

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ  
ESCUELA DE POSGRADO



**“ANÁLISIS DE LA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA, LA I-S  
DINÁMICA Y LA REGLA DE TAYLOR EN UN CONTEXTO DE CAMBIO  
ESTRUCTURAL”**

Tesis para optar el grado de Magíster en Economía

**AUTOR**

**Walter Bazán**

**ASESOR**

**Gabriel Rodríguez**

**JURADO**

**Erick Lahura**

**Marco Vega**

**LIMA – PERÚ**

**2013**

# Análisis de la Curva de Phillips Neokeynesiana, la IS dinámica y la Regla de Taylor en un contexto de cambio estructural

Walter Bazán

Pontificia Universidad Católica del Perú

July 31, 2013

## Abstract

Este documento evalúa la estabilidad de la Curva de Phillips Neokeynesiana, la IS dinámica y una Regla de Taylor derivada por Gali y Monacelli (2005) para una economía pequeña y abierta. Para Perú 2003:M8 – 2012:M2, se aplicó la metodología de Bai y Perron (2003) para estimar las fechas de quiebre y evaluar la estabilidad de las relaciones entre la inflación doméstica, el gap del producto y la tasa de interés de referencia (modelo estructural); y la técnica de Qu y Perron (2007) para estimar las fechas de cambio de régimen del equilibrio dinámico (modelo reducido). El cambio en el vector de parámetros de la regla de política (enero-2006 y mayo-2009), la Curva de Phillips (enero-2008) y la IS dinámica (octubre-2008) evidencia que la variación de la política monetaria induce un cambio rezagado en la ecuación de mercado debido a la fricciones existentes en la economía peruana. Asimismo, los quiebres en el modelo reducido (mayo-2008 y mayo-2010) muestran que las variables *forward looking* cambian en dos oportunidades posiblemente con el fin de garantizar una senda convergente hacia un nuevo equilibrio. Los resultados tanto del modelo estructural como reducido evidencian que el canal de las expectativas aumenta desde el año 2008 y, consecuentemente, la política monetaria a través de la Curva de Phillips puede controlar más fácil la inflación doméstica mediante una Regla de Taylor simple.

Palabras Claves: Estabilidad, Quiebre Estructural, Curva de Phillips, IS Dinámica, Regla de Taylor.

## Contents

<b>1</b>	<b>Introducción</b>	<b>3</b>
<b>2</b>	<b>Evidencia Empírica</b>	<b>7</b>
<b>3</b>	<b>El Modelo</b>	<b>11</b>
3.1	Familias . . . . .	11
3.2	Firmas . . . . .	14
3.3	El Equilibrio . . . . .	14
<b>4</b>	<b>Metodología</b>	<b>15</b>
4.1	Bai y Perron (2003) . . . . .	16
4.2	Qu y Perron (2007) . . . . .	17
<b>5</b>	<b>Resultados</b>	<b>19</b>
5.1	GMM . . . . .	19
5.2	Bai y Perron (2003) . . . . .	22
5.3	El Equilibrio Dinámico . . . . .	26
<b>6</b>	<b>Conclusiones</b>	<b>28</b>
<b>7</b>	<b>Rerefencias</b>	<b>30</b>

## 1 Introducción

El reciente avance macroeconómico dentro de un contexto Neo Keynesiano, muestra que la política monetaria no tiene efectos triviales sobre las variables reales ya que puede ser una herramienta poderosa de estabilización o de perturbación. Usualmente, para conocer la efectividad de la política monetaria se utilizan modelos con competencia imperfecta y rigideces nominales dentro de una estructura de equilibrio general dinámico y estocástico a los cuales Woodford (2009) se refiere como el “Gran Consenso” de la teoría monetaria.

El estudio del Gran Consenso - tanto para una economía cerrada como abierta - todavía tiene como debate el rol de la especificación econométrica y la evaluación de estabilidad del vector de parámetros de los modelos especificados. Precisamente, el rigor de los dos tipos de análisis no solo ayuda a la predicción de la inflación sino también a testear, cuantificar y esclarecer el mecanismo de transmisión del choque monetario en el proceso inflacionario.

El cambio en la política monetaria hacia el objetivo de inflación es un ejemplo claro de cómo cambios de política económica y cambios institucionales pueden afectar la modelación y evaluación econométrica. Con la tasa de interés como nuevo instrumento de política monetaria es evidente que la inflación condicional estimada por el Banco Central es su principal objetivo. En este aspecto, las metas de inflación tienen implicancias en el control de las expectativas de inflación, en el costo de inflación en términos de producto perdido y en el cambio de la estructura temporal de las tasas de interés ante ajustes de la tasa de interés de referencia.

La necesidad de tener un modelo que vincule de manera explícita el mecanismo de transmisión de un choque monetario hacia el producto y la inflación, ha hecho que las autoridades monetarias opten por la caracterización de una economía mediante la Curva de Phillips Neo Keynesiana (CPNK), la ecuación dinámica de la IS (o demanda agregada) y una regla de política para la tasa de interés.

Las ventajas de este tipo de modelos son muchas, pero siguiendo a Woodford (2009), las principales son las siguientes. La primera tiene un aspecto de análisis cuantitativo de política económica sobre la base de la calibración del modelo estructural y complementariamente su validación econométrica. Para nuestro interés, este último es crucial para poder determinar tanto el proceso generador de datos (PGD) a través de la predicción de uno u otro modelo estructural como cuál de estos modelos se ajustan mejor a las propiedades de las series de tiempo agregadas. Y en ese sentido se enriquece más el análisis porque permite estudiar simultáneamente: a) el compor-

tamiento individual y agregado de una economía y b) la dinámica de corto plazo y el crecimiento promedio de largo plazo.

La segunda esta relacionada con contrastación empírica. Este tipo de modelos permiten incorporar una variedad de fricciones en el modelo teórico que son contrastables con la realidad (datos), es decir, describen con gran éxito las series económicas agregadas. A pesar que está generalmente aceptado que los choques reales son las principales fuentes de fluctuación, Rotemberg y Woodford (1997) y Cristiano, Eichenbaum y Evans (2005) muestran que los choques monetarios pueden tener efectos sobre las variables macroeconómicas y, con un suficiente grado de rigideces nominales, pueden explicar la inercia inflacionaria y la persistencia de la respuesta del producto ante este choque monetario. Inclusive, para Smets y Wouters (2007) el producto potencial (o tasa natural del producto) no tiene porque ser una tendencia suave porque las perturbaciones nominales de corto plazo pueden cambiarla.

La tercera es que permite diferenciar entre choques reales y nominales. Gracias a estos modelos se puede saber que los hogares y las firmas pueden alterar los precios relativos en lugar del nivel absoluto (nominal) de los precios. El Banco Central tiene poca eficacia en controlar la inflación producto de un cambio en las preferencias de los agentes o de los costos marginales reales, por lo que debería concentrar sus esfuerzos en las rigideces nominales.

La cuarta ventaja surge cuando se abre la economía al mundo. Si bien existe un consenso que la política monetaria es efectiva para controlar la inflación aún queda como tarea pendiente identificar las fuentes que provocan la variación de los precios. La autoridad monetaria debe tener en cuenta cuáles son los factores domésticos que aumentan la inflación. Consiguientemente, una política óptima debe anclar las expectativas inflacionarias con el instrumento adecuado diferenciando entre inflación (agregada) e inflación doméstica.

Y por último, la quinta ventaja es el tratamiento de las expectativas racionales de manera endógena. El modelo incorpora el punto de vista que los hacedores de política y los agentes económicos tienen un comportamiento *forward looking*. Específicamente, la autoridad monetaria necesita ver hacia futuro la inflación y crecimiento de la economía porque el mecanismo de transmisión tiene algunos rezagos, en otras palabras, la política monetaria toma tiempo para que tenga efecto.

Sin embargo, el Gran Consenso a nivel empírico tiene preguntas sin responder: ¿cómo es el tamaño y/o la estructura del modelo teórico empleado?, ¿cómo se cuantifican los parámetros (estructurales o reducidos)?, ¿se utiliza datos históricos o una calibración?

El Banco Central debe tener en cuenta que modelar y predecir son dos

procesos distintos. Y aún así se consiga una especificación correcta, una consecuencia muy común es la poca eficiencia en la proyección. En particular, la no estacionariedad de algunas variables del modelo empleado puede ser confundida con sus respectivos quiebres estructurales. La experiencia teórica y práctica muestran que la falla en la predicción se debe usualmente a cambios en los parámetros, específicamente, al cambio en la media de la relación de equilibrio y el cambio en la tasa de crecimiento de las variables exógenas. Ninguno de estos factores afecta la modelación pero si la predicción.

Es por eso que se requiere que el modelo que se utilice para evaluar efectividad de política sea invariante en el tiempo, entre regímenes y con respecto a la adición de nueva información. De no cumplirse con alguna de estas tres características, implicaría que el modelo está sufriendo cambios. Pero no basta conocer si ocurre el cambio, se debe saber si el cambio es instantáneo o de manera rezagada. Respecto al primero, Lucas (1986) menciona que el cambio de política induce un cambio rezagado en la ecuación de mercado debido a la existencia de fricciones o información incompleta. Respecto al segundo, Barden et al. (2004) sugieren que los cambios instantáneos en las variables pueden entenderse como una sobre reacción necesaria para asegurar un nuevo equilibrio.

En este último punto, la caracterización de un equilibrio se mejora cuando se trabaja con el sistema completo en lugar de una única ecuación (CPNK, usualmente) y en un contexto optimizador, las expectativas juegan un rol fundamental. La nueva macroeconomía keynesiana al tratar las expectativas racionales de manera endógena, abre la posibilidad de distintos tipos de equilibrios, siendo el más común el “punto de silla<sup>1</sup>” (*Saddle Path*). De ser el caso, el cambio instantáneo en alguna de las variables nos llevaría a una nueva condición inicial que asegure una senda convergente; que para nuestro propósito, aseguraría el equilibrio dinámico de la inflación y producto.

De esta manera queda claro que analizar la posibilidad de quiebres estructurales<sup>2</sup> del Gran Consenso es de suma importancia porque los parámetros estimados pueden presentar información errada acerca de la dinámica de la inflación doméstica, gap del producto y las preferencias del Banco Central para reaccionar ante los cambios de estas variables. Para la autoridad monetaria es esencial conocer si el cambio es sistemático, es decir, si cambia

<sup>1</sup>Algunas de las raíces características dentro de círculo unitario y otras fuera. La estimación de una sola ecuación como la CPNK no permite hacer este tipo de análisis.

<sup>2</sup>Los quiebres estructurales también pueden afectar la significancia de los test en materia de inferencia estadística. Hecho relevante para saber qué variables utilizar en la contrastación empírica del modelo teórico.



la estructura del modelo en su conjunto, o el cambio ocurre en el efecto marginal de alguna de las variables dentro de alguna ecuación del sistema; además de saber cuándo ocurre el quiebre.

Dado las ventajas del Gran Consenso y la importancia del análisis de estabilidad del vector de parámetros, se hace el análisis de quiebres estructurales dentro del marco teórico desarrollado por Galí y Monacelli (2005) debido a que extienden el modelo tradicional (economía cerrada) Neo Keynesiano al de una economía abierta; relacionando la inflación doméstica, el gap del producto y la tasa de referencia. Para empezar se estima el sistema en su conjunto por el Método Generalizado de Momentos (en adelante GMM) con el fin de tener un modelo base para la evaluación de la significancia y magnitud de los parámetros. Luego, se estima cada una de las ecuaciones del sistema siguiendo la técnica propuesta por Bai y Perron (2003) con el fin de estimar las posibles fechas de quiebre de manera endógena y los coeficientes asociados a cada régimen. Y finalmente, mediante la metodología desarrollada por Qu y Perron (2007) se estima los quiebres que pudieran existir en el sistema de ecuaciones que describe el equilibrio dinámico. Las series inflación doméstica, gap del producto y tasa de referencia muestran quiebres, por lo que el estudio de cambios en la relación funcional entre estas variables queda justificado.

Los resultados de Bai y Perron (2003) muestran que hay cambios en la regla de política (enero-2006 y mayo-2009), seguido de la CPNK (enero-2008) y posteriormente en la IS dinámica (octubre-2008) evidenciando que el vector de parámetros para cada una de las ecuaciones del sistema cambia de manera rezagada, en otras palabras, ninguna de las ecuaciones presenta un cambio en una misma fecha. Por ello, la presencia de fricciones en la economía peruana ayuda a que cambios de la política monetaria tenga un efecto rezagado en la ecuación de mercado. Asimismo, las variables con expectativas racionales toman mayor fuerza explicativa en el periodo que la economía peruana se contrajo y tuvo mayor incertidumbre (desde octubre-2008 hasta mayo-2009). Adicionalmente, las preferencias del Banco Central cambian entre enero-2006 y mayo-2009, mostrando que se fortalece el canal de expectativas en el último régimen y que una regla de política convencional puede ser utilizada para reaccionar frente a la evolución de la inflación doméstica y del gap del producto.

Por su parte, los resultados de Qu y Perron (2007) muestran que el sistema que describe el equilibrio dinámico sufre entre 2 quiebres (mayo-2008 y mayo-2010) y 3 quiebres (abril-2006, mayo-2008 y mayo-2010) evidenciando cambios instantáneos en las variables con expectativas. Esto puede deberse a que la formación de las expectativas de los agentes sobre el com-

portamiento futuro de la inflación doméstica y gap del producto reaccionan (o sobreraccionan) para asegurar un nuevo equilibrio.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera. En la sección 2 se hace una revisión de la literatura sobre la contrastación empírica de cada una de las ecuaciones del modelo. En la sección 3 se presenta el modelo monetario de Galí y Monacelli (2005) el cual va ser estimado y sometido a la evaluación de quiebres. En la sección 4, se discute la base de datos utilizada y la metodología empleada. Los resultados relacionados a los cambios en las ecuaciones del sistema son mostrados en la sección 5. Finalmente, en la sección 6 se ofrecen las conclusiones finales.

## 2 Evidencia Empírica

La evidencia empírica sobre el Gran Consenso ha tenido una acumulación muy rápida debido a la motivación de querer cuantificar la persistencia de la inflación o esclarecer el *trade-off* entre inflación y desempleo. En la búsqueda de este objetivo, la metodología empleada genera resultados diversos; particularmente para la contrastación empírica de la CPNK.

Por un lado, dentro de un contexto de economía cerrada tanto para la Unión Europea y Estados Unidos, Galí y Gertler (1999), Galí, Gertler y Lopez-Salido (2001, 2005) utilizando GMM encuentran evidencia considerablemente fuerte para la CPNK. Resultados similares obtiene Sbordone (2002) utilizando ML (Máxima Verosimilitud). Ellos sugieren que la CPNK con un comportamiento *forward looking*<sup>3</sup> proporciona una buena descripción de la dinámica inflacionaria.

Algunos autores creen que la CPNK se ajusta mejor a las series de la Unión Europea que a las series de Estados Unidos. Para el caso europeo, McAdam y Willman (2004) calibran los parámetros de oferta para luego estimar los parámetros tecnológicos logrando de esta manera una CPNK más robusta. Para el caso estadounidense, Nelson y Lee (2007) derivan componentes no observados para la inflación y desempleo y muestran que la pendiente de la CPNK depende del horizonte temporal de las expectativas *forward looking* de la inflación, es decir, las especificaciones *forward looking* producen pendientes más pequeñas. Por consiguiente, la CPNK se vuelve más fuerte y el *trade-off* entre la inflación y desempleo deja de ser trivial.

Por el otro lado, los resultados menos favorables abre el debate académico sobre la utilidad del modelo para hacer análisis de política. Por ejemplo,

<sup>3</sup> Hay un gran debate en la especificación de la Nueva Curva de Phillips para una economía cerrada pura o híbrida, así como determinar el número de rezagos de la inflación.



Juselius (2008) empleando un VAR cointegrado encuentra que las restricciones supuestas por las ecuaciones del modelo Neo Keynesiano, son rechazadas independientemente del periodo muestral y del tipo de medición que se haga de los costos marginales reales. De esta manera se invalida la CPNK para realizar análisis de política monetaria. En este mismo espíritu, Fuhrer (1997) empleando ML encuentra que las expectativas de inflación no son importantes para explicar el comportamiento del precio ni de la inflación y que para un propósito de predicción, el modelo con variables *backward looking* son mejores que los modelos especificados con variables *forward looking*. Asimismo, Roberts (2005) encuentra que la CPNK no tiene un buen performance para Estados Unidos y que se podría mejorar (aunque no significativamente) si se aumentara rezagos adicionales de la inflación, hecho que no es predicho por el modelo teórico.

Con relación a la CPNK en una economía abierta, la contrastación se ha realizado básicamente mediante GMM, centrando la atención en los países de la Unión Europea, Estados Unidos y miembros de la OECD. En este aspecto, Mihailov, Rumler y Scharler (2008), encuentran en un grupo de países de la OECD un buen ajuste de los datos al modelo desarrollado por Gali y Monacelli (2005) y muestran que la Curva de Phillips de una economía abierta tiene similar performance que la de una economía cerrada (sea pura o híbrida). Por su parte, Leith y Malley (2007) realizan un análisis similar para un grupo de países del G7 y hallan que tanto los términos de intercambio como los costos marginales guían la dinámica de la inflación, dando robustez a la CPNK de una economía abierta. Igualmente, centrando el análisis en nueve países de la Unión Europea, Rumler (2007) encuentra que el grado de sustituibilidad (imperfecta) entre los bienes intermedios domésticos y foráneos es importante en el proceso optimizador de las firmas. Es decir, el hecho que las empresas enfrenten costos de bienes importados aumenta la probabilidad (medidas a la Calvo) de ajustar sus precios.

Al margen de la discusión sobre el mejor instrumento del gap del producto y de la relevancia de incorporar o no los términos de intercambio, muy pocos trabajos estudian la estabilidad de la CPNK. Es en este último punto donde la literatura ha dejado muchos puntos por discutir y la idea de quiebres en la relación entre la inflación y desempleo queda evidenciada en los trabajos de Bai y Perron (2003) para Estados Unidos y el Reino Unido; y Perron y Yamamoto (2009), para Estados Unidos. Efectivamente, ellos encuentran que la CPNK no es estable a través del tiempo.

Por su parte, la segunda ecuación del sistema, la IS dinámica, no ha tenido la misma atención que la CPNK. El trabajo seminal de Lucas (1988), enfocado hacia la demanda de dinero, establece que los parámetros asoci-

ados a la tasa de interés y nivel de riqueza no deberían variar si proviene de un problema de optimización de los agentes. Sobre este mismo principio de estabilidad, Kara y Nelson (2004) encuentran que la ecuación de la IS producto de las decisiones optimizadoras de los agentes (*forward looking*) es más estable que versiones *backward looking* para el Reino Unido y Australia. En esta misma línea, Fuhrer y Rudebusch (2004), mediante ML y GMM, encuentran que para la economía estadounidense la ecuación de gap del producto con expectativas racionales tiene un buen ajuste a los datos del PIB de ese país. A diferencia de los autores anteriores, Fuhrer (2000) presenta una evidencia débil a favor de la IS *forward looking* en Estados Unidos, incorporando un modelo de formación de hábitos de consumo para cuantificar la respuesta del gasto y de la inflación ante un choque monetario.

Contrariamente, Estrella y Fuhrer (2003) aplican unos tests estadísticos para saber si el modelo macroeconómico Neo Keynesiano es invariante ante los cambios de política y concluyen que la versión *backward looking* de la IS dinámica para Estados Unidos es más estable y tiene un mejor performance que la versión *forward looking*. Todos estos autores muestran que al igual que la CPNK, no hay un consenso sobre la superioridad de las formulaciones *forward looking* o *backward looking*.

Por último, la tercera ecuación del sistema es estudiada puesto que basta con una especificación simple de regla monetaria para obtener las características deseadas sobre el control de la inflación. El *inflation targeting* compromete a la autoridad monetaria a mantener estabilidad en los precios y a la transparencia de la política monetaria, pero no lo compromete con una acción específica para hacer que la inflación converja al nivel objetivo. Esto hace que el Banco Central pueda utilizar cualquier instrumento de política monetaria con el fin de responder a los choques económicos.

Desde una perspectiva histórica, Taylor (1999) estudia diferentes episodios de la economía estadounidense en los cuales la regla de Taylor ha sido seguida por la autoridad monetaria y cuantifica el costo en términos de desviaciones del producto frente a su tendencia, cuando se abandonó dicha regla. Recientemente, Taylor (2010) encuentra que en la pasada década, las tasas de interés por debajo del nivel que sugiere la regla de Taylor puede reflejar otro cambio en el régimen de política porque difieren considerablemente del nivel observado en la Gran Moderación.

Desde un enfoque más tradicional, Clarida, Galí y Gertler (1999) encuentran que si el proceso de formación de los precios es guiado por las expectativas de las condiciones futuras de la economía, la credibilidad del Banco Central para combatir la inflación encuentra un *trade-off* entre el producto y la inflación más favorable. Como el Gran Consenso puede per-

mitir diferentes especificaciones para su contrastación empírica, Rudebusch y Svensson (1999) utilizan las versiones *backward looking* de la CPNK y la IS para analizar dentro de la economía norteamericana posibles reglas de política que sean coherentes con un objetivo inflacionario.

Para el caso peruano, la literatura no ha considerado cambios estructurales como un problema principal de investigación dentro del modelo monetario Neo Keynesiano; ni a nivel teórico ni empírico. No obstante, el marco teórico ha servido de motivación para responder otro tipo de preguntas. Hay dos investigaciones que emplean el sistema de ecuaciones para evaluar la respuesta de política monetaria. El primero es el de Rodríguez (2010) quien a través del GMM cuantifica las preferencias de la autoridad monetaria sobre el gap de la inflación esperada y la meta de inflación y el gap del producto. El autor encuentra que las preferencias de la autoridad monetaria cambia entre regímenes y que independientemente del tipo de filtro aplicado, las estimaciones asociadas a las condiciones económicas de demanda agregada son más favorables que las asociadas a las de oferta agregada. El segundo es el de Llosa y Tuesta (2007) quienes evalúan la estabilidad de distintas reglas de política monetaria y argumentan que el canal de costo modifica las condiciones estándares para la estabilidad del modelo.

Con relación a la medición del gap del producto, Llosa y Miller (2005) intentan mejorar la medición de la brecha del producto mediante un modelo de componentes no observables. Los autores desean cuantificar las presiones inflacionarias debidas a un gap positivo del producto (presión de demanda) e identificar los periodos asociados a mencionada inflación. Asimismo, Rodríguez (2010) con el fin de explotar la información proporcionada por la inflación, desempleo e inversión privada para la estimación de variables no observables, utiliza la CPNK para estimar el NAIRU y encuentra que la inflación tiene información relevante para estimar el gap del producto.

Finalmente, Montoro (2007) extiende el modelo monetario Neo Keynesiano incluyendo un comité de hacedores de política en lugar de un solo agente con el fin de dar solidez a los cambios suaves en la tasa de interés.

No obstante, ninguno de ellos considera algún algoritmo para estimar algún quiebre estructural endógenamente ya sea en una sola ecuación o en todo el sistema.

### 3 El Modelo

Galí y Monacelli (2005)<sup>4</sup> extienden el modelo básico Neo Keynesiano de economía cerrada, incorporando elementos de una economía abierta para conocer cómo cambian los resultados y las recetas de política vis-a-vis con el caso de una economía cerrada. Este modelo tiene la particularidad de rescatar muchas de las evidencias de los efectos de la política monetaria y los choques tecnológicos para economías pequeñas y abiertas.

Asimismo, el equilibrio se sigue caracterizando por las tres ecuaciones: CPNK, IS dinámica y una regla de política que para nuestro propósito será a lo Taylor. Con relación a este último, la política monetaria óptima sigue siendo el *Inflation Targeting*.

La economía mundial es un continuo de pequeñas economías abiertas representadas en el intervalo unitario y las decisiones de cada una de estas economías no tiene impacto en el resto del mundo. Se asume también que tienen iguales las preferencias, las tecnologías y las estructuras de los mercados.

#### 3.1 Familias

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t) \quad (1)$$

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

donde  $C_{H,t}$  es el índice de consumo de bienes domésticos,  $C_{F,t}$  es el índice de consumo de bienes extranjeros y  $j \in [0, 1]$  denota la variedad de los bienes.

La canaste de bienes importados desde el país "i" y consumida por domésticos esta denotado por  $C_{i,t}$

$$C_{i,t} \equiv \left( \int_0^1 C_{i,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}}(j) dj \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad (3)$$

donde  $\epsilon > 1$  denota la elasticidad de sustitución entre bienes producidos dentro de cada país.

<sup>4</sup>Toda la notación ha sido tomada de Galí y Monacelli (2005) y se recomienda revisar este documento para mayor detalle.

El problema de las familias es el siguiente:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t) \quad (4)$$

sujeto a

$$\int_0^1 P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj + \int_0^1 \int_0^1 P_{i,t}(j) C_{i,t}(j) dj di + E_t \{Q_{t,t+1} D_{t+1}\} \leq D_t + W_t N_t + T_t \quad (5)$$

donde  $P_{i,t}(j)$  denota el precio de la variedad  $j$  importado desde el país  $i$  (expresado en moneda doméstica),  $D_{t+1}$  es el pago nominal en el periodo  $t + 1$  del portafolio tomado en el periodo  $t$  (incluye acciones de las firmas),  $W_t$  es el salario nominal,  $T_t$  son los impuestos/transferencias netas y  $Q_{t,t+1}$  es el factor de descuento estocástico un periodo hacia adelante

La solución está dada por las siguientes funciones de demanda:

$$C_{H,t}(j) = \left( \frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\epsilon} C_{H,t} \quad (6)$$

donde  $P_{H,t} \equiv \left( \int_0^1 P_{H,t}(j)^{1-\epsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}}$  es el índice de precios de bienes domésticos

$$C_{i,t}(j) = \left( \frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}} \right)^{-\epsilon} C_{i,t} \quad (7)$$

donde  $P_{i,t} \equiv \left( \int_0^1 P_{i,t}(j)^{1-\epsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}}$  es el índice de precios de bienes importados desde el país  $i$ .

$$C_{H,t} = (1 - \alpha) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (8)$$

$$C_{F,t} = \alpha \left( \frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (9)$$

donde  $P_t \equiv [(1 - \alpha)(P_{H,t})^{1-\eta} + \alpha(P_{F,t})^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}$  es el índice de precios al consumidor (IPC).

Definiendo las relaciones anteriores, la restricción presupuestaria puede ser escrita de la siguiente manera:

$$P_t C_t + E_t \{Q_{t,t+1} D_{t+1}\} \leq D_t + W_t N_t + T_t \quad (10)$$

Si se especifica la función de utilidad como  $U(C, N) \equiv \frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N^{1+\varphi}}{1+\varphi}$  el problema del consumidor puede ser reescrito de la siguiente manera:

$$U(C, N) \equiv \frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (11)$$

sujeto a

$$P_t C_t + E_t \{Q_{t,t+1} D_{t+1}\} \leq D_t + W_t N_t + T_t \quad (12)$$

Las versiones log-lineales de las condiciones de optimalidad son las siguientes:

$$w_t - p_t = \sigma c_t + \varphi n_t \quad (13)$$

$$c_t = E_t \{c_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \{\pi_{t+1}\} - \rho) \quad (14)$$

Los términos de intercambio bilaterales es denotado por  $S_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_{H,t}}$  y los términos de intercambio efectivos por  $S_t \equiv \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} = \left( \int_0^1 S_{i,t}^{1-\gamma} di \right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$  que puede ser aproximada por la expresión log-lineal  $s_t = \left( \int_0^1 s_{i,t} di \right)$ . Si log-linealizamos el IPC, obtenemos lo siguiente:

$$p_t \equiv (1 - \alpha)p_{H,t} + \alpha p_{F,t} = p_{H,t} + \alpha s_t \quad (15)$$

donde  $s_t \equiv p_{F,t} - p_{H,t}$  es la versión en logaritmo de los términos de intercambio. Si definimos la inflación doméstica como  $\pi_{H,t} \equiv p_{H,t} - p_{H,t-1}$  podemos hacer el vínculo con la inflación medida por el IPC como  $\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t$ . Asumiendo que se cumple la ley de un solo precio tenemos y la paridad descubierta de la tasa de interés llegamos a la siguiente relación:

$$s_t = (r_t^* - E_t \{\pi_{t+1}^*\}) - (r_t - E_t \{\pi_{H,t+1}\}) + E_t \{s_{t+1}\} \quad (16)$$



### 3.2 Firmas

La función de producción para el bien  $j$  es

$$Y_t(j) = A_t N_t(j) \quad (17)$$

donde  $a_t = \log A_t$  siguiendo un proceso  $a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t$  AR(1). Así es costo marginal real, que es común entre las firmas esta dado por la ecuación :

$$mc_t = -v + w_t - p_{H,t} - a_t \quad (18)$$

donde  $v_t \equiv -\log(1 - \tau)$  con  $\tau$  siendo el subsidio al empleo.

Sea  $Y_t \equiv \left[ \int_0^1 Y_t(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$  representa el índice de producción doméstica agregada. Entonces, podemos definir el trabajo agregado de la siguiente manera:

$$N_t \equiv \int_0^1 N_t(j) dj = \frac{Y_t Z_t}{A_t} \quad (19)$$

donde  $Z_t \equiv \int_0^1 \frac{Y_t(j)}{Y_t} dj$ . Variaciones del equilibrio en  $z_t \equiv \log Z_t$  alrededor del estado estacionario de previsión perfecta es de segundo orden por lo que si se hace una aproximación de primer orden tenemos la relación agregada  $y_t = a_t + n_t$ . Asimismo, la regla para optimizar los precios periodo a periodo en términos de los costos marginales esperados es

$$\bar{p}_{H,t} = \mu + (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ mc_{t+k} + p_{H,t} \} \quad (20)$$

donde  $\bar{p}_{H,t}$  denota el logaritmo del conjunto de los nuevos precios domésticos,  $\mu \equiv \log\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)$  es el logaritmo del mark-up bruto de estado estacionario y  $\theta$  es la probabilidad de las firmas que no pueden cambiar de precio.

### 3.3 El Equilibrio

La condición para que el mercado se vacíe está dado por

$$Y_t(j) = C_{H,t}(j) + \int_0^1 C_{H,t}^i(j) di \quad (21)$$

donde  $C_{H,t}^i(j)$  denota la demanda del país  $i$  del bien  $j$ . Utilizando las ecuaciones (12) y (13) con las relaciones de los precios, podemos obtener la IS dinámica:

$$x_t = E_t \{x_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma_\alpha} (r_t - E_t \{\pi_{H,t+1}\} - rr_t) \quad (22)$$

donde  $x_t \equiv y_t - \bar{y}$  es el gap del producto,  $rr_t \equiv \rho - \sigma_\alpha \Gamma(1 - \rho_\alpha) a_t + \alpha \sigma_\alpha (\Theta + \Psi) E_t \{\Delta y_{t+1}^*\}$  de es la tasa de interés natural,  $\Theta \equiv (\sigma\gamma - 1) + (1 - \alpha)(\sigma\eta - 1) = \omega - 1$  y  $\sigma_\alpha \equiv \frac{\sigma}{(1 - \alpha) + \alpha\omega} > 0$  son los parámetros estructurales del modelo. La dinámica del costo marginal y la inflación está dada por la ecuación (23).

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \{\pi_{H,t+1}\} + \lambda m c_t \quad (23)$$

donde  $\lambda \equiv \frac{(1 - \beta\theta)(1 - \theta)}{\theta}$ . De la ecuación anterior, podemos derivar la Curva de Phillips Neo Keynesiana para una economía pequeña y abierta, descrita por la ecuación (24):

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \{\pi_{H,t+1}\} + \kappa_\alpha x_t \quad (24)$$

donde  $\kappa_\alpha \equiv \lambda(\sigma_\alpha + \varphi)$ . De acuerdo con la ecuación anterior, un cambio en el producto doméstico tiene un impacto en el costo marginal a través del empleo (capturado por  $\varphi$ ) y los términos de intercambio (capturado por  $\sigma_\alpha$ )

## 4 Metodología

La información estadística es mensual desde 2003:M8 hasta 2012:M2 y es obtenida de la base de datos del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). La delimitación temporal estuvo sujeta a la disposición de información sobre el Índice de Precios No Transables, Índice del PBI y la tasa de interés de referencia del BCRP.

Las variables fueron tratadas de la siguiente manera. Primero, se aplicó logaritmos y luego se desestacionalizaron las series utilizando el procedimiento Census X12. Segundo, se filtraron el Índice del PBI y la tasa de interés de referencia aplicando el filtro Hodrick-Prescott para obtener los valores de largo plazo. Tercero, las expectativas futuras sobre las variables son remplazadas por su realización *ex-post* y se asume que los errores de las expectativas no están correlacionados con las variables que se encuentran dentro del conjunto de información disponible para los agentes en el

momento que forman sus expectativas. En otras palabras, se asume que las expectativas son racionales y con previsión perfecta ( $E_t \{ \pi_{H,t+1} \} = \pi_{H,t+1}$  y  $E_t \{ x_{t+1} \} = x_{t+1}$ ), para tener una versión operativa.

#### 4.1 Bai y Perron (2003)

Las ecuaciones que están sujetas al análisis de estabilidad son las siguientes:

$$\pi_{H,t} = \alpha_1 + \alpha_2 \pi_{H,t+1} + \alpha_3 x_t \quad (25)$$

$$x_t = \alpha_4 + \alpha_5 x_{t+1} + \alpha_6 r_t + \alpha_7 \pi_{H,t+1} + \alpha_8 r r_t \quad (26)$$

$$r_t = \alpha_9 + \alpha_{10} \pi_{H,t} + \alpha_{11} x_t \quad (27)$$

Para evaluar la estabilidad de los parámetros de cada una de las ecuaciones anteriores, se emplea la metodología desarrollada por Bai y Perron (1998) y (2003) ya que consideran la estimación de  $m$  cambios estructurales múltiples en un modelo lineal calculado por mínimos cuadrados:

$$y_t = w_t \beta + z_t \delta_j + u_t \quad (28)$$

donde  $y_t$  es la variable endógena,  $w_t$  es un vector de explicativas,  $z_t$  una matriz de variables *dummy* que registran los cambios estructurales,  $\beta$  y  $\delta_j$  son los vectores de parámetros,  $u_t$  es el término de error y  $t = T_{j-1}, \dots, T_j$  son las fechas de cambio estructural representadas por puntos desconocidos que son estimados junto con los parámetros para  $T$  observaciones disponibles.

El primer punto de cambio es identificado como aquel en el que se minimiza la suma de errores al cuadrado, el cual corresponde a una prueba de parámetros constantes que definen como el estadístico sup-Wald (supra Wald). Cuando este estadístico toma un valor máximo existe evidencia de un cambio en el valor de los parámetros, es decir, el estimador que minimiza la suma de errores al cuadrado es el mismo que maximiza al estadístico sup-Wald. En ese punto la muestra es dividida en dos segmentos, en el segundo tramo se sigue un procedimiento similar para estimar un nuevo punto de cambio estructural. Es un procedimiento de selección secuencial. Adicionalmente, proponen algunas pruebas para cambios estructurales, determinan mediante simulaciones el ajuste de estos métodos, estudian el tamaño y el poder de las pruebas para cambios estructurales, los límites de cobertura de los intervalos de confianza para los puntos de cambio y las ventajas y desventajas relativas a los procedimientos de selección del modelo.

## 4.2 Qu y Perron (2007)

Por otra parte, necesitamos combinar las ecuaciones (25), (26) y (27) para encontrar el equilibrio dinámico para la inflación doméstica y el gap del producto, bajo una regla para la tasa de interés; representado por el siguiente sistema de ecuaciones en diferencias:

$$\begin{bmatrix} \pi_{H,t} \\ x_t \end{bmatrix} = A_\alpha [I, \pi_{H,t+1}, x_{t+1}, rrt_t]' \quad (29)$$

donde  $A_\alpha$  es la matriz de coeficientes.

El sistema descrito por la ecuación (29) es el que será sometido al análisis de cambios estructurales mediante la técnica de Qu y Perron (2007), que siguiendo su notación, tenemos la siguiente representación matricial:

$$Y_t = (I_n \otimes Z_t') S \beta_j + U_t \quad (30)$$

donde  $n = 2$  va denotar el número de ecuaciones,  $T$  es el número de observaciones,  $Y_t = [\pi_{H,t}, x_t]$  es el vector de variables dependientes en el tiempo  $t$ ,  $Z_t = [I, \pi_{H,t+1}, x_{t+1}, rrt_t]$  es el vector de variables independiente en el tiempo  $t$ ,  $\beta_j$  es el vector de regresores asociados al régimen  $j$ ,  $U_t = [U_{1,t}, U_{2,t}, U_{3,t}]$  es el vector de los términos de perturbación con media cero y covarianza  $\sum_j$ ,  $q = 4$  es el número de regresores del sistema y  $m$  es el número de quiebres estructurales del sistema. Las fechas de quiebre van a ser denotada por el vector  $m$  en  $T = (T_1, T_2, \dots, T_m)$ , el subíndice  $j = (1, 2, \dots, m + 1)$  denota el número de regímenes y el subíndice  $i = (1, 2, \dots, n)$  denota el número de ecuación del sistema. La matriz  $S$  es de dimensión  $(nq) \times (p)$  con rango completo tiene constantes arbitrarias con elementos 0 y 1 los cuales especifican los regresores de cada ecuación del sistema. Abusando de la notación vamos a denotar  $X_t = (I \otimes Z_t') S$ , por lo que tendríamos  $Y_t = X_t' \beta_j + U_t$ . Para una partición dada de la muestra, utilizando los quiebres  $(T_1, T_2, \dots, T_m)$ , definimos la partición en bloque de la matriz  $X_t$  como la matriz  $\bar{X}_t = \text{diag}(X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{m+1,t})$  de  $(nT) \times (p)(m + 1)$  donde  $X_{j,t} (j = 1, 2, \dots, m + 1)$  es el subconjunto  $(n)(T_j - T_{j-1}) \times (p)$  de  $X_t$  que corresponde a las observaciones en el régimen  $j$ . Luego definimos el subvector  $U_{j,t}$  de  $U_t$  de manera similar. Entonces, la ecuación (28) puede expresarse como:

$$Y_t = \bar{X}_t \beta + U_t \quad (31)$$

El propósito es estimar los coeficiente desconocidos conjuntamente con los puntos de quiebre en fechas desconocidas cuando las  $T$  observaciones de

$Y_t$  y  $X_t$  están disponibles. La propuesta de Qu y Perron (2007) se basa sobre en un algoritmo de programación dinámica pero necesita una etapa previa de estimación a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Para cada m-partición  $(T_1, T_2, \dots, T_m)$ , los estimados de  $\hat{\beta}(T_j)$  se obtiene la minimización la suma de residuos al cuadrado asociado a esa partición denotado por  $S_j(T_j)$ . Sustituyendo estas estimaciones en la función objetivo y denotando la resultante suma de residuos al cuadrado por  $S_T(T_1, T_2, \dots, T_m)$ , se procede a calcular los puntos de quiebre  $(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m)$  :

$$(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{(T_1, T_2, \dots, T_m)} S_T(T_1, T_2, \dots, T_m) \quad (32)$$

donde la minimización se realiza para todas las particiones  $(T_1, T_2, \dots, T_m)$ .

A partir de este algoritmo se procede a buscar una estimación que constituya una maximización global de la función de verosimilitud. La operativa del procedimiento es sencilla, una vez establecida la cantidad de quiebres a testear ( $m$ ) y una cantidad de observaciones mínima entre dos quiebres estructurales ( $h$ ), se procede a realizar una estimación segmento por segmento entre todos los segmentos relevantes. Posteriormente se calcula la función de verosimilitud total para cada estimación particionada, como la suma de la verosimilitud estimada para cada unos de los segmentos que completan el período. Seguidamente, se escoge aquella estimación particionada que maximice la función de verosimilitud y que constituye la partición óptima.

Por último, los autores proponen un test (supLR test) para testear la hipótesis de existencia de  $k$  quiebres estructurales versus una hipótesis de inexistencia de quiebres. La intuición del test también es sencilla. Cuando la función de verosimilitud global de la estimación por particiones es significativamente mayor que la función sin quiebres se concluirá sobre la existencia de cambio estructural y el fechado de los mismos está determinado por las particiones óptimas estimadas en la parte anterior. Por el contrario si la verosimilitud de la estimación por particiones no es significativamente diferente de la estimación sin quiebres, no se rechazará la hipótesis de inexistencia de quiebres.

La bondad de esta técnica es muy amplia y proporciona herramientas para efectuar el estudio en tres escenarios distintos: a) quiebres simultáneos tanto en los regresores como en la matriz de covarianzas, b) quiebres solo en el vector de parámetros y c) quiebres solo en la matriz de covarianzas. En este aspecto, la evidencia sugiere que el primer escenario se ajusta mejor a la serie de inflación, pero estos quiebres no tienen por qué ocurrir en la

misma fecha y consecuentemente, el número de quiebres no tienen por qué ser el mismo.

Esta técnica es muy versátil porque además de estimar el vector de parámetros desconocido conjuntamente con los puntos de quiebre, permite regresores con tendencia determinística (no permite variables  $I(1)$ ).

Otra ventaja es sobre la naturaleza de los errores en relación a los regresores, siendo de dos formas. La primera, es cuando no hay variables dependientes rezagados como regresores por lo que se permite correlación y heterocedasticidad. La segunda, es cuando se permite variables dependientes rezagadas por lo que no se permite correlación serial entre los errores.

Por las bondades descritas, Bai y Perron (2003) estimarán las fechas de quiebre y el vector de parámetros de cada una de las ecuaciones que conforman el sistema, y por su parte, Qu y Perron (2007) estimarán las fechas de quiebre en el sistema en su conjunto que describe el equilibrio dinámico del modelo.

## 5 Resultados

### 5.1 GMM

Los gráficos 1, 2 y 3 muestran la evolución de las variables endógenas del modelo donde se puede observar que en septiembre del 2008 el gap del producto es el primero en caer. Seguidamente, en enero del 2009 la inflación doméstica experimenta una caída aunque no tan pronunciada como la del gap del producto. Finalmente, en marzo del 2009 la tasa de interés de referencia empieza a descender de manera significativa, en términos relativos mucho mayor que en el caso de las dos otras variables endógenas.

En la Tabla 1 se presentan los resultados GMM de la estimación del sistema determinado por las ecuaciones (25) – (27) donde se utilizaron 9 rezagos de la inflación doméstica, el gap del producto, la tasa de interés, gap de los salarios y el gap del tipo de cambio nominal como el conjunto de variables instrumentales<sup>5</sup>. La regla de política se especificó, tanto con la tasa natural de interés (equilibrio de largo plazo) como con una regla de política simple en función de variables observables, es decir, un intercepto en lugar de la tasa natural de interés.

En primer lugar, todos los parámetros son estadísticamente significativos y son relevantes a la hora de la especificación del modelo en su conjunto.

<sup>5</sup>Para un tamaño de muestra dada, se probó para diferentes rezagos de las variables instrumentales y para diferentes combinaciones de las mismas, pero solo se reportan los mejores resultados.



No obstante, el signo de alguno de ellos no es el esperado. Para la Curva de Phillips Neokeynesiana el intercepto tiene un valor muy cercano a cero por lo que a pesar de ser estadísticamente significativo no incorpora información relevante para explicar la dinámica de la inflación doméstica. Asimismo, el coeficiente asociado a la inflación doméstica esperada es de 0.27 lo cual indicaría que si las expectativas de inflación doméstica fueran 10%, estas explicarían en 2.7% la inflación doméstica presente. La variable gap del producto explica en 0.6% la dinámica de la inflación doméstica si el PIB se encuentra 10% por encima de su valor de equilibrio. En otras palabras, el componente *forward looking* tiene mayor relevancia en explicar la dinámica de la inflación doméstica (con metas de inflación el canal de expectativas toma mayor relevancia) haciendo que en el corto plazo, la pendiente de la CPNK sea relativamente pequeña y exista un *trade-off* entre el exceso de demanda y la inflación doméstica.

Por su parte, la IS dinámica tiene parámetros con signos contrarios a los esperados y al igual que la CPNK, el intercepto carece de validez por aproximarse a cero. Para la ecuación del exceso de demanda, el gap del producto esperado ( $\alpha_5 = 0.57$ ) y la inflación doméstica esperada ( $\alpha_7 = 1.06$ ) son las variables que la explican en mayor proporción y tienen los signos esperados. Por el contrario, siguiendo la especificación de Gali y Monacelli (2005), los coeficientes asociados a la tasa de interés de referencia ( $\alpha_6 = 0.27$ ) y a la tasa natural de interés ( $\alpha_8 = -0.23$ ) presentan signos opuestos ya que se esperaría una relación inversa con el precio del dinero. Sin embargo, como presentan un valor similar (acorde con el modelo teórico), podemos sumar los coeficientes  $0.27 - 0.23 = 0.04$  con lo que tendríamos un valor muy cercano a cero. Esto nos indicaría que la política monetaria tiene poco impacto en la actividad real medido por la variable gap del producto por lo que la autoridad monetaria debería enfocarse en el control de la inflación doméstica. Complementariamente, se puede ver que el PIB doméstico siempre se incrementa ante un shock positivo de tecnología.

Si observamos la ecuación de política monetaria los hallazgos son más interesantes. El intercepto tiene un valor de 0.0342 que teóricamente representa la tasa de interés de largo plazo de la economía o la tasa de impaciencia de la sociedad. En términos porcentuales tendríamos que  $\rho = 3.42$  deviniendo en un factor de descuento intertemporal de  $\beta = 0.96$  acorde con el consenso de la literatura de los DSGE (calibración asumen  $\beta = 0.95$ ). Además, se puede ver a través de los parámetros  $\alpha_{10} = 1.65$  y  $\alpha_{11} = 0.28$  que el Banco Central ajusta el instrumento de política monetaria en mayor proporción cuando la economía experimenta un aumento de la inflación doméstica que cuando hay un aumento del gap del producto. Esto indicaría que

a pesar que le preocupa en mayor magnitud el control de la inflación, a la autoridad monetaria también le preocupa el crecimiento de la economía peruana.

En segundo lugar, siguiendo a Galí y Monacelli (2005), los coeficientes asociados a la preferencias del Banco Central para reaccionar frente a la inflación doméstica y el gap del producto no pueden ser negativos para asegurar la existencia de una solución convergente. Entonces, los parámetros  $\phi_\pi$  y  $\phi_x$  pueden tomar cualquier valor positivo describiendo la fortaleza de la respuesta de la tasa de referencia ante cambios de las variables endógenas para asegurar un incremento en la tasa de interés real. Una posible solución es cuando tenemos que  $x_t = \pi_{H,t} = 0$  (equilibrio estacionario) asociado a una regla de política óptima; aunque la solución  $x_t = \pi_{H,t} = 0$  puede no ser única. La estabilidad del sistema se obtiene con  $\kappa_\alpha(\phi_\pi - 1) + (1 - \beta)\phi_x > 0$  siendo condición necesaria y suficiente para la unicidad de solución. Esto implica que la matriz  $A_\alpha$  (matriz de coeficientes del modelo reducido) tenga dos valores propios dentro del círculo unitario, deviniendo en unicidad de solución y senda estable. Sabiendo que hay solución única, el Banco Central puede elegir una trayectoria (o secuencia) de la tasa de interés para tener una trayectoria (o secuencia) del nivel de precios coherente con el objetivo inflacionario.

Si reemplazamos los valores estimados se tiene que  $0.06(1.65 - 1) + (1 - 0.57)0.28 > 0$  efectivamente obtenemos que los coeficientes cumplen con la desigualdad estricta,  $\kappa_\alpha(\phi_\pi - 1) + (1 - \beta)\phi_x > 0$  garantizando la unicidad de solución. Sabiendo que existe unicidad de solución, si tenemos una tasa de interés de referencia mayor a 3.42% deberíamos esperar que la economía ahorre más (se consuma e invierta menos) desde enero del 2006 se tuvo una tasa de referencia (3.50%) por encima de la tasa de impaciencia hasta mayo del 2009 (4.00%). Entre junio del 2009 y febrero del 2011 se mantuvo por debajo de la tasa de impaciencia y una posible explicación es que se quiso incentivar a la economía a salir de la desaceleración del crecimiento del producto (debajo del potencial) y evitar una recesión. Desde marzo del 2011 hasta febrero 2012 se tiene una tasa por encima de 3.42%. Este periodo coincide también con la dinámica de la inflación doméstica (Ver Gráfico 1).

En tercer lugar, el test J-statistic con un valor de 0.25 no permite rechazar la hipótesis nula, lo cual confirma la validez de las restricciones incluidas. En cuanto a la autocorrelación de los residuos, el estadístico Q-stat para diferentes números de rezagos y para cada una de las ecuaciones nos indica que los residuos de la CPNK no presentan autocorrelación mientras que los residuos de la IS dinámica y los residuos de la regla de política si presentan autocorrelación.

Dado que el objetivo es analizar la eventual modificación del PGD, a partir de los cuales se modificaría también la persistencia de la inflación doméstica, la dinámica del gap del producto y la propensión de la autoridad monetaria ante la inflación doméstica y la presión de demanda agregada, se estimaron las ecuaciones (25) – (27) de forma independiente mediante Bai y Perron (2003) obteniendo entre 1 y 2 quiebres en cada una de estas ecuaciones.

## 5.2 Bai y Perron (2003)

La Tabla 2 muestra las estimaciones de cada una de las ecuaciones del sistema descrito en la sección anterior; se presentan tanto los parámetros para cada régimen como las fechas de quiebre estimadas endógenamente. Respecto a la CPNK, la fecha de quiebre es enero del 2008. El intercepto es significativo en los dos regímenes aunque con un valor muy cercano a cero (similar al valor obtenido mediante GMM). Lo importante de esta ecuación es que después de esta fecha de quiebre el valor de los coeficientes asociados a la inflación doméstica esperada y al gap del producto aumentan considerablemente. Esto quiere decir que la dinámica de la inflación doméstica es gobernada en 28.47% por la esperanza de su realización en el siguiente periodo y en 7.42% por el gap del producto. Las variables en su conjunto explican la dinámica de la inflación doméstica (estadístico F alto y muy significativo) y no presenta autocorrelación según el Q-stat. Un hecho que se rescata es que después de la fecha de quiebre, los valores obtenidos mediante Bai y Perron (2003) se parecen mucho a los obtenidos mediante la estimación por GMM.

Otras estimaciones se especificaron. Por ejemplo, la CPNK híbrida no presenta ningún quiebre por ello que Bai y Perron (2003) no estiman los coeficientes en cada régimen y no se reporta ningún resultado. No pasa lo mismo con la CPNK con expectativas adaptativas que según la Tabla 3 la fecha de quiebre es enero del 2008. El intercepto es significativo en ambos regímenes y solo después del quiebre los parámetros asociados al gap del producto y al primer rezago de la inflación doméstica se vuelven estadísticamente significativos. A diferencia de la CPNK *forward looking*, en la CPNK *backward looking* el gap del producto explica menos (8%) la dinámica de la inflación doméstica. Por su lado, la realización del periodo anterior explica en 25% la inflación doméstica del periodo corriente. Al igual que en el caso de la CPNK *forward looking*, el valor de un estadístico F alto y muy significativo muestra que las variables en su conjunto explican la dinámica de la inflación doméstica de la CPNK con expectativas adaptativas.

Referente a la IS Dinámica (Tabla 2), la estimación de la fecha de quiebre es octubre 2008 y a diferencia de la CPNK, el intercepto de esta ecuación solo es estadísticamente significativo en el segundo régimen y cambia de signo y magnitud pasando de -0.003 a 0.080. Por su parte, el coeficiente asociado al gap del producto esperado toma mayor relevancia en el segundo régimen y estadísticamente está muy cerca de ser significativo al 10%. Pasa todo lo contrario con el coeficiente asociado a la inflación doméstica esperada pues en el primer régimen tiene un valor de 0.920 y es significativo mientras que en el segundo régimen se reduce considerablemente a 0.545 aunque no significativo. Finalmente, la tasa de interés de referencia no tiene el coeficiente esperado aunque estadísticamente significativo en los dos regímenes (distinto a la estimación GMM). Si hacemos el análisis como una desviación de su tasa natural (con sentido económico y significativo en los dos regímenes), en el primer régimen tiene un valor de 0.06 (1.731-1.669), muy cercano a cero. En cambio en el segundo régimen, este cambia a -2.467 (0.508-2.975) obteniendo una relación inversa con el gap del producto. Al igual que para la CPNK, las variables en su conjunto explican la dinámica del gap del producto (estadístico F alto y significativo) y no tiene autocorrelación según el Q-stat.

Así como con la CPNK, se probó una especificación distinta obviando solamente la tasa natural de interés de esta ecuación. Según la Tabla 3, las fechas de quiebre son junio del 2007 y mayo del 2010. En el primer régimen, ningún parámetro es estadísticamente significativo. Contrariamente, en el segundo régimen todos los parámetros son estadísticamente significativos y los coeficientes asociados a las variables *forward looking* ( $\alpha_2$  y  $\alpha_4$ ) explican considerablemente el comportamiento del gap del producto y tienen los signos esperados. La tasa de referencia si bien es significativa, tiene un valor positivo. En el último régimen, todos los parámetros son no significativos, pero al 90% de confianza se puede ver que el intercepto y el coeficiente asociado a la tasa de referencia son significativos, teniendo este último el signo esperado (-0.625).

Con relación a la regla de política monetaria (Tabla 2) se puede ver que hay dos fechas de quiebres: en enero del 2006 y mayo del 2009 coincidiendo con el periodo de aumento y reducción de la tasa de referencia, respectivamente. En el primer régimen, el único parámetro estadísticamente significativo es el intercepto, en cambio, para los dos últimos regímenes todos los parámetros son estadísticamente significativos. Que el intercepto cambie en los tres regímenes tiene sentido económico muy interesante pues guarda relación con la tasa de impaciencia vivida en esos periodos. Antes de enero-2006, los agentes percibían mejoras de la economía y tenían un contexto de

crecimiento sostenido y baja inflación por lo que es de esperar que su tasa de impaciencia (2.8%) sea baja prefiriendo posponer consumo presente hacia el futuro. El caso contrario ocurre entre enero-2006 y mayo-2009 porque fue el periodo de crisis y contracción de la economía donde la tasa de impaciencia aumentó a 4.7%, prefiriendo consumo presente. Finalmente después de mayo-2009, la confianza de los agentes aumenta con lo que su impaciencia baja a 2.7%, nivel similar pre-crisis.

Al estimar una regla de política *smoothing* (incluyendo el primer rezago del instrumento de política), la Tabla 3 muestra que las fechas de quiebre cambian: mayo del 2006 y noviembre del 2008. Al igual que en las otras estimaciones, el vector de parámetros en el primer régimen no es relevante para el análisis. Tanto en el segundo y tercer régimen, el primer rezago de la tasa de referencia explica por lo menos el 90% de la dinámica de la tasa de interés. Después de noviembre-2008, que es cuando empieza la incertidumbre a nivel local, se puede ver que el Banco Central aumenta sus preferencias en reaccionar ante incrementos de la inflación doméstica y al gap del producto observadas; comparativamente con el régimen anterior.

Entonces, teniendo la superioridad de una función de reacción simple del BCRP respecto a la inflación doméstica y gap del producto es interesante analizarla a profundidad. En el primer régimen carece de sentido económico porque  $\phi_\pi$  y  $\phi_x$  son negativos y además son estadísticamente no significativos. Entre agosto-2003 y septiembre-2004, el BCRP mantuvo una posición de estímulo monetario debido a un contexto de baja inflación y menores tasas de interés internacionales, así como el condicionamiento de un periodo recesivo de los cuatro años anteriores. Luego, desde octubre-2004 hasta noviembre-2005 el Banco Central mantuvo estable su posición de política monetaria con una tasa de referencia de 3% porque el PIB peruano entró a un ciclo de dinamismo económico impulsado por un favorable entorno internacional y por un clima doméstico de mayor confianza de consumidores e inversionistas. Para los meses posteriores, entre diciembre-2005 y mayo-2006, el instrumento monetario se elevó 6 veces terminando en un valor de 4.5%. Es entre estos meses que se identifica el primer quiebre en la regla de política (enero-2006).

El segundo régimen se encuentra entre enero-2006 y mayo-2009 y se caracteriza porque la autoridad monetaria reacciona directamente proporcional ante un aumento de la inflación doméstica y del gap del producto. No obstante, la reacción ante la inflación doméstica no es en la magnitud requerida por Gali y Monacelli (2005). Hay que tener en cuenta que a partir de junio-2006, el BCRP mantuvo por casi un año la tasa de referencia en 4.5% por el contexto vigente durante ese periodo. La tasa de inflación entre mayo-2006



y mayo-2007 fue 0.94%, menor al rango meta de 1.0% a 3.0%, explicado principalmente por la reversión de las alzas de precios de alimentos que se registraron en los cuatro primeros meses de 2006. Adicionalmente, hubo un aumento de la capacidad productiva explicado por el crecimiento de la inversión y de la productividad, la apreciación del Nuevo Sol y la reducción de las expectativas de inflación. Los meses posteriores se incrementó ligeramente la tasa de referencia básicamente por el dinamismo de la demanda agregada que crecía por encima del producto potencial y para mantener ancladas las expectativas de inflación. En el 2008 el BCRP estuvo incrementando la tasa de referencia de política monetaria, pasando de 5.3% en enero-2008 a 6.5% en septiembre-2008 que es cuando decide no incrementar su tasa y la deja estable hasta enero-2009.

El que los parámetros  $\phi_\pi$  y  $\phi_x$  en el segundo régimen no tengan un valor mayor a la unidad puede deberse que en el contexto de la crisis financiera que se agudizó en septiembre del 2008, la autoridad monetaria utilizó instrumentos de política no convencionales como reducción de la tasa de encaje, operaciones Repos hasta 1 año, swaps de moneda y recompra de los Certificados de Depósito del BCRP, entre los principales. Si comparamos estos coeficientes en el segundo y tercer régimen, después de mayo-2009 se puede observar que el Banco Central reacciona más que proporcionalmente con la inflación doméstica y con más compromiso con la estabilidad de la economía. Este resultado está en línea con la lenta recuperación económica que hubo y la inflación que si bien estuvo baja, no estuvo dentro del rango meta, aunque el canal de expectativas inflacionarias se fortaleció.

Complementariamente, se cree que la credibilidad del Banco Central tarda en ganarse o que los agentes creen que efectivamente va a preservar la estabilidad de los precios de la economía y va a estar comprometido con el crecimiento económico. En este sentido, el canal de expectativas puede tomar fuerza desde 2006 hasta 2012 por lo que la incoherencia económica y la no significancia estadística de los parámetros en el primer régimen pueden carecer de importancia.

Un breve resumen de los hallazgos mediante Bai y Perron (2003) es necesario en este punto. Primero, la estimación del quiebre de la CPNK tiene como fecha enero de 2008 y esta coincide con el aumento de la tasa de referencia que realizó el BCRP en ese mismo mes. Adicionalmente, el hecho que  $\alpha_3 = 0.07$  evidenciaría que hay un alto grado de inercia de cada firma (fracción de firmas) que ajustan sus precios indexándolos a la inflación observada del periodo anterior (una menor respuesta de la inflación doméstica ante movimientos de los costos reales). Teniendo en cuenta que hay una relación inversa entre el grado de rigidez de cada firma y la elasticidad de



la inflación con respecto al gap de producto (independientemente del signo en cada régimen), existiría una evidencia que hay una fracción elevada de firmas que mantienen sus precios fijos; esto como una menor respuesta de la inflación ante movimientos en el costo marginal real.

De igual forma, el grado de apertura comercial (alfa del modelo teórico) puede estar explicando este valor bajo del parámetro (0.07). A mayor grado de apertura comercial disminuye el tamaño del ajuste en los términos de intercambio necesario para absorber un cambio en el output doméstico (relativo al output mundial) por lo que se modera el impacto del costo marginal hacia la inflación<sup>6</sup>.

Segundo, la ecuación de la IS Dinámica muestra quiebre en octubre 2008 y coincide con la caída de Lehman Brothers en septiembre de ese mismo año. El efecto contagio a través de los sistemas financieros y su impacto en la economía real sería de un mes de rezago. Después del quiebre, lo que se espera del producto para el siguiente periodo toma mayor relevancia para explicar el gap del producto en el momento actual; aunque la inflación esperada sigue siendo determinante en la dinámica del gap del producto. Una posible explicación es que en incertidumbre los agentes prefieren crecer en lugar de preocuparse por la inflación doméstica. Estos resultados guardan relación con el contexto vivido en ese momento: disminución de los precios internacionales y su impacto en la disminución de precios doméstico; se creció 0.9% en el 2009 y la poca confianza de los agentes para consumir e invertir.

Tercero, una regla de política simple tiene mejor contraste empírico con los hechos ocurridos en la economía peruana entre 2003 y 2012. Las fechas de quiebres y las preferencias del Banco Central para reaccionar ante los incrementos de la inflación doméstica y el gap del producto son mejores con esta especificación que con la obtenida mediante el instrumento de política monetaria *smoothing*.

### 5.3 El Equilibrio Dinámico

La Tabla 4 muestra la estimación de los parámetros del Equilibrio Dinámico ecuación por ecuación mediante Bai y Perron (2003). Se puede apreciar que no hay quiebres en la ecuación de la inflación del equilibrio dinámico. En cambio, la ecuación del gap del producto del equilibrio dinámico presenta características interesantes. Como en la gran mayoría de estimaciones, el primer régimen carece de relevancia para el análisis respectivo. Nuevamente,

<sup>6</sup>Tal como lo establecen Galí y Monacelli (2005), el grado de apertura comercial afecta la dinámica de la inflación solo a través de la influencia en la pendiente de la CPNK

entre junio-2007 y febrero-2008 las variables forward looking ( $\gamma_2$  y  $\gamma_3$ ) son las que explican el comportamiento del gap del producto; por cada punto porcentual de incremento de la inflación doméstica esperada, el gap del producto aumenta en 1.76% y, por cada punto porcentual de incremento del gap del producto esperado, el gap del producto aumenta en 0.47%. Estos coeficientes en el tercer régimen se vuelven no significativas y sus valores se reducen y cambian de signo. Sin embargo, el coeficiente asociado a la tasa natural de interés en el segundo régimen tiene un valor de 1.173 (contrario al esperado) mientras que en el tercer régimen tiene un valor de -2.594 (dentro de lo esperado).

Finalmente, también se estimó el Equilibrio Dinámico como un sistema completo mediante Qu y Perron (2007). El análisis se realizó permitiendo dos y tres quiebres posibles. Para el primer caso, las fechas de quiebres son mayo del 2008 y mayo del 2010; mientras que para el segundo caso son febrero del 2006, abril del 2008 y febrero del 2010. Los resultados del segundo caso no se reportan debido a que no superan a los obtenidos con dos quiebres.

En la Tabla 5 se puede observar que para la ecuación de la inflación doméstica, la única variable que experimenta el quiebre en parámetro es  $\pi_{H,t+1}$ . Es decir,  $\gamma_3$  tiene un valor de 0.068 hasta mayo del 2010 para luego tener un valor de -0.107. El signo negativo en el tercer régimen puede deberse a que en ese periodo la economía peruana fue afectada tanto por shocks de oferta agregada como de demanda agregada. Además, a partir de esa fecha hubo inflación doméstica positiva mientras que el gap del producto estaba cercano a cero con algunos periodos con signo negativo.

Por su parte, la ecuación del gap del producto muestra más variables estadísticamente significativas. Al menos en algún régimen, alguna de las variables explicativas presentan un cambio en el valor del parámetro que la relación con  $x_t$ . Con relación a  $\pi_{H,t+1}$ , esta tiene un mayor impacto en  $x_t$  en los dos primeros regímenes que en el último, contrariamente con lo que ocurre con  $x_{t+1}$  pues su poder explicativo para los dos últimos regímenes de la muestra. Es justo en el tercer régimen donde la tasa de interés de largo plazo es la principal variable que guía la dinámica del gap del producto ya que por cada punto porcentual que se incrementa  $rr_t$ ,  $x_t$  se reduce en 2.276% ( $\gamma_8 = -2.276$ ). Cabe resaltar que la bondad de ajuste no es muy alta y que ninguna de las dos ecuaciones presentan autocorrelación.

El modelo teórico predice que  $\pi_{H,t}$  y  $x_t$  son variables que tienen saltos y este hecho es consistente los resultados presentados en la Tabla 5.

Un hecho importante queda a la vista si se contrasta estos resultados con los mostrados en la Tabla 2. Cuando hay la posibilidad de 3 quiebres,

el Equilibrio Dinámico tiene su primer cambio en febrero-2006, fecha que coincide con el quiebre en la regla de política. Luego, el segundo quiebre se encuentra entre abril-2008 y mayo-2008 que nuevamente coincide con el rompimiento de la CPNK en enero-2008. Por su parte, el tercer quiebre del Equilibrio Dinámico (mayo-2010) ocurre un año después del segundo cambio de la regla de política (mayo-2009), lo cual podría dar un indicio de un efecto rezagado en la formación de las expectativas de los agentes.

## 6 Conclusiones

En términos teóricos, los modelos de rigideces nominales que cambian la pendiente de la CPNK y de la IS Dinámica implican que las variables con expectativas racionales son lo que guían el modelo en su conjunto, más aún en circunstancias de incertidumbre. Asimismo, utilizar la variable del producto filtrada a través de HP como una variable proxy del costo marginal real de las empresas es una variable que se ajusta a los datos empíricos y a la especificación del modelo teórico. Niveles más altos de producción por encima de su nivel natural conlleva a mayores costos marginales reales. Específicamente, la CPNK para una economía abierta y pequeña provee una descripción aceptable de la dinámica de la inflación doméstica peruana.

La política monetaria peruana opera a través del manejo de la tasa de interés de corto plazo denominada tasa de referencia y su efectividad se mide por el efecto que pueda tener sobre la demanda agregada y, consecuentemente, sobre la inflación doméstica y expectativas de inflación doméstica. El canal de las expectativas racionales para la política monetaria a través de la CPNK puede hacer más fácil el control de la inflación doméstica para estabilizarla en el objetivo deseado. De ser fuerte este canal, los agentes ajustarán sus precios sobre la base de la senda esperada del producto y de los precios domésticos. En este sentido, la autoridad monetaria en un contexto bajo expectativas racionales no necesita aumentar en gran magnitud su tasa de referencia, en términos relativos a un contexto bajo expectativas adaptativas.

Se ha mostrado además que en la práctica el objetivo del Banco Central no es solo el *inflation targeting* sino también el crecimiento económico. Es decir, está comprometido con la evolución de las variables macroeconómicas por lo que no reacciona exclusivamente ante incrementos de la inflación doméstica. No obstante, el uso de una regla creíble minimiza la inconsistencia dinámica, aunque como se ha visto, las preferencias de la autoridad monetaria han cambiado en el tiempo.

En el caso que el vector de parámetros cambie en el tiempo, mediante Bai y Perron (2003) se evidenció que el cambio en los parámetros es de manera rezagada y siguiendo a Lucas (1976) el cambio de política induce un cambio rezagado en la ecuación de mercado debido a la existencia de fricciones o información incompleta. El primer quiebre se da en la regla de política (enero-2006), luego en la CPNK (enero-2008) y posteriormente la IS Dinámica (octubre-2008). Para el caso de Qu y Perron (2007), dado que se tiene expectativas racionales, los resultados guardan relación con lo expuesto por Barden et al. (2004) quienes sugieren que los cambios instantáneos en las variables pueden entenderse como una sobre reacción necesaria para asegurar un nuevo equilibrio.

La mayor fuerza explicativa de las variables con expectativas racionales en los periodos de contracción e incertidumbre económica producto de la crisis sub-prime puede justificar que lo que pasa hoy es explicado por lo que se espera que pase mañana y si estas expectativas cambian, cambiarán las variables endógenas. No hay indicios para creer que la información pasada pueda guiar al sistema en su conjunto y, por el contrario, se muestra evidencia que la formación de las expectativas no pueden ser invariantes ante cambios sistemáticos de política monetaria.

De ser verdadera esta conclusión, tiene implicancias importantes respecto a la conducción de la política monetaria en el país. Por ejemplo, el Banco Central puede seguir una regla de Taylor convencional para tomar la decisión sobre la tasa de interés de referencia en función de la inflación doméstica y el gap del producto. Definitivamente, está abierto el debate para los diferentes métodos para obtener el gap del producto y de esta manera encontrar una variable que mida el incremento de los costos de la economía en su conjunto.

Se cree que la evidencia mostrada en este documento responde la pregunta inicial: hay quiebres estructurales en el sistema conformado por la CPNK, la IS dinámica y la regla de Taylor. Como lo planteó Lucas (1976), los agentes optimizadores pueden cambiar el vector de parámetros si anticipan cambios de política o de escenario.

Finalmente, y no por eso menos relevante, la estabilidad macroeconómica es condición necesaria pero no suficiente para preservar la estabilidad financiera. Hasta antes del 2008, Perú tenía bajas tasas de inflación, estabilidad macroeconómica y menor volatilidad de las principales variables económicas. En periodos de estrés en los mercados financieros, los mecanismos de transmisión de política monetaria pueden afectarse severamente; entiéndase esto último que la tasa de referencia puede quebrarse y que su efecto no se transmita al resto de las tasas de interés del sistema. Es en estos periodos que la dinámica de la economía puede ser tremendamente

no lineal o que el vector de parámetros del modelo sufra un cambio estructural deviniendo en un cambio del valor de estos parámetros a través de los regímenes. En los años de contracción de la actividad económica producto de la crisis financiera (2008-2009) la autoridad monetaria ve limitado su efecto sobre el sector real de la economía únicamente mediante el manejo de la tasa de interés de referencia. En cambio en las variables *forward looking* puede ser interpretado como un cambio en la credibilidad de la autoridad monetaria o como que la tasa de interés pierde relevancia para incentivar la economía (posiblemente por la dolarización parcial del sistema financiero).

## 7 Rerefencias

1. Barden, G., E. Jansen y R. Nymoen, (2004), “Econometric Evaluation of the New Keynesian Phillips Curve”, *Oxford bulletin of Economics and Statistics*, **66**, 671-686.
2. Bai, J. y P. Perron, (1998), “Estimating and testing linear models with multiple structural changes”, *Econometrica*, **66**, 47-78.
3. Bai, J. y P. Perron, (2003), “Computation and analysis of multiple structural change Models”, *Journal of Applied Econometrics*, **18**, 1-22.
4. Clarida, R., J. Galí y M. Gertler, (1999), “The Science of Monetary Policy”, *Journal of Economic Literature*, **37**, 1661-1707.
5. Cristiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans, (2005), “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy”, *Journal of Political Economy*, **113**, 1-45.
6. Estrella, A. y J.C., Fuhrer, (2003), “Monetary policy shifts and the stability of monetary policy models”, *Review of Economics and Statistics*, **85**, 94-104.
7. Fuhrer, J. C, (1997), “The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications”, *Journal of Money, Credit and Banking*, **29**, 338-350.
8. Fuhrer, J. C, (2000), “Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models”, *The American Economic Review*, **90**, 367-390.



9. Fuhrer, J. C. y G.D. Rudebusch, (2004), “Estimating the Euler Equation for Output”, *Journal of Monetary Economics*, **51**, 1133–1153.
10. Galí, J. y M. Gertler, (1999), “Inflation dynamics: A structural econometric analysis”, *Journal of Monetary Economics*, **44**, 195-222.
11. Galí, J., M. Gertler y D.J. Lopez-Salido, (2001), “European Inflation Dynamics”, *European Economic Review*, **45**, 1237–1270.
12. Galí, J., M. Gertler y D.J. Lopez-Salido, (2005), “Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve”, *Journal of Monetary Economics*, **52**, 1107–1118.
13. Galí, J., y T. Monacelli, (2005), “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy”, *Review of Economic Studies*, **72**, 707-734.
14. Hansen, P.R, (2003), “Structural Changes in the Cointegrated Vector Autoregressive Model”, *Journal of Econometrics*, **114**, 261-295.
15. Juselius, M, (2008), “Testing the New Keynesian Model on U.S. and Euro Area Data”, *Economics Journal*, **2**, 1-27.
16. Kara, A. y E. Nelson, (2004), “International Evidence on the Stability of the Optimizing IS Equation”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **66**, 687-712.
17. Leith, C., y J. Malley, (2007), “Estimated Open Economy New Keynesian Phillips Curves for the G7”, *Open Economy Review*, **18**, 405-426.
18. Liu, S., W. Shiyong y J.V. Zidek, (1997), “On segmented Multivariate Regression”, *Statistica Sinica*, **7**, 497-525.
19. Llosa, G., y V. Tuesta, (2007), “Learning about Monetary Policy Rules when the Cost Channel Matters”, Central Bank of Peru, Working Paper **17**, 1-41.
20. Llosa, G., y S. Miller, (2005), “Usando información adicional en la estimación de la brecha producto en el Perú: una aproximación multivariada de componentes no observados”, Central Bank of Peru, Working Paper **4**, 1-31.
21. Lucas, R, (1976), “Econometric Policy Evaluation: A Critique”, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, **1**, 19-46.



22. Lucas, R, (1988), “Money demand in the United States: a quantitative review”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, **29**, 137–167.
23. Matheron, J., y T.P. Maury, (2004), “Supply-Side Refinements and the New Keynesian Phillips curve”, *Economic Letters*, **82**, 391–396.
24. Matheson, T, (2008), “Phillips Curve Forecasting in a Small Open Economy”, *Economics Letters*, **98**, 161–166.
25. McAdam, P., y A. Willman, (2004), “Supply, Factor Shares and Inflation Persistence: Re-examining Euro-area New-Keynesian Phillips Curves”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **66**, 637–670, supplement.
26. Mihailov, A., Rumler, F. y J. Scharler, (2008), “The Small Open-Economy New Keynesian Phillips Curve: A First Empirical Test and Implied Inflation Dynamics”, Henley University, Working Paper **63**, 1-17.
27. Monacelli, T, (2005), “Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment”, *Journal of Money, Credit and Banking*, **37**, 1047-1066.
28. Montoro, C, (2007), “Why Central Bank Smooth Interest Rate? A Political Economy Explanation”, Central Bank of Peru, Working Paper **3**, 1-39.
29. Nelson, C. y J. Lee. J, (2007), “Expectation Horizon and the Phillips Curve: the Solution to an Empirical Puzzle”, *Journal of Applied Econometrics*, **22**, 161–178.
30. Ng, S., y T.J., Vogeslang, (2002), “Analysis of Vector Autoregressions in the presence of shifts in mean”, *Econometric Reviews*, **21**, 353-381.
31. Perron, P., y Y. Yamamoto, (2009), “Estimating and Testing Multiple Structural Changes in Models with Endogenous Regressors”, Boston University, Working Paper Series, 1-34
32. Qu, Z., y P. Perron, (2007), “Estimating and Testing for Structural Changes in Multivariate Regressions”, *Econometrica*, **75**, 459-502.
33. Roberts, J. M. (2005), “How Well Does the New Keynesian Sticky-Price Model Fit the Data?”, *Contributions to Macroeconomics*, **5**, 1–37.

34. Rodríguez, G., (2010), “Using A Forward-Looking Phillips Curve to Estimate the Output Gap in Peru”, *Review of Applied Economics*, **6**, 85–97.
35. Rodríguez, G., (2010), “Estimating Output Gap, Core Inflation and the NAIRU for Peru”, *Applied Econometrics and International Development*, **10**, 149–160.
36. Rotemberg, J. y M. Woodford, (1997), “An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy”, NBER, Cambridge, MIT Press.
37. Rudebusch, G., y L. Svensson, (1999), “Policy rules for inflation targeting”, NBER, University of Chicago Press, Chicago, IL, 203-262.
38. Rumler, F, (2007), “Estimates of the Open Economy New Keynesian Phillips Curve for Euro Area Countries”, *Open Economy Review*, **18**, 427-451.
39. Sbordone, A. M, (2002), “Prices and Unit Labor Costs: a New Test of Price Stickiness”. *Journal of Monetary Economics*, **49**, 265–292.
40. Smets, F. y R. Wouters, (2007), “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach”, *American Economic Review*, **97**, 586-606.
41. Taylor, J, (1999), “A historical analysis of monetary policy rules”, *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, pp 319–41.
42. Taylor, J, (2010), “Macroeconomic lessons from the Great Deviation”, NBER Macroeconomics Annual, **25**, pp 387–95.
43. Van Dijk, D., E. Bataa, D. Osborn y M. Sensier, (2009), “Structural Breaks in the International Transmission of Inflation”, Centre for Growth and Business Cycles Research. University of Manchester, Discussion Papers Series, 1-38.

Gráfico 1. Inflación Doméstica

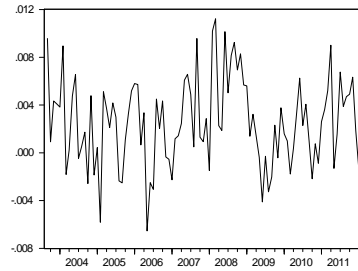


Gráfico 2. Gap del Producto

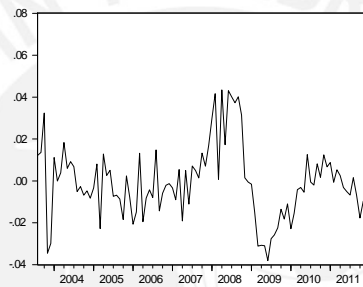
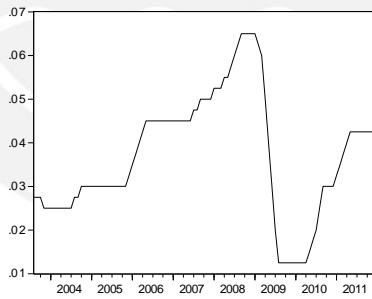


Gráfico 3. Tasa de Referencia



**Tabla 1. Estimación GMM**

Ecuación*						
Parámetros	CPNK		IS Dinámica		Regla de Taylor	
	$\alpha_1$	0.002 (0.000)	$\alpha_4$	-0.005 (0.000)	$\alpha_9$	0.034 (0.000)
$\alpha_2$	0.275 (0.000)	$\alpha_5$	0.570 (0.000)	$\alpha_{10}$	1.654 (0.000)	
$\alpha_3$	0.066 (0.000)	$\alpha_6$	0.259 (0.000)	$\alpha_{11}$	0.279 (0.000)	
		$\alpha_7$	1.057 (0.000)			
		$\alpha_8$	-0.230 (0.000)			
Bondad de Ajuste						
$R^2$	0.212		0.561		0.702	
Autocorrelación**						
Q-stat(1)	(0.358)		(0.001)		(0.000)	
Q-stat(2)	(0.611)		(0.000)		(0.000)	
Q-stat(4)	(0.716)		(0.001)		(0.000)	
Q-stat(8)	(0.778)		(0.002)		(0.000)	
J-statistic	0.257					

\* Los valores en paréntesis hacen referencia a los p-values de los coeficientes estimados

\*\* Se reportan los p-values para cada nivel de rezago

**Tabla 2. Estimación Bai y Perron (2003)**

Ecuación*						
		CPNK		IS Dinámica		Regla de Taylor
Régimen 1	$\alpha_1$	0.002 (0.001)	$\alpha_4$	-0.003 (0.652)	$\alpha_9$	0.028 (0.000)
	$\alpha_2$	0.079 (0.547)	$\alpha_5$	0.094 (0.364)	$\alpha_{10}$	-0.164 (0.703)
	$\alpha_3$	-0.021 (0.561)	$\alpha_6$	1.731 (0.000)	$\alpha_{11}$	-0.026 (0.812)
			$\alpha_7$	0.920 (0.030)		
			$\alpha_8$	-1.669 (0.000)		
Régimen 2	$\alpha_1$	0.002 (0.001)	$\alpha_4$	0.080 (0.004)	$\alpha_9$	0.047 (0.000)
	$\alpha_2$	0.285 (0.096)	$\alpha_5$	0.179 (0.129)	$\alpha_{10}$	0.666 (0.048)
	$\alpha_3$	0.074 (0.013)	$\alpha_6$	0.508 (0.009)	$\alpha_{11}$	0.159 (0.014)
			$\alpha_7$	0.545 (0.443)		
			$\alpha_8$	-2.975 (0.001)		
Régimen 3					$\alpha_9$	0.027 (0.000)
					$\alpha_{10}$	1.292 (0.013)
					$\alpha_{11}$	0.295 (0.040)
Quiebre Estructural						
Quiebre 1		Ene08		Oct08		Ene06
	I.C.	95%	Jul07-Mar09		Ago08-Ene09	Sep05-Mar06
		90%	Oct07-Dic08		Sep08-Dic08	Oct05-Mar06
Quiebre 2						May09
	I.C.	95%				Sep07-Oct09
		90%				Mar08-Sep09
Bondad de Ajuste						
$R^2$		0.212		0.561		0.702
F (p-value)		(0.001)		(0.000)		(0.000)
Autocorrelación**						
Q-stat(1)		(0.719)		(0.886)		(0.000)
Q-stat(2)		(0.872)		(0.352)		(0.000)
Q-stat(4)		(0.869)		(0.491)		(0.000)
Q-stat(8)		(0.942)		(0.765)		(0.000)

\* Los valores en paréntesis hacen referencia a los p-values de los coeficientes estimados

\*\* Se reportan los p-values para cada nivel de rezago

**Tabla 3. Estimación Bai y Perron (2003) - Otras Especificaciones**

		Ecuación*					
		CPNK		IS		Taylor	
Régimen 1	$\alpha_1$	0.002 (0.006)	$\alpha_4$	0.005 (0.568)	$\alpha_9$	0.004 (0.035)	
	$\alpha_2$	-0.040 (0.255)	$\alpha_5$	-0.086 (0.548)	$\alpha_{10}$	0.017 (0.835)	
	$\alpha_3$	0.153 (0.249)	$\alpha_6$	-0.243 (0.284)	$\alpha_{11}$	0.007 (0.725)	
			$\alpha_7$	0.229 (0.666)	$\alpha_{12}$	1.164 (0.000)	
Régimen 2	$\alpha_1$	0.002 (0.000)	$\alpha_4$	-0.014 (0.005)	$\alpha_9$	0.003 (0.161)	
	$\alpha_2$	0.086 (0.001)	$\alpha_5$	0.576 (0.000)	$\alpha_{10}$	0.057 (0.462)	
	$\alpha_3$	0.250 (0.072)	$\alpha_6$	0.248 (0.034)	$\alpha_{11}$	0.047 (0.001)	
			$\alpha_7$	1.497 (0.023)	$\alpha_{12}$	0.945 (0.000)	
Régimen 3			$\alpha_4$	0.023 (0.070)	$\alpha_9$	0.003 (0.000)	
			$\alpha_5$	-0.033 (0.819)	$\alpha_{10}$	0.308 (0.002)	
			$\alpha_6$	-0.622 (0.075)	$\alpha_{11}$	0.204 (0.000)	
			$\alpha_7$	-0.372 (0.700)	$\alpha_{12}$	0.909 (0.000)	
Quiebre Estructural							
Quiebre 1		Ene08	Jun07	May06			
	I.C. 95%	Ene07-Ago10	Mar07-Feb09	Mar06-Nov06			
	90%	Abr07-Nov09	Abr07-Ago08	Mar06-Sep06			
Quiebre 2			May10	Nov09			
	I.C. 95%		Mar10-Jul10	Jul08-Mar09			
	90%		Abr10-Jul10	Sep08-Mar09			
Bondad de Ajuste							
$R^2$		0.240	0.567	0.990			
F (p-value)		(0.000)	(0.000)	(0.000)			
Autocorrelación**							
Q-stat(1)		(0.954)	(0.029)	(0.100)			
Q-stat(2)		(0.988)	(0.071)	(0.232)			
Q-stat(4)		(0.905)	(0.242)	(0.549)			
Q-stat(8)		(0.887)	(0.357)	(0.662)			

\* Los valores en paréntesis hacen referencia a los p-values de los coeficientes estimados

\*\* Se reportan los p-values para cada nivel de rezago



**Tabla 4. Equilibrio Dinámico - Bai y Perron (2003)**

Ecuación*				
		$\pi_{H,t}$		$x_t$
Régimen 1	$\gamma_1$	0.001 (0.639)	$\gamma_5$	0.009 (0.276)
	$\gamma_2$	0.246 (0.017)	$\gamma_6$	0.281 (0.585)
	$\gamma_3$	0.020 (0.068)	$\gamma_7$	-0.107 (0.445)
	$\gamma_4$	0.029 (0.564)	$\gamma_8$	-0.367 (0.111)
Régimen 2			$\gamma_5$	-0.054 (0.022)
			$\gamma_6$	1.766 (0.006)
			$\gamma_7$	0.468 (0.000)
			$\gamma_8$	1.173 (0.037)
Régimen 3			$\gamma_5$	0.087 (0.046)
			$\gamma_6$	-0.475 (0.588)
			$\gamma_7$	0.010 (0.944)
			$\gamma_8$	-2.594 (0.048)
Quiebre Estructural				
Quiebre 1			Jun07	
I.C.	95%		Mar07–Ene08	
	90%		Abr07–Nov07	
Quiebre 2			Feb10	
I.C.	95%		Ene10–Mar10	
	90%		Ene10–Mar10	
Bondad de Ajuste				
$R^2$		0.102136		0.586
F (p-value)		(0.004)		(0.000)
Autocorrelación**				
Q-stat(1)		(0.821)		(0.041)
Q-stat(2)		(0.751)		(0.102)
Q-stat(4)		(0.940)		(0.289)
Q-stat(8)		(0.980)		(0.244)

\* Los valores en paréntesis hacen referencia a los p-values de los coeficientes estimados

\*\*Se reportan los p-values para cada nivel de rezago

Tabla 5. Equilibrio Dinámico - Qu y Perron (2007)

		Ecuación*			
		$\pi_{H,t}$		$x_t$	
Régimen 1	$\gamma_1$	0.003 (0.200)	$\gamma_5$	-0.008 (0.314)	
	$\gamma_2$	0.154 (0.219)	$\gamma_6$	0.973 (0.037)	
	$\gamma_3$	0.068 (0.027)	$\gamma_7$	0.175 (0.126)	
	$\gamma_4$	-0.019 (0.728)	$\gamma_8$	- 0.163 (0.426)	
Régimen 2	$\gamma_1$	-0.009 (0.066)	$\gamma_5$	-0.043 (0.151)	
	$\gamma_2$	0.241 (0.799)	$\gamma_6$	0.808 (0.896)	
	$\gamma_3$	0.031 (0.513)	$\gamma_7$	0.684 (0.017)	
	$\gamma_4$	0.293 (0.068)	$\gamma_8$	0.999 (0.187)	
Régimen 3	$\gamma_1$	-0.017 (0.558)	$\gamma_5$	0.070 (0.025)	
	$\gamma_2$	0.214 (0.929)	$\gamma_6$	-0.508 (0.236)	
	$\gamma_3$	-0.107 (0.008)	$\gamma_7$	0.527 (0.415)	
	$\gamma_4$	0.550 (0.523)	$\gamma_8$	-2.276 (0.029)	
Quiebre Estructural					
Quiebre 1			May08		
I.C.	95%		Ago07-Feb09		
	90%		Nov07-Nov08		
Quiebre 2			May10		
I.C.	95%		Dic09-Ago10		
	90%		Ene09-Jul10		
Bondad de Ajuste					
$R^2$		0.239		0.520	
Autocorrelación**					
Q-stat(1)		(0.821)		(0.120)	
Q-stat(2)		(0.751)		(0.162)	
Q-stat(4)		(0.940)		(0.379)	
Q-stat(8)		(0.980)		(0.651)	

\* Los valores en paréntesis hacen referencia a los p-values de los coeficientes estimados

\*\* Se reportan los p-values para cada nivel de rezago