



Universidad Torcuato Di Tella

Maestría en Econometría

Tesis de maestría

Un Modelo de Equilibrio General Dinámico
y Estocástico para la Economía Chilena

Autor:

Luisa Fernanda Sánchez - 12i799

Tutor:

Constantino Hevia

Buenos Aires, Junio 2016

Resumen

En este trabajo se analiza, en primer lugar, la especificación Bayesiana para la economía Chilena, tomando como punto de partida el análisis de política monetaria y la importancia de la introducción de información fuera de muestra (*priors*). Se desarrolla y estima un modelo de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE) con rigidez de precios y salarios para la economía Chilena.

El modelo incorpora varias características tales como la formación de hábitos, costos del ajuste en la acumulación de capital y de utilización variable del capital. Se estima con técnicas bayesianas utilizando siete variables macroeconómicas clave: PIB, el consumo, la inversión, los precios, los salarios reales, el empleo y el valor de tasa de interés nominal. La introducción de diez choques estructurales ortogonales (incluyendo la productividad, la oferta de trabajo, la inversión, la preferencia impulsada por el costo, y los choques de política monetaria) permite una investigación empírica de los efectos de este tipo de perturbaciones y de su contribución al negocio las fluctuaciones del ciclo.

“Early on my career, I didn’t see that difference between Bayesian and Classical thinking was very important. So I didn’t get involved in defending Bayesian viewpoints ... I thought that was irrelevant. Then I noticed that it really made a difference ...”
*Christopher A. Sims*¹

Palabras clave: DSGE, modelos de equilibrio general, política monetaria, Inferencia Bayesiana.

¹ (Samuelson y Barnett (2007). An interview with Christopher A. Sims, Interviewed by Lars P. Hansen. Pág 209.

Índice

I. Introducción	4
II. Revisión de la literatura	6
III. Estructura del modelo	6
Los hogares	7
El consumo y el comportamiento del ahorro	8
Decisiones de oferta de trabajo y la ecuación de salarios ..	8
La inversión y acumulación de capital	9
Tecnologías y Empresas	11
Sector de Bienes finales	11
Productores de bienes intermedios	11
Equilibrio del Mercado	13
Las reglas de política monetaria	13
El modelo linealizado	14
IV. Metodología de estimación	17
Estimación Bayesiana	17
La calibración de parámetros	18
Distribución Prior	19
Distribución Posterior	20
V. Funciones de Impulso Respuesta	21
VI. Conclusiones	24
VII. Referencias	24
VIII. Anexos	26

I. Introducción

El propósito del presente trabajo es la elaboración y calibración de un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico con rigideces nominales para la economía Chilena que reproduzca los principales hechos estilizados de las variables macroeconómicas y permita el análisis de los efectos de diferentes shocks exógenos y políticas monetarias sobre las mismas.

La estabilidad macroeconómica de un País se encuentra sujeta constantemente a riesgos potenciales que emergen de un entorno estructural de incertidumbre en los mercados, así como el direccionamiento de política que lleve a cabo el Estado, quien incide endógenamente en la evolución de las diferentes dimensiones relacionadas con la construcción de la riqueza agregada Nacional, entendida como el crecimiento del producto económico (Eichenbaum & Evans, 1995).

Así para el gobierno, en su rol de garante y veedor de las buenas condiciones macroeconómicas de un país, en su contexto de racionalidad limitada, y sabiendo ex ante que los procesos de toma de decisiones se enmarca en inevitables contextos de incertidumbre (Acemoglu, 2009), le es primordial conocer los diferentes escenarios que pudieran suceder en el agregado económico, ante diferentes shocks.

En la literatura de modelos macroeconómicos teóricos y empíricos encontramos diferentes cualidades de estos en cuanto a realismo, capacidad predictiva y/o consistencia teórica interna. Para la economía Chilena muchas de las modelaciones de avanzada han sido introducidas secuencialmente en el tiempo, principalmente a mediados de los noventa con la estimación de vectores autorregresivos (VAR)².

Asimismo, se han estudiado los modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general (DSGE) para analizar los distintos shocks y marcos de política monetaria y fiscal (García y Restrepo, 2006).

Aunque se asuma que no hay modelos perfectos, los modelos DSGE han tomado gran fuerza principalmente en instituciones hacedoras de política económica como lo son los bancos centrales, estos han mostrado un gran interés por el desarrollo estocástico y dinámico de equilibrio general (*DSGE*), ya que el modelo cuenta con grandes propiedades.

Los modelos DSGE permiten la introducción explícita de rigideces nominales y reales que dan a la política monetaria un instrumento relevante de estabilización de la economía, combina el componente estocástico con una interpretación estructural que da contenido y naturaleza al ciclo económico, posibilita la evaluación de las políticas económicas al margen de la “crítica de Lucas”, y abre una puerta a la formalización de modelos no lineales y a la integración de los comportamientos financieros en la explicación de las variables reales. Es por eso, que hoy por hoy se desarrollan las tareas analíticas de los Bancos Centrales, es cierto que, esta clase de modelos son especialmente útiles cuando se complementan con otros modelos de forma reducida, más flexibles y adecuados para el análisis de corto plazo, y, en muchas ocasiones, por el “juicio” de los analistas que ven “más allá” de las limitaciones de los modelos estructurales disponibles.

² La estimación de vectores autorregresivos provee una manera flexible para evaluar relaciones entre variables macroeconómicas mostrando buenas habilidades predictivas (Sims 1980; Shapiro y Watson, 1988; Blanchard y Quah, 1989; Villaverde, Rubio-Ramírez y Sargent, 2005, entre muchos otros).

El modelo a estudiar incorpora varias características tales como la formación de hábitos, costos del ajuste en la acumulación de capital y de capacidad variable. Se estima con técnicas bayesianas utilizando variables macroeconómicas: PIB, el consumo, la inversión, los precios, los salarios reales, el empleo y el valor nominal de la tasa de interés. La introducción de diez choques estructurales ortogonales (incluyendo la productividad, la oferta de trabajo, la inversión, la preferencia impulsada por el costo, y los choques de política monetaria) permite una investigación empírica de los efectos de este tipo de perturbaciones y de su contribución al negocio las fluctuaciones del ciclo, Junto a cinco choques que surgen de la tecnología y las preferencias (shock de productividad, un shock de oferta de trabajo, un shock para el factor de descuento del hogar, shock para la función de costos de ajuste de la inversión y un shock para consumo del gobierno), se añaden tres choques "cost-push" (modelado como shocks en el mercado de los productos, los mercados de trabajo y un choque a la prima de riesgo sobre el capital) y dos choques de política monetaria. Usando el modelo estimado, también se analiza el rendimiento (tasa de interés real).

Las técnicas bayesianas permiten introducir algunas ventajas respecto a métodos tradicionales de estimación. Primero, permiten aminorar en parte los ajustes que normalmente hace el analista cuando realiza proyecciones, ya que se puede usar un método que puede ser evaluado sin la necesidad de correr el modelo. Segundo, no sólo genera una proyección puntual sino una distribución completa para los posibles estados de la economía (Litterman, 1986). Tercero, las estimaciones bayesianas permiten introducir fácilmente el tratamiento de variables no observables, mientras el uso de distribuciones "*priors*" representa un poderoso mecanismo para incorporar información de estudios previos y hacen más razonables no sólo los valores de los parámetros sino también la estructura económica del modelo y las probabilidades "*posteriors*" son fácilmente interpretables (Koops, 2003), lo cuál permite mejorar el desempeño de los modelos económicos lineales. Las técnicas bayesianas no necesitan una gran cantidad de datos para las estimaciones. En este trabajo se presenta y se estima un modelo DSGE para Chile, basado en el paper de Smets & Wouters (2003).

El objetivo de este trabajo es estimar con inferencia bayesiana la estructura económica de modelos DSGE con datos cuatrimestrales de la economía de Chile (1998:Q1 - 2014:Q4), introduciendo información fuera de la muestra (*priors*), analizando las funciones de impulso - respuesta como también estudiar los diferentes shocks estructurales. Los parámetros del modelo a estimar y los procesos estocásticos que regulan los choques estructurales usados son las siguientes series macroeconómicas temporales: el PIB real, el consumo, la inversión, el deflactor del PIB, el salario real, el empleo y el tipo de interés nominal.

II. *Revisión de la Literatura*

Uno de los trabajos más citados al momento de elaborar un modelo DSGE es el de Smets y Wouter (2003, 2007) y Christiano, L., Eichenbaum, M., Evans, C. (2001, 2005)³, donde desarrolla un modelo VAR con fricciones en precios y salarios para la economía de Estados Unidos. Otro ejemplo Christoffel et al. (2008) hacen una estimación Bayesiana de un DSGE llamado New Area - Wide Model o (NAWM) de la zona euro, diseñado para ejercicios de proyección macroeconómica del Banco Central Europeo. Este modelo incluye rigideces en precios y en salarios, utilización de capital

³ De ahora en más, CEE

endógeno y costos de ajuste. En Christoffel et al. (2010) se presentan las proyecciones del NAWM y se comparan con las proyecciones de modelos no estructurales, como los BVAR's, concluyéndose que el NAWM lo hace razonablemente bien. Otros ejemplos son el modelo SIGMA de la FED (Erceg et al. 2006), GEM del FMI (Laxton y Pesenti, 2003), etc. En Chile, los modelos DSGE se han desarrollado desde mediados de la década pasada. Las primeras versiones son dadas por García y Restrepo (2006), Soto y Medina (2006, 2007), Céspedes et al. (2010) y García et al. (2011) han sido utilizadas para diferentes propósitos. En el Banco Central de Chile algunos de estos estudios dieron nacimiento al llamado MAS, modelo DSGE que complementa las proyecciones que se realizan con múltiples modelos de series de tiempo univariados, VAR y sus derivados, y el MEP, modelo Neo Keynesiano reducido (Banco Central de Chile, 2003), el juicio de los policymakers, etc.

III. Estructura del Modelo

El modelo utilizado en este trabajo, va por la misma línea de Christiano, Eichenbaum y Evans (2001), y por Smets y Wouters (2003, 2007) planteado como un DSGE con rigideces nominales y fricciones financieras. El modelo es una aplicación de la metodología (RBC) del ciclo real para una economía con precios rígidos y salarios.

Se supone que la economía Chilena 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 se supone que estos bienes son un sustituto imperfecto de los bienes importados.

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 de 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.

Los hogares maximizan una función de utilidad con dos argumentos (bienes y ocio (o de trabajo)) con un horizonte de vida infinita.

El Consumo aparece en la función de utilidad relativa a una variable de hábito externa⁴. La mano de obra se diferencia más de los hogares, de modo que hay un cierto poder de monopolio sobre los salarios que resulta en una ecuación de salarios explícita y permite la introducción de los salarios nominales sin variación (sticky price: precio rígido)⁵. Los hogares alquilan los servicios de capital a las empresas y deciden cuánto de capital acumula ciertos costos de ajuste del capital. Como el precio del capital aumenta, el capital social se puede utilizar más intensamente de acuerdo a algún programa de costos. Las empresas producen bienes diferenciados, deciden sobre el trabajo y entradas de capital y los precios fijados, siempre según el modelo de Calvo. El modelo a la Calvo, tanto en la fijación de salarios y de precios se ve aumentada por la suposición de que los precios que no se puede ajustar libremente son indexados en parte a la inflación

⁴ El hábito depende del consumo agregado que no se ve afectado por las decisiones de los agentes.

⁵ a la Calvo (1983).

pasada. Los precios son por lo tanto, fijados en función esperada de costes marginales y también son determinadas por la tasa de inflación pasada. Los costos marginales dependen de los salarios y la tasa de renta del capital.

Los Hogares

Hay un continuo de hogares indicados por el índice τ . Los hogares difieren de la mano de obra. Por lo tanto, cada hogar tiene poder de monopolio sobre el suministro de su trabajo. Cada hogar τ maximiza una función de utilidad intertemporal dada por:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t^\tau \quad (1)$$

Donde β es el factor discontinuo y la función de utilidad está separada entre el consumo y la mano de obra (ocio).

$$U_t^\tau = \varepsilon_t^b \left(\frac{1}{1 - \sigma_c} (C_t^\tau - H_t)^{1 - \sigma_c} - \frac{\varepsilon_t^L}{1 + \sigma_l} (\ell_t^\tau)^{1 + \sigma_l} \right) \quad (2)$$

La utilidad del consumo depende positivamente de bienes, C_t^τ , de una variable externa de hábito, H_t , y depende también negativamente de la oferta de trabajo, ℓ_t^τ .

σ_c es el coeficiente de aversión al riesgo relativo de los hogares o la inversa de la elasticidad intertemporal; σ_l representa la inversa de la elasticidad del esfuerzo de trabajo con respecto al salario real.

La ecuación (2) contiene dos shocks: ε_t^b representa un shock para el tipo de actualización que afecta a la sustitución intertemporal de los hogares (cons. preference Shock) y ε_t^L representa un shock para la oferta de trabajo. Ambos choques siguen un proceso autorregresivo de primer orden con errores normales i.i.d. $\varepsilon_t^b = \rho_b \varepsilon_{t-1}^b + \eta_t^b$ y $\varepsilon_t^L = \rho_L \varepsilon_{t-1}^L + \eta_t^L$.

El shock de hábito externo se supone que es proporcional al consumo agregado rezagado.

$$H_t = h C_{t-1} \quad (3)$$

Las familias maximizan su función objetivo sujeto a un presupuesto de restricción intertemporal que está dada por:

$$b_t \frac{B_t^\tau}{P_t} = \frac{B_{t-1}^\tau}{P_t} + Y_t^\tau - C_t^\tau \quad (4)$$

Las familias mantienen su riqueza financiera en forma de bonos B_t^τ . Los bonos son los valores con precio b_t . La riqueza financiera puede ser utilizada para el consumo y la inversión de capital físico. Los ingresos totales de las familias son dadas por la siguiente ecuación:

$$Y_t^\tau = (w_t^\tau l_t^\tau + A_t^\tau) + (r_t^k z_t^\tau k_{t-1}^\tau - \Psi(z_t^\tau) k_{t-1}^\tau) + Div_t^\tau \quad (5)$$

El ingreso total está dado por 3 componentes: los ingresos de trabajo más el efectivo neto de flujo de entrada de títulos ($w_t^\tau l_t^\tau + A_t^\tau$), el retorno del stock de capital real menos el costo asociado a las variaciones en el grado de utilización del capital

$(r_t^k z_t^\tau k_{t-1}^\tau - \Psi(z_t^\tau) k_{t-1}^\tau)$ y los dividendos derivados de la competitividad imperfecta de empresas Div_t^τ .

Siguiendo a CEE (2001), suponemos que las familias aseguran sus valores dependiendo de las variaciones en el ingreso. Como resultado, el primer componente de la renta de la unidad familiar es igual a agregar los ingresos de trabajo y la utilidad marginal de la riqueza⁶.

Los ingresos procedentes del alquiler de servicios de capital dependen no solo en el nivel del capital que se instaló en el último periodo, sino también de su tasa de utilización z_t^τ . Siguiendo a CEE (2001), se supone que el coste de la utilización de capital es cero cuando el capital de utilización $\Psi(\mathbf{1}) = \mathbf{0}$. A continuación se discute cada una de las decisiones de las familias.

El consumo y el comportamiento del ahorro

La maximización de la función objetivo (1) sujeto a la restricción presupuestaria (4) con respecto al consumo y tenencia de bonos, se obtienen las siguientes condiciones de primer orden para el consumo:

$$E_t \left[\beta \frac{\lambda_{t+1} R_t P_t}{\lambda_t P_{t+1}} \right] = 1 \quad (6)$$

Donde R_t es la tasa nominal bruta de rendimiento de los bonos ($R_t = 1 + i_t = 1/b_t$) y λ_t es la utilidad marginal del consumo, que viene dada por⁷:

$$\lambda_t = \varepsilon_t^b (C_t - H_t)^{-\sigma_c} \quad (7)$$

Las ecuaciones (6) y (7) extienden la condición habitual de primer orden para el crecimiento del consumo teniendo en cuenta la existencia de la formación de hábitos externa.

Decisiones de oferta de trabajo y la ecuación de salarios

Los hogares como fijadores de precios en el mercado de trabajo.

Tras Kollmann (1997) y Erceg, Henderson y Levin (2000), suponen que los salarios sólo pueden ser óptimamente ajustados después de una cierta "señal de cambio salarial" que se recibe al azar. La probabilidad que una casa particular cambie su salario nominal en el período t es constante e igual a $1 - \xi_w$. Un hogar τ que recibe una señal de este tipo en el periodo t , establece un nuevo salario nominal, \tilde{w}_t^τ , teniendo en cuenta la probabilidad que no será reoptimizada en un futuro próximo. Además, se tiene en cuenta una parcial indexación de los salarios que no pueden ajustarse a la inflación pasada. Más formalmente, los salarios de los hogares que no pueden ajustarse, vuelven a optimizarse de acuerdo a:

$$W_t^\tau = \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\gamma_w} W_{t-1}^\tau \quad (8)$$

⁶ Ver CEE (2001)

⁷ Aquí ya hemos utilizado el hecho de que la utilidad marginal del consumo es idéntico a través Hogares

Donde γ_w es el grado de indexación de los salarios. Cuando $\gamma_w = 0$, no hay indexación y los salarios no pueden ser reoptimizados, ósea, permanecen constantes. Cuando $\gamma_w = 1$, hay perfecta indexación a la inflación pasada. Las familias fijan sus salarios nominales para maximizar su función objetivo intertemporal, sujeto a la restricción presupuestaria intertemporal y la demanda de mano de obra que se determina por:

$$l_t^\tau = \left(\frac{W_t^\tau}{W_t} \right)^{-\frac{1+\lambda_{w,t}}{\lambda_{w,t}}} L_t \quad (9)$$

Donde la demanda agregada de trabajo, L_t , y el salario nominal total, W_t , son dadas por las siguientes funciones de agregación de tipo - Stiglitz Dixit:

$$L_t = \left[\int_0^1 (l_t^\tau)^{\frac{1}{1+\lambda_{w,t}}} d\tau \right]^{1+\lambda_{w,t}} \quad (10)$$

$$W_t = \left[\int_0^1 (W_t^\tau)^{-\frac{1}{\lambda_{w,t}}} d\tau \right]^{-\lambda_{w,t}} \quad (11)$$

Este problema de maximización da como resultado la siguiente ecuación para el salario reoptimizado:

$$\frac{\tilde{w}_t}{P_t} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \xi_w^i \left(\frac{\left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)^{\gamma_w}}{\frac{P_{t+i}}{P_{t+i-1}}} \right) \frac{l_{t+i}^\tau U_{t+i}^C}{1 + \lambda_{w,t+i}} = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \xi_w^i l_{t+i}^\tau U_{t+i}^\ell \quad (12)$$

donde U_{t+i}^ℓ es la desutilidad marginal del trabajo y U_{t+i}^C es la utilidad marginal del consumo. La ecuación (12) muestra que el salario nominal en el momento t de una casa τ que se le permite cambiar su salario, se fija de manera que el valor actual del rendimiento marginal de trabajo es un margen sobre el valor actual del marginal del coste (el coste subjetivo de trabajar). Cuando los salarios son perfectamente flexibles ($\xi_w = 0$), el salario real es una margen de beneficio (igual a $1 + \lambda_{w,t}$) sobre la relación actual de la desutilidad marginal del trabajo y la utilidad marginal de una unidad adicional del consumo. Suponemos que los choques al incremento del salario $\lambda_{w,t} = \lambda_w + \eta_t^w$, son i.i.d. normales en torno a una constante.

Teniendo en cuenta la ecuación (11), la ley de movimiento del índice salarial agregada es dada por:

$$(W_t)^{-\frac{1}{\lambda_{w,t}}} = \xi_w \left(W_{t-1} \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\gamma_w} \right)^{-\frac{1}{\lambda_{w,t}}} + (1 - \xi_w) (\tilde{w}_t)^{-\frac{1}{\lambda_w}} \quad (13)$$

La inversión y acumulación de capital

Finalmente, los hogares poseen stock de capital, un factor de la producción homogénea, que se suscribe a la empresa de los productores de bienes intermedios a una velocidad dada de alquiler de r_t^k . Ellos pueden aumentar la oferta de servicios de alquiler de

capital, ya sea mediante la inversión en capital adicional (I_t), que tiene un período a ser instalado o cambiando la tasa de utilización del capital ya instalado (z_t) - Ambas acciones son costosas en términos del consumo de antemano (véase la restricción presupuestaria intertemporal (4) y (5))⁸.

Las familias eligen el capital social, la inversión y la tasa de utilización con el fin para maximizar su función objetivo intertemporal sujeto a la restricción presupuestaria intertemporal y la ecuación de acumulación de capital, que viene dada por:

$$K_t = K_{t+1}[1 - \tau] + \left[1 - S\left(\frac{\varepsilon_t^I I_t}{I_{t+1}}\right) \right] I_t \quad (14)$$

Donde I_t es donde la inversión bruta, τ es la tasa de depreciación, y la función de costo de ajuste es $S(\cdot)$, es una función positiva de los cambios en inversión. $S(\cdot)$ es igual a cero en estado estacionario con un nivel constante de inversión. Además, suponemos que la primera derivada es también igual a cero alrededor del equilibrio, o que los costos de ajuste sólo dependen de la derivada de segundo orden como en CEE (2001). Se introduce un shock para la función de costos de inversión, que se supone que sigue un proceso autorregresivo de primer orden con error i.i.d. $\varepsilon_t^I = \rho_I \varepsilon_{t-1}^I + \eta_t^I$ ⁹.

Las condiciones de primer orden dan lugar a las siguientes ecuaciones para el valor real del capital, la inversión y la tasa de utilización del capital:

$$Q_t = E_t \left[\beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (Q_{t+1}(1 - \tau) + Z_{t+1} r_{t+1}^k - \Psi(z_{t+1})) \right] \quad (15)$$

$$Q_t S' \left(\frac{\varepsilon_t^I}{I_{t-1}} \right) \frac{\varepsilon_t^I}{I_{t-1}} - \beta E_t Q_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} S' \left(\frac{\varepsilon_{t+1}^I I_{t+1}}{I_t} \right) \left(\frac{\varepsilon_{t+1}^I I_{t+1}}{I_t} \right) \frac{I_{t+1}}{I_t} + 1 = Q_t \left(1 - S \left(\frac{\varepsilon_t^I I_t}{I_{t-1}} \right) \right) \quad (16)$$

$$r_t^k = \Psi'(z_t) \quad (17)$$

La ecuación (15) establece que el valor del capital instalado depende del valor esperado a futuro teniendo en cuenta la tasa de depreciación y el futuro esperado de regreso, si lo capturado por los tiempos de tasa de alquiler de la tasa esperada de utilización del capital.

La condición de primer orden para la tasa de utilización (17) iguala el costo de una mayor utilización de capital con el precio del alquiler de los servicios de capital. Como al aumentar el alquiler de las tasas se hace más rentable que utilizar el capital social que hasta el momento eran las ganancias adicionales se ajustan a los costes de producción adicionales. Una implicación de utilización variable del capital es que reduce el impacto

⁸ Esta especificación de los costes es preferible por encima de una especificación con los costos en términos de una mayor tasa de depreciación (véase King y Rebelo 2000; o Greenwood, Hercowitz, y Huffman (1988); DeJong, Ingram y Whiteman (2000) debido a que los costos se expresan en términos de consumo bienes y no en términos de bienes de capital. Esta formulación limita aún más el aumento en el costo marginal de un aumento de la producción.

⁹ Ver Keen (2001) un modelo reciente DSGE con precios rígidos en los que uno de los choques provienen de los cambios en los costos de inversión de ajuste.

de los cambios de la producción en la tasa de alquiler del capital y, por tanto, suaviza la respuesta de costo marginal a las fluctuaciones de la producción¹⁰.

Tecnologías y Empresas

El país produce un único bien final y un continuo de bienes intermedios indexados por j , donde j se distribuye en el intervalo ($J \in [0,1]$). El sector de bienes finales es perfectamente competitivo. El producto final se utiliza para el consumo y la inversión de los hogares. Hay competencia monopolística en el mercado de bienes intermedios: cada bien intermedio se produce por una sola empresa.

Sector de Bienes finales

El bien final se produce usando el producto de bienes intermedios de las siguientes tecnologías

$$Y_t = \left[\int_0^1 (Y_t^j)^{\frac{1}{1+\lambda_{p,t}}} \right]^{1+\lambda_{p,t}} \quad (18)$$

donde Y_t^j denota la cantidad del bien intermedio doméstico de tipo j que se utiliza en la producción de bienes finales, en el tiempo t . $\lambda_{p,t}$ es un parámetro estocástico que determina el margen de ganancia variable en el tiempo en el mercado de bienes. Los shocks de este parámetro se interpretarán como un shock "impulsado por el costo" a la ecuación de inflación. Suponemos que $\lambda_{p,t} = \lambda_p + \eta_t^p$, donde η_t^p es un i.i.d normal. Las condiciones de minimización de costos en el sector de bienes finales se pueden escribir como:

$$Y_j^t = \left(\frac{P_t^j}{P_t} \right)^{\frac{1+\lambda_{p,t}}{\lambda_{p,t}}} Y_t \quad (19)$$

P_t^j es el precio del bien intermedio j y P_t es el precio del bien final. La competencia perfecta en el mercado de bienes finales implica que este último se puede escribir como:

$$P_t = \left[\int_0^1 (P_t^j)^{\left(\frac{1}{\lambda_{p,t}} \right)} d_j \right]^{-\lambda_{p,t}} \quad (20)$$

Productores de bienes intermedios

Cada bien intermedio j es producido por una empresa j utilizando la siguiente tecnología:

¹⁰ Otra hipótesis que tienden a tener el mismo efecto es que el capital es perfectamente móvil entre las empresas. Esta es una hipótesis bastante fuerte. Recientemente, Woodford (2000) ha puesto de manifiesto cómo este supuesto se puede relajar en un modelo con la rigidez de precios y costes de ajuste en la inversión. La hipótesis tiene importantes consecuencias para la estimación del grado de rigidez de los precios. Con un capital específico de la empresa, las empresas serán más reacias a cambiar el precio de sus bienes como respuesta de la demanda resultante tendrá un impacto mucho mayor en el costo marginal de producción. La asunción de la movilidad del capital entre las empresas, por lo tanto empuja el grado estimado de rigidez de los precios hacia arriba.

$$Y_t^j = \varepsilon_t^a \overline{K}_{j,t}^\alpha L_{j,t}^{1-\alpha} - \Phi \quad (21)$$

ε_t^a es el shock de productividad (que se supone sigue un proceso autorregresivo de primer orden: $\varepsilon_t^a = \rho_a \varepsilon_{t-1}^a + \eta_t^a$), $\overline{K}_{j,t}$ es la utilización eficaz del shock de capital dada por $\overline{K}_{j,t} = Z_t K_{j,t-1}$, $L_{j,t}$. Es un índice de diferentes tipos de trabajo utilizados por la firma dada por (10) y Φ es un costo fijo. La minimización de costos implica:

$$\frac{W_t L_{j,t}}{r_t^k \overline{K}_{j,t}} = \frac{1-\alpha}{\alpha} \quad (22)$$

La ecuación (22) implica que la relación capital-trabajo es igual en todos los bienes intermedios de los productores e igual a la relación agregada de capital-trabajo. Los costos marginales de las empresas vienen dados por:

$$MC_t = \frac{1}{\varepsilon_t^a} W_t^{1-\alpha} r_t^{k\alpha} (\alpha^{-\alpha} (1-\alpha)^{-(1-\alpha)}) \quad (23)$$

Esto implica que el costo marginal, también, es independiente del bien intermedio producido. Los beneficios nominales de las empresas son dados a continuación:

$$\pi_t^j = (P_t^j - MC_t) \left(\frac{P_t^j}{P_t} \right)^{\frac{1+\lambda_{p,t}}{\lambda_{p,t}}} (Y_t) - MC_t \Phi \quad (24)$$

Cada empresa j tiene poder de mercado en el mercado de sus propios bienes y maximiza los beneficios esperados utilizando una tasa de descuento ($\beta \rho_t$), lo cual es consistente con la fijación de precios kernel para rendimientos nominales utilizados por los

accionistas - hogares: $\rho_{t+k} = \left(\frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \right) \left(\frac{1}{P_{t+k}} \right)$.

Al igual que en Calvo (1983), las empresas no se les permite cambiar sus precios a menos que reciban una señal "de cambio de precio" aleatoria. La probabilidad de que un precio dado se reoptimice en cualquier período particular es constante e igual a $1 - \xi_p$. Siguiendo a CEE (2001), los precios de las empresas que no reciben una señal de precios son indexados a la tasa de inflación del último período. En contraste con CEE (2001), se tiene en cuenta la indexación parcial¹¹. La optimización de beneficios de los productores que "permite" reoptimizar sus precios en el tiempo t , se da como resultado en la siguiente condición de primer orden:

¹¹ Erceg, Henderson y Levin (2000) utilizan la indexación a la tasa media de inflación de estado estacionario. Lo que permite la indexación de los precios no optimizadas sobre la inflación pasada, da lugar a una ecuación linealizada de inflación que es un promedio de la inflación futura esperada y la inflación pasada. Este resultado difiere del modelo estándar de Calvo que se traduce en un proceso de inflación pura a futuro. Los procesos de inflación más general derivados resultan, sin embargo, de comportamiento y la optimización de que hace el modelo más robusto para el análisis de políticas y el bienestar. Otra consecuencia de esta indexación es que la dispersión de precios entre los precios individuales de los competidores monopolistas será mucho menor en comparación con un comportamiento de fijación de precios constantes. Esto también tendrá consecuencias importantes para la evaluación del bienestar de los costos de la inflación

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \xi_p^i \lambda_{t+i} \gamma_{t+i}^j \left(\frac{\tilde{P}_t^j}{P_t} \left(\frac{(P_{t-1+i})^{\gamma_p}}{P_{t-1}} \right) - (1 + \lambda_{p,t+i}) mc_{t+i} \right) = 0 \quad (25)$$

La ecuación (25) muestra que el precio fijado por la empresa j , en el tiempo t , es una función de los costos marginales esperados futuros. El precio será un margen sobre estos ponderado por los costos marginales. Si los precios son perfectamente flexibles ($\xi_p = 0$), el margen de beneficio en el período t es igual a $1 + \lambda_{p,t}$. Con los precios rígidos el incremento del precio de la variable se ve afectada por perturbaciones exógenas. Un shock de demanda positiva reduce el margen de beneficio y estimula el empleo, la inversión y la producción real.

La definición del índice de precios en la ecuación (20) implica que su ley de movimiento viene dada por:

$$(P_t)^{-\frac{1}{\lambda_{p,t}}} = \xi_p \left(P_{t-1} \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\gamma_p} \right)^{-\frac{1}{\lambda_{p,t}}} + (1 - \xi_p) \left(\tilde{P}_t^j \right)^{-\frac{1}{\lambda_{p,t}}} \quad (26)$$

Equilibrio del mercado

El mercado de bienes final está en equilibrio si la producción es igual a la demanda de los hogares para el consumo, la inversión y el gobierno:

$$Y_t = C_t + G_t + I_t + \Psi(z_t)K_{t-1} \quad (27)$$

El mercado rentable de capital está en equilibrio cuando la demanda de capital por parte de los productores de bienes intermedios es igual a la oferta de los hogares. La mano de obra está en equilibrio si la demanda de las empresas de trabajo es igual a la oferta de trabajo en el nivel salarial establecido por los hogares.

La tasa de interés está determinada por una función de reacción que describe las decisiones de política monetaria. Esta regla será discutida en la siguiente sección. En el mercado de capitales, el equilibrio significa que la deuda pública está en manos de los inversores nacionales, tasa de interés de mercado R_t .

Las reglas de política monetaria

La política monetaria se caracteriza como una simple regla de retroalimentación para la tasa de interés real. Bajo la especificación básica del modelo, se supone que el banco central responde a desviaciones de la inflación IPC de destino y a la desviación del crecimiento de la producción de la tendencia.

$$\frac{1+r_t}{1+r} = \frac{1+r_{t-1}^{\rho_i}}{1+r} \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \frac{1}{1+g_y} \right)^{(1-\rho_i)\sigma_x} \left(\frac{1+\pi_t}{1+\pi_t} \right)^{(1-\rho_i)\sigma_\pi} \exp(v_t) \quad (28)$$

Donde π_t es el objetivo de inflación para un período t y $r_t = (1+i_t)/E_t(P_{t+1}/P_t) - 1$ es la tasa de interés real neta. La variable v_t es un choque de política monetaria que corresponde a una desviación a partir de la regla de política.

Se considera una especificación alternativa de la regla de política donde suponemos que el banco central responde a las desviaciones del núcleo en lugar de la inflación del IPC del objetivo, donde la inflación básica se define como $\pi_{z,t} = \frac{P_{z,t}}{P_{z,t-1}} - 1$

El modelo linealizado

Se linealizan las ecuaciones de los modelos descritos anteriormente en todo el estado estacionario no estocástico. A continuación se resumen las ecuaciones lineales resultantes de expectativas racionales. El $\hat{\cdot}$ por encima de una variable denota desviación log del estado estacionario. La ecuación de consumo con la formación de hábito externo está dada por:

$$\hat{C}_t = \frac{h}{1+h} \hat{C}_{t-1} + \frac{1}{1+h} E_t \hat{C}_{t-1} - \frac{1-h}{(1+h)\sigma_c} (\hat{R}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + \frac{1-h}{(1+h)\sigma_c} (\hat{\varepsilon}_t^b - E_t \hat{\varepsilon}_{t+1}^b) \quad (28)$$

Cuando $h = 0$, esta ecuación se reduce a la ecuación de consumo tradicional. Con la formación de hábitos externa, el consumo depende de un promedio ponderado del pasado y el consumo esperado futuro. Nótese que en este caso la elasticidad de interés de consumo depende no sólo de la elasticidad de sustitución intertemporal, sino también del parámetro hábito persistencia. Un alto grado de persistencia de hábitos tenderá a reducir el impacto de la tasa real del consumo de una elasticidad dada de sustitución. La ecuación de inversión está dada por,

$$\hat{I}_t = \frac{1}{1+\beta} \hat{I}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{I}_{t+1} + \frac{\varphi}{1+\beta} \hat{Q}_t - \frac{\beta E_t \hat{\varepsilon}_{t+1}^I - \hat{\varepsilon}_t^I}{1+\beta} \quad (29)$$

Donde $\varphi = \frac{1}{S''}$. Como en CEE (2001), el modelado de los costos de ajuste del capital en función de la variación de la inversión en lugar de su nivel introduce dinámicas adicionales en la ecuación de la inversión, que es útil en la captura de la respuesta en forma de curva de joroba de la inversión frente a diversas perturbaciones incluyendo choques de política monetaria. Un shock positivo en la función de costos de ajuste, $\hat{\varepsilon}_t^I$, (también denotado como un shock negativo de la inversión) reduce temporalmente la inversión. La ecuación correspondiente para Q está dada por:

$$\hat{Q}_t = -(\hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1}) + \frac{1-\tau}{1-\tau+\bar{r}^k} E_t \hat{Q}_{t+1} + \frac{\bar{r}^k}{1-\tau+\bar{r}^k} E_t \hat{r}_{t+1}^k + \eta_t^Q \quad (30)$$

donde $\beta = \frac{1}{1-\tau+\bar{r}^k}$. El valor actual del capital social depende negativamente de la tasa de interés real ex ante, y positivamente sobre su valor futuro esperado y la tasa de renta esperada. La introducción de un choque a la tasa requerida de retorno de la inversión de capital, η_t^Q , que se entiende como un acceso directo a cambios de captura en el costo de capital que pueden deberse a variaciones estocásticas en la financiación externa premium¹². Suponemos que este choque de prima de riesgo sigue un proceso normal i.i.d en un modelo completamente desarrollado, la producción de bienes de capital y el proceso de inversión asociados podrían ser modelados en un sector separado. En tal caso, la información imperfecta entre los prestatarios de capital y la producción de los intermediarios financieros podrían dar lugar a una prima de financiación externa estocástica. Por ejemplo, en Bernanke, Gertler y Gilchrist (1998),

¹² Este es el único choque que no está directamente relacionada con la estructura de la economía.

la desviación de los supuestos del mercado de capitales genera desviaciones entre el rendimiento de los activos financieros y patrimonio que están relacionadas con la situación patrimonial de las empresas en su modelo. Aquí, se supone implícitamente que la desviación entre los retornos puede ser capturado por un shock estocástico, mientras que la distorsión de estado estacionario debido a este tipo de fricciones informativo es cero¹³.

La ecuación de acumulación de capital es standard:

$$\tilde{K}_t = (1 - \tau)\tilde{K}_{t-1} + \tau\tilde{I}_{t-1} \quad (31)$$

Con la indexación parcial, la ecuación de inflación se convierte en una especificación más general de la curva de Phillips nekeynesiana estándar

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1 + \beta\gamma_p} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\gamma_p}{1 + \beta\gamma_p} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{1}{1 + \beta\gamma_p} \frac{(1 - \beta\xi_p)(1 - \xi_p)}{\xi_p} [\alpha\hat{r}_t^k + (1 - \alpha)\hat{w}_t - \hat{\varepsilon}_t^a + \eta_t^p] \quad (32)$$

La inflación depende del pasado y la inflación futura esperada y el costo marginal actual, que en sí es una función de la tasa de arrendamiento del capital, el salario real y el parámetro de productividad. Cuando $\gamma_p = 0$, esta ecuación se revierte a la curva de Phillips. En otras palabras, el grado de indexación determina la forma en que mira hacia atrás el proceso de inflación. La elasticidad de la inflación con respecto a los cambios en el costo marginal depende principalmente del grado de rigidez de precios. Cuando todos los precios son flexibles ($\xi_p = 0$) y la crisis de los price -markup es cero, esta ecuación se reduce a la condición normal que en una economía flexible de precios al costo marginal real debería ser igual a uno.

Del mismo modo, la indexación parcial de los salarios nominales se traduce en la siguiente ecuación de salario real:

$$\hat{w}_t = \frac{\beta}{1 + \beta} E_t \hat{w}_{t+1} + \frac{1}{1 + \beta} \hat{w}_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta} E_t \hat{\pi}_{t+1} - \frac{1 + \beta\gamma_w}{1 + \beta} \hat{\pi}_t + \frac{\gamma_w}{1 + \beta} \hat{\pi}_{t-1} - \frac{1}{1 + \beta} \frac{(1 - \beta\xi_w)(1 - \xi_w)}{\xi_w} \times \left[\hat{w}_t - \sigma_L \hat{L}_t - \frac{\sigma_c}{1 - h} (\hat{C}_t - h\hat{C}_{t-1}) - \hat{\varepsilon}_t^L - \eta_t^w \right] \quad (33)$$

El salario real es una función de los salarios reales pasados y esperados actuales, y la tasa de inflación pasada, donde el peso relativo depende del grado de indexación de los salarios no optimizados. Cuando $\gamma_w = 0$, los salarios reales no dependen de la tasa de inflación rezagada. Hay un efecto negativo de la desviación del salario real vigente a partir del salario que prevalecería en un mercado de trabajo flexible. El tamaño de este efecto será mayor, cuanto menor sea el grado de rigidez del salario, menor es la elasticidad de la demanda de mano de obra y menor la elasticidad inversa de la oferta de trabajo (la curva más llana es la de oferta de mano de obra).

La igualación de costo marginal implica que, para un determinado capital social instalado, la demanda de trabajo depende negativamente del salario real (con una elasticidad unidad) y positivamente de la tasa de alquiler del capital:

¹³ Para interpretaciones alternativas del shock prima de riesgo y un análisis óptimo de la política monetaria en la presencia de este tipo de perturbaciones, ver Dupor (2001).

$$\widehat{L}_t = -\widehat{w}_t + (1 + \psi)\widehat{r}_t^k + \widehat{k}_{t-1} \quad (34)$$

$\psi = \frac{\psi'(\mathbf{1})}{\psi''(\mathbf{1})}$ es la función inversa de la elasticidad de la utilización de costo de capital. La condición de equilibrio del mercado de bienes se puede escribir como:

$$\widehat{Y}_t = (1 - \tau k_y - g_y)\widehat{C}_t + \tau k_y \widehat{I}_t + g_y \varepsilon_t^G = \Phi \widehat{\varepsilon}_t^a + \Phi \alpha \widehat{k}_{t-1} + \Phi \alpha \psi \widehat{r}_t^k + \Phi (1 - \alpha) \widehat{L}_t \quad (35)$$

donde k_y es la relación capital-producto en estado estacionario, g_y es el gobierno del estado estacionario en relación gasto -producto y Φ es la parte del costo fijo en la producción. Suponemos que el choque del gasto público sigue un proceso autorregresivo de primer orden con un término de error i.i.d normal: $\varepsilon_t^G = \rho_G \varepsilon_{t-1}^G + \eta_t^G$. Finalmente, el modelo se cierra mediante la adición de la siguiente función empírica de la política monetaria:

$$\widehat{R}_t = \rho \widehat{R}_{t-1} + (1 - \rho) \left\{ \overline{\pi}_t + r_\pi (\widehat{\pi}_{t-1} - \overline{\pi}_t) + r_y (\widehat{Y}_t - \widehat{Y}_t^p) \right\} + r_{\Delta\pi} (\widehat{\pi}_t - \widehat{\pi}_{t-1}) + r_{\Delta y} (\widehat{Y}_t - \widehat{Y}_t^p - (\widehat{Y}_{t-1} - \widehat{Y}_{t-1}^p)) + \eta_t^R \quad (36)$$

Las autoridades monetarias siguen una regla de Taylor generalizada respondiendo poco a poco a las desviaciones de la inflación rezagada de un objetivo de inflación (normalizado a ser cero) y la brecha del producto queda definida como la diferencia entre el producto efectivo y producto potencial (Taylor 199). En consonancia con el modelo DSGE, el producto potencial se define como el nivel de producción que prevalecería en condiciones de precios flexibles y los salarios en ausencia de los tres shocks "impulsados por el costo". El parámetro ρ capta el grado de tipo de interés suavizado. Además, también hay una retroalimentación a corto plazo de los cambios actuales en la inflación y la brecha del producto.

Finalmente, se supone que hay dos choques de política monetaria: un shock permanente con el objetivo de inflación ($\overline{\pi}_t$), que se supone que sigue un proceso autorregresivo de primer orden ($\overline{\pi}_t = \rho_\pi \overline{\pi}_{t-1} + \eta_t^\pi$); y el otro, un shock de la tasa de interés temporal normal i.i.d.- (η_t^R), este último también se denota un choque de política monetaria.

Por supuesto, es importante darse cuenta de que no había una única autoridad monetaria durante la mayor parte del período de la muestra que se estima en la ecuación (36). Sin embargo, Gerlach y Schnabel (2000) han demostrado que desde principios de 1990 las tasas de interés promedio se pueden caracterizar bastante bien por una regla de Taylor¹⁴.

Las ecuaciones (28) a (36) determinan las nueve variables endógenas: $\widehat{\pi}_t$, \widehat{w}_t , \widehat{K}_{t-1} , \widehat{Q}_t , \widehat{I}_t , \widehat{C}_t , \widehat{R}_t , \widehat{L}_t , \widehat{r}_t^k del modelo estudiado. El comportamiento estocástico del sistema de ecuaciones de expectativas racionales lineales es impulsado por diez choques de variables exógenas: cinco choques derivados de la tecnología y las preferencias (ε_t^a , ε_t^l , ε_t^b , ε_t^L , ε_t^G), tres choques "cost-push" (η_t^w , η_t^p , η_t^q), y dos choques de política monetaria (η_t^R , $\overline{\pi}_t$). Como se discutió antes, el primer conjunto de variables de choque se supone que siguen un proceso estocástico autorregresivo de primer orden independiente, mientras que el segundo conjunto se supone que son procesos i.i.d. - independiente.

¹⁴ en consonancia con las conclusiones de Clarida, Gali y Gertler (1998) de que una reacción de la política monetaria tipo Taylor es capaz de describir el comportamiento tanto de la Bundesbank, que actuó como el ancla de facto del mecanismo de tipos de cambio, los franceses y los bancos centrales italiano desde la década de 1980.

IV. Metodología de estimación

Uno de los objetivos fundamentales de la modelación macroeconómica es buscar la mejor manera de formular y refinar las teorías existentes con el fin de poder entender el comportamiento de las economías. El objetivo de estudio de los macroeconomistas se divide básicamente en dos ramas: el largo y el corto plazo. El primero de ellos está asociado a la búsqueda de aquellos factores que contribuyen y explican el crecimiento económico de las naciones, mientras que el segundo busca caracterizar e identificar los factores que determinan las fluctuaciones económicas.

No existen modelos perfectos, por lo que el papel del analista es fundamental en el tratamiento de la información estadística, en la selección y especificación de los modelos y en su combinación y en la jerarquización de los diferentes resultados con las diversas técnicas de modelización. Ellos permiten el análisis del riesgo de los pronósticos, incluso pensando en la sensibilidad de los supuestos, los shocks y las respuestas a las políticas.

El modelo se estima mediante el uso de un enfoque bayesiano, es una metodología basada en el sistema que se ajuste al modelo DSGE a un vector de series de tiempo. La estimación se basa en la función de probabilidad generada por la solución del modelo log-lineal. Las distribuciones prior se utilizan para incorporar información adicional en la estimación de los parámetros.

Estimación Bayesiana

La econometría bayesiana se basa en algunas reglas simples de probabilidades aplicables a los clásicos problemas econométricos, como la estimación de parámetros, comparación de modelos y/o ejercicios de proyecciones. Todos estos mismos propósitos involucran las mismas reglas de probabilidades, siendo una de las principales ventajas de esta metodología (Koop, 2003).

Para la estimación bayesiana de los modelos estructurales y DSGE se utilizó la obtención de la distribución de los *posteriors* de los parámetros del modelo basado en su representación log-lineal de estado-espacio utilizando el filtro de Kalman (Smets y Wouters, 2003). Para el análisis empírico, se utilizó Dynare¹⁵.

Todo el conjunto de ecuaciones linealizadas forma un sistema de expectativas racionales lineales que se puede escribir en la forma canónica de la siguiente manera,

$$\Gamma_0(\mathcal{G})z_t = \Gamma_1(\mathcal{G})z_{t-1} + \Gamma_2(\mathcal{G})\varepsilon_t + \Gamma_3(\mathcal{G})\xi_t \quad (37)$$

Donde z_t es un vector que contiene las variables del modelo expresados como log-desviaciones de su estado estacionario. El vector ε_t contiene las innovaciones de ruido blanco exógenas a las perturbaciones del modelo, y ξ_t es un vector de errores. Las matrices Γ_i son funciones no lineales de los parámetros estructurales contenidos en \mathcal{G} .

El vector z_t contiene las variables endógenas del modelo y diez shocks exógenos: shock de productividad (ε_t^a), shock de inversión (ε_t^I), cons. Preference shock (ε_t^p), shock de oferta de trabajo (ε_t^L), shock de gasto de gobierno (ε_t^G), shock de incremento del salario

¹⁵ Programa de Matlab para la estimación y evaluación de los modelos DSGE.

(η_t^w) , shock del incremento de precios (η_t^p) , shock de prima de riesgo (η_t^q) , shock del objetivo de inflación (π_t) , y el shock de la tasa de interés (η_t^R) .

En la forma log-lineal, estos choques se supone que siguen procesos autorregresivos ortogonales de orden uno. La solución a este sistema se puede expresar de la siguiente forma,

$$z_t = \Omega_z(\vartheta)z_{t-1} + \Omega_\varepsilon(\vartheta)\varepsilon_t \quad (38)$$

Donde Ω_z y Ω_ε son funciones del parámetro estructural. Sea y_t un vector de variables observables. Este vector está relacionado con las variables en el modelo a través de una ecuación de medición:

$$y_t = Hz_t \quad (39)$$

Donde H es la matriz que selecciona los elementos de z_t .

Las ecuaciones (38) y (39) corresponden a la forma de estado de representación de y_t . Si se supone que las innovaciones de ruido blanco ε_t se distribuyen normalmente, se puede calcular la función de probabilidad condicional para los parámetros estructurales utilizando el filtro de Kalman. Sea $p(\vartheta)$ las densidad a priori de los parámetros estructurales y $L(\vartheta/Y^T)$ la función de verosimilitud, donde $Y^T = \{y_1 \cdots y_T\}$ contiene las variables observables. La densidad posterior conjunta de los parámetros se calcula utilizando el teorema de Bayes,

$$p(\vartheta/Y^T) = \frac{L(\vartheta/Y^T)p(\vartheta)}{\int L(\vartheta/Y^T)p(\vartheta)d\vartheta} \quad (40)$$

Como la función de verosimilitud no tiene una expresión analítica, en este trabajo se usó el método numérico basado en el algoritmo de Metropolis-Hastings.

La Calibración de los Parámetros

El valor de los parámetros del modelo provienen generalmente de la teoría económica (ejemplo tasa de descuento intertemporal), de ecuaciones auxiliares ad-hoc o de procesos estocásticos exógenos. Como parte del proceso de resolución de estos modelos, se emplea el método de calibración donde el investigador asigna valores numéricos a estos parámetros tomando como referencia las cuentas nacionales, trabajos anteriores de otros autores o estimaciones.

Los parámetros se eligen de manera que coincidan con el estado de equilibrio del modelo con algunos los datos de tendencias a largo plazo en la economía chilena.

Siguiendo las estimaciones de, Juan Pablo Medina y Claudio Soto (2007, 2006)¹⁶, Michael Kumhof y Douglas Laxton (2009)¹⁷ se usa la participación en la función de producción del capital α , y la tasa de depreciación trimestral, τ . Durante la década de 1980, la proporción de los ingresos del trabajo en la producción de Chile fue de 0,53 ($\alpha = 0,47$). Sin embargo para ese momento la remuneración del trabajo en Chile no tenía en cuenta los ingresos de la mayoría de los trabajadores por cuenta propia y familiares, que equivalen a una gran parte de la fuerza de trabajo total. De otro lado,

¹⁶ Medina, J. P y Soto, C. (2007), "The Chilean Business Cycles through the lens of a Stochastic General Equilibrium Model". N° 457. Santiago: Banco Central de Chile. Medina, Juan Pablo y C. Soto (2006). "Model for Analysis and Simulations (MAS): A New DSGE for the Chilean Economy". Santiago: Banco Central de Chile.

¹⁷ Kumhof, M. y Laxton, D. (2009) "Chile's Structural Fiscal Surplus Rule: A Model-Based Evaluation". IMF working paper

como en Gollin (2002) muestra que para los países para los cuales hay datos suficientes para ajustar la medición tiende a ser cercana a la estimación de U.S que es de $\alpha = 0,3$.

El factor de tasa de descuento intertemporal, β , se establece en 0.99 (anualmente) con el fin de conseguir una tasa de interés nominal anual en torno al 6,5 % en el estado estacionario, en el largo plazo la tasa de inflación anual se establece en 3 %, que es consistente con el valor medio del objetivo de la inflación del IPC definido por el Banco Central de Chile desde 1999.

Por otra parte, Bergoeing et al. (2001) calibra el parámetro de amortización anual para Chile a 0,08 durante los años 80 y 90. Sin embargo, opta por utilizar $\tau = 0,058$ (que corresponde a una tasa de depreciación trimestral de 0,0145) en sus cálculos porque los valores más altos producen una relación capital-producto inverosímilmente bajos en Chile durante el período pertinente.

Previo a la estimación se verifica la especificación del modelo comprobando que todos los parámetros estén identificados en un rango que garantice una única solución en estado estacionario, así se reducen las posibilidades de tener singularidad estocástica en la estimación.

Al momento de realizar la estimación bayesiana se corroboró que los valores seleccionados para la calibración cumplen con la condición de Blanchard y Khan¹⁸, identificando 22 autovalores con módulo mayor a 1 y 22 variables con forward looking. Los parámetros que fueron estimados mediante inferencia bayesiana fueron los relacionados a la rigidez de precios acorde a Calvo y los parámetros de indexación de precios y salarios. Para efectuar la estimación se procede a definir una distribución a priori y luego se aplica el filtro de Kalman y las Cadenas de Montecarlo Markov donde se aproxima a la distribución posterior de cada parámetro.

Las variables endógenas seleccionadas como observables son: el Salario Real, el Output Gap, el Consumo y la Inversión. Se seleccionaron estas variables por su importancia en la explicación del ciclo económico. En total fueron consideradas 68 observaciones con datos de corte trimestral para el período de 1998Q1: 2014Q4.

En la parte final se encuentra la explicación del tratamiento de datos, los gráficos con las distribuciones a priori y a posteriori, los shocks de variables endógenas suavizados y las funciones de impulso respuesta.

Distribución Prior

Dentro de la interpretación fuerte, el enfoque bayesiano puede ser visto como una combinación de la función de verosimilitud de los parámetros del modelo con la distribución de los priors para obtener la función de densidad de los posteriors. Esos posteriors pueden entonces ser optimizados con respecto a los parámetros del modelo o a ambos directamente a través del método de muestreo de la cadena de Montecarlo Markov (MCMC). También permite formalizar el uso de información previa procedente ya sea de estudios micro o macroeconómicos y de este modo hacer la conexión con la literatura que muchas veces es usada en la calibración de los datos. Además el uso de distribuciones previas, desde un punto de vista práctico, en el algoritmo de optimización no lineal de los parámetros estructurales resulta más estable, lo que funciona cuando se tienen muestras pequeñas.

¹⁸Una de las condiciones que tiene que cumplir el modelo calibrado es la condición de Blanchard y Kahn (Escude, 2010), que requiere que la cantidad de autovalores con modulo superior a 1 sea la misma que las variables incluidas en el modelo adelantadas un período ($t+1$, forward looking variable).

Para la estimación de los parámetros de rigidez de precios se utilizó la distribución Beta que recubre el rango entre 0 y 1, un error estándar muy estricto suele tener una clara separación entre un shock persistente y no persistente.

Todas las varianzas de los shocks son asumidas como una distribución gamma inversa para garantizar que los valores resultantes sean positivos.

Distribución Posterior

En la estimación de los parámetros, el resultado de la estimación Bayesiana del modelo DSGE que se muestra en la siguiente **tabla I**. Los *posteriors* resultantes fueron obtenidos usando el algoritmo de muestreo Metropolis – Hastings basado en una cadena de Markov de 3.000 réplicas.

Tabla I – Distribución a Posteriori

Parámetro	Distribución	Prior media	posterior media	Intervalo 90%	
σ_L	Gamma Inversa	0.5	0.1877	0.1396	0.2473
h	Beta	0.5	0.5006	0.3967	0.6071
ξ_w	Beta	0.5	0.9795	0.9582	0.9968
γ_w	Beta	0.5	0.168	0.0251	0.4867
ξ_p	Beta	0.75	0.0171	0.0033	0.0304
γ_p	Beta	0.5	0.4209	0.0228	0.7177
ε_b	Gamma Inversa	0.1	1.7245	1.3055	2.3147
ε_{fiscal}	Gamma Inversa	0.1	0.2021	0.0416	0.3598
ε_{iz}	Gamma Inversa	0.1	0.0481	0.0406	0.0544
π	Gamma Inversa	0.1	0.0566	0.0225	0.0887
ε_I	Gamma Inversa	0.1	0.0853	0.0419	0.144

La elasticidad de oferta de trabajo se estima como una media posterior de valor 0.1877. El parámetro de formación de hábito tiene una media posterior de 0.5. Este coeficiente refleja el grado de inercia del consumo Chileno.

Observando los parámetros que caracterizan el grado de precio y rigurosidad de salario, se observa que su estimación será en algunos casos menor o igual que los asumidos en la distribución a priori. La mayor rigidez en los precios relativos a los salarios es poco intuitivo, pero resulta ser robusta para el modelo. A pesar de la distribución prior dada al parámetro en el precio de Calvo se dio un alto grado de rigidez. Una razón importante para el relativamente alto grado de rigidez de precios que de salarios podría ser por la especificación subyacente del proceso de conducir los costes marginales. Mientras que los costes marginales de los hogares individuales es de pendiente positiva (debido a la falta de utilidad marginal individual de trabajo), la curva de costo marginal en el sector de bienes intermedios se supone que es plana para todas las empresas (debido a los rendimientos constantes a escala). Para una elasticidad dada de precios al costo marginal real tiende al alza en la estimación de la rigidez de los precios Calvo.

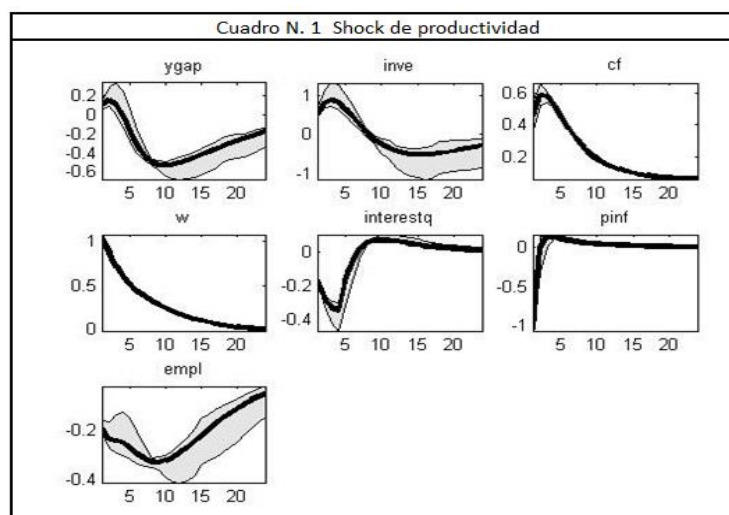
V. Funciones de Impulso Respuesta

Las funciones de impulso respuesta de las diversas perturbaciones estructurales se obtienen a través de la función de reacción de la política monetaria. Estas funciones muestran la reacción de las variables endógenas ante los cambios en los errores aleatorios del modelo, estos errores están incluidos como variables exógenas que son procesos AR(1).

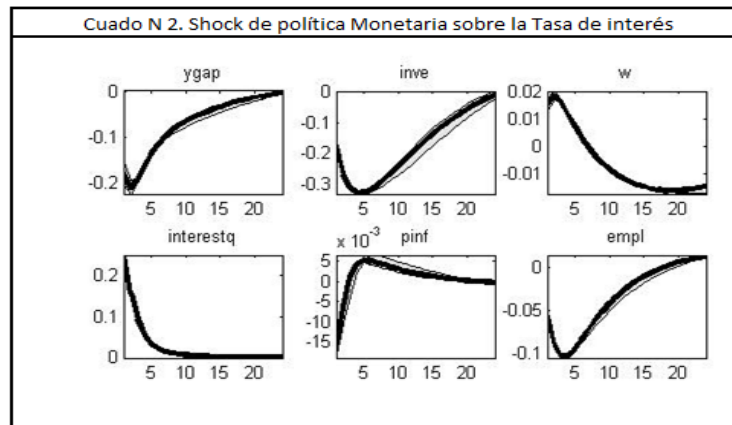
Un cambio (shock) en una variable en el período t afecta directamente a la variable lo cual transmite al resto a través de la estructura dinámica que representa el modelo DSGE.

A continuación se presentan las funciones de impulso respuesta de los shocks considerando un lapso de 24 periodos. Se observaran las IRF de las variables endógenas del modelo en su forma reducida ante shocks en base a los resultados de la estimación. En el cuadro 1 se muestra la reacción de las variables endógenas ante un *shock de productividad*. Se observa que a raíz de un choque positivo de productividad genera un crecimiento en las principales variables de la economía, con un beneficio permanente dado que se ve una caída de la inflación, ya que se reducen los costos marginales. Sin embargo, en respuesta al shock permanente de productividad en la inflación se eleva por encima de su estado estacionario después de algunos periodos.

Esto sucede cuando el Banco Central afloja en su política monetaria en respuesta a la caída de la inflación. El empleo inicialmente cae debido a que el aumento de la demanda agregada asociada con la expansión monetaria no es lo suficientemente fuerte para que se eleve la demanda de trabajo. Cuando el choque de productividad es permanente, la inversión se eleva con el tiempo y el aumento de la productividad marginal del trabajo. Este efecto, conduce a un aumento en la demanda de trabajo y por consiguiente aumento de los salarios y de la inflación pero tiene efecto negativo en el consumo.



Se observa en el cuadro N 2. que un *shock a la tasa de interés* genera una caída temporal en el output gap, la inversión, el nivel de empleo hasta que las variables retornan el largo plazo a su sendero de crecimiento de estado estacionario.

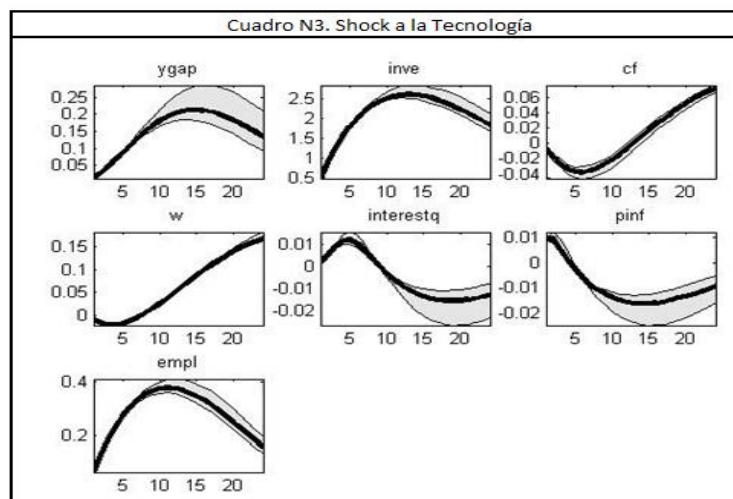


En el cuadro N. 3 se analiza el *shock de raíz unitaria en tecnología*. Como se puede apreciar, este shock genera un crecimiento en las variables de la economía, con un beneficio permanente dado que luego no retornan a su nivel de estado estacionario anterior, sino a uno superior.

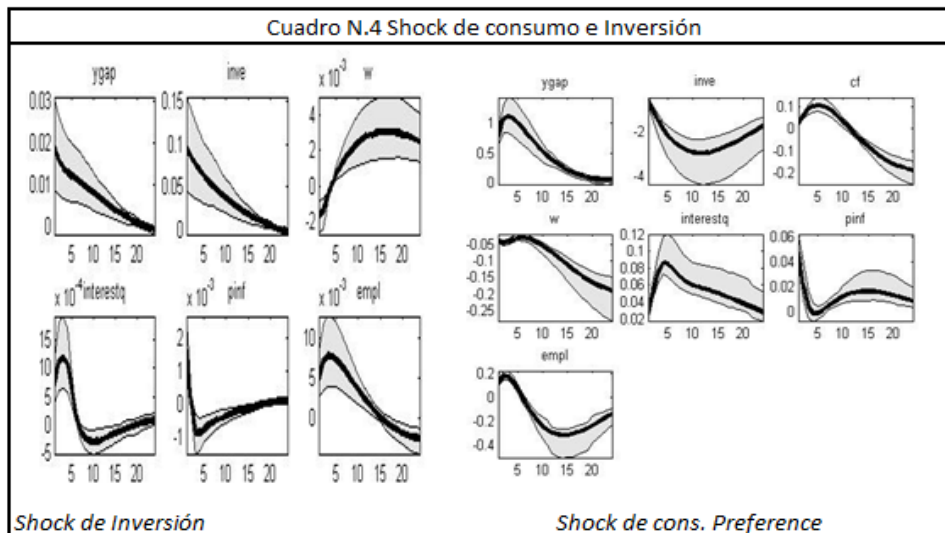
El output gap, el nivel de empleo, la inversión y el tipo de cambio real tienen un crecimiento sostenido y luego de 24 períodos retornan a un sendero de crecimiento superior al anterior.

El consumo tiene crecimiento generado por el shock pero luego de 24 períodos retorna a su sendero de crecimiento, mientras que la tasa de interés y la inflación tienen una reducción en su tasa de crecimiento hasta retornar luego a su nivel estacionario.

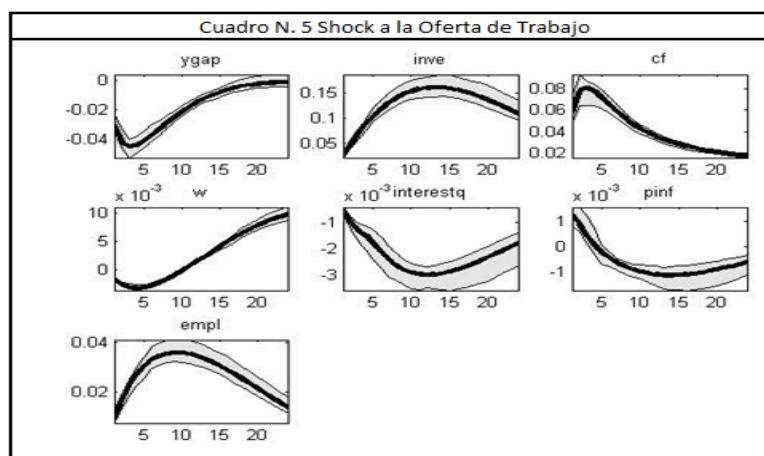
Se puede decir que el shock de raíz unitaria en tecnología tiene efectos positivos en la economía generando una tasa de crecimiento estacionario superior en las principales variables macro de la economía.



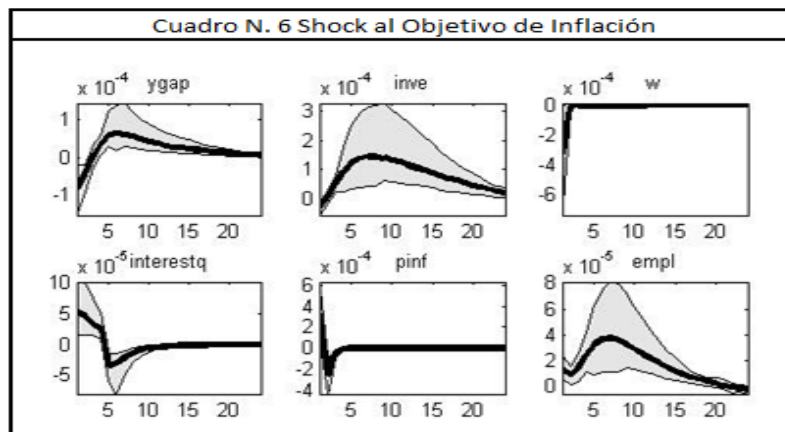
En el cuadro N. 4 se observan *los choques de Consumo e inversión*, levantan temporalmente el crecimiento de la inversión y la inflación. El choque de la inversión conduce a una depreciación del tipo de cambio real, como pueden ser bienes de inversión que son relativamente más intensivos en importaciones que otros bienes finales. En el choque del consumo, por el contrario, se observa a una depreciación real del output gap. La respuesta política a estos dos choques conduce a un aumento de la inflación. El shock de política monetaria a la inversión conduce a una depreciación del output gap.



El cuadro N. 5 muestra los efectos de un *shock de oferta de trabajo* positivo. Los efectos de este choque sobre la inflación y la tasa de interés son muy similares a los de un choque de productividad positivo. Se observa que hay una caída en el consumo y en el empleo, el salario real crece lo que podría conducir al incremento en el costo marginal y la inflación a largo plazo.



En los efectos de cambio *en el objetivo de inflación*, se observa, que no hay ningún efecto en la tasa de interés. El efecto de liquidez en la tasa de interés comienza a aumentar como resultado de las expectativas de inflación. La presencia o (ausencia) de un efecto de liquidez a raíz de un choque en la política monetaria dependerá del shock persistente de política monetaria. Debido a que el cambio en la política se implementa de forma gradual y de forma expectante en el tiempo para adaptarse, los efectos sobre el output gap se achica.



VI. Conclusiones

En este documento se identifican los choques que se basa el ciclo económico en Chile desde una perspectiva estructural. Se desarrolla y estima un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE) desarrollado por Smets y Wouters, adaptado a la economía chilena. Utilizando los datos sobre el consumo, inversión, la inflación, el salario real, el empleo, la tasa de interés, la tasa cambio real y el output gap. Identificando diez choques. Se incluyeron rigideces en los precios, salarios y se estimaron mediante inferencia bayesiana. Se introduce rigideces nominales y reales. En particular, considera la formación de hábitos en la función de utilidad del consumo e incorpora tanto precios como salarios rígidos. Estas rigideces nominales y reales pueden ser características presentes en una economía pequeña y abierta como la chilena.

El modelo cuenta con la utilización variable de capital, rigidez, fijación de salarios nominales, el ajuste de los costos en la acumulación del capital y la formación de hábitos en el consumo. También incluye un conjunto completo de shocks estructurales de “oferta” (productividad y oferta de trabajo), choques de “demanda” (preferencia, inversión y gasto público), tres choques de incremento (precio, beneficio salarial y de prima de las acciones) y dos choques de política monetaria.

Mediante el mismo es posible analizar los efectos de esas variables de un conjunto de shocks exógenos y pueden evaluarse las principales consecuencias de las políticas económicas llevadas adelante.

Las estimaciones de los parámetros de rigidez de precios y salarios, dan como resultado que los precios responden lentamente a los cambios en los costos marginales, mientras que los salarios se ajustan lentamente a las desviaciones en sus niveles.

La brecha del producto se define como la desviación de salida real de su valor de equilibrio de precios y salarios flexibles. Este juega un papel central en la evolución de la inflación (a través del efecto del que produce en el costo marginal) y como un objetivo de política.

VII. Referencias

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.*

- BANCO CENTRAL DE CHILE (2003):** “Modelos macroeconómicos y proyecciones del Banco Central de Chile”, *Banco Central de Chile. Santiago, 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.*
- Calvo, G (1983):** “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework”. *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383–98.
- Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum, and Charlie Evans (2001):** "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper.*
- 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.
- Christoffel, K.; G. Coenen y A. Warne (2008):** “The New Area-Wide Model of the Euro Area A micro-founded open-economy model for forecasting and policy analysis”, *ECB Working Paper Series 944, European Central Bank.*
- 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
- Doan, T.; R. Litterman y C. Sims (1984):** “Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions”, *Econometric Reviews, Vol. 3(1), pp. 1-100.*
- 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
- 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.*
- Galí, J. y M. Gertler (1999):** "Inflation dynamics: A structural econometric analysis", *Journal of Monetary Economics, Vol. 44(2), pp. 195-222.*
- Galí, J. y M. Gertler (2007):** “Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation”, *Journal of Economic Perspectives, Vol. 21(4), pages 25-45.*
- Gertler, M. y P. Karadi (2009):** “A Model of Unconventional Monetary Policy”. *NYU, mimeo*
- Geweke, J. (1998):** “Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development, and Communication”. *Staff Report N°249, Federal Reserve Bank of Minneapolis.*
- Honjo, K. y B. Hunt (2006):** “Stabilizing Inflation in Iceland”, *IMF Working Papers* 06/262, *International Monetary Fund.*
- Kumhof M. y Laxton, D. (2009):** “Chile’s Structural Fiscal Surplus Rule: A Model-Based Evaluation”. *IMF working paper*
- Jaramillo, P. (2009):** "Estimación de VAR Bayesianos para la Economía Chilena", *Revista de Análisis Económico, Vol. 24, N° 1, pp. 101-126.*
- Landerretche, O.; F. Morandé y K. Schmidt-Hebbel (1999):** “Inflation Targets and Stabilization in Chile”, *Documento de Trabajo N° 55, Banco Central de Chile*
- Laxton, D. y Pesenti (2003):** "Monetary rules for small, open, emerging economies," *Journal of Monetary Economics, Vol. 50(5), pp. 1109-1146.*
- Litterman, R. (1980):** "A Bayesian Procedure for Forecasting With Vector Autoregression", *Working Paper, Massachusetts Institute of Technology, Department of Economics*

- Medina, Juan Pablo y C. Soto (2005):** “Oil Shocks and Monetary Policy in an Estimated DSE Model for a Small Open Economy”. *Santiago: Banco Central de Chile.*
- Medina, Juan Pablo y C. Soto (2006):** “Model for Analysis and Simulations (MAS): A New DSGE for the Chilean Economy”. *Santiago: Banco Central de Chile.*
- Medina, Juan Pablo y C. Soto (2007):** “The Chilean Business Cycles through the lens of a Stochastic General Equilibrium Model”. *Nº 457. Santiago: Banco Central de Chile.*
- Mies, V.; F. Morandé y M. Tapia (2002):** “Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos para una Vieja Discusión”, *Documento de Trabajo Nº 181, Banco Central de Chile.*
- Sims, C. (1980):** “Macroeconomics and Reality”, *Econométrica, vol. 48(1), pp. 1-48.*
- Smets, F. y R. Wouters (2003):** “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area”. *Journal of the European Economic Association.*
- Smets, F. y R. Wouters (2007):** “Shocks and Frictions in U.S. Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach”. *Frankfurt: European Central Bank.*
- Stock, J. y M. Watson (1999):** “Forecasting Inflation”, *Journal of Monetary Economics, Vol. 44(2), pp. 293-335.*
- Stock, J. y M. Watson (2008):** “Phillips Curve Inflation Forecasts”, *NBER Working Paper 14322, National Bureau of Economic Research.*
- Valdés, R. (1997):** “Transmisión de la Política Monetaria en Chile”, *Documento de Trabajo Nº 16, Banco Central de Chile.*
- Woodford, M. (2003). “Interest and Prices: foundations of a theory of monetary policy”. *Princeton University Press. Princeton, New Jersey.*
- Zaman, A. (1996):** “Statistical Foundations for Econometric Techniques”. *Academic Press. San Diego, California.*

VIII. Anexos

Tratamiento de Datos

Para efectuar la estimación bayesiana de los parámetros σ_L , h , ξ_w , γ_w , ξ_p y γ_p .

Se seleccionaron 4 variables endógenas observables como: el salario real, la inversión, el output gap y el consumo.

La fuente de datos para estas variables fue el Banco Central de Chile. Las variables se encuentran en valores trimestrales y están deflactadas.

El tratamiento de datos se hizo acorde a lo recomendado por Dejong (2011) y Pfeifer (2014). Primero se desestacionalizaron las series utilizando el algoritmo Census X12 de Eviews 6. Luego se les aplicó a las series el filtro de Hodrick Prescott con $\lambda = 1.600$. Y luego, se calculó el desvío porcentual entre la variable y su tendencia.

$$\hat{y}_t = (y_t - trend_{y_t}) / y_t$$

De esta forma, todas las variables incluidas en el modelo, tienen media cero, son estacionarias y representan teóricamente desvíos respecto al estado estacionario.

Sistema de ecuaciones log-linealizadas

El modelo fue estimado en matlab utilizando el aplicativo Dynare 4.4.3.

Ecuación del consumo con la formación de hábito

$$\hat{C}_t = \frac{h}{1+h} \hat{C}_{t-1} + \frac{1}{1+h} E_t \hat{C}_{t-1} - \frac{1-h}{(1+h)\sigma_c} (\hat{R}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + \frac{1-h}{(1+h)\sigma_c} (\hat{\varepsilon}_t^b - E_t \hat{\varepsilon}_{t+1}^b)$$

Ecuación de Euler del consumo

$$\hat{C}_t = E_t \hat{C}_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (\hat{i}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}^c) + \frac{\varepsilon_M}{\sigma} E_t \hat{Z}_{t+1}^c$$

Ecuación de Inversión

$$\hat{I}_t = \frac{1}{1+\beta} \hat{I}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{I}_{t+1} + \frac{\varphi}{1+\beta} \hat{Q}_t - \frac{\beta E_t \hat{\varepsilon}_{t+1}^I - \hat{\varepsilon}_t^I}{1+\beta}$$

Costos de Ajuste del Capital

$$\hat{Q}_t = -(\hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1}) + \frac{1-\tau}{1-\tau+\bar{r}^k} E_t \hat{Q}_{t+1} + \frac{\bar{r}^k}{1-\tau+\bar{r}^k} E_t \hat{r}_{t+1}^k + \eta_t^Q$$

Acumulación del Capital

$$\hat{K}_t = (1-\tau) \hat{K}_{t-1} + \tau \hat{I}_{t-1}$$

Ecuación de la Inflación

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1+\beta\gamma_p} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\gamma_p}{1+\beta\gamma_p} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{1}{1+\beta\gamma_p} \frac{(1-\beta\xi_p)(1-\xi_p)}{\xi_p} [\alpha \hat{r}_t^k + (1-\alpha) \hat{w}_t - \hat{\varepsilon}_t^a + \eta_t^p]$$

Ecuación del salario real

$$\hat{w}_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{w}_{t+1} + \frac{1}{1+\beta} \hat{w}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{\pi}_{t+1} - \frac{1+\beta\gamma_w}{1+\beta} \hat{\pi}_t + \frac{\gamma_w}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1} - \frac{1}{1+\beta} \frac{(1-\beta\xi_w)(1-\xi_w)}{\left(1+\frac{(1+\lambda_w)\sigma_L}{\lambda_w}\right)\xi_w} \times \left[\hat{w}_t - \sigma_L \hat{L}_t - \frac{\sigma_c}{1-h} (\hat{C}_t - h\hat{C}_{t-1}) - \varepsilon_t^L - \eta_t^w \right]$$

Regla de Taylor

$$\hat{R}_t = \rho_R \hat{R}_{t-1} + (1-\rho_R) (\hat{\pi}_t^c + r_\pi (\hat{\pi}_{t-1}^c - \hat{\pi}_t^c) + r_y \hat{y}_{t-1} + r_x \hat{x}_{t-1}) + r_{\Delta\pi} (\hat{\pi}_t^c - \hat{\pi}_{t-1}^c) + r_{\Delta y} \Delta \hat{y}_t + \varepsilon_{R,t}$$

Demanda de trabajo

$$\hat{L}_t = -\hat{w}_t + (1+\Psi) \hat{r}_t^k + \hat{k}_{t-1}$$

Equilibrio del mercado

$$\begin{aligned}\hat{Y}_t &= (1 - \tau k_y - g_y)\hat{C}_t + \tau k_y \hat{I}_t + g_y \varepsilon_t^G \\ &= \Phi \hat{\varepsilon}_t^a + \Phi a \hat{k}_{t-1} + \Phi \alpha \psi \hat{r}_t^k + \Phi(1 - \alpha)\hat{L}_t\end{aligned}$$

Ecuación de la Política Monetaria

$$\begin{aligned}\hat{R}_t &= \rho \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho)\{\bar{\pi}_t + r_\pi(\hat{\pi}_{t-1} - \bar{\pi}_t) + r_y(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^p)\} + r_{\Delta_\pi}(\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_{t-1}) \\ &\quad + r_{\Delta_y}(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^p - (\hat{Y}_{t-1} - \hat{Y}_{t-1}^p)) + \eta_t^R\end{aligned}$$

Costo marginal real

$$\hat{m}\hat{c}_t = \frac{\xi}{1 + i^L \xi} \hat{i}_{t-1}^L + b^q \hat{w}_t + (1 - b^q) \hat{p}_t^N - \varepsilon_t$$

Oferta de trabajo

$$\begin{aligned}[\hat{k}_L + (1 + \beta)]\hat{w}\hat{r} &= k_L \left(\sigma_L \hat{L}_t + \frac{1}{1 - h} \hat{c}_t - \frac{h}{1 - h} \hat{c}_{t-1} + \hat{\xi}_{L,t} \right) \\ &\quad + \hat{w}\hat{r}_{t-1} + \beta E_t[\hat{w}\hat{r}_{t+1}] - (1 + \beta \chi_L) \hat{\pi}_{C,t} + \chi_L \hat{\pi}_{C,t-1} + \beta E_t[\hat{\pi}_{C,t+1}] \\ \text{donde, } k_L &= \frac{(1 - \beta \phi_L)(1 - \phi_L)}{\phi_L(1 + \sigma_L \varepsilon_L)}\end{aligned}$$

Acumulación del Capital

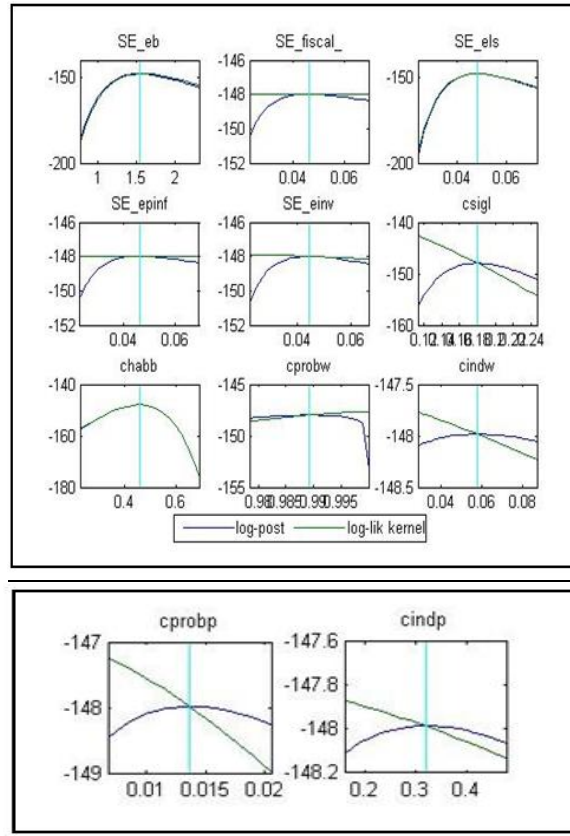
$$\hat{k}_{t+1} = \frac{1 - \delta}{(1 + n)(1 + g_y)} \hat{k}_t + \left(1 - \frac{1 - \delta}{(1 + n)(1 + g_y)} \right) (\text{inv}_t + \hat{\xi}_{L,t})$$

Ecuación del Empleo

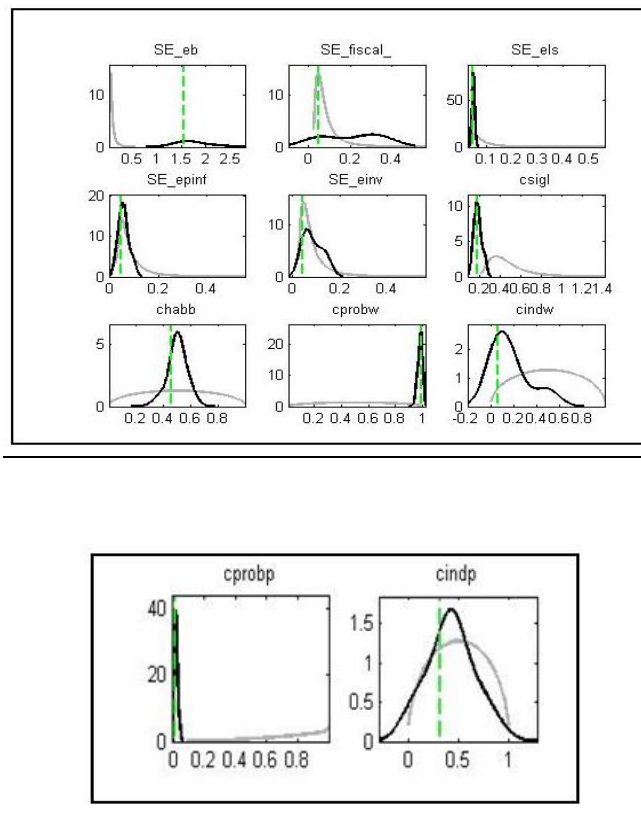
$$\hat{E}_t = \frac{\beta}{1 + \beta} E_t \hat{E}_{t+1} + \frac{1}{1 + \beta} \hat{E}_{t-1} + \frac{(1 - \xi_e)(1 - \xi_e \beta)}{(1 + \beta) \xi_e} (\hat{H}_t - \hat{E}_t)$$

Gráficos de la Estimación Bayesiana

Optimización de los estimadores



Distribución a Priori y a Posteriori



Shocks suavizados

