

# UN MODELO ESTRUCTURAL PEQUEÑO PARA LA ECONOMÍA URUGUAYA

DIEGO GIANELLI\*

Octubre 2009

## RESUMEN

En setiembre de 2007 el Banco Central de Uruguay (BCU) decidió implementar la política monetaria utilizando una tasa interés nominal de corto plazo como instrumento operativo bajo un régimen de metas de inflación flexible. En el siguiente artículo se presenta un Modelo Estructural Pequeño (MEP) que contribuye a comprender el funcionamiento de los canales de transmisión de la política monetaria bajo el nuevo esquema. El modelo considera elementos de economía abierta, en un contexto de dolarización parcial y expectativas cuasi racionales. Una vez calibradas las ecuaciones, se discuten los resultados para una serie de simulaciones dinámicas sobre distintos tipos de perturbaciones estructurales. Los resultados obtenidos son coherentes con la teoría económica y se encuentran en línea con los sugeridos por otros autores para economías con características estructurales similares a la uruguaya. Dada la escasa disponibilidad de información respecto al funcionamiento de los canales de transmisión bajo el nuevo régimen, los resultados deben ser considerados provisorios.

**JEL:** C15, C51, C60, E12, E17, E52

**Palabras Clave:** Modelo Estructural; Política Monetaria; simulación; Uruguay

## ABSTRACT

The Central Bank of Uruguay (BCU) switched to an interest rate instrument for monetary policy in September 2007. This paper develops a Small

---

\* Los contenidos expuestos en el siguiente trabajo son de exclusiva responsabilidad del autor.

Structural Model (MEP) for the Uruguayan economy which contributes to explain the channels through which monetary policy operates under a flexible inflation targeting regime. The model is built up in an open economy framework with partial dollarization and quasi-rational expectations. We calibrate the model using quarterly data to show the dynamic response to several structural shocks. The results are consistent with the underlying New Keynesian theory, as well as with previous figures shown in works for countries with similar structural characteristics. Given the small sample size available for time series and the coexistence of several monetary regimes in the sample the empirical results of this model should be considered preliminary.

**JEL:** C15, C51, C60, E12, E17, E52

**Key words:** Small Structural Model; Monetary Policy; simulation; Uruguay

## INTRODUCCIÓN

*“Los modelos nos ayudan a pensar y a interpretar el mundo, pero su alcance es limitado. Hay que evitar la tentación de pensar que una simplificación teórica sea una descripción completa de la realidad. Pero también hay que evitar caer en el otro extremo, aquel que ignora por completo lo que nos enseña la teoría pues, se argumenta, la realidad es mucho mas compleja.”*

J. De Gregorio (2009).<sup>1</sup>

En este artículo se presenta un Modelo Estructural Pequeño de economía abierta y semidolarizada para Uruguay. El mismo podría considerarse la forma reducida de un Modelo de Equilibrio General Dinámico. Este modelo, inspirado en la tradición Neo Keynesiana, pretende aportar un marco analítico simple para comprender el proceso de determinación de las variables cíclicas que afectan el comportamiento y los resultados de la política monetaria en un régimen de metas de inflación flexible.

Si bien las tasas de interés han sido crecientemente empleadas como instrumento de política por el Banco Central en economías desarrolladas y emergentes desde mediados de los años 90, durante las últimas décadas la política monetaria en Uruguay ha transitado por diversos regímenes alternativos. En junio de 2002, bajo el contexto de una corrida bancaria que drenó las reservas internacionales, el Banco Central del Uruguay (BCU) abandonó el régimen de bandas de flotación cambiaria que utilizaba con fines de estabilización inflacionaria desde comienzos de la década del 90 dejando flotar el tipo de cambio. El instrumento adoptado en dicha instancia para reencauzar la inflación fueron los agregados monetarios. Si bien el control de la base monetaria resulta un instrumento apropiado para enfrentar desbordes inflacionarios endémicos, dada la inestabilidad en la demanda de dinero, los mismos suelen ser inadecuados para realizar la sintonía fina de política monetaria en un contexto de precios estables. A partir de estas consideraciones en setiembre de 2007 el BCU optó por encauzar la política monetaria bajo un régimen de metas de inflación flexible utilizando como instrumento a dicho propósito una tasa de interés referencial en pesos de corto plazo.

---

1 Presidente del Banco Central de Chile. En el Encuentro Anual de Sociedad de Economía Chilena, 4 de Setiembre de 2009.

Entre los motivos que llevaron a adoptar el nuevo esquema monetario se destaca el hecho de contarse con una amplia experiencia a nivel internacional que dá cuenta del rol de las tasas de interés sobre los canales de transmisión, incluso en economías pequeñas, abiertas y semidolarizadas como la uruguaya. En este plano, sobresale la experiencia peruana, la cual data de enero 2002. Adicionalmente, utilizar los tipos de interés como instrumento operativo de política monetaria entrega señales claras a los agentes que participan en el proceso de formación de expectativas, lo cual permite una comunicación más transparente y efectiva. **Debe señalarse que, bajo este esquema, la credibilidad en el compromiso del Banco Central con la estabilidad de precios opera en sí misma como ancla del proceso inflacionario.**

El modelo presentado en este trabajo pretende aportar una primera aproximación analítica a la medición de la potencia y efectividad del uso de una tasa rectora como instrumento de control monetario para la economía uruguaya. Para ello, se aborda una descripción detallada de los canales de transmisión involucrados; una calibración tentativa de los parámetros relevantes y una serie de ejercicios de simulación dinámica que permiten contextualizar el rol de la política monetaria en el nuevo escenario.

Las relaciones clave de comportamiento en la estructura básica del modelo son: una curva de Phillips, una curva IS de economía abierta y semidolarizada y la Regla de Política Monetaria (RPM) del Banco Central. A estas tres ecuaciones se añade una relación para la pendiente de la curva de rendimientos, una ecuación de tipo de cambio real de fundamentos y varias relaciones de arbitraje entre activos financieros que permiten cerrar analíticamente las interconexiones presentes entre las variables financieras y macroeconómicas que afectan la transmisión de los impulsos monetarios.

En lo que respecta al método de resolución, el sistema de ecuaciones propuesto cuenta con una alta simultaneidad en la determinación de sus variables endógenas y con componentes *forward-looking* en la modelización de expectativas. Ambas características obligan a resolver el modelo haciendo uso de procedimientos de simulación dinámica iterativa. Para ello se emplea el algoritmo de Gauss-Seidel dentro de un loop que permite resolver recursivamente el sistema hacia adelante a los efectos de determinar el comportamiento de las variables endógenas.

## EL MODELO

### LA CURVA DE PHILLIPS

La curva de Phillips se estructura en base a dos ecuaciones. La primera, siguiendo la línea propuesta por Clarida, Galí & Gertler (1999) determina la inflación ( $\pi_t$ ) en función de las expectativas ( $E(\pi_{t+1/t})$ ); impulsos provenientes de la inflación externa ( $\pi_t^*$ ) ajustada por devaluación ( $e_t$ ); y presiones sobre los márgenes de comercialización, sintetizadas por el Brecha de actividad ( $Gap\_IS_t$ ).

$$\pi_t = \alpha_1 E(\pi_{t+1/t}) + (1 - \alpha_1)(e_t + \pi_t^*) + \alpha_2 Gap\_IS_t + \varepsilon_{IPC} \quad (1)$$

La homogeneidad dinámica impuesta en esta ecuación, junto al cumplimiento en el estado estacionario de la Paridad de Poderes de Compra (PPP) garantiza la superneutralidad de los shocks nominales. A su vez, emplear la brecha de capacidad como indicador de holgura en la demanda agregada es coherente con la inelasticidad de largo plazo en la oferta agregada.

La segunda ecuación asociada al proceso de formación de precios da cuenta de la dinámica de las expectativas inflacionarias.

$$E(\pi_{t+1/t}) = \alpha_3 E(\pi_{t/t-1}) + (1 - \alpha_3)(\alpha_4 \pi_{t-1} + \alpha_5^E \pi_{t+1} + (1 - \alpha_4 - \alpha_5 - \alpha_6)E(e_{t+1/t} + \pi_{t+1/t}^*) + \alpha_6 \pi_t^M) \quad (2)$$

Esta ecuación se formula a través de una estructura flexible donde coexisten elementos *forward* y *backward looking*, bajo un enfoque de expectativas cuasi racionales a la Roberts (1998)<sup>2</sup>. El componente *forward looking* se determina bajo expectativas racionales suponiendo que los agentes utilizan toda la información disponible, conocen la estructura completa del modelo y tienen la capacidad de resolverlo hacia adelante.

2 Las expectativas son racionales cuando los agentes enfrentan un escenario de política monetaria estable. Sin embargo, bajo frecuentes cambios de régimen o para un proceso no estacionario vinculado a la inflación, se postula que existen distintas distribuciones de probabilidad a la hora de construir las expectativas, las cuales se encuentran sujetas a un proceso gradual de aprendizaje. Este proceso, pondera la información pasada y la mejor proyección a los efectos de inferir las instancias futuras de política monetaria.

Por añadidura, operan las expectativas sobre la inflación externa expresada en moneda local  $E(e_{t+1/t} + \pi^*_{t+1/t})$ , así como la meta anunciada por el instituto emisor ( $\pi_t^M$ ).

El parámetro  $\alpha_6$  es indicativo de la credibilidad del mercado en la disposición y capacidad de la autoridad monetaria para cumplir con el objetivo inflacionario. La inercia, asociada a los factores autoregresivos  $\alpha_3 + (1 - \alpha_3) \alpha_4$  daría cuenta de rigideces nominales en la formación de precios debidas a costos de menú, traslapamientos contractuales y políticas indexatorias, entre otras.

Sustituyendo la ecuación (2) en (1) y reagrupando convenientemente los términos se obtiene la siguiente forma funcional implícita para la curva de Phillips, la cual podría considerarse una extensión en las formas funcionales habituales que surgen de los modelos de *mark up* a la Calvo (1983):

$$\pi_t = F\{E(\pi_{t/t-1}), E(e_{t+1/t} + \pi^*_{t+1/t}), \pi_{t+1}, \pi_t^M, e_t + \pi_t^*, Gap\_IS_t\} \quad (3)$$

**Bajo la forma funcional propuesta, en la medida en que el coeficiente de credibilidad  $\alpha_6$  sea positivo y si se verifica en el largo plazo la PPP la inflación necesariamente converge a la meta fijada por el Banco Central.**

## LA BRECHA DE DEMANDA INTERNA

La curva IS se modela a partir de una ecuación de brecha en economía abierta, con gobierno y semidolarizada, similar a la usada por Charotti y Rojas (2008). La estructura propuesta incorpora al canal de tasas de interés real en moneda local ( $R_t$ ) y extranjera ( $R_{us,t}$ ); el efecto del tipo de cambio real ( $TCR_t$ ) sobre las exportaciones netas; impulsos de demanda asociados al ciclo externo relevante ( $G_t^*$ ); los términos de intercambio ( $TOT_t$ ), e impulsos fiscales ( $Fis_t$ ).

Bajo esta forma funcional existen tres canales de transmisión de la política monetaria sobre la demanda agregada.

- i. **En primer lugar, opera directamente a través de la tasa real en pesos con una elasticidad  $\beta_3$  proporcional a la pendiente de la curva IS.**

- ii. **En segundo lugar, opera indirectamente a través del gap de tasa real en dólares por la vía de cambios en las expectativas de inflación y devaluación<sup>3</sup>.** La elasticidad de dicha brecha sobre la demanda es  $\beta_4$ .
- iii. **En tercer lugar, la política monetaria opera sobre las exportaciones netas a través del TCR en la medida en que se vería afectado en el corto plazo por factores monetarios.** El parámetro  $\beta_2$  refleja la intensidad con la que el TCR afecta a las exportaciones netas.

$$\begin{aligned} \text{Gap}_{IS} = & \beta_1 \text{Gap}_{IS_{t-1}} + (1 - \beta_1)(\beta_2 \text{Gap}_{TCR_t} + \beta_3 \text{Gap}_{R_t}) \\ & + \beta_4 \text{Gap}_{Rus_t} + \beta_5 \text{Gap}_{TOT_t} + \beta_6 \text{Gap}_{G_t}^* + \sum_{i=0}^{i=10} \beta_{i+7} \text{Fis}_{t-i} \end{aligned} \quad (4)$$

En la especificación propuesta el impacto de un shock fiscal autónomo se introduce a través de una dinámica consistente con un efecto multiplicador en el corto plazo; la cual, a su vez, permite capturar un desplazamiento de gasto privado en el mediano plazo. Las estimaciones discutidas en el apartado correspondiente a la calibración y presentadas en el Anexo II avalan la dinámica de S invertida para los coeficientes  $\beta_{7\alpha17}$ .

## LA REGLA DE POLÍTICA MONETARIA (RPM)

La siguiente ecuación permite determinar el sesgo de política monetaria a través del nivel en la tasa de política monetaria (*TPM*). La RPM se estructura a la Taylor (1999) considerando cierta inercia en su dinámica -representada por  $\gamma_1$ -, un anclaje estructural a su nivel de largo plazo (*TPM<sup>eq</sup>*) y alteraciones cíclicas provenientes de las brechas de inflación, de demanda y de tipo de cambio real. El nivel de equilibrio de la TPM es exógeno y guarda relación con la tasa real de largo plazo y la meta de política monetaria. De este modo, la RPM es consistente con la política monetaria en un sistema de *inflation targeting* flexible en economía abierta<sup>4</sup>.

3 En un modelo de equilibrio general dinámico (DGE) microfundado  $\beta_3$  y  $\beta_4$  representarían la elasticidad de sustitución intertemporal en consumo de la ecuación de Euler.

4 En los regímenes previos de política monetaria en Uruguay, las tasas de interés se determinaban endógenamente por la paridad descubierta (bajo tipo de cambio fijo) o por los desequilibrios de oferta y demanda de dinero (bajo el uso de agregados). De este modo, en ambos sistemas esta ecuación debía omitirse del modelo, incluyéndose en su lugar una



A diferencia de otros modelos que incorporan únicamente las expectativas de inflación en el cálculo de la respectiva brecha, en esta propuesta se considera un promedio ponderado de las expectativas (cuasi racionales) y la inflación efectiva. Dicho ajuste pretende incorporar una especificación más verosímil de la regla dando cuenta de las urgencias de política económica y los límites en cuanto a la oportunidad de la información incorporada en las decisiones.

$$TPM_t = \gamma_1 TPM_{t-1} + (1 - \gamma_1)(TPM^{eq} + \gamma_2(\gamma_3(E(\pi_{t+1/t}) - \pi^M) + (1 - \gamma_3)(\pi_{t-1} - \pi^M)) / 2 + \gamma_4 Gap\_IS_t + \gamma_5 Gap\_TCR_t) + \varepsilon_{TPM} \quad (5)$$

**Con respecto a la viabilidad de estos parámetros se resalta “el principio de Taylor” propuesto por Woodford (2003) según el cual un coeficiente  $\gamma_2$  inferior a uno generaría un impacto insuficiente en las tasas de interés nominales para impulsar el sesgo monetario en el sentido correcto.** Supóngase cierto aumento en las expectativas de inflación no compensado en al menos la misma magnitud por la tasa de referencia. El resultado de dicho proceso sería una caída en las tasas reales de interés, lo cual impulsaría la demanda agregada, reforzando el proceso inflacionario subyacente. **En general, la TPM debe *sobre reaccionar* a los shocks en las expectativas para estabilizar el proceso inflacionario.**

*La Crítica de Lucas, en el sentido de que el régimen de política incidiría en los parámetros profundos del modelo, resulta especialmente relevante en cuanto a la determinación de  $\alpha_6$ . Este parámetro, que representa la relevancia del anuncio de la meta en la formulación de las expectativas privadas no puede considerarse independiente de  $\gamma_2$  -el peso que el Banco Central asigna a los desalineamientos inflacionarios en su RPM- y al coeficiente de traspaso entre la TPM y las tasas activas del sistema  $\phi_2$ . Asimismo, los agentes cuentan con información respecto al impacto de las tasas reales en la brecha de gasto, a través de la pendiente de la IS,  $\beta_3$ , y el efecto de éste en la inflación, a través de la pendiente en la Curva de Phillips  $\alpha_2$ . De este modo, niveles bajos para  $\alpha_6$ ,  $\phi_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\alpha_2$  y  $\gamma_2$  no garantizan la convergencia de las variables nominales a sus niveles de estado estacionario; pudiendo, surgir una raíz unitaria en las expectativas, exponiendo la inflación a profecías autocumplidas.*

---

LM bajo el uso de agregados monetarios y una regla cambiaria bajo regimenes de bandas de flotación. En este sentido, el modelo reconoce la denominada *Trinidad Imposible*, según la cual, en una economía abierta a los flujos de capitales únicamente puede controlarse eficazmente uno de dichos instrumentos.



**Aún cuando el presente estudio asume una regla determinística en la toma de decisiones de política monetaria, no debe desconocerse que en un contexto más realista el juicio por parte de los hacedores de política representa un factor clave del proceso<sup>5</sup>.**

### EL TRASPASO DE LA TPM A LA CURVA NOMINAL

La siguiente ecuación refleja el canal de transmisión de la política monetaria desde la TPM hacia las restantes tasas de interés del sistema ( $i$ ). Dichas tasas, que incluyen las activas y pasivas del sistema bancario y el retorno de un conjunto más amplio de activos financieros, son aquellas sobre las cuales operan los arbitrajes de moneda y se estructuran las decisiones de gasto, ahorro e inversión. La TPM en dicho sentido juega un rol referencial en el sistema<sup>6</sup>.

La relación se propone a través de una ecuación de ajuste parcial, en donde  $\phi_2$  representa el traspaso entre la TPM y la tasa representativa. A su vez, se incorpora cierta dinámica autorregresiva -cuantificada por  $\phi_1$ - y condiciones de arbitraje entre las tasas de pesos y dólares  $i_t^*$  ajustadas por devaluación esperada  $E(e_{t+1/t})$  y el premio por devaluación inesperada ( $\Delta\rho d_t$ ).

$$i_t = i_{t-1} + \phi_1 \Delta i_{t-1} + (1 - \phi_1)(\phi_2(\Delta TPM + \Delta \rho l_t) + \phi_3(\Delta i_t^* + E(e_{t+1/t}) + \Delta \rho d_t)) \quad (6)$$

**Si bien la estructura propuesta es amplia, los sucesivos cambios de régimen en Uruguay pueden haber alterado los mecanismos de traspaso de tasas.** En particular, bajo un régimen de tipo de cambio fijo las tasas de interés de corto y largo plazo se determinan conjuntamente por arbitrajes financieros y bajo el uso de agregados monetarios en función de los desequilibrios del mercado monetario. En ambos casos, las tasas largas

5 Según el propio Greenspan “Hay economistas que quieren que la Fed fije los tipos de interés en función de parámetros y reglas formales. Estoy de acuerdo en que sólo pueden trazarse políticas sensatas con la ayuda de unas estructuras analíticas rigurosas. Pero con demasiada frecuencia tenemos que trabajar con datos incompletos y defectuosos, un miedo humano irracional y una claridad legal inadecuada. Por elegante que se haya vuelto la econometría actual, no está a la altura de ofrecer prescripciones de política. La economía internacional se ha vuelto demasiado compleja e interconectada. Nuestro proceso ejecutivo debe evolucionar en consonancia con esa complejidad”. La Era de las Turbulencias (2008) pág. 222.

6 Al respecto ver Gianelli (2010).

se determinan a través de la productoria de tasas cortas *forward* entre los distintos nodos de referencia ponderadas por su *duration*<sup>7</sup>.

**Bajo el nuevo régimen, en la medida en que la tasa corta pasa a ser un instrumento de política monetaria, la determinación de las tasas *forward* instantáneas en cada momento del tiempo y por consiguiente el nivel de las tasas activas y pasivas resulta de un proceso de predicción sistemático del futuro sesgo de política y, por lo tanto, de la dinámica proyectada para las variables incorporadas en la RPM.**

## LOS ARBITRAJES DE TASAS Y PREMIOS IMPLÍCITOS

Para dotar de mayor claridad al proceso de formación de precios de activos financieros se consideran dentro del modelo diversos premios que permiten explicar *spreads* de equilibrio entre las tasas; a saber:

- i. Un premio por riesgo que se aplica sobre las tasas externas.
- ii. Un premio por liquidez que se aplica sobre la tasa corta de referencia.
- iii. Un premio por riesgo devaluatorio (el cual habitualmente es positivo) impuesto sobre las tasas en moneda nacional.

La dinámica de estos premios fue modelada a través de un proceso autorregresivo convergente a un nivel de estado estacionario exógeno  $\rho^{eq}$ . La velocidad a la cual se disipan las perturbaciones depende en cada ecuación del parámetro  $\lambda_i$ <sup>8</sup>.

**El premio por riesgo de la economía ( $\rho r_i$ ) representa el diferencial de retorno que exige un inversor por mantener en su cartera un título emitido domésticamente respecto a un activo libre de riesgo con igual *duration*, *convexidad* y *liquidez*. Los shocks sobre este premio podrían provenir de desbordes fiscales, exesos de endeudamiento, abultados déficit**

7 Ver: Campbell, Lo y McKinlay (1996).

8 Una representación más adecuada de estos premios podría haber intentado modelarlos en función de sus respectivos fundamentos macroeconómicos, lo cual prefirió evitarse para una interpretación más directa de los resultados.

de cuenta corriente y sobre la aversión al riesgo en los mercados financieros internacionales.

$$\rho r_t = \rho r_{t-1} - \lambda_1(\rho r_{t-1} - \rho r^{eq}) + \varepsilon_{PR} \quad (7)$$

Incorporar este proceso dentro del modelo permite capturar endógenamente el rol que juegan los flujos de capitales en la determinación del tipo de cambio nominal y las tasas del sistema financiero. **Un shock positivo en el premio por riesgo juega un efecto similar a una política monetaria contractiva, reduciendo las expectativas devaluatorias y depreciando instantáneamente el tipo de cambio spot.**

El premio por liquidez ( $\rho l_t$ ) se asocia a la pendiente en la curva de rendimientos. Dicho premio se computa como el diferencial entre la tasa relevante y la TPM. Su nivel da cuenta del diferencial de retornos que se exige sobre un título en función de su *duration*. Este diferencial puede estar asociado a expectativas de inflación crecientes; segmentación de mercados; o bien la presencia de *un hábitat preferido* de corto plazo para los inversores.

$$\rho l_t = \rho l_{t-1} - \lambda_2(\rho l_{t-1} - \rho l^{eq}) + \varepsilon_{PL} \quad (8)$$

Shocks sobre los premios por liquidez inciden en la dirección e intensidad del sesgo de política monetaria. Reglas de política más sofisticadas debieran, o bien considerar exclusivamente elementos *forward-looking*, o bien intentar neutralizar los shocks sobre estos premios de modo de anular los impulsos exógenos en la determinación del sesgo monetario. **Actuar una vez que se manifiestan los efectos de dichos premios sobre las tasas implica “ir detrás de la curva” para la autoridad monetaria.**

El premio por depreciación inesperada ( $\rho d_t$ ) permite dar cuenta de un sesgo sistemático hacia un diferencial positivo entre las tasas en pesos y dólares. Este hecho estaría asociado a la asimetría y exceso de curtosis en la densidad del proceso devaluatorio; a un desarbitraje estructural, motivado por una fuerte segmentación de mercados; o simplemente a un tema de profundidad relativa entre los mercados por moneda.

$$\rho d_t = \rho d_{t-1} - \lambda_3(\rho d_{t-1} - \rho d^{eq}) + \varepsilon_{PD} \quad (9)$$

Si bien esta especificación permite corregir el sesgo sistemático, asumir un proceso lineal autorregresivo para el premio devaluatorio puede considerarse una limitación. Un refinamiento atractivo sería incorporarlo como un proceso Markoviano en donde dicho premio se asociara a la volatilidad macroeconómica imperante. Para avanzar en esta dirección se deberían modelar los segundos momentos de las distribuciones en las relaciones incorporadas.

La tasa de interés real en moneda local ( $r_t$ ) se construye a partir de la tasa nominal ajustada por las expectativas cuasi racionales de inflación. Esta variable sintetiza el sesgo monetario efectivo sobre la demanda agregada e incide sobre las decisiones intertemporales de consumo e inversión.

$$r_t = i_t - E(\pi_{t+1/t}) \quad (10)$$

Resulta evidente que una política monetaria laxa que no compense el desalineamiento en las expectativas inflacionarias será insuficiente para presionar en el sentido apropiado a la demanda agregada. Esto se traduce en la necesidad de fijar un parámetro  $\gamma_2$  superior a uno, tanto mayor cuanto menor sea el traspaso de la TPM a las restantes tasas del sistema financiero  $\phi_2$ , menor el impacto de la tasa real sobre la brecha de gasto  $\beta_3$  y menor el impacto de esta en la inflación  $\alpha_2$ .

Por simplicidad el índice de precios externo crece en el modelo a su tasa de largo plazo ( $\pi_t^{*LP}$ ), sujeto a shocks transitorios en su dinámica ( $\varepsilon_{IPC^*}$ ). Por su parte, las expectativas de inflación externa  $E(\pi_{t+1/t}^*)$  se formulan nuevamente en base a un criterio de racionalidad limitada ponderando componentes *forward* y *backward looking*.

$$\pi_t^* = \pi_t^{*LP} + \varepsilon_{IPC^*} \quad (11)$$

$$E(\pi_{t+1/t}^*) = \alpha_1^* \pi_{t-1}^* + (1 - \alpha_1^*) E(\pi_{t+1/t}^*) \quad (12)$$

La tasa de interés real externa  $r_t^*$  es apartada transitoriamente de su nivel de largo plazo ( $r_t^{*LP}$ ) por shocks idiosincrásicos ( $\varepsilon_{R^*}$ ). Esta variable opera como ancla del sistema financiero internacional.

Todas las restantes tasas, externas e internas, en moneda local o extranjera, se determinan en el estado estacionario, cuando los shocks

monetarios idiosincrásicos han revertido, por condiciones de arbitraje sobre ella.

$$r_t^* = r_t^{*LP} + \mathcal{E}_{R^*} \quad (13)$$

Consistentemente, la tasa nominal de interés externa ( $i_t^*$ ) se ajusta a la correspondiente tasa real añadiéndole las expectativas de inflación relevantes.

$$i_t^* = r_t^{*LP} + E(\pi_{t+1/t}^*) \quad (14)$$

La dinámica de la tasa nominal en dólares ( $ius_t$ ) de la economía doméstica se construye a partir de las tasas externas, de los premios por riesgo y de una estructura autorregresiva. Esta formulación, garantiza que en el estado estacionario dicha tasa converja a la nominal externa ajustada por el premio por riesgo.

$$ius_t = ius_{t-1} + \varphi_1 \Delta ius_{t-1} + (1 - \varphi_1)(\varphi_2 \Delta(i_t^* + \rho r_t)) \quad (15)$$

La tasa real en dólares interna ( $rus_t$ ) se determina ajustando la tasa nominal en dicha moneda por expectativas de inflación y devaluación  $E(e_{t+1/t})$ . En el estado estacionario, esta coincide con la tasa real en moneda local, ajustada por  $\rho d_p$ , y con la tasa real externa ajustada  $\rho r_t$ .

$$rus_t = ius_t - E(\pi_{t+1/t}) + E(e_{t+1/t}) \quad (16)$$

*Esta tasa es clave para la determinación de la brecha de gasto, reflejando parcialmente el canal de hoja de balance. En este sentido, una depreciación esperada impulsada por un aumento en la TPM incrementa el costo real del crédito en moneda extranjera y deprime la demanda, lo cual se complementa con la caída en el TCR producto de la apreciación consistente con el arbitraje financiero bajo un impuso monetario contractivo. Bajo este enfoque, el tipo de cambio juega un rol sobre la demanda por dos vías ya que la depreciación esperada aumenta las tasas reales en moneda extranjera y, al mismo tiempo, induce una apreciación instantánea que estimula las importaciones netas.*

## LA DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO

**La determinación del tipo de cambio surge de un sistema de ecuaciones que contempla secuencialmente la dinámica de los fundamentos, la relación de paridad de poderes de compra y la paridad descubierta de tasas de interés doméstica en ambas monedas.** La secuencia lógica del sistema consiste en determinar el nivel de TCR esperado consistente con los fundamentos macro, para ajustar en una segunda instancia el tipo de cambio nominal ex-ante a la relación esperada de paridad de poderes de compra. El tipo de cambio nominal que surge de dicha relación opera como expectativa a los efectos de computar el tipo de cambio nominal efectivo consistente con el diferencial de rendimientos. Una vez determinado el tipo de cambio spot efectivo se resuelve la ecuación correspondiente para el TCR.

En la ecuación de fundamentos la tasa de crecimiento del TCR ( $q_t^{eq}$ ) responde a los factores habituales expresados en brechas. En particular, opera el efecto *Salter-Swan* representado en el modelo por la brecha de demanda y el shock fiscal; un aumento en los términos de intercambio (exógeno) aprecia el TCR en la medida en que promueve un efecto riqueza que presionaría sobre el precio relativo de los bienes no transables. Adicionalmente, se incorpora un factor autorregresivo y uno de corrección de errores respecto al nivel de estado estacionario del TCR<sup>9</sup>.

$$q_t^{eq} = \psi_1 q_{t-1}^{eq} + (1 - \psi_1)(\psi_2 Gap\_TOT_t + \psi_3 Fis_t + \psi_4 Gap\_IS_t) - \psi_5 Gap\_TCR_{t-1}^{10} \quad (17)$$

El tipo de cambio nominal esperado  $e_t^{eq}$  surge de una relación ex ante de PPP sobre el TCR de fundamentos.

$$e_t^{eq} = q_t^{eq} + E(\pi_{t+1/t}) - E(\pi^*_{t+1/t}) \quad (18)$$

El tipo de cambio nominal efectivo ( $e_t$ ) se resuelve de una ecuación de Fisher log diferenciada. En dicha relación, la devaluación efectiva sigue

9 En el modelo propuesto, los factores fundamentales se encuentran expresados en brechas, por lo que, de existir un estado estacionario, el TCR converge a un nivel predeterminado. La existencia de un nivel exógeno de equilibrio del TCR se encuentra en contradicción con modelos de tipo *catching-up* en donde el diferencial de crecimiento estimularía a la Balassa una apreciación sistemática.

10 No se incorpora el efecto *Balassa-Samuelson* ya que el sistema no cuenta con un bloque de oferta que permita determinar endógenamente la productividad de la economía.

una dinámica consistente con la devaluación nominal esperada ajustada por la tasa de crecimiento en los diferenciales de rendimiento entre títulos en pesos y dólares emitidos internamente. Esta forma funcional garantiza que, para un premio devaluatorio dado, en cada instante se cumpla la paridad descubierta de tasas en el sistema financiero.

$$e_t = e_t^{eq} - \Delta(1 + i_t - ius_t - \rho d_t) / (1 + i_t - ius_t - \rho d_t) \quad (19)$$

**Respecto al rol de la política monetaria para pautar el valor de la divisa, una devaluación de 10% del tipo de cambio spot requiere un incremento de 1000pb en la tasa sobre la cual opera el arbitraje.** Naturalmente, la dimensión de este canal dependerá de la profundidad del sistema financiero ya que opera vía cambios en la composición de portafolios.

**Si bien el orden de magnitud del impacto directo de la TPM sobre el mercado cambiario luce débil, debe añadirse el impacto en las expectativas devaluatorias de una señal consistente en el sesgo de la futura senda de política monetaria, lo cual podría potenciar el impacto original.** Este canal de transmisión se encuentra ausente del modelo.

Por último, el tipo de cambio real observado  $q_t$  surge de recalcularse su ecuación correspondiente con el tipo de cambio nominal efectivo y las inflaciones doméstica y externa efectivas. Esta medida de la devaluación real juega un rol directo en la determinación del gasto y en la Regla de Política Monetaria.

$$q_t = e_t - \pi_t + \pi_t^* \quad (20)$$

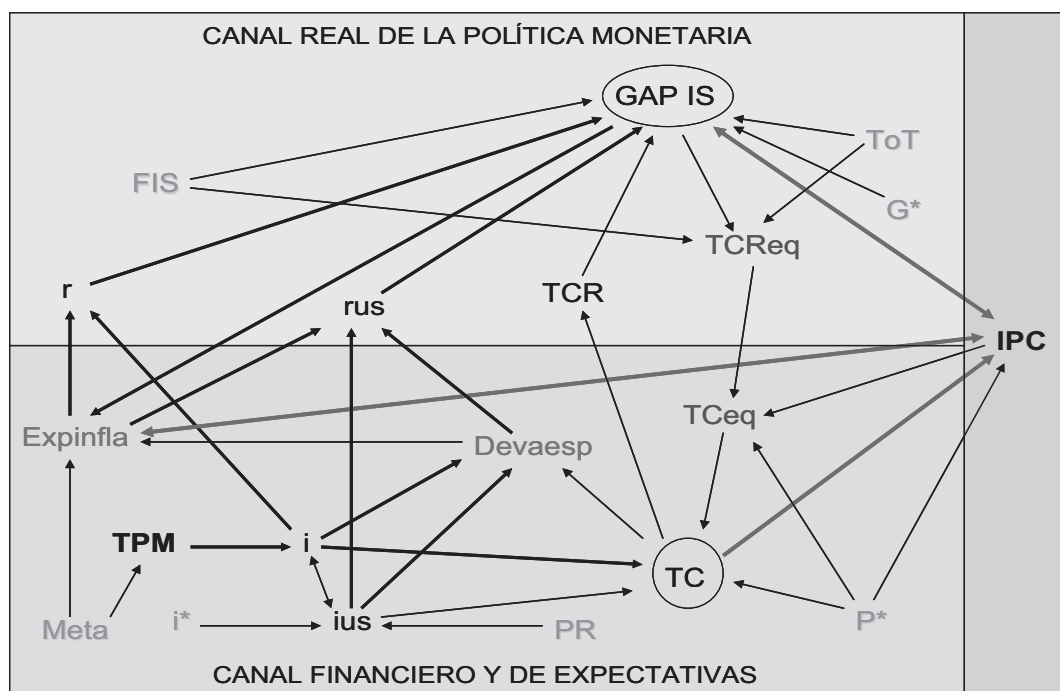
En la medida en que se cumplen los arbitrajes financieros, este sistema garantiza en el largo plazo el cumplimiento de la Paridad de Poderes de Compra, consistente con un TCR estacionario en niveles.

## RESUMEN DE LOS CANALES DE TRANSMISIÓN IMPLICADOS

El siguiente diagrama permite capturar las relaciones estructurales propuestas en el modelo presentado:



**DIAGRAMA I:  
CANALES DE TRANSMISIÓN DE POLÍTICA MONETARIA**



Los mecanismos de transmisión de política monetaria identificados en el modelo presentado pueden resumirse en:

- i) Un canal financiero, dominado por el efecto tipo de cambio.
- ii) Un canal de las expectativas, que incorpora las expectativas inflacionarias y devaluatorias.
- iii) Un canal real, el cual opera a través del impacto de las tasas reales (en moneda local y extranjera) y el TCR sobre la brecha de producto.

La complejidad de las interconexiones macro-financieras expuestas en el sistema de ecuaciones y en el diagrama de flujos presentado permite conectar la dinámica macroeconómica y financiera vinculada a la política monetaria en un régimen de metas de inflación flexible como el actualmente operativo en Uruguay.

## LA CALIBRACIÓN

A los efectos de la calibración del modelo se realizaron estimaciones en frecuencia trimestral para las relaciones propuestas. Los resultados fueron en general bastante robustos al método y, en mayor o menor medida, a sub-períodos en la muestra. Sin perjuicio de que los mismos se presentan con detalle en el Anexo II, a continuación se resumen los resultados, señalándose algunas limitaciones del presente ejercicio.

**TABLA I: PARAMETROS CALIBRADOS**

Ecuación	CURVA DE PHILLIPS (Sist GMM)						EXP. INFLA. EXTERNA	
Símbolo	$\alpha^1$	$\alpha^2$	$\alpha^3$	$\alpha^4$	$\alpha^5$	$\alpha^6$	$\alpha^{*1}$	$\alpha^{*2}$
Valor	0.9	0.29	0.36	0.44	0.17	0.39	0.5	0.5
Test t	13.6	2.35	1.72	3.23	1.03	6.83	-	-
Ecuación	BRECHA DE PRODUCTO (NW MCO)							
Símbolo	$\beta^1$	$\beta^2$	$\beta^3$	$\beta^4$	$\beta^5$	$\beta^6$	$\sum \beta^{7-11}$	$\sum \beta^{11-17}$
Valor	0.6	0.1	-0.05	-0.03	0.1	0.34	0.12	-0.16
Test t	5.48	-	-3.73	-0.62	-	1.45	PDL (2.31 y -3.05)	
Ecuación	TRASPASO ACTIVAS M/E, M/N y PREMIOS (Sis GMM)							
Símbolo	$\theta^2$	$\theta^3$	$\varphi^1$	$\varphi^2$	$\varphi^3$	$\lambda^1$	$\lambda^2$	$\lambda^3$
Valor	0.42	0.31	0.55	0.8	0.01	0.09	0.27	0.14
Test t	2.17	4.82	22.3	3.7	2.4	1.79	2.91	2.18
Ecuación	TCR DE FUNDAMENTOS (ML - ARCH - GED)					Nota: Ver Anexo II		
Símbolo	$\psi^1$	$\psi^2$	$\psi^3$	$\psi^4$	$\psi^5$			
Valor	0.7	-0.44	-0.16	-0.35	0.28			
Test t	10.64	-1.09	-0.55	-1.87	3.5			
Ecuación	REGLA DE POLÍTICA MONETARIA (W MCO)							
Símbolo	$\delta^1$	$\delta^2$	$\delta^3$	$\delta^4$	$\delta^5$			
Valor	0.55	2.25	0.8	0.75	0.39			
Test t	15.1	4.88	-	2.31	2.29			

Para realizar el ejercicio empírico se empleó la inflación headline; la devaluación nominal efectiva entre el peso uruguayo y la divisa norteamericana; las expectativas de inflación; el centro del rango meta anunciado por el BCU a partir de 2003 y la brecha de producto. A los efectos de calcular las brechas se optó por comparar los valores desestacionalizados respecto a sus filtros H-P ( $\lambda=1600$ ). Las tasas domésticas (en moneda nacional y extranjera) corresponden a las promedio a 360 días para el sistema bancario publicadas a partir de 1998 por la SIIF, la TPM se aproximó por la CALL en pesos y la tasa externa en dólares por la LIBOR. Como indicadores de precios relativos, se utilizó el TCR multilateral y los TOT calculado a partir de los deflatores de precios de exportación e importación de Cuentas Nacionales. Por último, la medida de impulso fiscal empleada fue el ratio entre el Gasto Público y el PIB de Cuentas Nacionales.

El impulso fiscal fue calibrado utilizando un polinomio de rezagos distribuidos de Almond de tercer orden, imponiéndosele como restricción que su función de impulso respuesta se diluyera en el largo plazo. Esta variante permite capturar a través de una figura de S invertida la secuencia del shock fiscal sobre la IS. En particular, la evidencia sugiere que el shock fiscal tiene inicialmente una incidencia positiva (*crowding in*) y creciente en la demanda, volviéndose negativa (*crowding out*) a partir del 6 trimestre, anulándose su efecto inicial al cabo de 3 años. El efecto neto de largo plazo es marginal y su signo depende del número de rezagos considerados.

Sin perjuicio de que no es posible hacer una comparación exhaustiva de los parámetros entre distintos modelos por la definición de las variables involucradas y diferencias estructurales en la especificación de los modelos, los resultados de las funciones de impulso respuesta a la simulación dinámica de shocks resultan cualitativa y cuantitativamente similares a las obtenidas en los estudios para Perú y Costa Rica, ambas economías pequeñas, abiertas y semidolarizadas<sup>11</sup>; así como los de Chile y Paraguay<sup>12</sup>.

Variables	Canadá	EEUU	Chile	Israel	Paraguay	Uruguay
<b>Curva IS</b>						
Inercia en la IS	0,85	0,85	0,2	0,2	0,45	0,6
Brecha R	-0,10	-0,11	-0,5	-0,45	-0,10	-0,05
Brecha Rus	na	na	na	na	na	-0,03
Brecha TCR	0,05	na	0,3	0,24	0,03	0,1
Demanda Externa	0,25	na	na	0,22	0,32	0,34
<b>Curva de Phillips</b>						
Inflación t-1	0,8	0,8	0,1	0,47	0,45	0,44
Inflación t+1	0,2	0,2	0,9	0,53	0,55	0,17
Brecha IS	0,3	0,3	0,25	0,22	0,20	0,29

\*Fuente datos externos Charotti y Rojas (2008)

Si bien los parámetros encontrados son razonables, deben señalarse algunas limitaciones en la inferencia. **En primer lugar, los sucesivos cambios de régimen generan inestabilidad paramétrica<sup>13</sup>. En segundo lugar, el cálculo *naive* de brechas utilizando el filtro HP podría no ser una buena aproximación de las mismas. En tercer lugar, la colinealidad**

- 11 Se recomienda comparar los resultados de este modelo con los propios en los respectivos estudios para Perú, Costa Rica, Paraguay, Venezuela y Chile citados en las referencias bibliográficas.
- 12 La principal diferencia en la tabla previa corresponde a la elasticidad en la IS, la cual de adicionarse el rol de las tasas en moneda extranjera se acercaría a los valores referenciales inferiores.
- 13 Este punto hace referencia a la crítica de Lucas por cuanto cambios en los modelos marginales de las variables explicativas pueden alterar el valor de los coeficientes del modelo condicional.

**presente en los regresores de varias ecuaciones debilita la inferencia individual de los coeficientes asociados.** Esto, resulta particularmente relevante al calibrar el componente *forward* vs. *backward-looking* y el rol de la meta del BCU en la determinación de las expectativas de inflación en la ecuación (2). Adicionalmente, durante el período de análisis, la inferencia en los coeficientes de las ecuaciones de precios se ve debilitada por la posible endogeneidad de la meta a la instancia inflacionaria; lo cual, de reconocerse en el modelo, eliminaría el ancla nominal del sistema. **Finalmente, debe señalarse que los resultados muestran cierta sensibilidad al método empleado para controlar por el episodio de crisis de 2002-2003.**

Para el estado estacionario se consideró como escenario de referencia una meta de inflación para la economía de 5% y de 3% para el resto del mundo relevante, por lo que, para un TCR estable, el tipo de cambio nominal se devalúa 2% anualmente. La tasa real externa relevante se fijó en 2%; el premio por riesgo en 2%; el premio devaluatorio en 1%; y en 3% el premio por liquidez. De este modo, a partir de los arbitrajes financieros, en el estado estacionario la tasa nominal externa se sitúa en 5%; la tasa en moneda extranjera del sistema financiero local en 7%; la tasa nominal en moneda nacional en 10%; la tasa real en moneda extranjera en 4%; la tasa real en 5% (dado el premio devaluatorio incorporado en el modelo); y la TPM de largo plazo en 7%, cumpliéndose con las siguientes identidades:

- i)  $i^{*LP} = r^{*LP} + \pi^{*LP} = 5\%$
- ii)  $e^{LP} = q^{LP} + \pi^M - \pi^{*LP} = 2\%$
- iii)  $i^{usLP} = i^{*LP} + \rho r^{*LP} = 7\%$
- iv)  $r^{usLP} = i^{usLP} - \pi^M + e^{LP} = 4\%$
- v)  $i^{LP} = i^{usLP} + \rho d^{LP} + \pi^M - \pi^{*LP} + q^{LP} = 10\%$
- vi)  $r^{LP} = i^{LP} - \pi^M = r^{usLP} + q^{LP} + \rho d^{LP} = 5\%$
- vii)  $TPM^{LP} = i^{LP} - \rho l^{LP} = r^{*LP} + q^{LP} + \pi^M + \rho r^{*LP} + \rho d^{LP} - \rho l^{LP} = 7\%$

**Sin perjuicio de lo previamente comentado, las estimaciones resultaron satisfactorias, permitiendo establecer un *benchmark* razonable sobre el cual realizar las simulaciones dinámicas de interés.** Se hace énfasis en que una futura línea de investigación debiera concentrarse en aportar mejores insumos a la calibración de este modelo vía estudios minuciosos de cada uno de los canales de transmisión.

La motivación de los ejercicios presentados a continuación es determinar la dinámica que se genera a partir de perturbaciones determinísticas que apartan el sistema de su nivel de largo plazo. En este sentido, se hará énfasis en la trayectoria de las variables de interés relativa al estado estacionario.

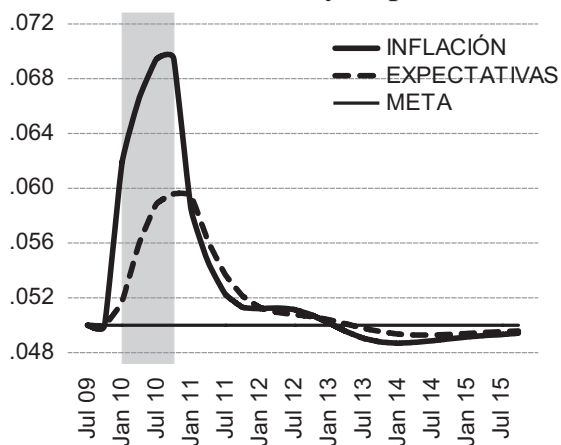
## EJERCICIOS DE SIMULACIÓN DINÁMICA

Para los siguientes ejercicios se asume que la economía parte de una situación de estado estacionario, comparándose a partir de dicha instancia los resultados de diversos shocks sobre el sistema. Para operar en un contexto de consistencia con la formulación de expectativas, según la cual los agentes utilizan toda la información disponible y la estructura del modelo, el sistema se resuelve a contar de la realización del shock. De este modo se evita realizar un supuesto implícito sobre la información con que cuentan respecto a las futuras perturbaciones.

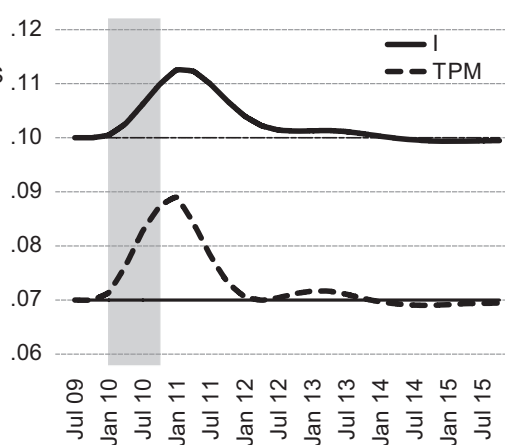
### 1) UN SHOCK DE COSTOS SOBRE LA INFLACIÓN

El primer ejercicio consiste en suponer un impulso de 100pb sobre Índice de Precios al Consumo. En los siguientes gráficos, el área gris representa el período de vigencia del shock propuesto y las líneas la trayectoria de las variables de interés.

**Gráfico 1.a: Inflación y Expectativas**

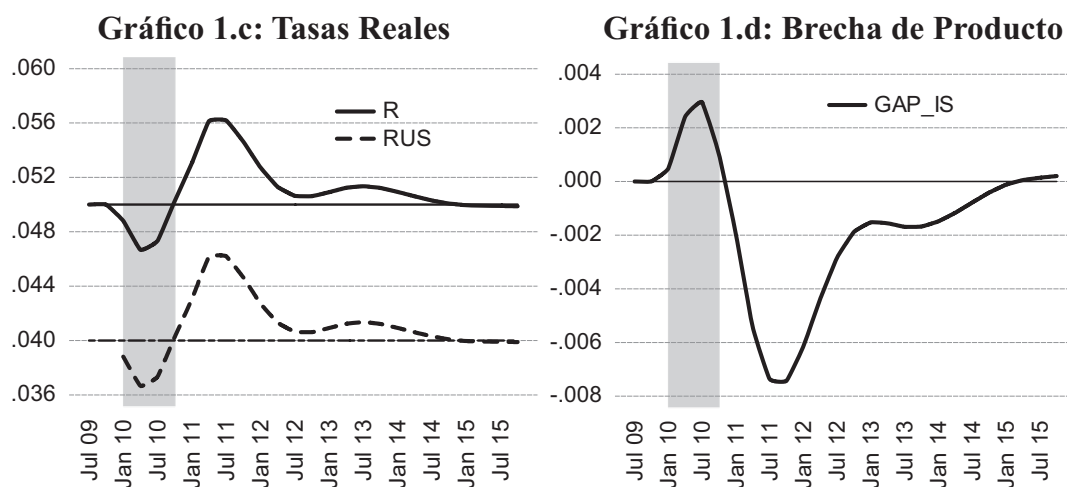


**Gráfico 1.b: Tasas en Pesos**

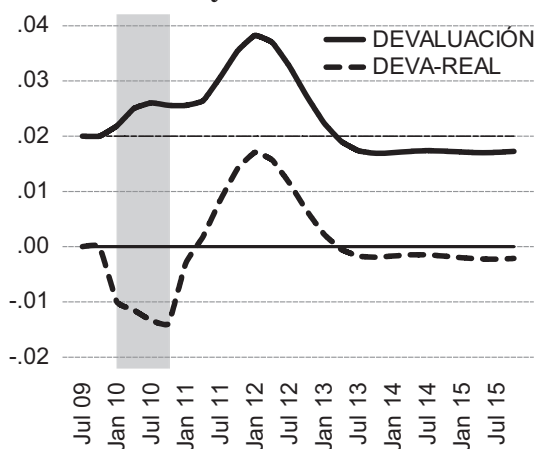
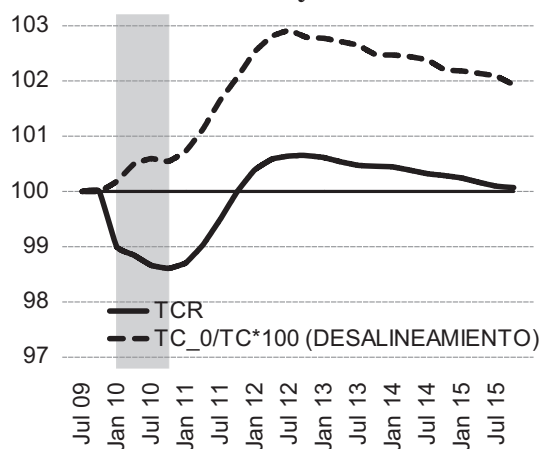


Como se observa en el gráfico superior izquierdo, las expectativas reaccionan menos que la inflación *headline* anticipando la intervención de política monetaria. Una vez identificado el desborde inflacionario se activa el mecanismo automático de ajuste a través de la RPM generando una contracción monetaria de 200pb sobre la TPM. Esta medida, provoca un aumento de 120p en las restantes tasas nominales. En términos de la persistencia del shock, contando a partir del *peak* en la inflación *headline*, transcurren 3 trimestres previo a estabilizarse por debajo de 5.5%.

El aumento de las tasas nominales, ajustado por expectativas de inflación genera un incremento en las tasas reales. De este modo, la instancia monetaria contractiva reduce la brecha de actividad, contribuyendo a aplacar las presiones inflacionarias. El impulso expansivo marginal sobre la actividad que se observa al inicio del episodio obedece a la caída transitoria las tasas reales por el aumento en las expectativas inflacionarias que precede al ajuste monetario, lo cual es consistente con la inercia en la RPM.



En lo que respecta al tipo de cambio, el endurecimiento monetario producto del aumento de la TPM genera una expectativa devaluatoria que, vía arbitraje de tasas, aprecia instantáneamente el tipo de cambio spot y el TCR observado. La depreciación subsiguiente, valida las expectativas previas, potenciándose por la contracción en la brecha de capacidad. En el estado estacionario, la devaluación converge a su nivel previo, consistente con los diferenciales de inflación doméstica y externa y el TCR permanece constante dada la ausencia de shocks adicionales sobre sus fundamentos.

**Gráfico 1.e: Devaluación Nominal y Real****Gráfico 1.f: TCR y TCN relativo**

En el nuevo equilibrio, el impulso inflacionario generó un efecto de nivel permanente en el IPC, el cual se vio compensado por un aumento, también permanente, en el TCN. La magnitud relativa de ambos efectos garantiza la dicotomía clásica y la neutralidad en cuanto a sus efectos sobre el nivel de actividad en el estado estacionario<sup>14</sup>.

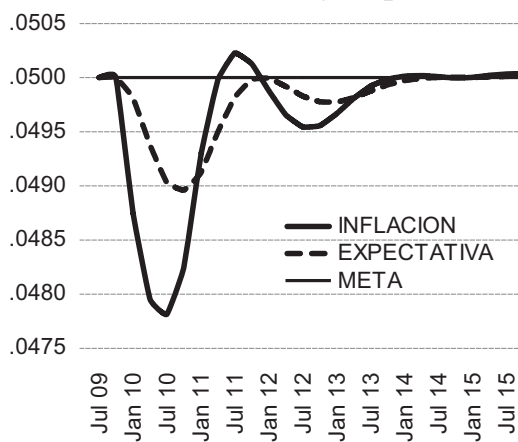
## 2) UN SHOCK SOBRE LA TPM DE 100 p.b.

En esta simulación se evalúan los efectos de un sesgo contractivo exógeno en la política monetaria. El mismo se instrumenta a través de un incremento por única vez de 100pb en la TPM, permitiendo que la misma se ajuste a lo sugerido por la RPM en lo sucesivo. Los resultados son los siguientes:

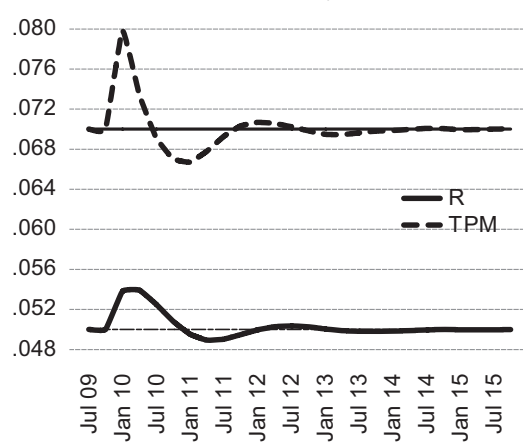
<sup>14</sup> Cabe señalar que al no modelarse por separado la oferta de transables y no transables en la economía, no se consideran los efectos cíclicos sobre la rentabilidad sectorial; los cuales, en un contexto de shocks persistentes y suponiendo costos a la entrada y salida pudieran generar efectos de histéresis sobre la oferta transable en el largo plazo.



**Gráfico 2.a: Inflación y Expectativas**

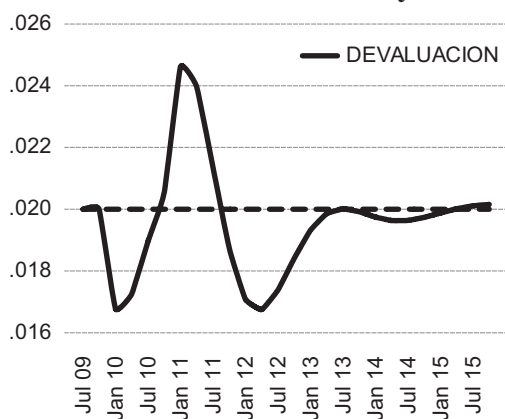


**Gráfico 2.b: TPM y Tasa Real**

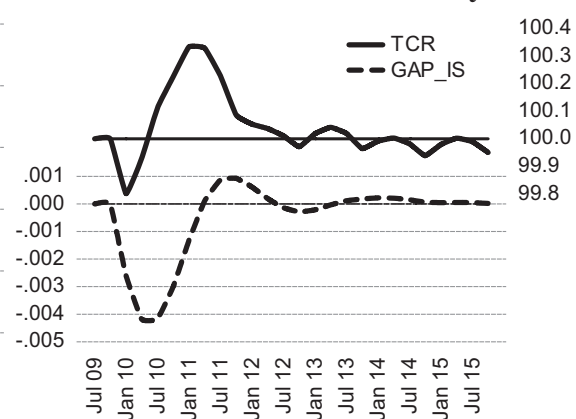


**La inflación responde a los ciclos de PM.** Durante la vigencia del sesgo contractivo, la inflación y las expectativas caen y a contar del inicio del proceso correctivo las mismas retornan a su nivel de equilibrio. El orden de magnitud del impacto en inflación de un aumento en la TPM se encuentra en línea con lo documentado para el caso de Perú y Costa Rica. En este ejercicio, el impacto sobre la inflación de un aumento de 100pb en la TPM es de tan solo 20pb.

**Gráfico 2.c: Devaluación y TCN**



**Gráfico 2.d: Brechas: TCR y PIB**



**Los canales que se activan a partir del sesgo monetario son los siguientes:**

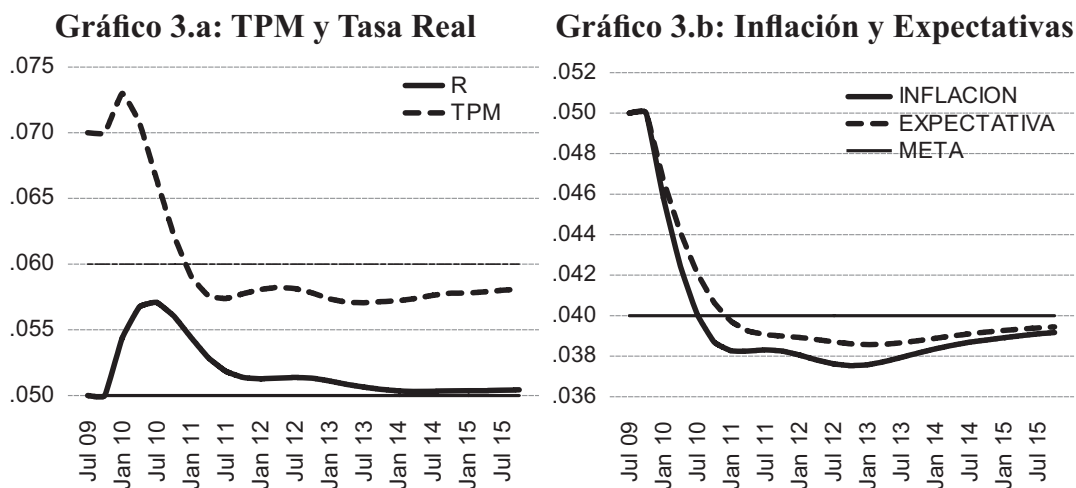
- i) **Un aumento de la tasa rectora genera holguras en la demanda agregada principalmente por la vía del aumento en las tasas reales en moneda local y extranjera.**

- ii) **El aumento de las tasas en pesos genera una devaluación esperada que aprecia instantáneamente el valor de la moneda.** En una segunda instancia, dichas expectativas se convalidan depreciándose el tipo de cambio nominal y real; lo cual, contribuye a cerrar la brecha de producto. En el estado estacionario, el tipo de cambio nominal se estabiliza por debajo de su nivel previo dando cuenta del efecto de la integral deflacionaria sobre el IPC.

**El impacto de largo plazo de un shock monetario sobre el TCR resulta neutro.**

### 3) UN CAMBIO PERMANENTE EN LA META DE INFLACIÓN

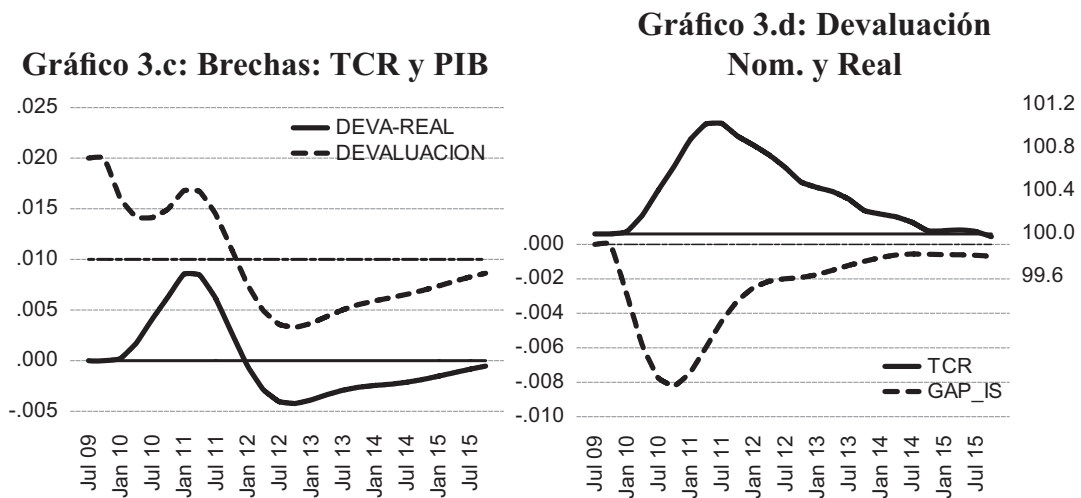
La simulación de un anuncio de reducción en la meta inflacionaria de 5% a 4% y su incorporación en la RPM genera la siguiente dinámica:



**Conjuntamente al anuncio de la reducción en la meta de inflación la RPM pauta un aumento marginal de la TPM imponiendo una señal del sesgo monetario. Inmediatamente, las expectativas comienzan a alinearse al nuevo contexto arrastrando con ellas a la inflación headline.**

Bajo el supuesto de expectativas cuasi racionales, la caída en las expectativas provoca un aumento en las tasas reales tanto en moneda local

como extranjera lo cual deprime la demanda agregada, generando holguras en la capacidad productiva que contribuyen a reducir el nivel de precios.



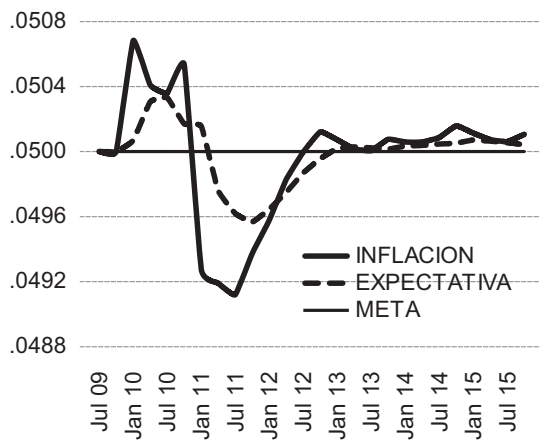
Luego del impulso monetario inicial, la TPM se contrae, tanto para contener el costo real del ajuste, como para adaptarse a su nuevo nivel de equilibrio. En el estado estacionario, la caída en la inflación reduce la devaluación de largo plazo en idéntica magnitud; lo cual, vía la paridad descubierta de tasas, reduce también las tasas nominales de largo plazo. En la transición el tipo de cambio reacciona con rezago frente a la caída de precios, depreciando transitoriamente el TCR.

**En el nuevo equilibrio, la inflación converge a la meta; las variables reales vuelven a su equilibrio original, y las tasas nominales y la devaluación efectiva se reducen en 100pb para satisfacer simultáneamente la Paridad de Poderes de Compra y la Ecuación de Fisher.**

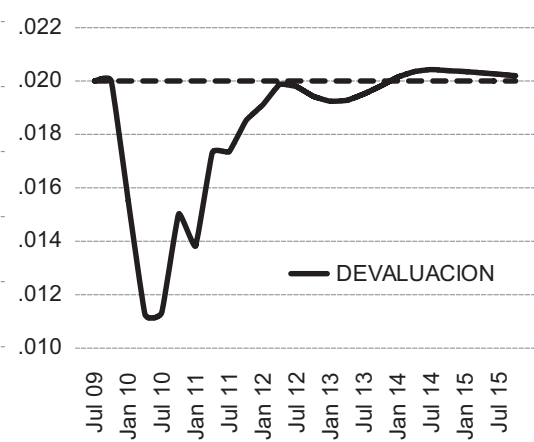
#### 4) UN SHOCK DE INFLACIÓN IMPORTADA

**En lo que respecta a un shock inflacionario externo, el modelo predice un ajuste por la vía de la apreciación nominal de la moneda.** De este modo, el impacto inflacionario de un aumento en los precios externos sería reducido, manifestándose principalmente una caída instantánea del valor de la divisa. En la medida en que la dinámica subsiguiente, vía apreciación real transitoria, deprimiría la demanda agregada, la inflación caería levemente en la dinámica al equilibrio.

**Gráfico 4.a: Inflación y Expectativas**



**Gráfico 4.b: Devaluación Nominal**

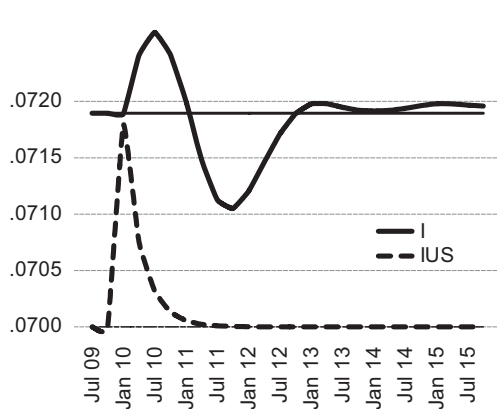


**En síntesis, un aumento transitorio en la inflación externa, bajo tipo de cambio flexible, genera un impacto leve en la inflación y una apreciación de corto plazo.**

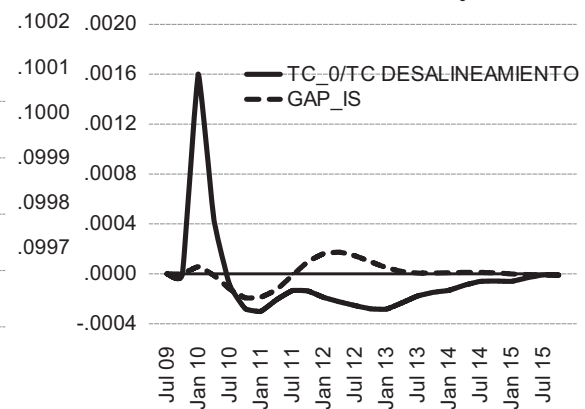
### 5) UN SHOCK SOBRE LA TASA REAL EXTERNA<sup>15</sup>

Un impulso en las tasas externas se traslada a las tasas en moneda extranjera del sistema financiero local; lo cual, vía arbitrajes estimula una depreciación instantánea del tipo e cambio nominal. En una segunda etapa, tanto la inflación como las tasas nominales se ajustan al alza manteniendo los spreads constantes en el largo plazo.

**Gráfico 5.a: Tasas Nominales**



**Gráfico 5.b: Devaluación y TCN**

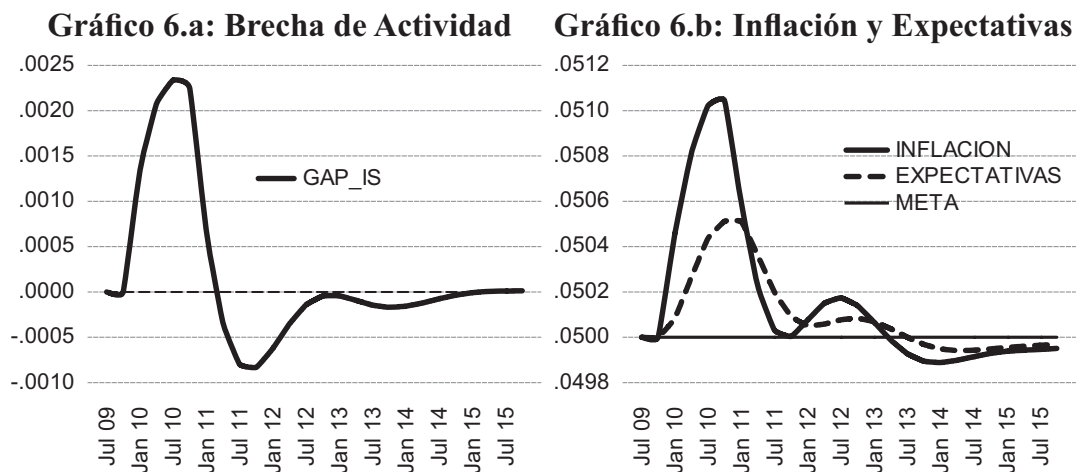


15 Este ejercicio omite los impactos que un cambio en las condiciones financieras internacionales pudiera tener sobre la posición de endeudamiento y los impactos de segunda ronda sobre la política fiscal y monetaria.

La trayectoria al equilibrio de la inflación se explica principalmente por la dinámica de la brecha de actividad, la cual responde al estímulo monetario implícito en las tasas reales.

## 6) UN SHOCK SOBRE LA DEMANDA AGREGADA

Por último, se simula el impacto de un recalentamiento en el crecimiento externo de 10% por el plazo de un año. Este shock tiene la virtud de afectar, en primera vuelta, exclusivamente a la demanda agregada.



**El impacto de un aumento en la brecha de crecimiento externo se traslada en un 25% a la brecha interna. Por su parte, una brecha de 2,5% en la demanda agregada dispara la inflación en 100pb respecto a su nivel de equilibrio.**

Simultáneamente, las menores holguras reducirían vía efecto Salter-Swan el TCReq, lo cual resulta un estabilizador automático del shock primitivo. El impacto sobre el mercado de cambios sugiere una fuerte apreciación inicial, seguida de una depreciación compensatoria de mayor magnitud aún.

Gráfico 6.c: TPM y Tasa Real

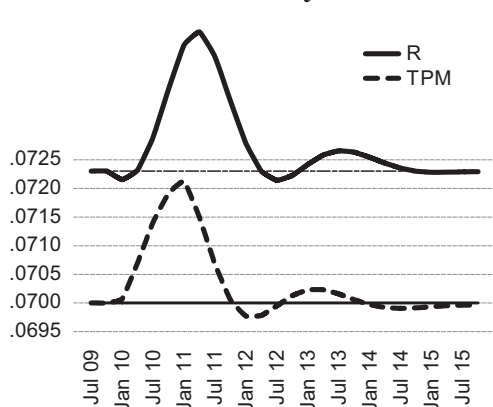
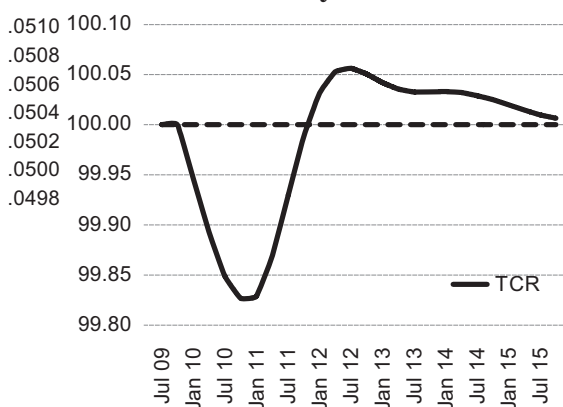


Gráfico 6.d: TCR y Devaluación



**La combinación de una brecha fuertemente positiva y unas expectativas desaliñadas respecto a la meta promueven la implementación de una política monetaria doblemente restrictiva.** En base a los parámetros estimados, la TPM treparía 200pb durante el primer año para estabilizar ambos shocks, elevando en 100pb las tasas reales.

## 7) COMPARANDO RESULTADOS BAJO PERTURBACIONES ALTERNATIVAS

A los efectos de medir la magnitud de las respuestas de las variables relevantes frente a shocks alternativos, se presenta el siguiente cuadro en donde se computa la respuesta promedio por variable respecto a su nivel de equilibrio para un período de dos años a contar del impulso inicial. Si bien dicho lapso puede encubrir trayectorias compensatorias, el mismo permite cuantificar preliminarmente las relaciones en la dimensión temporal aproximada con que opera la política monetaria. Los impulsos considerados fueron todos de 100pb con una persistencia de un año, excepto para los TOT en donde se consideró un incremento de 10%.

TABLA II: Incidencia acumulada en dos años por tipo de shock<sup>16</sup>

	IPC	IPC*	FIS	G*	R*	PR	PL	TPM	PD	TOT
INFLA	1,05	-0,01	0,00	0,05	-0,02	0,00	-0,54	-0,38	1,12	0,14
<i>t</i>	1,41	-0,19	0,13	1,26	-0,39	0,01	-2,16	-1,62	1,74	3,53
EXPINFLA	0,59	-0,00	-0,00	0,03	-0,01	0,00	-0,28	-0,21	0,60	0,07
<i>t</i>	1,85	-0,01	-0,02	1,77	-0,39	0,10	-1,92	-1,93	1,76	2,49
DEVA	0,71	-0,50	-0,08	0,00	-0,03	0,19	-0,06	0,05	-0,37	-0,34
<i>t</i>	1,70	-1,82	-0,80	0,05	-0,14	0,50	-0,07	0,07	-0,51	-0,55
TCR(1)	-0,96	0,15	-0,15	-0,11	0,07	0,37	0,37	0,35	-2,20	-0,96
<i>t</i>	-1,99	0,63	-5,00	-1,86	0,62	2,70	0,54	0,61	-1,88	-4,05
TPM	1,03	0,03	-0,03	0,11	0,01	0,11	-1,10	0,24	2,09	0,12
<i>t</i>	1,59	0,29	-1,97	1,33	0,13	1,24	-1,57	0,25	1,42	0,98
I	0,76	0,04	-0,02	0,08	0,01	0,08	0,47	0,27	1,39	0,09
<i>t</i>	1,73	0,70	-1,92	1,61	0,45	1,45	0,91	0,52	1,28	1,43
R	0,16	0,04	-0,02	0,05	0,02	0,08	0,75	0,48	0,80	0,02
<i>t</i>	0,42	1,02	-1,53	1,24	0,96	1,24	1,48	0,93	0,98	0,49
GAP_IS	-0,19	-0,05	0,03	0,08	-0,03	-0,07	-0,96	-0,67	2,15	0,37
<i>t</i>	-0,44	-0,95	1,39	0,62	-0,97	-0,83	-2,11	-1,49	1,17	1,22

(1) el impacto sobre el TCR está medido en su propia unidad

La lectura del cuadro puede hacerse en sentido vertical, en donde se identifican los impactos sobre cada variable a partir de los respectivos impulsos; u horizontal, en donde se aprecia la respuesta por variables relevantes a los shocks propuestos. A continuación se enumeran algunas consideraciones que surgen del análisis.

**En lo que respecta a la inflación, la misma se ve positivamente afectada por los términos de intercambio y por cambios en los premios devaluatorios; siendo afectada negativamente por la TPM y las primas por liquidez.** El hecho de que la inflación no responda a los precios externos, se debe al impacto negativo que estos tienen en el tipo de cambio nominal que compensa el efecto sobre la inflación externa en pesos. Sorprende el hecho de que no se aprecie en el cuadro un efecto del shock fiscal sobre la inflación, posiblemente el impacto se neutralice durante el período considerado. **En la brecha de actividad se observa un efecto significativo por parte del shock fiscal y la variación de los términos de intercambio y uno negativo por los premios por liquidez y la TPM.** El TCR depende negativamente del impulso fiscal, de los términos de intercambio y de los premios devaluatorios implícitos en la paridad de tasas en moneda nacional y extranjera; reaccionando positivamente al premio por riesgo, el cual inhibe la entrada de capital al sistema financiero. **Finalmente, las**

16 El impacto de los shocks está medido en puntos porcentuales de variación respecto al estado estacionario y las celdas sombreadas identifican los impactos más relevantes, tomándose un nivel de significación mínimo de 80%, medido a través del estadístico *t*.



tasas nominales, especialmente la TPM, dependen positivamente de la inflación, del TCR y de los distintos premios financieros.

### 8) COMPARANDO RESULTADOS BAJO DISTINTAS REGLAS DE POLÍTICA

El siguiente ejercicio evalúa distintas reacciones de política monetaria y su impacto en la inflación. El cuadro presentado a continuación sintetiza los resultados de comparar el escenario *benchmark* con variantes paramétricas para el coeficiente de la brecha inflacionaria en la TPM ( $\gamma_2$ ) y la incidencia de la meta en las expectativas de inflación ( $\alpha_6$ ). Como se mencionara, el valor de dichos parámetros debería estar positivamente correlacionado entre sí ya que la credibilidad del instituto emisor no puede considerarse independiente de su regla de comportamiento. Los resultados corresponden al diferencial promedio anual de inflación para cada set de parámetros respecto al *benchmark*. El impulso utilizado es de 1% durante un año. Se consideró un período de tres años para medir las respuestas acumuladas de modo tal de considerar el shock inicial y la transición al equilibrio.

**TABLA III: Exeso de inflación promedio en tres años para distintos sets paramétricos**

	$\delta_2$ 0,00		$\delta_2$ 0,50		$\delta_2$ 0,80		$\delta_2$ 1,00		$\delta_2$ 1,50		$\delta_2$ 2,00		$\delta_2$ 2,25		$\delta_2$ 2,75	
	N/c	T	N/c	T	N/c	T	N/c	T	N/c	T	N/c	T	N/c	T	N/c	T
$\alpha_6$ 0,0	N/c	N/c	N/c	N/c	N/c	N/c	N/c	N/c	N/c	N/c	2,1%	2,22	1,6%	2,22	0,8%	1,70
$\alpha_6$ 0,1	N/c	N/c	N/c	N/c	N/c	N/c	N/c	N/c	1,8%	2,19	1,1%	2,07	0,8%	1,9	0,4%	1,22
$\alpha_6$ 0,2	N/c	N/c	N/c	N/c	N/c	N/c	1,5%	2,15	0,9%	2,04	0,5%	1,74	0,4%	1,55	0,1%	0,82
$\alpha_6$ 0,3	2,2%	2	1,2%	2,1	0,9%	2,06	0,7%	2,0	0,4%	1,8	0,2%	1,52	0,2%	1,32	0,0%	-0,28
$\alpha_6$ 0,4	0,9%	2,0	0,5%	1,91	0,4%	1,84	0,3%	1,79	0,1%	1,66	0,0%	1,51	0,0%	-	-0,1%	-1,32
$\alpha_6$ 0,5	0,3%	1,7	0,2%	1,44	0,1%	1,14	0,1%	0,79	0,0%	-0,5	-0,1%	-1	-0,1%	-1,1	-0,2%	-1,15
$\alpha_6$ 0,6	0,0%	0,3	0,0%	-0,3	-0,1%	-0,6	-0,1%	-0,73	-0,1%	-0,9	-0,2%	-1	-0,2%	-1	-0,3%	-1,07

Nota: N/c. No converge  
Sombreado valores significativos

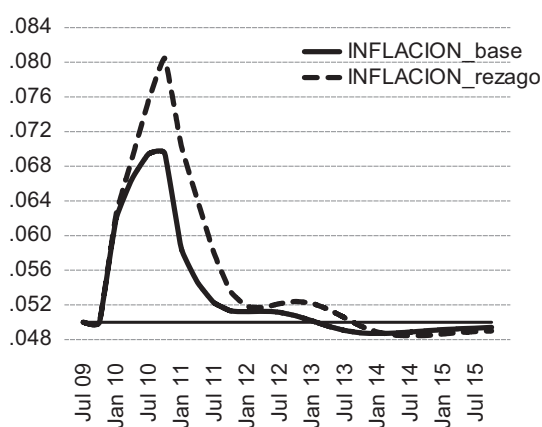
**Una primera apreciación corresponde al hecho de que a medida que la predisposición a actuar por parte del Banco Central se reduce y disminuye la relevancia de la meta en la formulación de expectativas, el diferencial de inflación acumulada crece. De hecho, en los casos extremos, el sistema no converge.**

Esto se debe a que una actitud monetaria poco reactiva, junto a expectativas frágilmente ancladas en la meta incorpora una raíz unitaria en

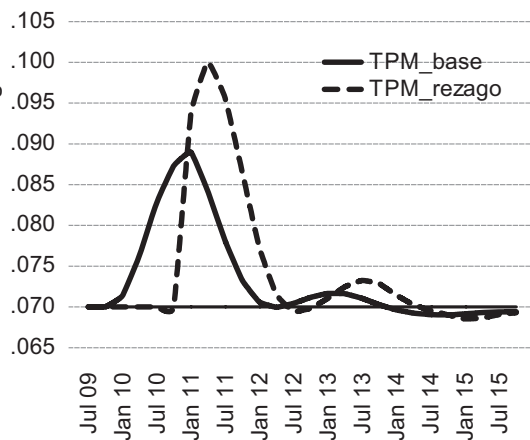
el proceso inflacionario. Por el contrario, valores altos de estos parámetros son consistentes con una inflación promedio más baja.

El último ejercicio considera un escenario en que el Banco Central no logra identificar a tiempo el impulso inflacionario y reacciona con un semestre de rezago. Dichos resultados (en líneas punteadas) se comparan con los relativos al *benchmark*.

**Gráfico 8.a: Inflación y Expectativas**



**Gráfico 8.b: TPM (con y sin hold-up)**



Como puede observarse, en el ejercicio propuesto, la inflación (en el gráfico izquierdo) crece aproximadamente 1% por sobre el escenario base, lo cual obliga al Banco Central a actuar de un modo más agresivo y por un período más prolongado cuando identifica el desalineamiento.

**Los resultados sugieren la conveniencia de actuar oportunamente, para minimizar los costos reales del ajuste que pudiera generar la sobre reacción de política que se deriva de una identificación tardía del shock.**

## COMENTARIOS FINALES

**A modo de síntesis, el modelo propuesto resulta comprensivo a los efectos de interpretar la intuición detrás de los canales de transmisión de la política monetaria.** Su dimensión media, en lo que respecta a los modelos de su clase, permite rastrear intuitivamente las respuestas a lo largo de la secuencia lógica de un sistema de metas de inflación.

La coherencia interna en su estructura estática y dinámica, así como la inclusión de elementos *forward-looking* en la formación de expectativas aportan rigurosidad en la metodología de análisis y precisión en las respuestas cualitativas.

**La fragilidad estadística de algunas relaciones estimadas para su calibración genera dudas respecto a su aplicabilidad con fines de diseño de política.** A modo de expiación se deja constancia de la corta dimensión temporal de series de tiempo para variables clave como las expectativas; metas oficiales de inflación y tasas de interés. Asimismo, la calibración econométrica de un modelo de esta naturaleza se encuentra sujeta a la crítica de Lucas, máxime en una economía que ha cambiado su instrumento tres veces a contar del 2002 y que ha intervenido, en mayor o menor medida, en el mercado cambiario desde el abandono de su régimen de bandas de flotación. Por último, la fragilidad estadística se ve potenciada por la existencia de períodos de alta y baja turbulencia, especialmente la crisis de 2002-2003.

No obstante, los principales resultados presentados son bastante robustos a cambios paramétricos razonables. **Dentro de los mismos, se destaca el hecho de que una regla de política monetaria comprometida con el objetivo inflacionario, junto a expectativas que dependan de los anuncios de política, permite establecer un ancla nominal operativa para el proceso inflacionario bajo shocks de magnitudes razonables.** Se destaca, a su vez, el hecho de que bajo tipo de cambio flotante los aumentos de precios externos se neutralizan automáticamente en el mercado cambiario, con escasa intervención de la autoridad monetaria. Por último, el ratio de sacrificio, entendido como el costo real de estabilizar los precios, depende fuertemente del tipo de shock bajo el cual se desenvuelva la política monetaria, pudiendo ser relativamente alto en algunos casos.

Finalmente, el presente documento debiera ser considerado un ejercicio preliminar y provisorio en el esfuerzo permanente de identificar, describir y cuantificar los canales de transmisión bajo el nuevo régimen de política monetaria para la economía uruguaya.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Adolfson Malin; Laséen Stefan y Lindé Jesper (2006).** “*Evaluating An Estimated New Keynesian Small Open Economy Model*”. Sveriges Riksbank and Stockholm University.
- Dib Ali, Gammoudi Mohamed y Moran Kevin (2006).** “*Forecasting Canadian Time Series with the New Keynesian Model*”. Bank of Canada.
- Arreaza, Adriana, Enid Blanco y Miguel Dorta (2003).** “*A Small Scale Macroeconomic Model for Venezuela*”. Banco Central de Venezuela.
- Banco Central de Chile (2000).** “*Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión*”.
- Banco Central de Chile (2003).** “*Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile*”.
- Banco Central de Reserva del Perú (2009).** “*Modelo de Proyección Trimestral del BCRP*”, WP-DT. N° 2009-006.
- Calvo, Guillermo (1983).** “*Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework*”. Journal of Monetary Economics. Vol. 12, N° 4, 383:398.
- Clarida, Richard; Jordi Galí y Mark Gerther (2002).** “*A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis*”. Journal of Monetary Economics, Vol. 49, N° 5, 879:904.
- Richard Clarida, Jordi Galí y Mark Gerther (1999).** “*The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective*”. Journal of Economic Literature. Vol. XXXVII Dec.1661:1707.
- John Campbell, Andrew Lo y Craig McKinlay (1996).** “*The econometrics of financial markets*”. Princeton University Press.
- Jean-Marie Dufour, Lynda Khalaf y Maral Kichian (2009).** “*Structural Multi-Equation Macroeconomic Models: Identification-Robust Estimation and Fit*”. Bank of Canada WP 2009-19.
- España, Verónica (2008).** “*La tasa Natural de Interés: Estimación para la economía uruguaya*”. Revista de Economía, Banco Central del Uruguay, Vol. 15, N° 22, Noviembre 2008.
- Estrella, Arturo y Mishkin Frederic (1996).** “*The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions*”. Current Sigues In Economics and Finance, Vol. 2, N° 7, Federal Reserve Bank of New York, June.

- Fischer, Stanley (1977).** “*Long-term contracts, rational expectations, and optimal supply rule*”. *Journal of Political Economy* 85, No. 1, 191:205.
- García, Pablo y Klaus Schmidt-Hebbel.** “*Modelos Macroeconómicos Dinámicos para Chile*”. Banco de México. Extraído de: <http://www.banxico.com.mx/tipo/publicaciones/seminarios/Pablo%20y%20Klaus.pdf>
- Gianelli, Diego (2010).** “*El Traspaso de tasas de interés para el Sistema Bancario en Uruguay*”. Mimeo.
- Garrat, Anthony, Lee Kevin, Pesaran Hashem y Shin Yongcheol (2003).** “*A Long-Run Structural Macroeconometric Model for the UK*”. *The Economic Journal*, Volume 113, Number 487.
- Lippi Francesco y Neri Stefano (2006).** “*Information variables for monetary policy in an estimated structural model of the euro area*”. *Journal of Monetary Economics* 54 (2007) 1256–1270
- Lucas, Robert (1972).** “*Expectations and the Neutrality of Money*”. *Journal of Economic Theory*, 4:972.
- McCallum, Bennett y Nelson Eduard (1998).** “*Performance of Operational Policy Rules in an Estimated Semi-Classical Structural Model*”. NBER Working Papers 6599.
- Nimark, Kristoffer (2009).** “*A Structural Model of Australia as a Small Open Economy*”. *The Australian Economic Review*, Vol. 42, Nº 1, 24:41.
- Roberts, John (1998).** “*Inflation Expectations and the Transmission of Monetary Policy*”, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Muñoz Evelin y Edwin Tenorio (2008).** “*El Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral del Banco Central de Costa Rica en la transición a la flexibilidad de tipo de cambio*”. WP Banco Central de Costa Rica.
- Michael Woodford (2003).** “*Interest and Prices: Foundations of Monetary Policy*”. Princeton University Press.

## ANEXO I. CERRANDO EL MODELO

A las ecuaciones presentadas previamente se añaden las siguientes relaciones, las cuales permiten recuperar los niveles, calcular brechas y cerrar e inicializar el modelo.

### 1) LA RECONSTRUCCION DE LOS NIVELES

$$IPC_t = IPC_{t-1}(1 + \pi_t)$$

$$IPC^*_t = IPC^*_{t-1}(1 + \pi^*_t)$$

$$TCR_t = TCR_{t-1}(1 + q_t)$$

$$TCN_t = TCN_{t-1}(1 + e_t)$$

### 2) LA CONSTRUCCION DE LAS BRECHAS NORMALIZADAS

$$Gap\_TCR_t = (TCR_t - TCR^{LP}) / TCR^{LP}$$

$$Gap\_R_t = (R_t - R^{LP}) / R^{LP}$$

$$Gap\_TOT_t = (TOT_t - TOT^{LP}) / TOT^{LP}$$

$$Gap\_Rus_t = (Rus_t - Rus^{LP}) / Rus^{LP}$$

$$Gap\_G^*_t = (G^*_t - G^{*LP}) / G^{*LP}$$

### 3) LAS CONDICIONES TEÓRICAS IMPUESTAS DE ESTADO ESTACIONARIO

$$i^{*LP} = r^{*LP} + \pi^{*LP}$$

$$ius^{LP} = i^{*LP} + \rho r^{LP}$$

$$i^{LP} = ius^{LP} + \rho d^{LP} + \pi^M - \pi^{*LP} + q^{LP}$$

$$TPM^{LP} = i^{LP} - \rho l^{LP}$$

$$r^{LP} = i^{LP} - \pi^M = rus^{LP} + q^{LP} + \rho d^{LP}$$

$$rus^{LP} = ius^{LP} - \pi^M + e^{LP}$$

$$e^{LP} = q^{LP} + \pi^M - \pi^{*LP}$$

**4) LOS VALORES EXÓGENOS IMPUESTOS DE ESTADO ESTACIONARIO**

$$\pi^M = 0.05 ; ; \pi^{*LP} = 0.03 \quad TCR^{LP} = 100 ; \quad TOT^{LP} = 100$$
$$\rho l^{LP} = 0.03 ; \quad \rho r^{LP} = 0.02 ; \quad \rho d^{LP} = 0.01 ; \quad r^{*LP} = 0.02$$

A partir de los niveles de inflación externa, tasa real externa y premios se determinan consistentemente los valores para todos los activos del sistema financiero en el estado estacionario. En este sentido, la semilla inicial se determina por arbitrajes exactos.



## ANEXO II. LA ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS ESTRUCTURALES

System: CURVA\_PHILLIPS  
 Estimation Method: Generalized Method of Moments  
 Date: 10/09/09 Time: 11:00  
 Sample: 2004Q3 2009Q2  
 Included observations: 20  
 Total system (unbalanced) observations 39  
 Identity matrix estimation weights - 2SLS coefs with GMM standard errors  
 Kernel: Bartlett, Bandwidth: Andrews (1.43), Prewhitening  
 Convergence achieved after 3 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.361950	0.209824	1.725017	0.0939
C(2)	0.439813	0.136007	3.233757	0.0028
C(4)	0.169124	0.163891	1.031930	0.3096
C(3)	0.398869	0.058323	6.838940	0.0000
C(10)	0.902681	0.066086	13.65909	0.0000
C(11)	0.295526	0.125591	2.353079	0.0247
Determinant residual covariance		2.23E-09		
J-statistic		9.99E-08		

Equation:  $EXPINFLA/100=C(1)*EXPINFLA(-1)/100+(1-C(1))*C(2)*@PCHY(IPC(-1))+C(4)*@PCHY(IPC(+1))+C(3)*META+(1-C(2)-C(3)-C(4))*(DEVAESP/100+@PCHY(PSTAR(+1)))$

Instruments:  $EXPINFLA(-1) @PCHY(IPC(-1)) @PCHY(IPC) @PCHY(PSTAR) @PCHY(META) (PBIU\_SA-HP\_PBIU)/HP\_PBIU D((PBIU\_SA-HP\_PBIU)/HP\_PBIU) @PCHY(DOL*PSTAR) @PCHY(DOL)*INTV EXPINFLA/100 @PCHY(INTV) METATECHO META DEVAESP /100 C$

Observations: 19

R-squared	0.787329	Mean dependent var	0.064789
Adjusted R-squared	0.744795	S.D. dependent var	0.009601
S.E. of regression	0.004850	Sum squared resid	0.000353
Durbin-Watson stat	2.104603		

Equation:  $@PCHY(IPC)=C(10)*EXPINFLA/100+(1-C(10))*@PCHY(DOL*PSTAR)+C(11)*(PBIU\_SA-HP\_PBIU)/HP\_PBIU$

Instruments:  $EXPINFLA(-1) @PCHY(IPC(-1)) @PCHY(IPC) @PCHY(PSTAR) @PCHY(META) (PBIU\_SA-HP\_PBIU)/HP\_PBIU D((PBIU\_SA-HP\_PBIU)/HP\_PBIU) @PCHY(DOL*PSTAR) @PCHY(DOL)*INTV EXPINFLA/100 @PCHY(INTV) METATECHO META DEVAESP /100 C$

Observations: 20

R-squared	0.491099	Mean dependent var	0.070867
Adjusted R-squared	0.462827	S.D. dependent var	0.015858
S.E. of regression	0.011623	Sum squared resid	0.002431
Durbin-Watson stat	0.679875		

Este sistema estima simultáneamente la ecuación de inflación y de expectativas utilizando GMM. Los instrumentos son empleados para inferir el componente de expectativas racionales. Si bien la muestra es pequeña y las variables incorporadas tienen entre sí una fuerte colinealidad, los resultados son razonables y coherentes.

System: TASAS  
Estimation Method: Generalized Method of Moments  
Sample: 2001Q3 2009Q2  
Included observations: 32  
Total system (balanced) observations 192  
Identity matrix estimation weights - 2SLS coefs with GMM standard errors  
Kernel: Quadratic, Bandwidth: Variable Newey-West (5), Prewhitening

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.548554	0.024571	22.32483	0.0000
C(2)	0.797329	0.215459	3.700607	0.0003
C(5)	0.004894	0.002034	2.405658	0.0171
C(11)	0.424524	0.195346	2.173190	0.0311
C(12)	0.310546	0.064338	4.826807	0.0000
C(21)	-0.276098	0.094674	-2.916291	0.0040
C(31)	-0.095999	0.053376	-1.798541	0.0737
C(41)	-0.146560	0.067241	-2.179615	0.0306
Determinant residual covariance		1.36E-19		
J-statistic		0.039482		

---

Equation:  $IMN/100 = IMN(-1)/100 + C(1)*D(IMN(-1)/100) + (1-C(1))*C(2)*D(TPM) + C(5)*D(IUS+@PCHY(DOL))*100$ )  
Observations: 32

R-squared	0.958891	Mean dependent var	0.457403
Adjusted R-squared	0.956056	S.D. dependent var	0.379191
S.E. of regression	0.079489	Sum squared resid	0.183238
Durbin-Watson stat	3.120119		

---

Equation:  $IUS = IUS(-1) + C(11)*D(IUS(-1)) + (1-C(11))*C(12)*D(LIBOR3M/100 + EMBI_URU/10000)$   
Observations: 32

R-squared	0.920381	Mean dependent var	0.086469
Adjusted R-squared	0.917727	S.D. dependent var	0.020807
S.E. of regression	0.005968	Sum squared resid	0.001069
Durbin-Watson stat	2.354017		

---

Equation:  $IMN/100 - TPM = IMN(-1)/100 - TPM(-1) + C(21)*((IMN(-1)/100 - TPM(-1)) - @MAVC((IMN/100 - TPM), 20))$   
Observations: 32

R-squared	0.611065	Mean dependent var	0.260431
Adjusted R-squared	0.611065	S.D. dependent var	0.224063
S.E. of regression	0.139736	Sum squared resid	0.605310
Durbin-Watson stat	1.382118		

---

Equation:  $IUS - LIBOR3M/100 = IUS(-1) - LIBOR3M(-1)/100 + C(31)*((IUS(-1) - LIBOR3M(-1)/100) - @MAVC((IUS - LIBOR3M/100), 20))$   
Observations: 32

R-squared	0.930924	Mean dependent var	0.057159
Adjusted R-squared	0.930924	S.D. dependent var	0.029204
S.E. of regression	0.007676	Sum squared resid	0.001826
Durbin-Watson stat	0.978969		

---

Equation:  $IMN/100 - IUS = IMN(-1)/100 - IUS(-1) + C(41)*((IMN(-1)/100 - IUS(-1)) - @MAVC((IMN/100 - IUS), 20))$   
Observations: 32

R-squared	0.857054	Mean dependent var	0.370934
Adjusted R-squared	0.857054	S.D. dependent var	0.360982
S.E. of regression	0.136481	Sum squared resid	0.577439
Durbin-Watson stat	0.748368		

El sistema presentado en la estimación previa calcula simultáneamente los traspasos de tasas en pesos y dólares del sistema financiero a impulsos de la TPM, la LIBOR y el EMBI por GMM. El sistema arroja parámetros coherentes con la teoría y bastante robustos al método de estimación.

Dependent Variable: @PCHY(TCR\_SA)  
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)  
 Date: 10/08/09 Time: 09:19  
 Sample (adjusted): 1985Q1 2009Q2  
 Included observations: 98 after adjustments  
 Convergence achieved after 3 iterations (for starting values)  
 Failure to improve Likelihood after 24 iterations  
 Presample variance: backcast (parameter = 0.5)  
 @PCHY(TCR\_SA)=C(1)\*@PCHY(TCR(-1))+(1-C(1))\*(C(2)\*(PBIU\_SA(-1)  
 -HP\_PBIU(-1))/HP\_PBIU+C(3)\*(ITOT\_SA-HP\_ITOT)/HP\_ITOT+C(5)  
 \*(GGOB\_SA/PBIU\_SA-HP\_GGOB/HP\_PBIU)/(HP\_GGOB/HP\_PBIU))  
 +C(6)\*(TCR\_SA(-1)-HP\_TCR(-1))/HP\_TCR(-1)  
 GARCH = C(7) + C(8)\*RESID(-1)^2 + C(9)\*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.703880	0.066117	10.64603	0.0000
C(2)	-0.449621	0.412316	-1.090475	0.2755
C(3)	-0.160498	0.301065	-0.533101	0.5940
C(5)	-0.353813	0.188981	-1.872211	0.0612
C(6)	-0.283654	0.081024	-3.500855	0.0005
Variance Equation				
C	0.000933	0.000862	1.082656	0.2790
RESID(-1)^2	0.425115	0.368946	1.152241	0.2492
GARCH(-1)	0.539974	0.283792	1.902706	0.0571
GED PARAMETER	0.835738	0.162739	5.135440	0.0000
R-squared	0.410181	Mean dependent var		-0.000998
Adjusted R-squared	0.357163	S.D. dependent var		0.121287
S.E. of regression	0.097244	Akaike info criterion		-2.339299
Sum squared resid	0.841620	Schwarz criterion		-2.101904
Log likelihood	123.6257	Hannan-Quinn criter.		-2.243278
Durbin-Watson stat	2.073391			

La ecuación de brecha de TCR se estimó modelando simultáneamente la media y la varianza del proceso por un GARCH (1,1). Asimismo, se incorporó una forma funcional flexible para los residuos, los cuales, serían asimétricos y leptocúrticos, dando cuenta de infrecuentes depreciaciones pronunciadas en un contexto de heterocedasticidad condicional autorregresiva.

Si bien no todos los fundamentos resultaron significativos todos ellos muestran el signo correcto y un orden de magnitud razonable; especialmente los que refieren al efecto Salter-Swan (la brecha de demanda y el impulso fiscal). No se desconoce el reducido poder explicativo de este modelo y el posible sesgo por ausencia de variables omitidas como ser, la productividad.

Dependent Variable: (PBIU\_SA-HP\_PBIU)/HP\_PBIU

Method: Least Squares

Date: 10/08/09 Time: 11:35

Sample (adjusted): 1993Q1 2009Q1

Included observations: 65 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors &amp; Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
(PBIU_SA(-1)-HP_PBIU(-1))/HP_PBIU	0.600498	0.109578	5.480086	0.0000
(R-HP_R)/HP_R	-0.028743	0.007693	-3.736030	0.0004
(PBIBRA_SA-HP_PBIBRA)/HP_PBIBRA	0.208301	0.143041	1.456231	0.1506
(ACTIVAME-HP_ACTIVAME)/(HP_ACTIVAME)	-0.020382	0.032480	-0.627515	0.5327
PDL01	0.018238	0.007880	2.314460	0.0241
PDL02	-0.004752	0.001558	-3.050002	0.0034
R-squared	0.730472	Mean dependent var		0.000996
Adjusted R-squared	0.707631	S.D. dependent var		0.033648
S.E. of regression	0.018194	Akaike info criterion		-5.087687
Sum squared resid	0.019530	Schwarz criterion		-4.886974
Log likelihood	171.3498	Hannan-Quinn criter.		-5.008493
Durbin-Watson stat	2.409141			
Lag Distribution of @PCHY(GGOB/PBIU)				
	i	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
. *	0	0.01376	0.00646	2.13026
. *	1	0.01962	0.01040	1.88745
. *	2	0.01922	0.01232	1.56031
. *	3	0.01416	0.01273	1.11224
. *	4	0.00607	0.01216	0.49859
* .	5	-0.00346	0.01112	-0.31074
* .	6	-0.01279	0.01005	-1.27225
* .	7	-0.02031	0.00915	-2.22054
* .	8	-0.02441	0.00824	-2.96139
* .	9	-0.02347	0.00684	-3.43113
* .	10	-0.01587	0.00430	-3.68870
	Sum of Lags	-0.02746	0.08838	-0.31074

La brecha de producto (como ecuación de demanda) se modeló utilizando un rezago de su propia variable; las brechas de tasas reales en pesos y dólares y un PDL de Almond para el impulso fiscal. Por dificultades para incorporar la brecha de TCR y TOT a esta especificación se tomaron para ellas los valores estimados por España (2008) quien estima una forma funcional similar, para la misma variable. Todos los regresores tienen el signo esperado, especialmente las tasas reales, las cuales, a su vez, muestran un orden de magnitud similar al encontrado en el estudio de España (2008).

Dependent Variable: TPM

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2003Q1 2009Q2

Included observations: 26 after adjustments

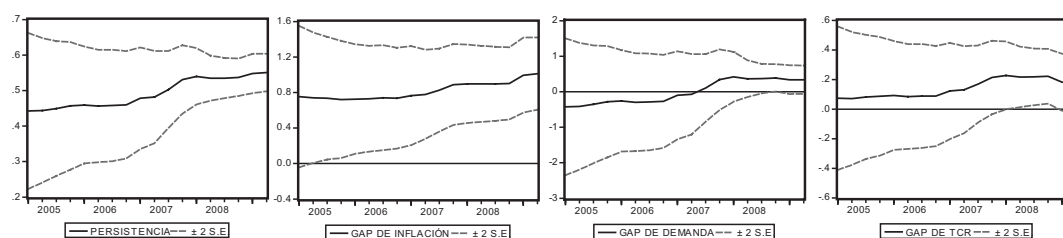
Convergence achieved after 3 iterations

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

$$\text{TPM} = C(1)*\text{TPM}(-1) + (1-C(1))*(C(2)*(0.8*(\text{EXPINFLA}/100-\text{META}) + (1 - 0.8)*(@\text{PCHY}(\text{IPC})-\text{META})) + C(4)*(PBIU\_SA/HP\_PBIU-1) + C(5)*(TCR\_SA/HP\_TCR-1))$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.550804	0.036566	15.06311	0.0000
C(2)	2.253975	0.461849	4.880331	0.0001
C(4)	0.745284	0.321882	2.315398	0.0303
C(5)	0.386983	0.168828	2.292165	0.0318
R-squared	0.937484	Mean dependent var		0.057477
Adjusted R-squared	0.928959	S.D. dependent var		0.074106
S.E. of regression	0.019752	Akaike info criterion		-4.870498
Sum squared resid	0.008583	Schwarz criterion		-4.676945
Log likelihood	67.31648	Durbin-Watson stat		2.254011

Finalmente, sin desconocer las limitaciones de estimar una RPM para un período durante el cual se alteró el régimen monetario, se estima una ecuación para la decisión de fijación de tipos. Los resultados son consistentes con la evidencia internacional para economías bajo *inflation targeting*. En primer lugar, el parámetro de persistencia es aproximadamente de un 50%, lo cual resulta bastante estándar. En segundo lugar, los parámetros que consideran los desalineamientos de inflación y producto tienen el signo esperado y magnitudes razonables, especialmente el que da cuenta de la brecha de inflación, el cual se encuentra cercano a 2. A su vez se encontró un efecto significativo del desalineamiento del TCR en la decisión de política monetaria, lo cual no sorprende. La estabilidad de los parámetros puede observarse a continuación, donde su nivel consiste en el cociente entre el estimador respectivo y el parámetro de persistencia.



No incluir una TPM natural -para incorporar el nivel neutro de PM- podría ocultar un eventual sesgo sistemático de la misma durante la muestra. No obstante, a los efectos de calibrar el modelo el principal objetivo es inferir el peso relativo para los respectivos objetivos.