movimiento del tipo de cambio parece ser menos importante en el segundo período, lo que es coherente con una política cambiaria más flexible.

#### IV. CONCLUSIONES

En este documento hemos derivado un modelo microfundado que introduce un número importante de rigideces nominales y reales. En particular, este modelo considera formación de hábitos en la función de utilidad del consumo e incorpora tanto precios como salarios rígidos. Adicionalmente, introducimos indexación en las ecuaciones de precios y salarios, así como traspaso imperfecto de movimientos del tipo de cambio al precio de las importaciones.

Estas rigideces nominales y reales pueden ser características presentes en una economía pequeña y abierta como la chilena. En este sentido, la principal pregunta que aborda este documento es hasta qué punto dichas rigideces contribuyen a explicar el comportamiento de los datos agregados en Chile, durante el período de metas de inflación. La pregunta cobra particular importancia desde el punto de vista del diseño de política. Más específicamente, la identificación del nivel de rigideces nominales y reales que están presentes en la economía es un paso importante hacia el diseño de una política monetaria eficiente. Por ejemplo, la existencia (o ausencia) de ciertas fricciones puede tener implicancias muy distintas para el *tradeoff* que enfrenta un banco central.

Las interrogantes planteadas se responden en el contexto de un modelo estructural estimado mediante técnicas bayesianas. La ventaja de este enfoque empírico es que permite incorporar al proceso de estimación, información adicional, no contenida en los datos. Adicionalmente, esta metodología permite resolver problemas de identificación y de especificación. En este contexto, investigamos,

además, la forma en que el Banco Central de Chile ha diseñado su política en el período de metas de inflación. Con este fin introducimos una regla de política *à la Taylor* en el modelo microfundado y evaluamos si esta regla ha reaccionado a la inflación esperada, contemporánea o pasada.

Nuestros principales resultados son los siguientes: Primero, los modelos con rigideces de precios y salarios explican mejor la dinámica de los datos chilenos. En este sentido, encontramos que el grado de rigidez de los salarios es mayor que el de los precios. En cuanto a la frecuencia de los ajustes, los salarios nominales se reajustan óptimamente cada tres trimestres mientras que los precios son re-optimizados cada dos trimestres. Por otro lado, el análisis de submuestras sugiere que, después de 1999, tanto los precios como los salarios se han ajustado de forma menos frecuente. Este resultado puede reflejar un mayor grado de credibilidad del régimen de metas de inflación. En particular, una inflación más estable y predecible, reduce los incentivos de las firmas y hogares a reajustar precios y salarios muy a menudo. Por otro lado, encontramos que el traspaso imperfecto de movimientos cambiarios al nivel de precios es una característica relevante de la economía chilena.

Un segundo resultado es que añadir indexación de salarios claramente mejora el ajuste del modelo. Este grado de indexación es comparativamente más alto que la indexación de precios, tanto internos como importados. Esta rigidez es importante ya que es uno de los determinantes del *tradeoff* que enfrenta la política monetaria. Tercero, la rigidez real proveniente de formación de hábitos también permite explicar mejor la dinámica de los datos agregados, aunque la estimación puntual muestra que esta rigidez es cuantitativamente pequeña.

Cuarto, modelos con reglas *à la Taylor* que reaccionan a la inflación esperada caracterizan mejor el comportamiento de la política monetaria en el período de estimación. Al igual que en otros estudios, la respuesta de política a la inflación es más importante que la respuesta al producto y al tipo de cambio. Por otro lado, el análisis de submuestras indica que el grado de inercia de la tasa de interés ha aumentado. Esto ha ocurrido después de 1999,

cuando la respuesta de la inflación relativa a la del producto ha disminuido. Este resultado indica que, en un contexto de mayor credibilidad de las políticas, la meta de inflación se ha alcanzado con una menor razón de sacrificio.

En resumen, nuestros resultados confirman la relevancia de un conjunto de fricciones para explicar el comportamiento de la economía chilena. Estas fricciones son un elemento importante que determina la forma en que se debería diseñar la política monetaria. Los resultados presentados dejan dos preguntas abiertas: hasta qué punto el banco central ha reaccionado tanto a la inflación de salarios como a la inflación de precios, y cuál es la respuesta óptima en un contexto en que un set amplio de fricciones se encuentra presente. Dejamos estas preguntas para futuros estudios.

## REFERENCIAS

- Adão, B., I. Correia y P. Teles (2003). "Gaps and Triangles." *Review of Economic Studies* 70(4): 699–713.
- Adolfson, M., S. Laseén, J. Lindé y M. Villani (2005a). "An Estimated New Keynesian Model for a Small Open Economy." Mimeo, Sveriges Riksbank.
- Adolfson, M., S. Laseén, J. Lindé y M. Villani (2005b). "Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through." Documento de Trabajo N°179, Sveriges Riksbank.
- Altig, D., L. Christiano, M. Eichenbaum y J. Lindé (2004). "Firm-Specific Capital, Nominal Rigidities and the Business Cycle." Documento de trabajo N°176, Sveriges Riksbank.
- Benigno, G. y P. Benigno (2003). "Price Stability in Open Economies." *Review of Economic Studies* 70(4): 743–64.
- Benigno, P. y M. Woodford (2004). "Optimal Stabilization Policy When Wages and Prices are Sticky: The Case of a Distorted Steady State." NBER Working Paper N°10839.
- Bergoeing, R. y R. Soto (2005). "Testing Real Business Cycle Models in an Emerging Economy." En *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, editado por R. Chumacero y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Blanchard, O. y J. Galí (2005). "Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model." Documento de Trabajo N°05-28, Massachusetts Institute of Technology.
- Brubakk, L., T.A. Husebø, S. McCaw, D. Muir y otros (2005). "Finding NEMO: From the Global Economy Model (GEM) to a National Core Model." Mimeo, Norges Bank.
- Caballero, R. y A. Krishnamurthy (2001). "International and Domestic Collateral Constraints in a Model of Emerging Market Crises." *Journal of Monetary Economics* 48(3): 513–48.
- Calvo, G (1983). "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383–98.
- Caputo, R. (2005). "Exchange Rates, Inflation, and Monetary Policy Objectives in Open Economies: The Experience of Chile." En *Exchange Rates, Capital Flows, and Policy*, editado por R. Driver, P. Sinclair y C. Thoenissen: Routledge, Reino Unido.
- Caputo, R. y F. Liendo (2005). "Monetary Policy, Exchange Rate, and Inflation Inertia in Chile: A Structural Approach." Documento de Trabajo N°352, Banco Central de Chile.
- Céspedes, L.F., M. Ochoa y C. Soto (2005). "An Estimated New Keynesian Phillips Curve for Chile." Documento de Trabajo N°355, Banco Central de Chile.
- Chari, V.V., P. Kehoe y E. McGrattan (2000). "Sticky Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem?" *Econometrica* 68(5): 1151–81.
- Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy* 113(1): 1–45.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1999). "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective." *Journal of Economic Literature* 37(4): 1661–707.
- Corbo, V. (2002). "Monetary Policy in Latin America in the 1990s." En *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, editado por N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.
- Corbo, V. y J. Tessada (2005). "Response to External and Inflation Shocks in a Small Open Economy." En *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, editado por R. Chumacero y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Duncan, R. (2005). "How Well Does a Monetary Dynamic Equilibrium Model Account for Chilean Data?" En *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, editado por R. Chumacero y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Erceg, C., D.W. Henderson y A.T. Levin (2000). "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts." *Journal of Monetary Economics* 46(2): 281–313.
- Fernández-Villaverde, J. y J. Rubio-Ramírez (2004). "Comparing Dynamic Equilibrium Economies to Data: A Bayesian Approach." *Journal of Econometrics* 123(1): 153–87.

- Fuhrer, J.C. (2000). "Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary Policy Models." *American Economic Review* 90(3): 367–90.
- Galí, J. y T. Monacelli (2005). "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy." *Review of Economic Studies* 72(3): 707–34.
- Gallego, F., K. Schmidt-Hebbel y L. Servén (2005). "General Equilibrium Dynamics of Foreign Shocks and Policy Changes in Chile." En *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, editado por R. Chumacero y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- García, C., P. García, I. Magendzo y J.E. Restrepo (2005). "The Monetary Transmission Mechanism in Chile: A Medium-Sized Macroeconometric Model." En *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, editado por R. Chumacero y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- García, P., L.O. Herrera y R. Valdés (2002). "New Frontiers for Monetary Policy in Chile." En *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, editado por N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.
- Geweke, J. (1998). "Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development, and Communication." Staff Report N°249, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Goodfriend, M. y R. King (1997). "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy." En *NBER Macroeconomics Annual 1997*, editado por B.S. Bernanke y J. Rotemberg. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Jacquinot, P., R. Mestre y M. Spitzer (2005). *An Open-Economy DSGE Model of the Euro Area*. Frankfurt, Alemania: Banco Central Europeo.
- Jadresic, E. (2002). "The Macroeconomic Consequences of Wage Indexation Revisited." En *Indexation, Inflation, and Monetary Policy*, editado por F. Lefort y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Khan, A., R.G. King y A.L. Wolman (2003). "Optimal Monetary Policy." *Review of Economic Studies* 70(4): 825–50.
- Klau, M. y M.S. Muhaty (2004). "Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence." Documento de Trabajo N°142, Bank for International Settlements.
- Lama, R. y J.P. Medina (2004). "Optimal Monetary Policy in a Small Open Economy with Sticky Prices and Segmented Asset Markets." Documento de Trabajo N°286, Banco Central de Chile.
- Leeper, E. y T. Zha (2000). "Assessing Simple Policy Rules: A View from a Complete Macro Model." Documento de Trabajo N°2000-19. Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Lubik, T. y F. Schorfheide (2006). "Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation." Por aparecer, *Journal of Monetary Economics*.
- Medina, J.P. y C. Soto (2005). "Model for Analysis and Simulations (MAS): A New DSGE for the Chilean Economy." Santiago: Banco Central de Chile.
- Medina, J.P. y R. Valdés (2002). "Optimal Monetary Policy Rules When the Current Account Matters." En *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, editado por N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Parrado, E. y A. Velasco (2002). "Alternative Monetary Rules in the Open Economy: A Welfare-Based Approach." En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.
- Rabanal, P. y J. Rubio-Ramírez (2005). "Comparing New Keynesian Models of the Business Cycle: A Bayesian Approach." *Journal of Monetary Economics* 52(6): 1151–66.
- Rotemberg, J. y M. Woodford (1997). "An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy." En *NBER Macroeconomics Annual 1997*, editado por B.S. Bernanke y J. Rotemberg, Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Schmidt-Hebbel, K. y M. Tapia (2004). "Inflation Targeting in Chile." *North American Journal of Economics and Finance* 13: 125–46.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2001). "Stabilization Policy and the Costs of Dollarization." *Journal of Money, Credit, and Banking* 33: 482–509.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2003). "Closing Small Open Economy Models." *Journal of International Economics* 61(1): 163–85.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2004). "Optimal Fiscal and Monetary Policy under Sticky Prices." *Journal of Economic Theory* 114(2): 198–230.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2005). "Optimal Fiscal and Monetary Policy in a Medium-Scale Macroeconomic Model: Expanded Version." NBER Working Paper N°11417.
- Schorfheide, F. (2000). "Loss Function-Based Evaluation of DSGE Models." *Journal of Applied Econometrics* 15(6): 645–70.
- Sims, C.A. (2002). "Solving Linear Rational Expectation Models." *Computational Economics* 20: 1–20.
- Smets, F. y R. Wouters (2003a). "An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area." *Journal of the European Economic Association* 1(5): 1123–75.
- Smets, F. y R. Wouters (2003b). "Shocks and Frictions in U.S. Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach." Frankfurt: European Central Bank.
- Uhlig, H. (1997). "A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily." Federal Reserve Bank of Minneapolis Discussion Paper N°101.
- Woodford, M. (2001). "Inflation Stabilization and Welfare." NBER Working Paper N°8071.

## APÉNDICE

### El Estado Estacionario

Suponemos que en el largo plazo la tasa de crecimiento del ingreso per cápita es  $g_y$ . Por su parte, la tasa de inflación en estado estacionario es  $\pi_c$ . Estos supuestos determinan que la tasa nominal de interés esté dada por  $i = (1 + g_y)(1 + \pi_c)/\beta - 1$ . La tasa de interés e inflación externa son  $i^*$  y  $\pi^*$ . La condición de arbitraje en estado estacionario implica que un premio internacional igual a:

$$\Theta = \frac{1+i}{1+\pi_c} \frac{1+\pi^*}{1+i^*}.$$

En el estado estacionario de largo plazo, la razón de exportaciones netas a PIB está dada por  $NX/Y$ . La razón de bienes importados a consumo total es  $\alpha$  y la fracción de bienes producidos internamente (H) en el PIB total se denota  $Y_H/Y$ . Utilizamos estas razones para encontrar las siguientes relaciones:

$$\frac{C}{Y} = 1 - \frac{NX}{Y};$$

$$\frac{M}{Y} = \frac{C_F}{Y} = \frac{C_F}{C} \frac{C}{Y} = \alpha \left( 1 - \frac{NX}{Y} \right);$$

$$\frac{X}{Y} = \frac{NX}{Y} + \frac{M}{Y} = \frac{NX}{Y} (1 - \alpha) + \alpha;$$

$$\frac{C_H}{Y} = \frac{C_H}{C} \frac{C}{Y} = (1 - \alpha) \left( 1 - \frac{NX}{Y} \right);$$

$$\frac{C_F}{Y} = \frac{C_F}{C} \frac{C}{Y} = \alpha \left( 1 - \frac{NX}{Y} \right); \text{ y}$$

$$\frac{C_H^*}{Y} = \frac{Y_H - C_H}{Y} = \frac{Y_H}{Y} - (1 - \alpha) \left( 1 - \frac{NX}{Y} \right).$$

Finalmente, utilizando la tasa de interés externa y la razón de exportaciones netas a PIB, podemos obtener la expresión para la razón de activos internacionales netos a PIB:

$$\frac{eB^*}{Y} = \frac{NX}{Y} \left[ \frac{1}{(1+i^*)\Theta} - \frac{1}{(1+g_y)(1+\pi^*)} \right]$$