# EFECTIVIDAD DE LA POLÍTICA MONETARIA EN ALGUNAS ECONOMÍAS LATINOAMERICANAS

**Carlos José García**

***ILADES-Universidad Alberto Hurtado***

**Wildo González Portillo**

***Banco Central de Chile***

## Resumen

El objetivo de este artículo es realizar estimaciones de un modelo keynesiano simple de equilibrio general Monacelli (2003) para caracterizar la efectividad y los mecanismos de transmisión de la política monetaria en países latinoamericanos. Se estiman los parámetros por medio de métodos bayesianos para seis países latinoamericanos. Para estos países existe poca evidencia hasta el momento de la utilización de métodos bayesianos en modelos DSGE, por lo que esta artículo constituye un aporte para el mejor entendimiento de las economías latinoamericanas, por medio de los cuales se establecen las diferencias existentes en el mecanismo de transmisión de la política monetaria, siendo esto debido a la heterogeneidad en los parámetros que caracterizan a las economías de la región.

*Palabras Claves*: Economía Pequeña y Abierta, Métodos Bayesianos, Transmisión Política Monetaria.

*Clasificación JEL*: E52, E32, F41

# Índice

## 1. Introducción

Los modelos de la nueva síntesis keynesiana han sido ampliamente utilizados para el análisis de la política monetaria. Especialmente en los últimos años estos modelos han empezados a ser estimados para realizar proyecciones en los principales bancos centrales del mundo[1]. Sin embargo, los desarrollos para estimar estos modelos han estado limitados principalmente a economías desarrolladas con un escaso tratamiento en economías en desarrollo. El objetivo de este artículo es realizar estimaciones de un modelo keynesiano simple de equilibrio general Monacelli (2003)[2], para caracterizar la efectividad y los mecanismos de transmisión de la política monetaria en países latinoamericanos.

El trabajo se concentra en establecer la validez para Latinoamérica de los mecanismos de transmisión tradicionales discutido en la literatura de países desarrollados. Esta establece, en términos simples, que un *shock* monetario negativo, suponiendo precios rígidos, reduce la demanda agregada y con esto la demanda de insumos básicos. La caída en el precio de estos insumos finalmente hace caer los costos marginales y por lo tanto la inflación. Las tasas de interés más alta a su vez aprecian la moneda doméstica lo que a su vez reduce el costo de los insumos importados. En resumen, todos los efectos van en la dirección correcta de reducir la inflación. Sin embargo, la validez de todos estos efectos depende en forma clave de parámetros como el coeficiente de aversión relativa al riesgo, el grado de inercia inflacionaria, el grado de rigidez de precios domésticos e importados (*pass-through* imperfecto de tipo de cambio a precios), etc. En este artículo se busca tener una estimación de estos parámetros para un conjunto de países Latinoamericanos. Desde un punto de vista de política económica, tener una cuantificación adecuada de estos parámetros permitiría a los bancos centrales determinar más precisamente el efecto de la política monetaria sobre el resto de la economía.

Los principales resultados de la artículo confirma la importancia del *pass-through* en modificar las respuestas de los bancos centrales ante cambios en el tipo de cambio nominal, esta

---

[1] Algunos ejemplos son Lubik et al. (2005), Justiniano et al. (2005) y Smets et al. (2003).
[2] En un contexto similar al presentado por Lubik et al. (2005).

heterogeneidad se ve explicada por las diferencias existentes en la penetración de las importaciones en las canastas de consumo, siendo Colombia el país con una mayor penetración de las importaciones, seguido de Bolivia y Perú, con esto la respuesta a la inflación es mucho mayor a variaciones en el tipo de cambio nominal. Con relación a las preferencias de los individuos, estos presentan un grado de aversión al riesgo mayor a lo calibrado en modelos de equilibrio general para economías desarrolladas, la estimación del parámetro de México el cual posee el menor grado de aversión al riesgo; las demás economías oscilan en valores que son cercanos a las creencias representadas en el prior utilizado en la configuración del parámetro. El parámetro de rigidez de precios a la Calvo (1983) confirma que los valores estimados son cercanos a las obtenidos por diversos estudios, y que a su vez están en línea con los resultados obtenidos por Gali et al. (2001). Algo destacable, es el resultado obtenido con la transmisión de las variaciones del tipo de cambio nominal a la inflación, la literatura que estudia el *pass-through* de tipo de cambio a precios afirma que si bien el *pass-through* en el largo plazo es casi completo, el *pass-through* es incompleto en el corto plazo, sin embargo, el *pass-through* del tipo de cambio nominal a los precios de los productos importados se da con mayor rapidez, Campa et al. (2002). Es así, que el parámetro de rigidez en la fijación de precio de los importadores es mucho menor al prior especificado, Paraguay constituye el país en el cual los importadores ajustan con mayor rapidez los precios de los productos importados ante variaciones en el tipo de cambio nominal.

La heterogeneidad se presenta además en la respuesta de los bancos centrales a los cambios en la inflación así como también en el producto, esto es debido a las diferencias existentes en el grado de rigidez de las economías, lo cual modifican las respuestas óptimas de los bancos centrales. Es así que Paraguay y México, constituyen los países con mayor preocupación con respecto a cambios en la inflación, siendo además estos los países con el menor grado de rigidez de precio. Bolivia y Colombia, contrariamente a los dos anteriores constituyen los países con el mayor grado de rigidez de precio y también son los países con menor respuesta a cambios en la inflación. En relación al producto, Perú seguido de México, constituyen los países con un mayor grado de respuesta a los cambios en el producto. Por ultimo, en relación al tipo de cambio nominal, son tres los países que demuestran tener un mayor grado de preocupación, estos son Bolivia, Perú y Paraguay, en los dos primeros el alto grado de respuesta se debería a que estos presentan un mayor grado de penetración de las importaciones lo cual provoca que los cambios en el tipo de cambio nominal afecten mas directamente a los precios de los productos importados y por medio estos precios a la inflación. En relación a Paraguay, se debe a que este presenta un menor grado de rigidez en el ajuste de precios de los productos importados, lo cual contribuye a que los importadores ajusten sus precios con una mayor frecuencia, lo que ocasiona que estos acomoden con mayor rapidez los shocks externos a los cuales se enfrenta la economía paraguaya.

El desarrollo de esta artículo es la siguiente, en el capitulo 1 se presenta el modelo de Monacelli (2005) adaptada a una especificación similar a lo hecho por Lubik et al. (2005) con el paper de Gali et al. (2002), en el capitulo 2 se presenta la metodología utilizada para la estimación de los parámetros, en el capitulo 3 se describen los datos, así como también los prior y los resultados correspondiente a cada uno de los países de la muestra, y por ultimo se presenta una breve conclusión.

## 2. Modelo Teórico

En este capitulo se introduce el trabajo desarrollado por Monacelli (2005), el cual introduce un traspaso incompleto de las variaciones del tipo de cambio nominal sobre la inflación a través de una curva de Phillips, así por medio de la definición de la inflación CPI, este agrega las curvas de Phillips de las firmas productoras de bienes domesticas así como también de las importadoras.

### 2.1 Familias

Consideremos una economía pequeña y abierta que se encuentra habitada por una familia representativa que busca maximizar la siguiente función de utilidad

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \tag{1}$$

Donde $N_t$ denota las horas trabajadas, y $C_t$ es el índice de un bien de consumo compuesto definido por

$$C_t = \left[ (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{H,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{F,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \tag{2}$$

Donde $C_{H,t}$ y $C_{F,t}$ son los índices de los bienes de consumo domestico y externo. Estos índices están a su vez dados por

$$C_{j,t} = \left( \int_0^1 C_{j,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \qquad j = H, F$$

La elasticidad de sustitución entre los bienes domésticos y externos es medido por $\eta$. La elasticidad de sustitución entre bienes de cada categoría están dados por $\varepsilon$. Se asume que $\eta>0$ y $\varepsilon>1$.

La maximización de (1) esta sujeto a la siguiente restricción presupuestaria intertemporal

$$\int_0^1 \left[ P_{H,t}(i) C_{H,t}(i) + P_{F,t}(i) C_{F,t}(i) \right] di + E_t \left\{ Q_{t,t+1} D_{t+1} \right\} \le D_t + W_t N_t + T_t \tag{3}$$

Donde $P_{H,t}$ y $P_{F,t}$ son los precios del bien i domestico y del externo respectivamente, $D_{t+1}$ son los pagos nominales en el periodo t+1 de las tenencias del portafolio de las familias al final del periodo t, $Q_{t,t+1}$ es el factor de descuento estocástico de los pagos nominales, $W_t$ es el salario nominal y $T$ denota las transferencias lump-sum.

La asignación óptima del gasto de consumo dentro de cada categoría de bienes produce las siguientes funciones de demanda

$$C_{H,t}(i) = \left( \frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t} \qquad ; \qquad C_{F,t}(i) = \left( \frac{P_{F,t}(i)}{P_{F,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{F,t} \tag{4}$$

para todo $i \in [0,1]$, donde $P_{H,t} \equiv \left( \int_0^1 P_{H,t}(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ y $P_{F,t} \equiv \left( \int_0^1 P_{F,t}(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ son los índices de precio de los bienes domésticos e importados. Las asignaciones optimas del gasto de consumo entre los bienes domésticos y externos implica que

$$C_{H,t} = (1-\alpha) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \qquad ; \qquad C_{H,t} = \alpha \left( \frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \tag{5}$$

Donde $P_t \equiv \left[ (1-\alpha) P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha P_{F,t}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$ es el índice de precios al consumidor, donde $\alpha$ corresponde a la fracción de consumo doméstico asignado al bien importado, por lo cual este índice representa el grado de apertura de la economía.

Tomando en cuenta estas condiciones de optimalidad, la restricción presupuestaria es expresada como

$$P_t C_t + E_t \left\{ Q_{t,t+1} D_{t+1} \right\} \leq D_t + W_t N_t + T_t \tag{6}$$

Las condiciones de optimalidad del problema de las familias son las siguientes

$$C_t^{\sigma} N_t^{\varphi} = \frac{W_t}{P_t} \tag{7}$$

$$\beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) = Q_{t+1} \tag{8}$$

$$\beta R_t E_t \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) = 1 \tag{9}$$

Para futuras referencias se presenta la versión log – linealizada de las ecuaciones (7) y (9)

$$w_t - p_t = \sigma c_t + \varphi n_t$$

$$c_t = E_t \left( c_{t+1} \right) - \frac{1}{\sigma} \left( r_t - E_t \left\{ \pi_{t+1} \right\} - \rho \right),$$

Donde $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ y $\rho = -\beta$

## 2.2 Pass-through, tipo de cambio real y desviaciones de la paridad del poder de compra

La log-linealización de la definición del índice de precios al consumidor alrededor del estado estacionario nos entrega la siguiente ecuación

$$p_t = (1-\alpha)\, p_{H,t} + \alpha p_{F,t}$$

Utilizando la definición de los términos de intercambio $s_t$ tenemos que

$$p_t = (1-\alpha)\, p_{H,t} + \alpha\left(s_t + p_{H,t}\right), \text{ siendo } s_t = p_{F,t} - p_{H,t}$$

$$p_t = p_{H,t} + \alpha s_t$$

La inflación domestica igual a

$$\begin{aligned} \pi_{H,t} &= p_{H,t+1} - p_{H,t} \\ \pi_t &= \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t \end{aligned} \qquad (10)$$

Puesto que se asumió un *pass-through* imperfecto, el tipo de cambio real $q_t$, se relaciona directamente con los términos de intercambio $s_t$.

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t$$

$$q_t = \left(e_t + p_t^* - p_{F,t}\right) + (1-\alpha)\, s_t$$

$$q_t = \psi_{F,t} + (1-\alpha)\, s_t, \qquad (11)$$

Donde $\psi_{F,t} \equiv e_t + p_t^* - p_{F,t}$ denota la desviación del precio domestico del precio mundial, que es una medida de la desviación con respecto a la ley de un solo precio. De aquí en adelante, esta será definida como la "brecha en la ley de un solo precio".

En el caso de que el *pass-through* sea perfecto tendríamos que $\psi_{F,t} = 0$, con lo cual el modelo se seria similar al de Clarida et al. (2001). Monacelli (2005), explica que este supuesto produce dos fuentes de desviaciones con respecto a la PPP a nivel agregado. El primero, proviene de la heterogeneidad de la canasta de consumo entre una economía pequeña y el resto del mundo, este efecto es capturado por el término $(1-\alpha)s_t$ cuando $\alpha<1$. Cuando $\alpha \to 1$, las dos canastas de consumo agregado coinciden y las variaciones relativas de precio no son requeridas en el equilibrio. La segunda fuente de desviaciones proviene de la ley de un solo precio, que es capturada por los movimientos de $\psi_{F,t}$. Entonces, con *pass-trough* incompleto la brecha en la ley de un solo precio contribuye a la volatilidad del tipo de cambio real.

### 2.3 <u>Risk sharing y equilibrio en el mercado de bienes</u>

Suponiendo mercados completos, movimientos en el ratio de las utilidades marginales de consumo, en equilibrio deben implicar cambios en el tipo de cambio real, esto típicamente implica que $c_t = c_t^* + \frac{1}{\sigma} q_t$ [3], en nuestro caso, considerando la brecha en la ley de un solo precio tenemos que:

$$c_t = c_t^* + \frac{1}{\sigma}\left((1-\alpha)s_t + \psi_{F,t}\right) \tag{12}$$

Las demandas por bienes domésticos y externos pueden ser escritas respectivamente en términos log-linealizados

[3] Ver Gali et al. (2002).

$$c_{H,t} = \eta \alpha s_t + c_t$$

$$c_{H,t}^* = \eta\left(s_t + \psi_{F,t}\right) + c_t^*$$

Además, la condición de equilibrio en el mercado de bienes es igual a

$$y_t\left(i\right) = \left(1-\alpha\right) c_{H,t}\left(i\right) + \alpha c_{H,t}^*\left(i\right)$$

Combinando estas ecuaciones tenemos

$$y_t = \left(1-\alpha\right) c_{H,t} + \alpha c_{H,t}^*$$

$$y_t = \left(1-\alpha\right)\left(\eta \alpha s_t + c_t\right) + \alpha\left[\eta\left(s_t + \psi_{F,t}\right) + c_t^*\right]$$

$$y_t = \left(1-\alpha\right)\eta \alpha s_t + \left(1-\alpha\right) c_t + \alpha \eta s_t + \alpha \eta \psi_{F,t} + \alpha c_t^*$$

$$y_t = \left(2-\alpha\right)\eta \alpha s_t + \left(1-\alpha\right) c_t + \alpha \eta \psi_{F,t} + \alpha c_t^*$$

Realizando el supuesto $c_t^* = y_t^*$ y utilizando la ecuación (12), tenemos que

$$y_t = \left(1-\alpha\right)\eta \alpha s_t + \left(1-\alpha\right)\left[y_t^* + \frac{1}{\sigma}\left(\left(1-\alpha\right) s_t + \psi_{F,t}\right)\right] + \alpha \eta s_t + \alpha \eta \psi_{F,t} + \alpha y_t^*$$

$$y_t = \left(2-\alpha\right)\eta \alpha s_t + \left(1-\alpha\right) y_t^* + \frac{1}{\sigma}\left(1-\alpha\right)^2 s_t + \left(1-\alpha\right)\frac{1}{\sigma}\psi_{F,t} + \alpha \eta s_t + \alpha \eta \psi_{F,t} + \gamma y_t^*$$

$$y_t - y_t^* = (2-\alpha)\eta\alpha s_t + \frac{1}{\sigma}(1-\alpha)^2 s_t + \left(\frac{(1-\alpha)}{\sigma} + \gamma\eta\right)\psi_{F,t}$$

$$y_t - y_t^* = \left((2-\alpha)\eta\alpha + \frac{1}{\sigma}\left(1-2\alpha+\alpha^2\right)\right)s_t + \left(\frac{(1-\alpha)}{\sigma} + \alpha\eta\right)\psi_{F,t}$$

$$y_t - y_t^* = \left(2\eta\alpha - \eta\alpha^2 + \frac{1}{\sigma} - \frac{2\alpha}{\sigma} + \frac{\alpha^2}{\sigma}\right)s_t + \left(\frac{(1-\alpha)}{\sigma} + \alpha\eta\right)\psi_{F,t}$$

$$y_t - y_t^* = \frac{1}{\sigma}\left(2\eta\alpha\sigma - \eta\alpha^2\sigma + 1 - 2\alpha + \alpha^2\right)s_t + \frac{1}{\sigma}\left((1-\alpha) + \alpha\eta\sigma\right)\psi_{F,t}$$

$$y_t - y_t^* = \frac{1}{\sigma}\left(1 - \eta\alpha^2\sigma + \alpha^2 + 2\eta\alpha\sigma - 2\alpha\right)s_t + \frac{1}{\sigma}\left(1-\alpha+\alpha\eta\sigma\right)\psi_{F,t}$$

$$y_t - y_t^* = \frac{1}{\sigma}\left(1 - \alpha^2(\eta\sigma-1) + 2\alpha(\eta\sigma-1)\right)s_t + \frac{1}{\sigma}\left(1-\alpha+\alpha\eta\sigma\right)\psi_{F,t}$$

$$y_t - y_t^* = \frac{1}{\sigma}\left(1 - \alpha(\alpha-2)(\eta\sigma-1)\right)s_t + \frac{1}{\sigma}\left(1-\alpha+\alpha\eta\sigma\right)\psi_{F,t}$$

$$y_t - y_t^* = \frac{1}{\sigma}\left(1 + \alpha(2-\alpha)(\eta\sigma-1)\right)s_t + \frac{1}{\sigma}\left(1+\alpha(\eta\sigma-1)\right)\psi_{F,t}$$

$$y_t - y_t^* = \frac{1}{\sigma}\omega_\alpha s_t + \omega_\psi \psi_{F,t} \qquad (13)$$

donde $\omega_\alpha = 1 + \alpha(2-\alpha)(\sigma\eta - 1)$ y $\omega_\psi = 1 + \alpha(\sigma\eta-1)$, son respectivamente las elasticidades relativas del producto en relación a los términos de intercambio y la brecha de la ley de un solo precio, siendo $\omega_\alpha \geq \omega_\psi$.

Por medio de esta ecuación se obtiene la relación entre el producto domestico y el externo, el cual se ve afectado por la existencia del *pass-thorugh* incompleto.

### 2.4 <u>Curva de Phillips</u>

En el mercado de bienes domésticos existe un continuo de firmas monopolísticas (que son propiedad de los consumidores) indexadas por $i \in [0,1]$. Estas operan con una tecnología de producción igual a $y_t(i) = z_t + n_t$, donde $z_t$ es la productividad del trabajo. De la minimización de costo nos conduce se obtiene el costo marginal real como función del salario real $(w_t - p_{H,t})$ y la productividad del trabajo $z_t$

$$mc_t = (w_t - p_{H,t}) - z_t$$

$$mc_t = w_t - p_t + \alpha s_t - z_t$$

$mc_t = \sigma c_t + \varphi n_t + \alpha s_t - z_t$, donde $y_t = n_t + z_t$

$$mc_t = \sigma c_t + \varphi y_t - \varphi z_t + \alpha s_t - z_t$$

$$mc_t = \sigma c_t + \varphi y_t + \alpha s_t - (1+\varphi) z_t$$

Utilizando la ecuación (12) tenemos que

$$mc_t = \sigma\left( y_t^* + \frac{1}{\sigma}\left((1-\alpha) s_t + \psi_{F,t}\right)\right) + \varphi y_t + \alpha s_t - (1+\varphi) z_t$$

$$mc_t = \sigma y_t^* + (1-\alpha)s_t + \psi_{F,t} + \varphi y_t + \alpha s_t - (1+\varphi)z_t$$

$$mc_t = \sigma y_t^* + s_t - \alpha s_t + \psi_{F,t} + \varphi y_t + \alpha s_t - (1+\varphi)z_t$$

$$mc_t = \varphi y_t - (1+\varphi)z_t + \sigma y_t^* + s_t + \psi_{F,t} \tag{14}$$

Siguiendo a Monacelli (2005), se supone un *markup* constante sobre los costos marginales, además utilizando la ecuación (13), se obtiene el nivel del producto de precios flexibles que es igual a

$$\overline{y}_t = \overline{y}_t^n - \left(\frac{\omega_\alpha - \omega_\psi}{\sigma + \varphi\omega_\alpha}\right)\overline{\psi}_{F,t} \tag{15}$$

donde $\overline{y}_t^n \equiv \left(\frac{\omega_\alpha(1+\varphi)}{\sigma+\varphi\omega_\alpha}\right)z_t + \left(\frac{\sigma(1-\omega_\alpha)}{\sigma+\varphi\omega_\alpha}\right)y_t^*$ denota el nivel del producto natural, que es el producto que se obtiene con precios flexibles y *pass-through* perfecto.

Combinando las ecuaciones (13), (14) y (15) el equilibrio de los costos marginales puede ser escrito como

$$mc_t = \left(\varphi + \frac{\sigma}{\omega_\alpha}\right)\tilde{y}_t + \left(1 - \frac{\omega_\psi}{\omega_\alpha}\right)\psi_{F,t}, \text{ siendo } \tilde{y}_t \text{ la brecha del producto} \tag{16}$$

Se asume que el precio de exportación del bien domestico, $P_H^*(i)$, es flexible y determinado por la ley de un solo precio. Por otra parte la inflación del productor domestico sigue una típica Curva de Phillips *forward – looking*, bajo la regla de precio a la Calvo (1983), lo cual implica que estas reciben una señal a una tasa constante aleatoria $\theta_H$

Por lo tanto, la curva de Phillips domestica es igual a

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \{\pi_{H,t+1}\} + k_y \tilde{y}_t + k_\psi \psi_{F,t} \tag{17}$$

donde $k_y = \lambda_H \left( \varphi + \frac{\sigma}{\omega_\alpha} \right)$ , $k_\psi = \lambda_H \left( 1 - \frac{\omega_\psi}{\omega_\alpha} \right)$ y $\lambda_H = \frac{(1-\theta_H)(1-\beta\theta_H)}{\theta_H}$

Se supone además la existencia de distribuidores locales que importan bienes diferenciados para los cuales la ley de un solo precio se mantiene. En la fijación del precio corriente domestico de estos bienes los importadores resuelven un problema de *markup* optimo. Esto genera desviaciones en la ley de un solo precio en el corto plazo, mientras el *pass-through* completo es alcanzado solo asintóticamente, lo cual implica que la ley de un solo precio se cumple en el largo plazo. Por lo tanto la Curva de Phillips para estos importadores es igual a:

$$\pi_{F,t} = \beta E_t \{\pi_{F,t+1}\} + \lambda_F \psi_{F,t} \tag{18}$$

Combinando las ecuaciones (17), (18), y la definición de la inflación del CPI tenemos la curva de Phillips para la economía

$$\pi_t = \beta E_t \{\pi_{t+1}\} + k_y^c \tilde{y}_t + k_\psi^c \psi_{F,t} \tag{19}$$

donde $k_y^c = (1-\alpha)\lambda_H \left( \varphi + \frac{\sigma}{\omega_\alpha} \right)$ y $k_\psi^c = (1-\alpha)\lambda_H \left( 1 - \frac{\omega_\psi}{\omega_\alpha} \right) + \alpha\lambda_F$

Siguiendo a Lubik et al. (2005), se realiza el supuesto de que $\varphi = 0,\quad \eta = 1,\quad \sigma = \frac{1}{\tau}$, con lo que la curva de Phillips resultante es igual a

$$
\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + (1-\alpha)\frac{(1-\theta_H)(1-\beta\theta_H)}{\theta_H}\left(\frac{1}{\tau+\alpha(2-\alpha)(1-\tau)}\right)\tilde{y}_t
$$

$$
+\left[(1-\alpha)\frac{(1-\theta_H)(1-\beta\theta_H)}{\theta_H}\left(\frac{\alpha(1-\tau)(1-\alpha)}{\tau+\alpha(2-\alpha)(1-\tau)}\right)+\alpha\frac{(1-\theta_F)(1-\beta\theta_F)}{\theta_F}\right]\psi_{F,t} \qquad (20)
$$

Si consideramos que la inflación posee inercia, la curva de Phillips es igual a

$$
\pi_t = \frac{\beta}{1+\gamma\beta}E_t\{\pi_{t+1}\} + \frac{\gamma}{1+\gamma\beta}\pi_{t-1}(1-\alpha)\frac{(1-\theta_H)(1-\beta\theta_H)}{\theta_H(1+\gamma\beta)}\left(\frac{1}{\tau+\alpha(2-\alpha)(1-\tau)}\right)\tilde{y}_t
$$

$$
+\left[(1-\alpha)\frac{(1-\theta_H)(1-\beta\theta_H)}{\theta_H(1+\gamma\beta)}\left(\frac{\alpha(1-\tau)(1-\alpha)}{\tau+\alpha(2-\alpha)(1-\tau)}\right)+\alpha\frac{(1-\theta_F)(1-\beta\theta_F)}{\theta_F(1+\gamma\beta)}\right]\psi_{F,t} \qquad (21)
$$

Como la inflación domestica, la inflación expresada tiene una forma similar a las curvas de Phillips *forward – looking* derivadas para cada uno de los sectores, en este caso se observa que un aumento en la "brecha de la ley de un solo precio" genera un aumento en la inflación dada la brecha del producto, el traspaso no es completo, ya que este depende del grado de rigidez de precios de la economía, la penetración de las importaciones, la elasticidad de sustitución del consumo y la tasa de descuento intertemporal.

## 2.5 <u>Ecuación de Euler</u>

La ecuación (9) log – linealizada es igual a

$$
c_t = E_t(c_{t+1}) - \frac{1}{\sigma}\left(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho\right)
$$

Para la obtención de la ecuación de Euler en términos del producto es necesaria la utilizando de la ecuación (13) e introducirla dentro de la ecuación (12), resultando

$$y_t - y_t^* = \frac{1}{\sigma}\left(\omega_\alpha s_t + \omega_\psi \psi_{F,t}\right) \tag{13}$$

$$y_t = y_t^* + \frac{1}{\sigma}\left(\omega_\alpha s_t + \omega_\psi \psi_{F,t}\right)$$

$$s_t = \frac{\sigma}{\omega_\alpha}\left(y_t - y_t^*\right) - \frac{\omega_\psi}{\omega_\alpha}\psi_{F,t}$$

$$c_t = c_t^* + \frac{1}{\sigma}\left((1-\alpha)s_t + \psi_{F,t}\right) \tag{12}$$

$$c_t = y_t^* + \frac{1}{\sigma}(1-\alpha)\frac{\sigma}{\omega_\alpha}s_t\left(y_t - y_t^*\right) - \frac{1}{\sigma}(1-\alpha)\frac{\omega_\psi}{\omega_\alpha}\psi_{F,t} + \psi_{F,t}$$

$$c_t = \frac{(1-\alpha)}{\omega_\alpha}y_t + \left(1 - \frac{(1-\alpha)}{\omega_\alpha}\right)y_t^* + \left(1 - \frac{(1-\alpha)}{\sigma}\frac{\omega_\psi}{\omega_\alpha}\right)\psi_{F,t}$$

$$c_t = \Phi_\alpha y_t + \left(1-\Phi_\alpha\right)y_t^* + \left(1-\Phi_\psi\right)\psi_{F,t} \tag{22}$$

donde $\Phi_\alpha = \frac{(1-\alpha)}{\omega_\alpha}$ y $\Phi_\psi = \frac{(1-\alpha)}{\sigma}\frac{\omega_\psi}{\omega_\alpha}$

Combinando la ecuación (22) con la ecuación de Euler, tenemos esta última en términos del producto

$$c_t = E_t\left(c_{t+1}\right) - \frac{1}{\sigma}\left(r_t - E_t\left\{\pi_{t+1}\right\} - \rho\right)$$

$$\Phi_{\alpha} y_t + (1-\Phi_{\alpha}) y_t^* + (1-\Phi_{\psi})\psi_{F,t} = \Phi_{\alpha} y_{t+1} + (1-\Phi_{\alpha}) y_{t+1}^* + (1-\Phi_{\psi})\psi_{F,t+1} - \frac{1}{\sigma}\left(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho\right)$$

$$\Phi_{\alpha} y_t = \Phi_{\alpha} y_{t+1} - \frac{1}{\sigma}\left(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho\right) + (1-\Phi_{\alpha})\Delta y_{t+1}^* + (1-\Phi_{\psi})\Delta\psi_{F,t+1}$$

Siendo la ecuación de Euler, igual a

$$y_t = y_{t+1} - \frac{1}{\Phi_{\alpha}\sigma}\left(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho\right) + \frac{(1-\Phi_{\alpha})}{\Phi_{\alpha}}\Delta y_{t+1}^* + \frac{(1-\Phi_{\psi})}{\Phi_{\alpha}}\Delta\psi_{F,t+1} \tag{23}$$

$$y_t = y_{t+1} - \frac{\omega_{\alpha}}{\sigma(1-\alpha)}\left(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho\right) + \frac{(\omega_{\alpha} - 1 - \alpha)}{(1-\alpha)}\Delta y_{t+1}^* + \left(\frac{\sigma\omega_{\alpha} - (1-\alpha)\omega_{\psi}}{(1-\alpha)\sigma}\right)\Delta\psi_{F,t+1}$$

Luego, se toma en cuenta la definición que "Monacelli (2005)" realiza de la brecha del producto para expresar la última ecuación en términos de esta variable.

$$\tilde{y}_t = E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{\omega_{\alpha}}{\sigma(1-\alpha)}\left(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - rr\right) + \left(\frac{\omega_{\alpha} - 1}{\sigma(1-\alpha)}\right)\Delta\psi_{F,t+1} \tag{24}$$

Considerando los supuestos $\eta = 1$ , $\sigma = \frac{1}{\tau}$ , $\varphi = 0$, tenemos una ecuación igual a

$$\tilde{y}_t = E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{\tau + \alpha(2-\alpha)(1-\tau)}{(1-\alpha)}\left(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - rr\right) + \frac{\alpha(2-\alpha)(1-\tau)}{(1-\alpha)}\Delta\psi_{F,t+1} \tag{25}$$

Donde $rr$ es la tasa natural de interés real $rr = \sigma\left(\frac{\varphi(\omega_{\alpha} - 1)}{\sigma + \varphi\omega_{\alpha}}\right)E_t\left\{\Delta y_{t+1}^*\right\} - \left(\frac{\sigma(1-\rho)(1+\varphi)}{\sigma + \varphi\omega_{\alpha}}\right)z_t$, pero dado que se asume que $\varphi = 0$, $rr$ se reduce a $(1-\rho)z_t$.

## 2.6 Regla de Política Monetaria

Para el manejo de la política monetaria se asume que esta puede ser descrita por medio de una regla de tasa de interés, en la cual el banco central ajusta el instrumento en respuesta a cambios en la inflación, producto y tipo de cambio nominal. La posibilidad de que el tipo de cambio nominal este dentro de la regla de tasa de interés nos permite evaluar el grado de respuesta de la política monetaria a esta variable, además se introduce un parámetro de suavización de la tasa de interés que refleja el grado de persistencia en el instrumento de política.

$$r_t = \rho_R r_{t-1} + (1-\rho_R)\left[\psi_1 \pi_t + \psi_2 \tilde{y}_t + \psi_3 \Delta e_t\right] + \varepsilon_t^R \qquad (26)$$

siendo $\varepsilon_t^R$ un *shock* de política monetaria, el cual sigue un proceso AR(1).

Por lo tanto, el modelo se resume al siguiente conjunto de ecuaciones

Ecuación de Euler

$$\tilde{y}_t = E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{\tau + \alpha(2-\alpha)(1-\tau)}{(1-\alpha)}\left(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - rr\right) + \frac{\alpha(2-\alpha)(1-\tau)}{(1-\alpha)}\Delta\psi_{F,t+1} \qquad (25)$$

Curva de Phillips

$$\begin{aligned}\pi_t &= \frac{\beta}{1+\gamma\beta}E_t\{\pi_{t+1}\} + \frac{\gamma}{1+\gamma\beta}\pi_{t-1}(1-\alpha)\frac{(1-\theta_H)(1-\beta\theta_H)}{\theta_H(1+\gamma\beta)}\left(\frac{1}{\tau+\alpha(2-\alpha)(1-\tau)}\right)\tilde{y}_t \\ &+ \left[(1-\alpha)\frac{(1-\theta_H)(1-\beta\theta_H)}{\theta_H(1+\gamma\beta)}\left(\frac{\alpha(1-\tau)(1-\alpha)}{\tau+\alpha(2-\alpha)(1-\tau)}\right) + \alpha\frac{(1-\theta_F)(1-\beta\theta_F)}{\theta_F(1+\gamma\beta)}\right]\psi_{F,t}\end{aligned} \qquad (21)$$

Regla de Política Monetaria

$$r_t = \rho_R r_{t-1} + (1-\rho_R)\left[\psi_1 \pi_t + \psi_2 \tilde{y}_t + \psi_3 \Delta e_t\right] + \varepsilon_t^R \tag{26}$$

Definición tipo de cambio real

$$\Delta q_t = \Delta \psi_{F,t} + \Delta e_t + \pi_t^* - \pi_t \tag{27}$$

Una serie de variables que siguen un proceso AR(1)

$$\pi_t^* = \rho_{\pi^*} \pi_{t-1}^* + e\_\pi^*$$

$$z_t = \rho_A z_{t-1} + e\_A$$

$$\psi_{F,t} = \rho_\psi \psi_{F,t-1} + e\_\psi$$

$$\varepsilon_t^R = \rho \varepsilon_{t-1}^R + e\_R$$

$$q_t = \rho_q q_{t-1} + e\_q$$

# 3. Metodología

## 3.1 Introducción

La utilización de los métodos bayesianos para la estimación de modelos DSGE se ha convertido en una herramienta de bastante utilidad gracias a los trabajos de Smets et al. (2003), Schorfheide et al. (2004), Lubik et al. (2005) y Rabanal et al. (2005), estos mencionan las ventajas del método para lidiar con modelos que son una falsa descripción del proceso generador de datos.

Además, como menciona Smets et al. (2003) para el caso del Área Euro, las propiedades del mismo son bastante importantes cuando se cuenta con un número relativamente pequeño de datos de series de tiempo, lo cual fortalecen los resultados que obtenemos para Latinoamérica.

Canova (2005) resume las diferencias que existen entre el método de estimación clásico y la metodología bayesiana. En el primero la probabilidad de un evento es el límite de la frecuencia relativa de ese evento. Los parámetros del modelo son tratados como fijos, y son de valor desconocido. En este enfoque, estimadores insesgados son importantes debido a que el valor promedio del estimador de la muestra converge al valor verdadero por medio de la Ley de los Grandes Números. También, son preferidos estimadores de varianza mínima ya que entregan valores cercanos al parámetro verdadero. Finalmente, los estimadores y los tests son evaluados en muestras repetidas de manera a asegurar que entregue resultados correctos con una alta probabilidad.

En el segundo método las probabilidades son medidas con respecto al grado de creencias del investigador con respecto a un evento. Los parámetros son variables con una distribución de probabilidad. Las propiedades de los estimadores y los test en muestras repetidas son poco interesantes ya que las creencias pueden no necesariamente estar relacionadas con la frecuencia relativa de un evento en un número grande de experimentos hipotéticos. Finalmente, los estimadores son escogidos de manera a minimizar un función de perdida esperada condicional (siendo las expectativas tomadas con respecto a la distribución posterior) de los datos, Schorfheide (2000).

La adopción de una perspectiva estadística bayesiana en este contexto es por lo tanto particularmente atractiva, pues facilita la incorporación formal de la información *prior* de una manera directa.

Por otra parte los parámetros se interpretan como variables aleatorias. En la etapa de estimación, según DeJong et al. (2006) se realizan afirmaciones probabilísticas condicionales de los parámetros del modelo. El condicionamiento se hace con respecto a tres factores: la estructura del modelo, los datos observados y una distribución anterior (*prior distribution*) especificada por los parámetros. La estructura del modelo y los datos observados se combinan para formar una función de la probabilidad. Finalmente, al unir la función de la probabilidad con una distribución anterior (*prior*) a través de la regla de Bayes nos entrega una distribución posterior asociada.

Bajo una perspectiva bayesiana, la función de la probabilidad y la distribución posterior se pueden utilizar para determinar la plausibilidad relativa de parametrizaciones alternativas. El uso de la función de la probabilidad para este propósito da voz exclusiva a los datos. El punto de esta observación es que la incorporación de la información anterior no es lo que distingue análisis bayesiano del clásico, sino la interpretación probabilística de los parámetros.

Los procedimientos bayesianos, según DeJong et al. (2006) se han aplicado al análisis de DSGEs en la búsqueda de tres objetivos empíricos distintos. Primero, se han utilizado para poner los DSGEs como fuente de la información anterior con respecto al parametrización de los modelos de forma reducida. Una meta importante en esta clase de ejercicio es ayudar a proporcionar el contexto teórico para interpretar los pronósticos generados por los modelos de forma reducida.

En segundo lugar, se han utilizado para facilitar la estimación directa de DSGEs y para implementar modelos estimados en la persecución de una variedad de objetivos empíricos.

Tercero, los procedimientos bayesianos se han utilizado para facilitar las comparaciones de modelos. Como alternativa a la metodología clásica de testeo de hipótesis, en la comparación bayesiana del modelo, el contexto se facilita por medio del análisis de los posteriors odds. Los posteriors odds transportan las probabilidades relativas asignadas a los modelos competentes, a los *priors* condicional calculados y a los datos. Son directos de estimar e interpretar incluso en los casos donde todos los modelos competentes se saben que son falsos, y cuando no se jerarquizan las alternativas.

Los modelos estructurales empíricos están sujetos a tensiones. Si son pequeños y estilizados pueden llevar a especificaciones erróneas, mientras que los modelos a gran escala con muchos *shocks*[4], pueden introducir problemas de identificación y dificultades computacionales. El enfoque bayesiano es lo suficientemente rico como para hacer frente tanto a los problemas de identificación así como también a los problemas de especificación.

## 3.2 Métodos Bayesianos

El enfoque bayesiano tiene dos características principales. Primero, a diferencia de la estimación de GMM de reglas de política monetaria y condiciones del primer orden, el análisis de Bayesiano incorpora toda la información al estimar simultáneamente todas las ecuaciones y ajusta los modelos DSGE resueltos a un vector de series de tiempo agregados. Segundo, las distribuciones prior se pueden utilizar para incorporar información adicional en la estimación del parámetro.

Las suposiciones de las distribuciones de los *prior's* pueden agruparse en dos categorías: (1) parámetros para los cuales los *prior's* son relativamente fuertes, las cuales se basan en la lectura de evidencia empírica existente y sus implicaciones para la dinámica macroeconómica, y (2) los parámetros donde los *prior's* son difusos. Hablando ampliamente, los parámetros en el grupo anterior incluyen parámetros estructurales que influencian, por ejemplo, los rezagos en el mecanismo de la transmisión monetaria, mientras que los parámetros de la última categoría incluyen los parámetros que caracterizan los procesos estocásticos, es decir, *shocks* de varianza y el grado de persistencia de los *shocks*.

De acuerdo a lo expuesto por DeJong et al. (2006) y siguiendo a Sims (2002) un modelo DSGE log-linealizado puede ser escrito como un sistema de la forma

$$\Gamma_0(\theta)\, y_t = \Gamma_1(\theta)\, y_{t-1} + \Gamma_\varepsilon(\theta)\varepsilon_t + \Gamma_\eta(\theta)\eta_t \qquad (28)$$

[4] como los de Smets et al. (2003).

Donde $\theta$ es un vector de coeficientes estructurales, $\varepsilon_t$ una serie de innovaciones de procesos exógenos y $\eta_t$ esta compuesto por expectativas racionales de errores de pronóstico. La solución a esto puede ser escrita como

$$y_t = \Phi_1(\theta)\, y_{t-1} + \Phi_\varepsilon(\theta)\,\varepsilon_{t+1} \tag{29}$$

Para la aplicación del filtro de Kalman es necesaria la existencia de una ecuación de medida que relacione a las variables observables con las no observables. Las variables observables están denotadas por el vector $Y_t$ igual a

$$Y_t = \Phi_2(\theta)'\, y_t + u_t \tag{30}$$

Donde $E(u_t u_t') = \sum_u$ . La presencia de $u_t$ en (30) refleja la posibilidad de que las observaciones de $Y_t$ estén asociadas errores de medida. Definiendo $e_{t+1} = \Phi_\varepsilon(\theta)\varepsilon_t$, la matriz de covarianzas de $e_{t+1}$ esta dada por

$$\Phi_\varepsilon(\theta) = E(e \cdot e') \tag{31}$$

Sobre la base de algunos supuestos sobre la naturaleza estocástica de los errores de medida y los shocks estructurales, las ecuaciones (29) – (31) nos entregan una función de máxima verosimilitud $L\left(Y^T \middle| \theta\right)$ que puede ser evaluada para cualquier $\theta$ por medio del filtro de Kalman (ver Apéndice Filtro de Kalman).

Se toma una distribución previa (*prior*) con una función de densidad $p(\theta)$ sobre los parámetros estructurales $\theta$, de ahí los datos de $Y^T$ son utilizados para actualizar la distribución (*prior*) a través de la función de verosimilitud $L\left(Y^T \middle| \theta\right)$ de manera a obtener la distribución posterior de $\theta$. Considerando el Teorema de Bayes la distribución $p\left(Y^T \middle| \theta\right)$ toma la forma de:

$$
\begin{aligned}
p\left(\theta \middle| Y^T\right) &= \frac{L\left(Y^T \middle| \theta\right) p(\theta)}{p\left(Y^T\right)} \\
&\propto L\left(Y^T \middle| \theta\right) p(\theta)
\end{aligned} \tag{32}
$$

Donde $p\left(Y^T\right)$ es una constante desde el punto de vista de la distribución de $\theta$. $p\left(Y^T \middle| \theta\right)$ es la distribución posterior, la cual es condicional a $Y^T$ y al *prior* $p(\theta)$, que asigna probabilidades a valores alternativos de $\theta$.

El objetivo de un análisis bayesiano se trata del cálculo del valor esperado condicional de una función de parámetros $g(\theta)$:

$$
E\left[g(\theta)\right] = \frac{\int g(\theta) P\left(\theta \middle| Y\right) d\theta}{\int P\left(\theta \middle| Y\right) d\theta} \tag{33}
$$

El objetivo de esto es cubrir un amplio rango de casos dependiendo de la especificación de $g(\theta)$. Por ejemplo si $g(\theta)$ es igual a una identidad, entonces (33) nos entrega la media posterior. Alternativamente, si $g(\theta)$ es un indicador de un pequeño intervalo para $\theta^j$, el elemento j-esimo de $\theta$, entonces (33) nos entrega funciones de densidad marginal predichas para cada parámetro estructural del modelo.

Sin embargo, $E\left[g(\theta)\right]$ no puede ser calculado analíticamente, para ello son utilizados métodos numéricos para aproximarnos a las integrales que aparecen en (33). En el caso mas simple, es posible generar realizaciones de $\theta$ usando la distribución posterior $p(\theta|Y)$, siendo realizado a través de métodos de MonteCarlo.

Los problemas para calcular (33), en ausencia de una distribución posterior como una fuente directa de las realizaciones de $\theta$. Esto se debe en general a la complejidad de la función de probabilidad asociada a la representación estado espacio, y por que las funciones de probabilidad son especificadas en términos de los parámetros $\Phi(\theta)$, mientras los *prior's* son especificados en términos de los parámetros $\theta$.

Un método de aproximación a (33) utilizado es utilizado el Algoritmo Metrópolis – Hastings, el cual consiste en la construcción de un cadena de Markov de $\theta$ cuya distribución converga al posterior de $p(\theta|Y)$. La producción de una cadena de Markov se logra con el uso de una densidad del suplente, denotado por $\iota(\theta|\mu)$. Su implementación es la siguiente. Sea $\theta_{i-1}$ la mas reciente realización de $\theta$, y sea $\theta_i^*$ la realización obtenida de $\iota(\theta|\mu)$ que sirve como candidato a ser la siguiente realización exitosa de $\theta_i$. Bajo la cadena de independencia del Algoritmo Metropolis – Hastings, éste será el caso según la probabilidad

$$q\left(\theta_i^*|\theta_{i-1}\right)=\min\left\{1,\frac{P\left(\theta_i^*|Y\right)}{P\left(\theta_{i-1}|Y\right)}\frac{\iota\left(\theta_{i-1}|\mu\right)}{\iota\left(\theta_i^*|\mu\right)}\right\} \tag{34}$$

En la practica, el resultado de este evento aleatorio puede ser determinado comparando $q\left(\theta_i^*|\theta_{i-1}\right)$ con la realización de la muestra $\varsigma$ obtenida de una distribución normal sobre $[0,1]$ . Si $q\left(\theta_i^*|\theta_{i-1}\right)>\varsigma$, sino $\theta_i^*$ es descartado y reemplazado por la siguiente realización. Con $\iota(\theta|\mu)=P(\theta|Y)$ y $q\left(\theta_i^*|\theta_{i-1}\right)=1 \quad \forall \quad \theta_i^*$ estamos en el caso de una muestra directa. Siendo

$\{\theta_i\}$ la secuencia de realizaciones aceptadas, $E\left[g(\theta)\right]$ es aproximado por medio de $\bar{g}_N = \frac{1}{N}\sum_{1}^{N} g(\theta_i)$ y con un error estándar estimado igual a

$$s.e.(\bar{g}_N) = \left[\frac{1}{N}\left(\bar{\gamma}_0 + 2\sum_{l=1}^{N-1}\bar{\gamma}_l \frac{N-l}{N}\right)\right]^{1/2} \tag{35}$$

donde $\bar{\gamma}_l$ denota el estimador numérico del $l^{th}$ –orden autocovarianza de $g(\theta)$ obtenido del $\theta_i$ simulado.

## 3.3 Comparación entre Modelos

La manera en la cual es posible realizar comparaciones de distintas especificaciones de modelos es factible usando la función de probabilidad marginal. Esta es la probabilidad que modelo genere los datos. Esta se define como el integral de la función de probabilidad a través del espacio del parámetro que usa al *prior* como función de ponderación.

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

Donde $p(Y^T/H_i)$ es la probabilidad de haber observado los datos bajo la especificación del modelo $H_i$, donde $L(\theta/Y^T, H_i)$ y $p(\theta/H_i)$ son la función de verosimilitud y la distribución previa (*prior*) bajo la especificación del modelo $H_i$. Luego se construye una razón de la función de probabilidad marginal bajo especificaciones de modelo alternativas, esta es conocida como "Bayes factor"

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

Donde $B_{i,j}$ es el "Bayes factor" del modelo i sobre el modelo j. Si $B_{i,j} > 1$, entonces el modelo i es mas creíble que el modelo j.

Dado que es imposible obtener la distribución marginal de una forma exacta, el procedimiento a utilizar es integrar sobre las aproximaciones utilizadas para construir la distribución posterior, estas aproximaciones son generadas por medio del algoritmo Metropolis-Hastings.

### 3.4 Errores de especificación

Una interpretación del enfoque de la calibración abogado por Kydland et al. (1996) es que existe amplia evidencia en $\theta_0$ a través de las características de largo plazo de $y_t$ y de otros sets de datos denotados por $X$. Según lo mencionado, $X$ puede contener observaciones de nivel micro con respecto a las familias y al comportamiento de las firmas. Esta evidencia puede ser traslada a valores calibrados de $\theta$ que son utilizados para parametrizar el modelo de DSGE para tratar las cuestiones del interés. En ausencia de especificación errónea del modelo y de la presencia de la evidencia abundante de fuera de muestra $X$, los métodos de estimación basados en la probabilidad deben generar los mismos valores de parámetro que los calibradores eligen, y viceversa, los valores de parámetro obtenidos de un análisis de la calibración deben entregar una alta probabilidad. La experiencia de dos décadas de la calibración y de una década de estimación ha sido, desafortunadamente, que no hay bastante información adentro $X$ y que los valores de parámetro obtenidos de estudios nivel micro no conducen necesariamente a resultados razonables.

En el enfoque Bayesiano, la función de probabilidad es promediada por la densidad *prior* $p(\theta)$ y el prior puede tener información de $X$ que no está contenida en la muestra $Y$. A pesar de que el enfoque de máxima verosimilitud utiliza información para arreglar los elementos del vector de parámetros $\theta$, la densidad *prior* permite pesar la información sobre los diferentes parámetros según su fiabilidad.

El ajuste de un modelo DSGE se puede evaluar por medio de la comparación con modelo de la referencia. Un procedimiento es estimar las densidades marginales de diferentes versiones de modelos VAR Bayesianos con prior de Minnesota y compararlas con las densidades marginales del modelo.

El procedimiento tiene la interpretación de que las restricciones impuestas por el modelo de DSGE en la representación de VAR se relajan a tal grado que la desviación de la restricción mejora la densidad marginal de los datos de la especificación resultante. Una comparación de DSGE modelo impulso respuestas y las respuestas identificadas del BVAR-DSGE puede entregar una visión de la naturaleza de la mala especificación, esto se refleja en el valor de la densidad marginal. Es así, tomando la especificación propuesta por Del Negro et al. (2004), por medio del cual se evalúa como contribuye las restricciones impuestas por el modelo como prior en la estimación de un BVAR, la bondad de este método consiste en poder evaluar en distintos grados la contribución proveniente de los *prior`s* del modelo DSGE para poder explicar el comportamiento de los datos.

El ponderador del prior es medido por el parámetro $\lambda$, con lo cual las actuales observaciones son aumentadas con $T^* = \lambda T$ observaciones artificiales $\left(X^*, Y^*\right)$ generada por el modelo DSGE basado en el vector de parámetro $\theta$. El hiperparámetro $\lambda$ determina la efectividad de la muestra por medio de la creación de variables artificiales, si $\lambda$ tiene un valor pequeño el *prior* es difuso. La media de la distribución posterior cuando $\lambda = 0$, el resultado de la estimación es similar al que se hubiera obtenido estimando el modelo BVAR por medio de mínimos cuadrados ordinarios. Siendo esta especificación la menos restringida de los modelos de referencia al "*benchmark"*, luego del cual se procede a aumentar el valor de $\lambda$ de manera a ver si la densidad de los datos cambian en una magnitud considerable. En el caso de que el cambio sea de gran magnitud, esto indica que los *prior's* no colaboran en poder explicar el comportamiento de los datos.

# 4. Evidencia Empírica

## 4.1 Descripción de los Datos

Las observaciones utilizadas son de frecuencia trimestral y ajustadas estacionalmente, las variables son la tasa de crecimiento del GDP real, inflación, tasa nominal de interés, tipo de cambio nominal y tipo de cambio real. El periodo la frecuencia de los datos varía de acuerdo al país. Las observaciones de Bolivia comprenden entre el primer trimestre de 1991 al cuarto trimestre del 2004. En el caso de Chile desde el primer trimestre de 1986 al tercer trimestre del 2005. Colombia desde el primer trimestre de 1994 al tercer trimestre del 2005. México desde el primer trimestre de 1989 al tercer trimestre del 2005. Paraguay primer trimestre de 1994 al tercer trimestre del 2005. Por ultimo Perú, con observaciones desde el primer trimestre de 1993 al tercer trimestre del 2005. La fuente de los datos para los casos de Bolivia, Chile y Paraguay provienen de los respectivos Bancos Centrales de estos países, para Colombia, México y Perú estos fueron extraídos de la base de datos IFS del Fondo Monetario Internacional.

La tasa de crecimiento del producto es calculada por medio de diferencias de logaritmo multiplicadas por 100 de manera a convertirlas en porcentajes. El motivo de la utilización de la tasa de crecimiento del producto, siguiendo a Orphanides (2004), es que las medidas de la brecha del producto se encuentran contaminadas por una considerable medida de error, esta puede ser disminuida utilizando tasas de crecimiento del producto. La inflación esta definida como la diferencia de logaritmo del índice de precios al consumidor multiplicado por 100 de manera a obtener el porcentaje de inflación trimestral. Las series de tipo de cambio nominal de las monedas locales con relación al dólar americano así como también las series de tipo de cambio real son introducidas por medio de diferencias de logaritmo multiplicadas por 100 de manera a convertirlas en porcentajes. La definición de tipo de cambio real utilizado en todos los países de la muestra es igual a la definición del tipo de cambio real efectivo utilizado en las estadísticas del Fondo Monetario Internacional. Por ultimo, las tasas de interés nominal son las tasas de interés que los Bancos Centrales de estos países reportan como tasas de interés de política monetaria y por medio de los cuales estos ejecutan la política monetaria.

## 4.2 Elección de Priors

La obtención de valores para los parámetros utilizados en el modelo que provengan de estudios anteriores para estos países de Latinoamérica es limitada, salvo para países como Chile, Colombia y México. Sin embargo, para estos países no existe evidencia hasta el momento de la utilización de métodos bayesianos en modelos DSGE, siendo la excepción Chile[5]. Una de las propiedades del método bayesiano es dar voz a los datos, proveyendo información de cual es el grado de ajuste de los parámetros a los datos y a la realidad de la economía, los valores de los parámetros utilizados en modelos DSGE en los distintos países de Latinoamérica se encuentran dentro del rango de los valores típicos de la literatura, tomando esto en consideración se utilizan los mismos valores de *prior's* para los países de la muestra, y por medio de esto, dejar que los datos nos provean de información del grado de ajuste de estos valores a la realidad de los distintos países de la muestra. Los *prior's* son presentados en la tabla 1.

Para la regla de política monetaria se utilizan *prior's* centrados en valores comúnmente utilizados en reglas tipo Taylor, asumiendo que la respuesta de los Bancos Centrales a la inflación $\psi_1$ tiene una media igual a 1.5 y una desviación estándar igual a 0.2. En relación al producto se asume una respuesta $\psi_2$ igual a 0.25 y una desviación estándar de 0.125. Se considera la posibilidad de que la política monetaria reaccione a los movimientos en el tipo de cambio nominal, $\psi_3$ teniendo una media de 0.25 con una desviación estándar de 0.125. Las distribuciones de estos parámetros son gamma, lo cual restringe los valores de los parámetros a valores positivos. La regla de política monetaria permite la posibilidad de suavizar la tasa de interés, con lo que $\rho_R$ posee una media de 0.5 y una desviación estándar de 0.2, este parámetro posee una distribución beta por lo que se encuentra restringido a valores entre cero y uno $0<\rho_R<1$.

---

[5] Caputo et al. (2005), Medina et al. (2005).

El parámetro $\alpha$ corresponde a la porción de consumo doméstico asignado al bien importado, por lo cual este índice representa el grado de apertura de la economía, considerando el grado de apertura que las economías latinoamericanas poseen, se asume que este parámetro tiene una media de 0.5 y una desviación estándar igual a 0.2, como el parámetro de suavización de tasa de interés de la regla de política monetaria, la distribución asumida es beta, por lo que se encuentra restringida a valores entre creo y uno.

En relación al parámetro $\beta$, siguiendo a Lubik et al. (2005) esta se expresa en términos de la tasa de interés real de estado estacionario, de tal forma que $\beta = \exp(-r/400)$, se asume una distribución gamma con una media de 2.5 y una desviación estándar considerable de 1.0. La tasa de sustitución intertemporal del consumo $\tau$ se asume que posee una media igual a 0.5 y una desviación estándar igual a 0.1, con este valor de la media de la distribución de este parámetro se introduce la percepción de que los agentes económicos en economías en vías de desarrollo como las economías latinoamericanas son más adversos al riesgo. Si esto se confirma, indicaría que el efecto de las políticas de tasas en afectar la trayectoria de consumo intertemporal de los individuos seria limitada.

Con relación al parámetro que mide al grado de rigidez de los precios domésticos $\theta_H$ se asume que este sigue una distribución beta con una media igual a 0.75 y una desviación estándar de 0.1. Esto implicaría que los precios domésticos cambian en promedio cada cuatro trimestres, lo cual es consistente con los hallazgos de Gali et al. (2001). Para el caso del parámetro $\theta_F$ que mide el grado de rigidez de los precios de distribuidores locales que importan bienes se asume que sigue una distribución beta con una media igual a 0.75 y una desviación estándar de 0.1 al igual que $\theta_H$. El parámetro $\theta_F$ es importante ya que este gobierna el grado de *pass – through* de la economía. Además se asume que la inflación puede poseer inercia, siendo este reflejado en el parámetro $\gamma$ el cual tiene una media de 0.7 y una desviación estándar de 0.1.

Las variables tipo de cambio real $q_t$, brecha en la ley de un solo precio $\psi_{F,t}$, la inflación externa siguen un proceso AR(1), siendo centrados en valores iguales a 0.4, 0.5 y 0.7, con desviaciones estándar igual a 0.2, la distribución asumida para estos parámetros es beta por lo que se encuentra restringida a valores entre creo y uno. El nivel de persistencia asumido del *shock* monetario $\rho$ es centrado en 0.8 con una desviación estándar de 0.1, con relación al *shock* tecnológico $\rho_{rr}$ esta centrado en 0.5 con una desviación estándar de 0.2. Finalmente, en relación a los valores de las desviaciones estándar de los errores se procede a seguir a Lubik et al. (2005) con valores iguales a los utilizados por estos autores.

## 4.3 <u>Resultados</u>

Los estimadores bayesianos de los parámetros estructurales de los distintos países de la muestra pueden ser encontrados en la tabla 2. En los cuales se reportan las medias posteriores como puntos de estimación, además del intervalo de confianza de los posteriores al 90%.

### 4.3.1 <u>Bolivia</u>

Al estudiar el caso boliviano se observa que el modelo con inercia inflacionaria posee una densidad marginal mayor que el modelo sin inercia inflacionaria, por lo tanto nos concentraremos solo en el modelo con inercia inflacionaria, los resultados observados de los parámetros del modelo para el caso boliviano nos indican que la política monetaria posee una política anti – inflacionaria $\psi_1 = 1.41$ en el modelo con inercia, el intervalo oscila entre 1.18 y 1.6. También los datos demuestran que existe una preocupación con relación al producto $\psi_2 = 1.03$ en el modelo con inercia, sin embargo la respuesta de la política monetaria ante cambios en el tipo de cambio nominal es mayor que la respuesta del producto, siendo la media del parámetro $\psi_3$ igual a 1.0 en el modelo con inercia. También existe un alto grado de suavización de la tasa de interés nominal $\rho_R = 0.63/0.75$.

En relación a los parámetros estructurales, se observa que el parámetro que mide la proporción de las importaciones $\alpha$ tiene una media de 0.44 en el modelo con inercia. Con relación a los resultados de la estimación de $\beta = \exp(-r/400)$, tenemos que la tasa de interés real de estado estacionario es igual a 3.29 en el modelo con inercia, la media del parámetro $\tau$ de preferencia intertemporal tiene un valor que ronda de 0.45. Los parámetros que miden el grado de rigidez de precio domestico $\theta_H$ tiene una media de 0.83 en el modelo con inercia, la rigidez de precios de los importadores $\theta_F$ es igual a 0.22. En el modelo con inercia inflacionaria, $\gamma$ tiene una media posterior igual a 0.24, el cual es mucho mas bajo de lo que se suponía, ya que el *prior* para el parámetro era igual a 0.7.

En relación a las funciones de impulso respuesta, vemos que las respuestas del modelo ante un shock de política monetaria provoca respuestas del modelo que caen dentro del intervalo de confianza de las respuestas del BVAR-DSGE con $\lambda = 0$, esto sucede para el caso del producto y la tasa de interés, sin embargo, las respuestas de la inflación y el tipo de cambio nominal caen fuera del intervalo, lo cual sugiere al tipo de problema de especificación del modelo al no poder capturar completamente el comportamiento de la economía boliviana.

### 4.3.2 Chile

Las densidades marginales de los modelos para el caso chileno indican que el modelo con inercia inflacionaria se ajusta de mejor manera a los datos en comparación al modelo sin inercia inflacionaria. Los resultados de los parámetros de la regla de política evidencia una repuesta positiva en la tasa de interés nominal a la inflación, siendo $\psi_1$ igual a 1.80 (1.33; 2.23), los datos también reportan que la política monetaria también se preocupa con el producto, $\psi_2$ igual a 0.93 (0.55; 1.30) así como también con el tipo de cambio nominal aunque de manera mucho menor que las demás variables con una media igual a 0.20 y un intervalo muy amplio con valores que oscilan entre 0.09 y 0.31. El parámetro de suavización de tasa de interés tiene una media de 0.13 y un intervalo muy amplio como el parámetro de respuesta al tipo de cambio nominal.

La media posterior del parámetro que mide la proporción de las importaciones $\alpha$ posee una media de 0.33 (0.19; 0.45), la tasa de interés real de estado estacionario obtenida tiene una media de 2.58 con un amplio intervalo de confianza que va desde 0.98 a 4.07. El parámetro de preferencia intertemporal $\tau$ es igual a 0.45 (0.32; 0.59).

Los parámetros que miden el grado de rigidez de precio domestico $\theta_H$ tiene una media de 0.64 (0.57; 0.78) y $\theta_F$ una media de 0.20 (0.14; 0.25), el primer resultado es consistente con la evidencia obtenida por Céspedes et al. (2005), en relación al segundo es mucho menor al prior, y no existen estudios previos para la región que aporten evidencia para realizar comparaciones. En relación a los parámetros de variables que siguen un proceso AR(1) demuestran que los datos poseen un alto nivel de persistencia, siendo estas capturadas por los parámetros de dichos procesos.

En relación a los impulsos respuesta del modelo vemos que estos se encuentran dentro del intervalo del modelo BVAR – DSGE. Además, se evidencia de que las densidades marginales no empeoran al aumentar el valor $\lambda$, es decir, aumentado el nivel de participación de los *prior`s* del modelo DSGE dentro de los *prior`s* del modelo BVAR, las densidades marginales del modelo con inercia inflacionaria es igual a -660.64, la densidad del modelo BVAR – DSGE con un $\lambda = 0$ es de -660.64, en el caso extremo de un $\lambda = \infty$ la densidad marginal es -660.78, lo cual nos indica que las restricciones impuestas por el modelo DSGE colaboran en poder replicar el comportamiento de los datos.

### 4.3.3 <u>Colombia</u>

Al igual que en el caso de los dos países anteriores, las densidades marginales del modelo DSGE estimado para Colombia nos indica que el modelo con inercia inflacionaria tiene un mejor comportamiento en relación al modelo sin inercia inflacionaria. La evidencia de la estimación bayesiana nos indica que la política monetaria reacciona ante cambios en la inflación, el parámetro $\psi_1$ con media de 1.79 (1.35; 2.37), la respuesta ante cambios en el producto $\psi_2$ tiene una media de 1.28 (0.89; 1.66), $\psi_3$ que mide la respuesta ante cambios en el tipo de cambio nominal al igual que Chile tiene una media de 0.19 y un intervalo de confianza muy amplio que va de 0.07 a 0.29. En relación a la suavización de la tasa de interés $\rho_R$ esta tiene una media de 0.28 con un amplio intervalo (0.10; 0.45).

El resultado de la estimación del parámetro estructural $\alpha$ que mide el grado de apertura de la economía tiene una media de 0.49 con un intervalo de confianza que va de 0.30 a 0.72, la tasa de interés real de estado estacionario estimada es igual a 2.43, y el parámetro de preferencia intertemporal es igual a 0.46 siendo el intervalo igual a (0.31; 0.61). Estos resultados indican un alto grado de apertura de la economía colombiana medida por el grado de participación de los productos importados en la cesta de consumo.

La rigideces de precios domésticos de la economía colombiana $\theta_H$ obtenida por medio la estimación bayesiana se encuentra centrada en una media de 0.86 y un intervalo de confianza de 0.79 a 0.91, el parámetro de rigidez de precios de bienes importados $\theta_F$ tiene una media de 0.33 (0.25; 0.4), el nivel de inercia estimado por el modelo $\gamma$ es igual a 0.5.

Los impulsos respuesta del modelo DSGE se encuentran dentro del intervalo del BVAR – DSGE con $\lambda = 0$, lo cual nos indica que el modelo provee una buena aproximación de la respuesta de un modelo con menos restricciones que las impuestas por el modelo DSGE, ya que se asume que con un modelo con pocas restricciones tiene una mejor adaptación a los datos. Las densidades de ir aumentando el nivel de participación de las restricciones del modelo DSGE en los priors del BVAR-DSGE no disminuyen en gran medida, es así que va de valores iguales a -479.77 con un $\lambda = 0$ a un valor de -481.01 para un $\lambda = \infty$.

### 4.3.4 <u>México</u>

Al iniciar el estudio del comportamiento del modelo DSGE para este país, nos encontramos con el mismo resultado que en los anteriores países, la densidad marginal del modelo con inercia inflacionaria igual a -643.33 mayor que el obtenido por el modelo DSGE sin inercia inflacionaria con una densidad de -821.72. El parámetro de respuesta de la política monetaria a la inflación $\psi_1$ tiene una media de 1.88 (1.43; 2.46), considerando el parámetro de respuesta a cambios en el producto $\psi_2$, este posee una media de 1.33 con un intervalo de 0.81 a 1.75. La respuesta a cambios en el tipo de cambio nominal $\psi_3$ se encuentra centrado en 0.14. El parámetro de suavización de tasa de interés tiene una media de 0.53 y un intervalo de 0.36 a 0.70.

El parámetro $\alpha$ que mide el grado de apertura de la economía tiene una media de 0.42 con un intervalo bastante amplio de 0.21 a 0.63. La tasa de interés real de estado estacionario es igual a 2.56, también con un amplio intervalo de confianza de 0.98 a 4.19. El parámetro de preferencia intertemporal tiene una media de 0.47.

El parámetro de rigidez de los precios domésticos $\theta_H$ obtenida se encuentra centrada en una media de 0.68 y un intervalo de confianza de 0.46 a 0.98, el parámetro de rigidez de precios de bienes importados $\theta_F$ tiene una media de 0.23 (0.15; 0.3), el nivel de inercia estimado por el modelo $\gamma$ es igual a 0.58.

Observando el ajuste de los datos del modelo con inercia inflacionaria, este es -643.33 en comparación al modelo sin inercia inflacionaria -821.72. El aporte de las restricciones del modelo DSGE a explicar el comportamiento de los datos de la economía peruana se observa por medio de las densidades marginales del BVAR – DSGE con distintos valores de $\lambda$, ya que con un $\lambda = 0$ tiene una densidad marginal igual a -643.87 al aumentar el nivel de participación de los priors del modelo DSGE con un $\lambda = \infty$ la densidad marginal es igual a 643.28.

### 4.3.5 Paraguay

En el caso de la economía paraguaya, se observa que el parámetro de respuesta de la política monetaria ante cambios en la inflación $\psi_1$ tiene una media de 2.27 con un intervalo de 1.80 a

2.81, también se puede observar que existe una preocupación con respecto al producto, siendo la media del parámetro $\psi_2$ igual a 0.72 (0.21; 1.17), el grado de atención de la política monetaria con respecto al tipo de cambio nominal es alto, ya que la media del parámetro estimado $\psi_3$ es igual a 0.51 con un intervalo de 0.28 a 0.78, el grado de suavización de tasa de interés es relativamente bajo ya que este se encuentra centrado en 0.15.

La tasa de interés real de estado estacionario estimada tiene una media de 2.49, con un amplio intervalo de 0.89 a 4.13, el parámetro que mide el grado de apertura de la economía $\alpha$ tiene una media de 0.39, el intervalo de confianza al 90% se ubica entre 0.24 y 0.50. La media de la tasa de preferencia intertemporal $\tau$ es igual a 0.45 con un intervalo de 0.31 a 0.57. En relación a los parámetros que miden el grado de rigidez de precios de la economía paraguaya vemos que $\theta_H$ tiene una media de 0.59 (0.45; 0.71), en el caso de los precios importados la rigidez de precios $\theta_F$ tiene una media de 0.11, con un intervalo pequeño de 0.11 a 0.17. El grado de inercia de la inflación encontrado en la economía paraguaya y medida por medio del parámetro $\gamma$ es considerable, ya que posee una media de 0.53, con un intervalo de 0.41 a 0.65.

Las densidades marginales del modelo indican que el modelo con inercia inflacionaria es superior al modelo sin inercia inflacionaria. Los impulso respuesta del modelo con inercia inflacionaria caen dentro del intervalo de las respuestas del modelo BVAR – DSGE, por lo que se puede afirmar en base a esto, que el modelo posee un ajuste aceptable a los datos que describen a la economía paraguaya, esto se corrobora al considerar las densidades marginales para varios modelos BVAR – DSGE con distintos valores de $\lambda$, ya que con un $\lambda = 0$ tiene una densidad marginal igual a -549.76 al aumentar el nivel de participación de los priors del modelo DSGE con un $\lambda = \infty$ la densidad marginal es igual a -549.77.

### 4.3.6 Perú

En el caso peruano se observa que el parámetro de respuesta de la política monetaria a la inflación $\psi_1$ tiene una media de 1.89 (1.35; 2.25), la respuesta al producto tiene una media de

1.72, con un intervalo de 1.42 a 1.98. En este caso, la respuesta de la política monetaria a variaciones en el tipo de cambio nominal es de una magnitud considerable, al igual que Bolivia y Paraguay, la media de este parámetro para el caso peruano es de 0.61, con un amplio intervalo de 0.22 a 0.98. La suavización de la tasa de interés es mínima ya que el parámetro es de solo 0.07.

El parámetro de preferencia intertemporal $\tau$ tiene una media de 0.47, con un intervalo de 0.31 a 0.63. De acuerdo al modelo, el grado de apertura de la economía peruana $\alpha$ es igual a 0.45 con un intervalo de 0.22 a 0.65. La tasa de interés real de estado estacionario es igual a 2.53. Los resultados no cambian en gran medida en el modelo sin inercia inflacionaria. Los parámetros que miden el grado de rigidez de la economía peruana nos entregan los resultados de que el grado de rigidez en los precios domésticos $\theta_H$ esta centrado en 0.82, siendo la rigidez en el precio de los bienes importados igual a 0.36 con un intervalo de 0.25 a 0.47.

Realizando la comparación observando las densidades marginales de los dos modelos base, se observa que el ajuste de los datos del modelo con inercia inflacionaria es mejor -550.6 en comparación al modelo sin inercia inflacionaria -707.29. El aporte de las restricciones del modelo DSGE a explicar el comportamiento de los datos de la economía peruana se observa por medio de las densidades marginales del BVAR – DSGE con distintos valores de $\lambda$, ya que con un $\lambda = 0$ tiene una densidad marginal igual a -550.98 al aumentar el nivel de participación de los *priors* del modelo DSGE con un $\lambda = \infty$ la densidad marginal es igual a -550.68, por medio del cual es palpable que las restricciones impuestas por el modelo DSGE colaboran a poder explicar y comprender el comportamiento de la economía peruana.

## 5. Conclusiones

En este trabajo se cuantifica la transmisión de la política monetaria en algunas economías latinoamericanas a través de la estimación bayesiana de un modelo de equilibrio general keynesiano para una economía pequeña y abierta. La transmisión de la política monetaria depende de elementos claves como la rigidez de precios, doméstica como de bienes importados, el impacto de la tasa de interés sobre la demanda agregada y la inercia de la inflación. Por otra parte, el diseño de la política monetaria es clave para entender la transmisión monetaria. En otras palabras, es clave definir cual es la respuesta del banco central a cambios en diferentes variables como la inflación, el producto y el tipo de cambio. Los resultados siguientes resumen la evidencia encontrada para países latinoamericanos, analizado las diferencias entre estos y comparándolos con la evidencia existente en países desarrollados.

Primero, los resultados indican que el grado de rigidez en los precios de los productos domésticos en promedio de tres trimestres en las economías latinoamericanas. Colombia constituye el país con un mayor nivel de rigidez de precios con una media de casi dos años, en cambio el menor grado de rigidez se observa en Paraguay, donde los precios se mantienen en promedio fijos por sólo dos trimestres. Los precios para estos bienes resultan ser menos rígidos que los observados en los países desarrollados donde los precios están rígidos en promedio entre uno y dos años.

Segundo, los resultados confirman que si bien el grado de *pass-through* del tipo de cambio nominal a inflación es incompleto existiendo una fuerte heterogeneidad entre los países. En los casos boliviano, paraguayo y peruano el *pass-through* del tipo de cambio es más alto que en otros países; resultado que es explicado por una mayor proporción de productos importados en la canasta de consumo. Por tanto, en estos casos se modifica la respuesta de la política monetaria, puesto que los bancos centrales de esos países tienen una mayor respuesta a variaciones en el tipo de cambio nominal. Este resultado está en línea con la evidencia internacional. Lubik et al. (2005) indican que el grado del *pass-through* en las economías desarrolladas es mucho menor que en las economías latinoamericanas, esto se evidencia en el mayor grado de rigidez de precios de los productos importados, este resultado es similar al obtenido Justiniano et al. (2004) para

Australia, Canadá y Nueva Zelanda. En otro estudio, Goldfajn et al. (2000) también encuentra que el grado del *pass-through* es mayor en las economías latinoamericanas en comparación a otras regiones.

Efectivamente, el grado de penetración de las importaciones, medidas por su participación en el PIB, juega un rol importante en la determinación del grado de traspaso de las variaciones del tipo de cambio nominal al nivel de precios. En los modelos DSGE este valor está en entorno 0.3 - 0.4. Debido al grado de incertidumbre acerca de cual es el grado de penetración de las importaciones en las economías seleccionadas se utiliza un prior difuso con media de 0.5 y desviación estándar de 0.2. Los resultados son bastante heterogéneos, por ejemplo Colombia constituye el país con un mayor porcentaje de penetración de las importaciones con una media igual a 0.49, entretanto México tiene una media de 0.30. Estos valores son relativamente altos si se comparan estimaciones para economías como Canadá que es de 0.12 [Lubik et al. (2005)].

Tercero, es habitual en la literatura considerar que los individuos son adversos al riesgo; esto se evidencia en la calibración de dicho parámetro en los modelos DSGE con un valor de $\tau = 1.0$. Sin embargo, los resultados obtenidos en la estimación de este parámetro por medio de métodos bayesianos indican que los individuos son mas adversos al riesgo que lo indicado por los valores típicamente calibrados en los modelos DSGE; la media de la estimación para los países seleccionados tiene un valor aproximado de 0.45 y con un intervalo de confianza con un valor minino de 0.31 y un valor máximo de 0.61. Con esto la política monetaria en los países latinoamericanos de la muestra tiene un menor impacto en los componentes de la demanda agregada que dependen de la tasa de interés que los valores supuestos para países desarrollados.

Cuarto, considerando la inercia inflacionaria, se evidencia que la economía con un mayor grado de inercia inflacionaria es el Perú. En contraste, Bolivia es el país con el menor grado de inercia siendo su valor casi un tercio del caso peruano. Los demás países oscilan entre valores que van de 0.51 a 0.62. Estos resultados son inferiores al prior especificado. Los países en los cuales se evidencia un mayor grado de inercia en la inflación también presentan un mayor grado de rigidez en sus precios siendo esto evidenciado en los parámetros estimados para estas economías. Lubik et al. (2005) hallan que la inercia inflacionaria existente para la economía de Estados Unidos y el Área de Europa es similar al encontrado en esta artículo para los países de Latinoamérica, en su modelo *"benchmark"* estos obtienen una media de 0.41, mientras que en sus modelos alternativos la media oscila entre 0.63 a 0.84. En base a esto, se podría decir que el grado de inercia inflacionaria de las economías latinoamericanas es similar a la evidencia internacional.

Quinto, en relación a la respuesta de la política monetaria a la inflación y el producto, estas respuestas entregan valores esperados dentro de las calibraciones que se utilizan para la regla de Taylor. En general, los valores obtenidos en la estimación del parámetro de respuesta de la política monetaria a cambios en la inflación entregan valores superiores al prior inicial. La mayor respuesta se obtiene para Paraguay con una media de 2.27 y la menor respuesta se observa en Bolivia con una media de 1.41, siendo esta ultima el único con un valor por debajo del prior especificado. En todos los casos la respuesta de la política monetaria a la inflación es mayor que al producto.

Sexto, los resultados que cuantifican la respuesta de la política monetaria al producto es, en todos los casos, mayor al prior inicial. Perú constituye el país con una mayor preocupación con el producto al momento de ejecutar la política monetaria, la media del parámetro estimado para esta economía es igual a 1.72 y, Paraguay es el país con una menor respuesta al producto con una media de 0.72. Los demás países tienen respuestas que oscilan entre estos valores máximos y mínimos pero con intervalos de confianza amplios, con valores entre 0.20 a 1.90.

En relación a economías desarrolladas, el grado de respuesta de la política monetaria a los cambios en la inflación es similar a los resultados obtenidos para las economías latinoamericanas seleccionadas. Sin embargo, la respuesta a cambios en el producto es mucho menor (la media del parámetro estimado es igual a 0.5) lo cual indicaría una mayor preocupación por la inflación por parte de estas economías.

Finalmente, en relación al grado de suavización de las tasas de interés los resultados obtenidos son heterogéneos. El mayor valor se encuentra para Bolivia (0.63), luego sigue México (0.53) y para los demás países tiene una media menor a 0.2 con intervalos de confianza que presentan valores máximos que no llegan a ser mayores a 0.3. El único caso en el cual se puede afirmar en que la suavización de la tasa de interés es casi nula es en la economía peruana, con una media de 0.07. Realizando una comparación con los resultados obtenidos por Justiniano et al. (2004) se observa que las economías estudiadas por estos autores presentan un mayor grado de suavización de tasas de interés, siendo la media del parámetro estimado igual a 0.73. Este resultado concuerda con los resultados obtenidos por Lubik et al. (2005), en donde la media del parámetro estimado es igual a 0.76. Por lo tanto, los cambios en la política monetaria de países latinoamericanos en general son menos estables que en las economías desarrolladas.

## Referencias Bibliográficas


Calvo, Guillermo (1983): "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework". ***Journal of Monetary Economics***, Vol 12, Nº 3, (Setiembre), pp. 383–398.

Canova, Fabio (2005): ***Methods for Applied Macroeconomic Research***. Universitat Pompeu Fabra, IGIER.

Caputo, Rodrigo y Felipe Liendo (2005): "Monetary Policy, Exchange Rate and Inflation Inertia in Chile: A Structural Approach". ***Banco Central de Chile, Documento de Trabajo Nº 352***. Diciembre.

Céspedes, Luis; Marcelo Ochoa y Claudio Soto (2005): "The New Keynesian Phillips Curve in an Emerging Market Economy: The Case of Chile". ***Banco Central de Chile, Documento de Trabajo Nº 355***. Diciembre.

Clarida, Richard; Jordi Gali y Mark Gertler (2001): "Optimal Monetary Policy in Open versus Closed economies: An Integrated Approach". ***American Economic Review Papers and Proceedings***, Vol. 91, Nº 2, (Marzo), pp. 248–252.

DeJong, David y Chetan Dave (2006): ***Structural Macroeconometrics***. Princeton University Press.

Del Negro, Marco y Frank Schorfheide (2004): "Priors from General Equilibrium Models for VARs". ***International Economic Review***, Vol 45, Nº 2, (Mayo), pp. 643-673.

Gali, Jordi y Tommasso Monacelli (2002): "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy". ***NBER Working Paper Nº 8905***.

Gali, Jordi, Mark Gertler y David Lopez-Salido (2001): "European Inflation Dynamics". ***European Economic Review***, Vol 45 , Nº 7, (Mayo), pp. 1237-1270.

Goldfjan, Ilan y Sergio Werlang (2000): "The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study", ***PUC-RIO, Departamento de Economia, Working Paper Nº 423***. Abril.

Justiniano, Alejandro y Bruce Preston (2004): "Small Open Economy DSGE Models Specification, Estimation, and Model Fit". ***Fondo Monetario Internacional.*** Mimeo.

Kydland, Finn y Edward Prescott (1996): "The Computational Experiment: An Econometric Tool". ***Journal of Economic Perspective***, Vol 10, Nº 1, (Invierno), pp. 69-85.

Lubik, Thomas y Frank Schorfheide (2005): "Do Central Banks Respond to Exchange Rates? A Structural Investigation". ***University of Pennsylvania.*** Mimeo.

Medina, Juan Pablo y Claudio Soto (2005): "Oil Shocks and Monetary Policy in an Estimated DSGE Model for a Small Open Economy". Documento presentado en ***Monetary Policy Research Workshop in Latin America and the Caribbean,*** Santiago Chile, Noviembre.

Monacelli, Tommasso (2005): "Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment***". Journal of Money Credit and Banking***, Vol. 37, Nº 6, (Diciembre), pp. 1047-1066.

Orphanides, Athanasios (2004): "Monetary Policy Rules, Macroeconomic Stability, and Inflation: A View from the Trenches". ***Journal of Money, Banking and Credit***, Vol. 36, Nº 2, (Marzo), pp. 1150-1169.

Rabanal, Pau y Juan Rubio-Ramirez (2005): "Comparing New Keynesian Models of the Business Cycle: A Bayesian Approach***". Journal of Monetary Economics***, Vol. 52, Nº 6, (Setiembre), pp. 1151-1166.

Sims, Chris (2002): "Solving Linear Rational Expectations Models". ***Computational Economics,*** Vol. 20, Nº 1-2, (Octubre), pp. 1-20.

Smets, Frank y Ralf Wouters (2002): "An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for the Euro Area". ***Journal of the European Economic Association***, Vol. 1, Nº 5, (Setiembre), pp. 1123-1175.

## Anexos

### BVAR-DSGE

En este apéndice se introduce brevemente la metodología desarrollada por Del Negro et al. (2004), el aporte de estos autores consiste en utilizar los parámetros de un modelo DSGE como prior en la estimación de un BVAR, la bondad de este método consiste en poder evaluar en distintos grados la contribución proveniente de los *prior`s* del modelo DSGE para poder explicar el comportamiento de los datos.

Consideremos una representación del modelo DSGE de la siguiente forma

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + ... + \Phi_p y_{t-p} + u_t \tag{A.1}$$

El método BVAR-DSGE consiste en restringir los estimadores del VAR hacia las restricciones que son derivadas del modelo DSGE. Los estimadores restringidos pueden ser interpretados como estimadores bayesianos que son derivados de una distribución prior que concentran la masa de la probabilidad cercana a la restricción deseada del parámetro. Estos *prior`s* son una manera sistemática de agregar observaciones. De hecho, muchas de las distribuciones prior pueden ser incorporadas dentro de la estimación aumentado el set de datos actuales con observaciones *dummy*. El ratio de la *dummy* sobre las observaciones actuales – al cual llamaremos $\lambda$ – el cual mide el peso del prior relativo a la muestra.

El modelo DSGE esta indexado por medio de un vector $\theta$ de parámetros profundos. En lugar de condicionar el análisis aun valor específico $\theta$, Del Negro et al. (2004), utilizan una distribución prior sobre los parámetros del modelo DSGE. En términos econométricos, construyen un *prior* jerárquico consistente en una distribución marginal para $\theta$ y una distribución condicional para los parámetros VAR dado $\theta$, que es generado por medio de observaciones *dummy*. Y por medio del teorema de Bayes se llega a una distribución conjunta para el modelo DSGE y los parámetros VAR.

De manera a construir la función de probabilidad asumamos que las innovaciones $u_t$ de la ecuación (A.1) tienen una distribución normal multivariada $N(0, \Sigma_u)$ condicional a las observaciones pasadas de $y_t$. Sea $Y$ una matriz $T \times n$ con filas $y_t'$. Siendo $k = 1 + np$, $X$ es una matriz $T \times k$ con filas $x_t' = [1, y_{t-1}', ...., y_{t-p}']$, $U$ es una matriz $T \times n$ con filas $u_t'$, y $\Phi = [\Phi_0, \Phi_1, ..., \Phi_p]'$. El VAR puede ser expresado como $Y = X\Phi + U$ con una función de probabilidad

$$p(Y | \Phi, \Sigma_u) \propto |\Sigma_u|^{-T/2} \exp\left\{-\frac{1}{2} tr\left[\Sigma_u^{-1}(Y'Y - \Phi'X'Y - Y'X\Phi + \Phi'X'X\Phi)\right]\right\} \qquad \text{(A.2)}$$

Condicional a las observaciones $y_{1-p}, ..., y_0$. Supongamos que las actuales observaciones son aumentadas con $T^* = \lambda T$ observaciones artificiales $(X^*, Y^*)$ generada por el modelo DSGE basado en el vector de parámetro $\theta$. La función de probabilidad para la muestra combinada de las observaciones artificiales y actuales es la siguiente

$$\begin{aligned} & p(Y^*(\theta) | \Phi, \Sigma_u) \propto \\ & \qquad |\Sigma_u|^{-T/2} \exp\left\{-\frac{1}{2} tr\left[\Sigma_u^{-1}\left(Y^{*\prime}Y^* - \Phi'X^{*\prime}Y^* - Y^{*\prime}X^*\Phi + \Phi'X^{*\prime}X^*\Phi\right)\right]\right\} \end{aligned} \qquad \text{(A.3)}$$

La factorización

$$p(Y^*(\theta), Y | \Phi, \Sigma_u) = p(Y^*(\theta) | \Phi, \Sigma_u)\, p(Y | \Phi, \Sigma_u) \qquad \text{(A.4)}$$

La cual sugiere que el termino $p\left(Y^*(\theta)\middle|\Phi,\Sigma_u\right)$ puede ser interpretado como la densidad prior para $\Phi$ y $\Sigma_u$. De manera a remover la variación estocástica de $p\left(Y^*(\theta)\middle|\Phi,\Sigma_u\right)$, se reemplazan los no estandarizados momentos de la muestra $Y^{*\prime}Y^*$, $Y^{*\prime}X^*$, y $X^{*\prime}X^*$ por sus valores esperados. De acuerdo al modelo DSGE, el vector $y_t$ es una covarianza estacionaria y los valores esperados de los momentos de la muestra esta dados por los momentos poblacionales $\lambda T\Gamma_{yy}^*(\theta)$, $\lambda T\Gamma_{yx}^*(\theta)$, y $\lambda T\Gamma_{xx}^*(\theta)$, donde $\Gamma_{yy}^*(\theta)=E_\theta\left[y_t y_t'\right]$. Estos momentos poblacionales pueden ser computados analíticamente. Definiendo las siguientes funciones

$$\begin{aligned}\Phi^*(\theta)&=\Gamma_{xx}^{*\,-1}(\theta)\Gamma_{by}^*(\theta)\\ \Sigma_u^*(\theta)&=\Gamma_{yy}^*(\theta)-\Gamma_{nyx}^*(\theta)\Gamma_{xx}^{*\,-1}\Gamma_{xy}^*(\theta)\end{aligned}\qquad\text{(A.5)}$$

La distribución *prior* de los parámetros del VAR condicional a $\theta$ son de la forma Invertida – Wishart

$$\Sigma_u|\theta \sim IW\left(\lambda T\Sigma_u^*(\theta),\lambda T-k,n\right)\qquad\text{(A.6)}$$

La especificación del *prior* es completada con la distribución de los parámetros del modelo DSGE

$$\Phi|\Sigma_u,\theta \sim N\left(\Phi^*(\theta),\Sigma_u\otimes\left(\lambda T\Gamma_{xx}^*(\theta)\right)^{-1}\right)\qquad\text{(A.7)}$$

Las funciones $\Phi^*(\theta)$ y $\Sigma_u^*(\theta)$ trazan un subespacio del espacio de los parámetros VAR, que son interpretados de la siguiente manera. Supongamos que los datos son generados por un modelo DSGE con parámetros $\theta$, a través de un VAR de orden p con una matriz de coeficientes $\Phi^*(\theta)$

que minimiza la perdida del error de pronostico cuadrático de un periodo en adelante. Entonces, matriz de covarianzas del error de pronostico esta dado por $\Sigma_u^*(\theta)$.

La prior se diseña para asignar la masa de probabilidad fuera del subespacio trazado por $\Phi^*(\theta)$ y $\Sigma_u^*(\theta)$. La matriz de covarianzas $\Sigma_u \otimes \left(\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta)\right)^{-1}$ es utilizada para distribuir la masa alrededor de $\Phi^*(\theta)$ y promediar $\theta$ con respecto a la prior $p(\theta)$. La orientación del contorno del prior es tal que el prior es bastante difuso en las direcciones del espacio de parámetro del modelo DSGE que nosotros esperamos estimar imprecisamente según el modelo DSGE.

Para el estudio de la distribución posterior se factoriza en la densidad posterior de los parámetros del VAR dados los parámetros del modelo DSGE y la densidad marginal posterior de los parámetros del modelo DSGE,

$$p\left(\Phi, \Sigma_u, \theta \middle| y\right) = p\left(\Phi, \Sigma_u \middle| Y, \theta\right) p\left(\theta \middle| Y\right) \tag{A.8}$$

Siendo $\tilde{\Phi}(\theta)$ y $\tilde{\Sigma}_u(\theta)$ los estimadores de máxima verosimilitud de $\Phi$ y $\Sigma_u$, respectivamente basados en la muestra artificial y actual

$$\begin{aligned} \tilde{\Phi}(\theta) &= \left(\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta) + X'X\right)^{-1} \left(\lambda T \Gamma_{xy}^* + X'Y\right) \\ \tilde{\Sigma}_u(\theta) &= \frac{1}{(\lambda+1)T} \begin{bmatrix} \left(\lambda T \Gamma_{yy}^*(\theta) + Y'Y\right) \\ -\left(\lambda T \Gamma_{yx}^*(\theta) + Y'X\right)\left(\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta) + X'X\right)^{-1} \left(\lambda T \Gamma_{xy}^*(\theta) + X'Y\right) \end{bmatrix} \end{aligned} \tag{A.9}$$

Desde la condicional en $\theta$, el prior del modelo DSGE y la función de probabilidad son conjugados, queda claro que la distribución posterior también es de la forma Invertida Wishart – Normal:

$$\Sigma_u|\theta \sim IW\left((\lambda+1)T\tilde{\Sigma}_u(\theta),(1+\lambda)T-k,n\right) \qquad \text{(A.10)}$$

$$\Phi|\Sigma_u,\theta \sim N\left(\tilde{\Phi}(\theta),\Sigma_u \otimes \left(\lambda T\Gamma^{*}_{xx}(\theta)+X'X\right)^{-1}\right)$$

La estimación de la distribución posterior marginal de $\theta$, $\Phi$ y $\Sigma_u$ es realizada por medio de un algoritmo Metropolis-Hastings que es computacionalmente realizada por DYNARE.

## Filtro de Kalman

Se presenta el proceso por el cual se utiliza el Filtro de Kalman para la evaluación de la función de máxima verosimilitud, el contenido se encuentra basado en el capitulo 4 del libro de DeJong et al. (2006).

Se presenta el caso en que los errores de medición están asociados a las observaciones de $Y_t$, la función de máxima verosimilitud es obtenida por medio de un supuesto de normalidad sobre la distribución de $\{e_t\}$ y del vector de errores de medición $u_t$. Además, consideremos que $y_{t|t-1}$ sea la expectativa condicional de $y_t$ dadas las observaciones $\{Y_1,...,Y_{t-1}\}$ y $P_{t|t-1} = E\left(y_t - y_{t|t-1}\right)\left(y_t - y_{t|t-1}\right)'$ esta asociada a la matriz de covarianzas. El proceso de iteración comienza con el cálculo de los valores iniciales (no condicionales)

$$y_{1|0} = 0, \quad P_{1|0} = \Phi_1 P_{1|0} \Phi_1' + \Phi_3 \rightarrow vec\left(P_{1|0}\right) = \left(I - \Phi_1 P_{1|0} \Phi_1'\right)^{-1} vec\left(\Phi_3\right) \tag{B.1}$$

Que son utilizados para construir los valores para $Y_{1|0}$, dados por

$$Y_{1|0} = H' y_{1|0} = 0 \tag{B.2}$$

$$\Omega_{1|0} = E\left[\left(Y_1 - Y_{1|0}\right)\left(Y_1 - Y_{1|0}\right)'\right] = \Phi_2' P_{1|0} \Phi_2 \tag{B.3}$$

Lo cual sirve como *input* para la función de máxima verosimilitud de $Y_1$, que es $N\left(Y_{1|0}, \Omega_{1|0}\right)$:

$$L\left(Y_1 | \theta\right) = \left(2\pi\right)^{-m/2} \left|\Omega_{1|0}^{-1}\right|^{1/2} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(Y_1' \Omega_{1|0}^{-1} Y_1\right)\right] \tag{B.4}$$

Finalmente, los valores no condicionales de $\left[y_{1|0}, P_{1|0}\right]$ son actualizados para tomar en cuenta la información traída por la observación de $Y_1$. Esta actualización nos entrega valores condicionales $y_{1|0} \equiv y_1$ y $P_{1|0} \equiv P_1$:

$$y_{1|1} = y_{1|0} + P_{1|0}\Phi_2\Omega_{1|0}^{-1}\left(Y_1 - Y_{1|0}\right) \tag{B.5}$$

$$P_{1|1} = P_{1|0} + P_{1|0}\Phi_2\Omega_{1|0}^{-1}\Phi_2{}'P_{1|0} \tag{B.6}$$

Las iteraciones que involucran a $Y_t$, t=2,…T, son idénticas. Primero, $y_{t|t-1}$ y $P_{t|t-1}$ son construidas:

$$y_{t|t-1} = \Phi_1{}' y_{t-1} \tag{B.7}$$

$$P_{t|t-1} = \Phi_1 P_{t|t-1}\Phi_1{}' + \Phi_3 \rightarrow vec\left(P_{t|t-1}\right) = \left(I - \Phi_1 P_{t|t-1}\Phi_1{}'\right)^{-1} vec\left(\Phi_3\right) \tag{B.8}$$

Que es utilizada para la construcción de $\left[Y_{t|t-1}, \Omega_{t|t-1}\right]$:

$$Y_{t|t-1} = H' y_{t|t-1} \tag{B.9}$$

$$\Omega_{t|t-1} = E\left[\left(Y_t - Y_{t|t-1}\right)\left(Y_t - Y_{t|t-1}\right)'\right] = \Phi_2{}' P_{t|t-1}\Phi_2 \tag{B.10}$$

Lo cual facilita el cálculo de la función de máxima verosimilitud para $Y_t$, que es $N\left(Y_{t|t-1}, \Omega_{t|t-1}\right)$:

$$L\left(Y_t \middle| \theta\right) = (2\pi)^{-m/2} \left|\Omega_{t|t-1}^{-1}\right|^{1/2} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(Y_t - Y_{t|t-1}\right)' \Omega_{t|t-1}^{-1}\left(Y_t - Y_{t|t-1}\right)\right] \quad \text{(B.11)}$$

Finalmente, $Y_t$ se nutre de la actualización del sistema, con lo que tenemos

$$y_{t|t} = y_{t|t-1} + P_{t|t-1}\Phi_2\Omega_{t|t-1}^{-1}\left(Y_t - Y_{t|t-1}\right) \quad \text{(B.12)}$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1}\Phi_2\Omega_{t|t-1}^{-1}\Phi_2' P_{t|t-1} \quad \text{(B.13)}$$

Con lo que tenemos que la función de máxima verosimilitud de la muestra es igual al producto de las funciones de verosimilitud individuales.

$$L\left(Y_t \middle| \theta\right) = \prod_{t=1}^{T} L\left(Y_t \middle| \theta\right) \quad \text{(B.14)}$$

# Tabla 1

| | | Modelo con Inercia | | Modelo s/ Inercia | |
|---|---|---|---|---|---|
| Parámetros | Distribucion | Media | Desviación Estándar | Media | Desviación Estándar |
| Ψ1 | Gamma | 1.50 | 0.25 | 1.50 | 0.25 |
| Ψ2 | Gamma | 0.25 | 0.13 | 0.25 | 0.13 |
| Ψ3 | Gamma | 0.25 | 0.13 | 0.25 | 0.13 |
| ϱR | Beta | 0.50 | 0.20 | 0.50 | 0.20 |
| α | Beta | 0.50 | 0.20 | 0.50 | 0.20 |
| r | Gamma | 2.50 | 1.00 | 2.50 | 1.00 |
| τ | Gamma | 0.50 | 0.10 | 0.50 | 0.10 |
| ϱq | Beta | 0.40 | 0.20 | 0.40 | 0.20 |
| ϱA | Beta | 0.50 | 0.20 | 0.50 | 0.20 |
| ϱπ* | Beta | 0.70 | 0.15 | 0.70 | 0.15 |
| γ | Gamma | 0.70 | 0.10 | | |
| θH | Beta | 0.75 | 0.10 | 0.75 | 0.10 |
| θF | Beta | 0.75 | 0.10 | 0.75 | 0.10 |
| ϱψ | Beta | 0.50 | 0.15 | 0.50 | 0.15 |
| ϱ | Beta | 0.80 | 0.10 | 0.80 | 0.10 |
| e_R | Inv Gamma | 1.25 | 0.66 | 1.25 | 0.66 |
| e_q | Inv Gamma | 2.51 | 1.31 | 2.51 | 1.31 |
| e_A | Inv Gamma | 1.25 | 0.66 | 1.25 | 0.66 |
| e_π* | Inv Gamma | 1.88 | 0.98 | 1.88 | 0.98 |
| e_Ψ | Inv Gamma | 1.88 | 0.98 | 1.88 | 0.98 |

# Tabla 2

| País | Bolivia | | | Chile | | | Colombia | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Modelo con Inercia | | | Modelo con Inercia | | | Modelo con Inercia | | |
| Parámetros | Posterior | Intervalo Confianza 90% | | Posterior | Intervalo Confianza 90% | | Posterior | Intervalo Confianza 90% | |
| $\Psi_1$ | 1.41 | 1.18 | 1.61 | 1.80 | 1.33 | 2.23 | 1.79 | 1.35 | 2.37 |
| $\Psi_2$ | 1.03 | 0.70 | 0.99 | 0.93 | 0.55 | 1.30 | 1.28 | 0.89 | 1.66 |
| $\Psi_3$ | 1.00 | 1.00 | 1.35 | 0.20 | 0.09 | 0.31 | 0.19 | 0.07 | 0.29 |
| $\rho R$ | 0.63 | 0.52 | 0.66 | 0.13 | 0.03 | 0.24 | 0.28 | 0.10 | 0.45 |
| $\alpha$ | 0.44 | 0.29 | 0.58 | 0.33 | 0.19 | 0.45 | 0.49 | 0.30 | 0.72 |
| r | 3.29 | 2.50 | 4.90 | 2.58 | 0.98 | 4.07 | 2.43 | 0.83 | 4.04 |
| $\tau$ | 0.45 | 0.32 | 0.50 | 0.45 | 0.32 | 0.59 | 0.46 | 0.31 | 0.61 |
| $\rho q$ | 0.44 | 0.38 | 0.45 | 0.24 | 0.02 | 0.45 | 0.30 | 0.07 | 0.52 |
| $\rho A$ | 0.99 | 0.98 | 0.99 | 0.88 | 0.84 | 0.93 | 0.95 | 0.93 | 0.98 |
| $\rho\pi^*$ | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.68 | 0.46 | 0.92 | 0.97 | 0.97 | 0.99 |
| $\gamma$ | 0.24 | 0.24 | 0.24 | 0.62 | 0.47 | 0.74 | 0.51 | 0.41 | 0.63 |
| $\theta H$ | 0.83 | 0.78 | 0.84 | 0.67 | 0.57 | 0.78 | 0.86 | 0.79 | 0.91 |
| $\theta F$ | 0.22 | 0.18 | 0.22 | 0.20 | 0.14 | 0.25 | 0.33 | 0.25 | 0.40 |
| $\rho\psi$ | 0.67 | 0.63 | 0.66 | 0.33 | 0.17 | 0.52 | 0.39 | 0.16 | 0.58 |
| $\rho$ | 0.77 | 0.76 | 0.77 | 0.64 | 0.52 | 0.76 | 0.81 | 0.71 | 0.90 |
| e_R | 1.33 | 1.06 | 1.60 | 2.64 | 2.16 | 3.10 | 4.32 | 3.23 | 5.13 |
| e_q | 1.04 | 0.87 | 1.16 | 2.56 | 2.07 | 3.21 | 4.08 | 3.31 | 5.06 |
| e_A | 1.02 | 0.74 | 1.41 | 1.60 | 1.25 | 1.94 | 3.12 | 2.42 | 3.68 |
| e_π* | 0.92 | 0.72 | 1.16 | 1.52 | 0.87 | 2.12 | 1.39 | 0.79 | 1.89 |
| e_Ψ | 0.80 | 0.66 | 0.95 | 1.16 | 0.85 | 1.43 | 1.36 | 0.94 | 1.78 |

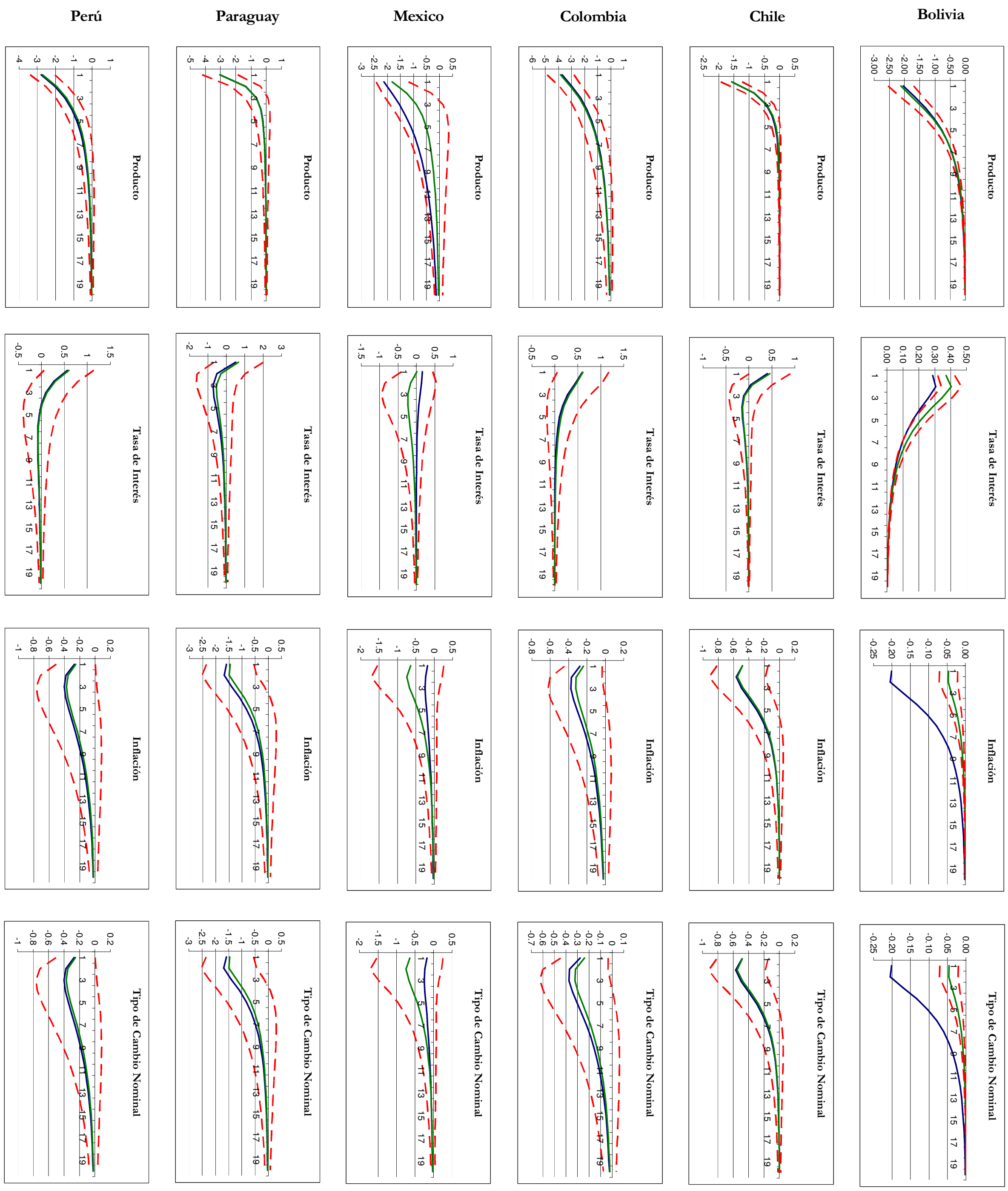
# Tabla 2

| País | Mexico | | | Paraguay | | | Perú | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Modelo con Inercia | | | Modelo con Inercia | | | Modelo con Inercia | | |
| Parámetros | Posterior | Intervalo Confianza 90% | | Posterior | Intervalo Confianza 90% | | Posterior | Intervalo Confianza 90% | |
| $\Psi_1$ | 1.88 | 1.43 | 2.46 | 2.27 | 1.80 | 2.81 | 1.83 | 1.35 | 2.25 |
| $\Psi_2$ | 1.33 | 0.81 | 1.75 | 0.72 | 0.21 | 1.17 | 1.72 | 1.42 | 1.98 |
| $\Psi_3$ | 0.14 | 0.10 | 0.19 | 0.51 | 0.28 | 0.78 | 0.61 | 0.22 | 0.98 |
| $\rho R$ | 0.53 | 0.36 | 0.70 | 0.13 | 0.01 | 0.24 | 0.07 | 0.01 | 0.12 |
| $\alpha$ | 0.30 | 0.16 | 0.40 | 0.39 | 0.24 | 0.50 | 0.45 | 0.22 | 0.65 |
| r | 2.64 | 0.95 | 4.08 | 2.49 | 0.89 | 4.13 | 2.53 | 0.93 | 4.07 |
| $\tau$ | 0.51 | 0.35 | 0.66 | 0.45 | 0.31 | 0.57 | 0.47 | 0.31 | 0.63 |
| $\rho q$ | 0.11 | 0.01 | 0.21 | 0.28 | 0.06 | 0.49 | 0.31 | 0.06 | 0.54 |
| $\rho A$ | 0.98 | 0.96 | 0.99 | 0.89 | 0.83 | 0.95 | 0.90 | 0.85 | 0.95 |
| $\rho\pi^*$ | 0.63 | 0.41 | 0.88 | 0.60 | 0.38 | 0.85 | 0.61 | 0.39 | 0.84 |
| $\gamma$ | 0.58 | 0.44 | 0.72 | 0.53 | 0.41 | 0.65 | 0.68 | 0.53 | 0.81 |
| $\theta H$ | 0.68 | 0.46 | 0.90 | 0.59 | 0.45 | 0.71 | 0.82 | 0.73 | 0.91 |
| $\theta F$ | 0.23 | 0.15 | 0.30 | 0.14 | 0.11 | 0.17 | 0.36 | 0.25 | 0.47 |
| $\rho\psi$ | 0.38 | 0.26 | 0.54 | 0.32 | 0.12 | 0.51 | 0.68 | 0.48 | 0.87 |
| $\rho$ | 0.76 | 0.67 | 0.84 | 0.70 | 0.57 | 0.87 | 0.76 | 0.66 | 0.85 |
| e_R | 1.94 | 1.37 | 2.69 | 6.28 | 5.10 | 7.32 | 5.70 | 4.67 | 6.64 |
| e_q | 7.40 | 6.07 | 8.39 | 3.42 | 1.83 | 4.71 | 2.02 | 1.44 | 2.61 |
| e_A | 0.93 | 0.73 | 1.13 | 4.81 | 3.64 | 5.90 | 6.43 | 5.25 | 7.69 |
| e_$\pi^*$ | 1.48 | 0.80 | 2.13 | 2.19 | 0.83 | 3.67 | 1.50 | 0.86 | 2.04 |
| e_$\Psi$ | 2.81 | 1.96 | 3.56 | 1.36 | 0.93 | 1.73 | 1.15 | 0.82 | 1.43 |

# Tabla 3

| Bolivia | | Mexico | |
|---|---|---|---|
| Modelo con Inercia | -517,29 | Modelo con Inercia | -643.33 |
| Modelo s/ Inercia | -595.80 | Modelo s/ Inercia | -821.72 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=0 | -522.46 | Modelo BVAR-DSGE λ=0 | -643.87 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=0.5 | -521.04 | Modelo BVAR-DSGE λ=0.5 | -643.32 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=1.0 | -556.14 | Modelo BVAR-DSGE λ=1.0 | -643.52 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=10 | -556 | Modelo BVAR-DSGE λ=10 | -643.33 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=∞ | -555.86 | Modelo BVAR-DSGE λ=∞ | -643.28 |
| Chile | | Paraguay | |
| Modelo con Inercia | -660.64 | Modelo con Inercia | -549.72 |
| Modelo s/ Inercia | -874.4 | Modelo s/ Inercia | -658.04 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=0 | -660.64 | Modelo BVAR-DSGE λ=0 | -549.76 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=0.5 | -660.64 | Modelo BVAR-DSGE λ=0.5 | -549.76 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=1.0 | -660.78 | Modelo BVAR-DSGE λ=1.0 | -549.64 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=10 | -660.64 | Modelo BVAR-DSGE λ=10 | -549.81 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=∞ | -660.78 | Modelo BVAR-DSGE λ=∞ | -549.77 |
| Colombia | | Peru | |
| Modelo con Inercia | -481.3 | Modelo con Inercia | -550.6 |
| Modelo s/ Inercia | -641.61 | Modelo s/ Inercia | -707.29 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=0 | -479.77 | Modelo BVAR-DSGE λ=0 | -550.98 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=0.5 | -481.56 | Modelo BVAR-DSGE λ=0.5 | -550.71 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=1.0 | -480.17 | Modelo BVAR-DSGE λ=1.0 | -550.74 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=10 | -482.01 | Modelo BVAR-DSGE λ=10 | -550.74 |
| Modelo BVAR-DSGE λ=∞ | -481.01 | Modelo BVAR-DSGE λ=∞ | -550.68 |

# Figura 1


Bolivia
Chile
Colombia
Mexico
Paraguay
Perú
Producto
Tasa de Interés
Inflación
Tipo de Cambio Nominal