



UNIVERSIDAD CATÓLICA ANDRÉS BELLO
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y SOCIALES
DIRECCIÓN DE POSTGRADO EN CIENCIAS ECONÓMICAS
MAESTRÍA EN ECONOMÍA APLICADA

***EL PAPEL DE LA INCONSISTENCIA DINÁMICA Y EL SESGO
INFLACIONARIO DE LA POLÍTICA MONETARIA COMO CAUSA DE LA
INFLACIÓN: CASO AMÉRICA LATINA (1980-2012)***

Trabajo de Grado Presentado ante la Universidad Católica Andrés Bello Como Requisito
Parcial Para Optar al Título de “Magíster en Economía Aplicada”

Autor: Econ. Rodríguez Acevedo, Reyes

Tutor: PhD. Olivo, Víctor

Caracas, junio 2017

Agradecimientos

Deseo expresar un profundo agradecimiento a Víctor Olivo quien dedicó gran parte de su tiempo a revisar este trabajo y realizó importantes aportes para su desarrollo y culminación.

A mi esposa Elizabeth Valarino e hija Chanel Rodríguez ya que me apoyaron durante la etapa de estudio del magister y en la vida familiar para que pudiese culminar exitosamente los estudios.

A mi madre Ana Acevedo ya que ella me apoya en cada paso que doy, cuidando de mí, mi hija y de todos nosotros, siempre con mucho amor.

A mis hermanos Anadela, Rafael, David y Luis ya que ellos y nosotros formamos una gran familia y nos apoyamos a lograr cualquier proyecto que emprendamos.

A mi gran amigo Jharol quien siempre dedico tiempo para leer y aportar en el desarrollo de este trabajo. A mi amigo Orangel quien fue un gran motivador para avanzar durante la maestría.

A Luis Morales, ya que nos dedicó a cada uno gran parte de su tiempo para que lográramos culminar nuestros estudios.

Síntesis

El presente trabajo desarrolla el tema de la inconsistencia dinámica en la política monetaria en América Latina. El problema que analiza esta investigación consiste en determinar si la discrecionalidad en la política monetaria en América Latina ha influenciado la inflación durante el período 1980-2012.

El Objetivo general de esta investigación es analizar si la gestión de la política monetaria en América Latina exhibe un problema de inconsistencia dinámica que genera un sesgo inflacionario durante el período 1980-2012. La hipótesis central de este trabajo es si los regímenes monetarios son más discrecionales en América Latina, entonces generan mayor inflación durante el período de estudio.

Para realizar esta contrastación empírica del problema se seleccionaron 2 modelos de la literatura revisada: el modelo de Surico, trabajado con datos de panel, y el modelo de Cukierman y Gerlach para datos de corte transversal (países). Estos trabajos proponen un sesgo inflacionario con un origen diferente al propuesto en los trabajos originales de Kydland – Prescott, y Barro – Gordon.

Se validó esta hipótesis, partiendo del problema de inconsistencia dinámica que genera la discrecionalidad, al observar los resultados obtenidos en los 23 países analizados durante el periodo 1980 – 2012, siendo los regímenes monetarios más discrecionales los que generaron mayor inflación.

Índice

Agradecimientos	2
Síntesis	3
Introducción	5
Capítulo 1: Marco teórico	12
Modelo de Surico	14
Modelo de Cukierman y Gerlach	18
Capítulo 2: Marco metodológico	22
Capítulo 3: Análisis de los objetivos de la política monetaria en América Latina. Objetivo principal y objetivos múltiples definidos de acuerdo a su legislación ...	27
Capítulo 4: Análisis de los casos en América Latina de objetivo principal y de objetivos múltiples clasificados de acuerdo a sus regímenes monetarios y tipo de cambio	36
Modelo de Surico	38
Modelo de Cukierman y Gerlach	52
Capítulo 5: Institucionalidad de la política monetaria. Independencia monetaria y la Trinidad imposible	55
Modelo de Surico	56
Modelo de Cukierman y Gerlach	64
Conclusiones	68
Recomendaciones.....	72
Referencias bibliográficas	73

Introducción

El presente trabajo desarrolla el tema de la inconsistencia dinámica en la política monetaria en América Latina. Se utiliza el enfoque de la nueva economía clásica, surgido a raíz de la crítica de Lucas y la hipótesis de las expectativas racionales, en el cual la política monetaria sólo afecta la producción y el empleo de la economía si sorprende a los agentes.

Friedman sostiene la existencia de un nivel natural para variables como el desempleo y la producción, abandonando el enfoque keynesiano tradicional, en el que la autoridad monetaria, encargada de ejecutar la política monetaria, explota la curva de Phillips (relación inversa entre inflación y desempleo bajo rigideces de precios), por encima del nivel de pleno empleo (también producto potencial), y en su lugar recomienda establecer una regla monetaria: “mi propia prescripción es que la autoridad monetaria en todos los sentidos evite tales cambios [en la política monetaria], adoptando públicamente la política de alcanzar una tasa estable de crecimiento en un agregado monetario específico. La tasa de crecimiento precisa, tal como el agregado monetario específico, es menos importante que la adopción de alguna tasa, anunciada y conocida”¹.

Esta visión de Friedman se desarrolla en un contexto de expectativas adaptativas. En este contexto la política monetaria tiene un efecto sobre el nivel de actividad económica con desfases largos y variables: ésta debe conducirse con base a reglas que eviten una excesiva discrecionalidad que genere volatilidad macroeconómica.

De acuerdo al enfoque de la nueva economía clásica, los efectos de un cambio en la oferta monetaria sobre la producción y el empleo dependen de su capacidad de sorprender a agentes que forman sus expectativas de acuerdo a la hipótesis de las expectativas racionales. Este efecto debe ser efímero, y en general, la ejecución de políticas económicas, y en particular la política monetaria, buscan estabilizar las fluctuaciones en la producción y el empleo y guiar al pleno empleo en el largo

¹ Friedman, Milton. The Role of Monetary Policy. The American Economic Review (1968).

plazo. Por tanto, las sorpresas monetarias sólo generan mayor inflación, inestabilidad e incertidumbre.

En los enfoques Nuevos Clásicos y monetaristas la credibilidad constituye el elemento central para manejar la política monetaria, reduciendo la volatilidad de los precios y el producto, haciendo más compatible ambos objetivos: estabilidad de precios y crecimiento de la producción. Pero las razones para enfatizar la importancia de la credibilidad son distintas en estos enfoques.

En la política monetaria instrumentada por los bancos centrales es clave la retroalimentación de las expectativas que tengan los agentes económicos sobre las variables, tal como lo señala la crítica de Lucas (1976): "dado que la estructura de un modelo econométrico consiste en reglas de decisión óptimas de los agentes económicos y que las reglas cambian sistemáticamente con los cambios en la estructura relevantes a los agentes, se deduce que cualquier cambio en política modificará la estructura de los modelos econométricos".

Asimismo, Kydland y Prescott (1977) bajo un contexto de expectativas racionales demuestran que no es posible utilizar la teoría del control óptimo, que maximiza la suma del valor descontado de las variables al final de cada período ya que a pesar de ser consistente no es óptima: en este entorno los agentes económicos incluyen en sus expectativas la respuesta de la política monetaria que esperan sea utilizada en el futuro. En este tipo de modelos la política monetaria sólo tiene un efecto sobre la actividad económica si genera una sorpresa, de lo contrario se produce un sesgo inflacionario si la autoridad monetaria repetidamente intenta generar sorpresas monetarias para lograr un nivel de producto que considera óptimo socialmente, y que es superior al nivel de producto natural. El intento sistemático elimina tanto la sorpresa como el efecto real y genera solamente más inflación.

Phelps y Taylor (1977) buscaron respuesta al problema de qué política monetaria implementar bajo expectativas racionales; concluyen que la política monetaria aún tiene el potencial para estabilizar las fluctuaciones de la producción y los precios, siguiendo una regla de política que busque el estado estacionario (equilibrio en los modelos de crecimiento) de éstas variables.

En ambos casos la recomendación es clara: la autoridad monetaria debe elegir una senda de política basada en reglas, en lugar de tener discreción, porque a pesar de que la discreción implique seleccionar el mejor curso de acción en el momento actual, ésta clase de comportamiento que explota la curva de Phillips para situar la producción por encima de su equilibrio estacionario o de pleno empleo, genera inestabilidad económica, la cual es penalizada por los agentes económicos, resultando ser una planificación subóptima que genera mayores niveles de inflación a los deseados por la sociedad. Este problema es conocido como la inconsistencia dinámica de la política monetaria bajo discreción.

El problema que analiza esta investigación consiste en determinar si la discrecionalidad en la política monetaria en América Latina ha influenciado la inflación entre la década de los ochenta y la primera década del siglo veintiuno.

Por el lado de la oferta, los choques son más grandes en economías pequeñas como las economías de América Latina, caracterizadas por exportar commodities (materias primas exportadas de agricultura, minería y silvicultura), debido a la volatilidad de precios que presentan en los mercados internacionales (Chicago Mercantile Exchange, Chicago Board of Trade, Opep, Intercontinental Exchange, La Bolsa de Metales de Londres, entre otros) y su porcentaje de participación en el Producto Interno Bruto (PIB). Sin embargo, “la volatilidad también surge de la inestabilidad en las políticas macroeconómicas y en las políticas internas [socialización de empresas, nacionalización bancaria, etc]. Aunque la mayoría de los países en desarrollo en la década de 1990 lograron controlar el patrón crónico de déficit en su presupuesto, la creación de dinero y la inflación que habían

experimentado en las dos décadas anteriores, la tendencia hacia una política monetaria y fiscal procíclica y no anticíclica. A menudo, la desigualdad en [la distribución de] los ingresos y la economía política populista son fuerzas fundamentales profundas”².

Kumhof, Nunes y Yakadina (2008) observan que bajo dominancia fiscal la autoridad monetaria no solo tiene como objetivo la estabilidad de precios, sino que además apoya la solvencia fiscal, lo cual impide el control monetario. Por ende, la deuda del gobierno, entre otras variables fiscales, entran en la formulación de la política monetaria, siendo afectada la tasa de interés nominal y la cantidad de dinero por la inflación, el producto y además por el gasto y/o deuda pública. La consecuencia directa de este comportamiento volátil, no basado en reglas, se refleja en fluctuaciones de los precios domésticos y en la reducción en la tasa de crecimiento de la producción.

Stein y Streb (1995) sugieren que una regla de mantener el tipo de cambio fijo como ancla para la estabilidad de precios, bajo dominancia fiscal, puede reducir la inflación e incrementar las posibilidades de que el gobierno sea reelecto. Sin embargo, esta ancla nominal sin un esfuerzo fiscal sólo puede mantener baja inflación durante un corto período de tiempo, y por la evidencia observada, luego de las elecciones sobreviene un ajuste en el tipo de cambio para evitar o corregir una crisis de balanza de pagos. Esta evidencia sugiere que el gobierno en este curso de acción sólo intercambia inflación presente por inflación futura, creando ciclos de inflación en los cuales se estabilizan los precios, generando una sobrevaluación del tipo de cambio real, hasta que ocurre la devaluación, para corregir el déficit en la cuenta corriente.

² Frenkel, Frank. Monetary Policy in emerging markets: a survey. NBER Working Paper 16125 (2010).

Taylor (1993) nos recuerda la importancia de mantener una regla de política sobre un manejo discrecional (con beneficios temporales), aún si en la economía es prácticamente imposible seguir mecánicamente las formulas algebraicas de los modelos empleados para establecer y evaluar las reglas de política, que dificultan la posibilidad de determinar si el incremento en los precios es temporal o permanente, o si el crecimiento del PIB se acerca al producto potencial (nivel de producción de equilibrio en el largo plazo o pleno empleo).

Esto llevó a que Brasil y Chile en 1999, México en 2000, Colombia en 2001, Perú en 2002, Guatemala en 2004, Uruguay en 2007, República Dominicana en 2011 y Paraguay en 2012, adoptaran una política monetaria conocida como Inflation Targeting (IT). Tomando la definición empleada por Guevara (2004), el Inflation Targeting estricto se plantea un único objetivo: “básicamente se trata del establecimiento de una meta explícita para el crecimiento de los precios [...] y el uso de pronósticos de las expectativas de inflación de los agentes. El desenvolvimiento del programa es diagnosticado y seguido de manera constante por los ‘policymakers’ [autoridades de la política monetaria] y el público en general a través de las publicaciones de diversos reportes que muestran el comportamiento de las principales variables macroeconómicas del sistema. Por este seguimiento constante de la variable objetivo, el componente de credibilidad constituye la piedra angular del éxito del acuerdo”³.

La base de ésta política monetaria está en el compromiso que suscribe la autoridad monetaria de no priorizar los objetivos que tenga sobre la actividad real, dejando únicamente la estabilidad de precios como su objetivo central⁴. El elemento de transparencia se refuerza cuando la autonomía operacional de la autoridad monetaria es explícita, en otras palabras, sólo el Banco Central tiene la facultad de

³ Guevara, Jharol. Credibilidad de la política monetaria: una revisión a través del inflation targeting. Trabajo especial de grado, Escuela de Economía UCV (2004).

⁴ El manejo del déficit fiscal y la creación de dinero inciden sobre esta meta de inflación objetivo.

decidir sobre el manejo de sus instrumentos de política para alcanzar la meta planteada. Junto a este nivel de autonomía, debe existir un mecanismo de rendición de cuentas a la sociedad, mediante el cual el Banco Central explique sus decisiones e identifique su responsabilidad en cada una de ellas.

IT requiere flexibilidad del tipo de cambio y ausencia de dominio fiscal. Los esquemas IT en muy pocos casos son del tipo estricto (Svensson). Generalmente las autoridades monetarias se preocupan por la inflación y las desviaciones del producto con respecto al nivel natural. La consideración de objetivos adicionales a la inflación y al producto, como por ejemplo el tipo de cambio nominal, complica aún más la conducción de la política monetaria.

Bini-Smaghi (2013) sugiere que no hay que partir de un marco de Inflation Targeting como base analítica de la política monetaria. Señala que el Banco Central tiene los instrumentos suficientes, reduciéndose el problema a si esta Institución tiene la habilidad política para elegir el instrumento y cuando utilizarlo, siendo clave el rol de la independencia del Banco Central. Este punto de vista puede ser aplicable a economías avanzadas con instituciones muy desarrolladas para evitar la interferencia del ejecutivo en la política monetaria.

El Objetivo general de esta investigación es analizar si la gestión de la política monetaria en América Latina exhibe un problema de inconsistencia dinámica que genera un sesgo inflacionario durante el período 1980-2012.

La hipótesis central de este trabajo es si los regímenes monetarios son más discrecionales en América Latina, entonces generan mayor inflación durante el período de estudio.

Para lograr este objetivo, se ha desglosado en los siguientes objetivos específicos:

1. Análisis de los objetivos de la política monetaria en América Latina. Objetivo principal y objetivos múltiples definidos de acuerdo a su legislación.
2. Análisis de los casos en América Latina de objetivo principal y de objetivos múltiples clasificados de acuerdo a sus regímenes monetarios y tipo de cambio.
3. Institucionalidad de la política monetaria. Independencia monetaria y la Trinidad imposible.

Capítulo 1: Marco teórico

El mecanismo de sesgo inflacionario subóptimo está basado en los trabajos de Kydland y Prescott (1977) y Barro y Gordon (1983), o tomando sus iniciales mecanismo KPBG de sesgo inflacionario, cuya premisa es que la política monetaria busca estabilizar los choques para retomar la tasa natural de crecimiento, que socialmente genera mayor beneficio.

Kydland y Prescott (1977) desarrollan su modelo tomando a la curva de Phillips, con expectativas racionales e introducen una función social objetivo para racionalizar la política monetaria seleccionada, antes de que se determine la inflación esperada. El equilibrio consistente que resulta del modelo se obtiene con una tasa de inflación superior a la deseada socialmente, manteniendo inalterado el nivel de producto. Concluyen señalando, en un mundo de expectativas racionales, que la política monetaria óptima debe seguir una senda aleatoria, eliminando el comportamiento discrecional.

Barro y Gordon (1983) plantean 2 alternativas: una bajo un acuerdo previo, el cual se reduce a la definición de una regla y otra en la cual la política es elegida de manera secuencial, dependiendo de las expectativas que formen los agentes económicos de la misma. El público formula sus expectativas de inflación racionalmente con todo el conjunto de información disponible en el período inmediatamente anterior. El modelo produce 2 equilibrios, dependiendo de si la política monetaria cumple con las expectativas del público, manteniendo la inflación realizada en el nivel de la inflación esperada; y otro equilibrio (no cooperativo de Nash) en el cual la política monetaria sorprende a los agentes y eleva las expectativas de inflación en el siguiente período, ajustando ante la sorpresa monetaria. La autoridad monetaria elegirá la política monetaria de acuerdo a su función de reacción y el costo generado por la sorpresa inflacionaria.

La importancia de estimar el sesgo inflacionario es que permite validar la hipótesis de inconsistencia dinámica de la política monetaria, al ser subóptima para la sociedad, porque en términos de Kydland y Prescott (1977) es consistente, pero no es óptima, ya que si la autoridad monetaria considera que el producto natural (potencial) se encuentra por debajo del producto socialmente óptimo y tiene un incentivo para generar una sorpresa inflacionaria para aumentar la producción, entonces los agentes económicos racionalmente ajustan sus decisiones en torno a esta posibilidad, aumentando sus expectativas de inflación.

La idea de Surico (2003) y Cukierman y Gerlach (2003), con respecto a la posibilidad de que todavía exista un sesgo inflacionario en la política monetaria, aun cuando las autoridades no intenten lograr un nivel de producto socialmente óptimo superior al natural (potencial), y se mantengan los supuestos de expectativas racionales y precios flexibles se basa en que el sesgo inflacionario se genera a partir de las preferencias asimétricas del formulador de política con respecto a las brechas negativas y positivas en torno al producto potencial.

Ambos modelos parten de la curva de Phillips aumentada (bajo expectativas racionales), para contrastar la inflación, como variable objetivo de la política monetaria, siendo explicada por dos componentes: uno es la tendencia que se corresponde con el nivel objetivo fijado por la autoridad monetaria, y el otro depende de la volatilidad del producto. Este segundo componente, asociado al producto, es un mecanismo de sesgo inflacionario subóptimo producido por la sorpresa monetaria (política monetaria discrecional).

Este mecanismo de sesgo inflacionario subóptimo se basa en dos supuestos:

1. La política monetaria, que es elegida por el Banco Central para un período determinado, depende del estado real de la economía que se espera en el momento de su planificación, por lo cual sólo se tiene una expectativa de cómo va a impactar a la economía (contexto de incertidumbre).

2. El Banco Central posee una demanda precaucional ante las expansiones monetarias, ya que les preocupa más las desviaciones negativas de la producción en relación al producto potencial que las desviaciones positivas, y tratan de anticipar la respuesta expansiva de la política monetaria ante las desviaciones negativas.

La política monetaria que es elegida entonces es asimétrica: tiene la probabilidad de error más baja ante desviaciones negativas del producto potencial, y la probabilidad de error más alta ante desviaciones positivas. En consecuencia, la expansión monetaria planeada y la inflación son positivas en promedio. Los agentes económicos entienden esta tendencia del Banco Central y esperan una inflación positiva. El Banco Central elige una probabilidad más baja de error ante desviaciones negativas tomando en consideración el menor costo asociado de las desviaciones de la producción sobre el producto potencial, pero la inflación esperada (sesgo inflacionario) neutraliza el efecto de esta política sobre el empleo y la producción.

A continuación se desarrollan los modelos de Surico (2003) y Cukierman y Gerlach (2003) que luego son la base de las estimaciones.

Modelo de Surico

El comportamiento del sector privado es representado por la curva de Phillips aumentada por las expectativas:

$$y_t = \theta(\pi_t - \pi_t^e) + \epsilon_t \quad | \quad \theta > 0 \quad (1)$$

donde: y_t es la brecha del producto, medida como la diferencia entre la producción actual y el producto potencial, π_t es la inflación actual, π_t^e la inflación esperada y $\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + \mu_t$, con $\rho \in [0, 1)$ y μ_t es idéntica e independientemente distribuida (iid) con media cero y varianza σ_μ^2 . El producto potencial es identificado con la tendencia del PIB real, por lo cual la media de la brecha del producto es cero y la varianza σ_y^2 .

Las expectativas (racionales) de los agentes económicos se representan por:

$$\pi_t^e = E_{t-1}\pi_t \quad (2)$$

donde E_{t-1} es la esperanza condicional de la inflación dado la información disponible en $t-1$.

Asumiendo que el Banco Central tiene completo control sobre la inflación, y minimiza las pérdidas intertemporales

$$\min_{\{\pi|t\}} \sum_{\delta=0}^{\infty} \gamma^\delta L_{t+\delta} \quad (3)$$

γ es el factor de descuento y L_t es la función de pérdida social.

Realizando una transformación lineal-exponencial (Linex):

$$L_t = \frac{(\pi_t - \pi^s)^2}{2} + \frac{\omega[e^{(\varphi y_t)} - \varphi y_t - 1]}{\varphi^2} \quad (4)$$

$\omega > 0$ representa el peso relativo y φ la preferencia asimétrica sobre la estabilización del producto. π^s es la inflación socialmente óptima.

La función de pérdida social Linex para $\varphi = 0$ anula el segundo término; mientras que para $\varphi < 0$ es casi exponencial a la izquierda del eje de las ordenadas (ante desviaciones negativas del producto potencial) y casi lineal a la derecha (ante desviaciones positivas del producto potencial), por ende es una función asimétrica, siendo utilizada esta característica para resaltar la preferencia asimétrica ante desviaciones negativas del producto potencial (la pérdida social es exponencial). Si $\omega = 1$ y $\varphi \rightarrow 0$ la función de pérdida social cuadrática está aproximadamente anidada dentro de la función de pérdida social Linex.

Adoptando una política monetaria de reglas, con acuerdo, las variables endógenas de estado no entran en la solución del modelo, por lo cual el problema de elección intertemporal de política se reduce a optimizar la función de pérdida del BC en el periodo t L_t :

$$-E_{t-1} \left\{ \frac{\omega \theta [e^{(\varphi y_t)} - 1]}{\varphi} \right\} + \lambda = 0 \quad (5)$$

donde λ es el multiplicador de Lagrange asociado a la restricción de expectativas racionales. Combinando las condiciones de optimización para eliminar λ y calculando el valor esperado, se obtiene:

$$E(\pi_t) = \pi^s \quad (6)$$

Esto indica que la inflación esperada es igual a la inflación socialmente deseada, y es independiente de la brecha del producto.

Si la autoridad monetaria no logra un acuerdo que le permita seguir una regla de política monetaria, las expectativas de los agentes económicos sobre la inflación son formadas antes de la realización del choque ϵ_t , produciendo la siguiente solución bajo discreción:

$$(\pi_t - \pi^s) + E_{t-1} \left\{ \frac{\omega \theta [e^{(\varphi y_t)} - 1]}{\varphi} \right\} = 0 \quad (7)$$

Si $\varphi \rightarrow 0$ es posible utilizar la regla de L'Hôpital que produce la regla de política monetaria óptima:

$$(\pi_t - \pi^s) = -\omega \theta E_{t-1}(y_t) \quad (8)$$

A partir de (7), si la brecha del producto tiene media cero y tiene una distribución normal, entonces $e^{(\varphi y_t)}$ se distribuye como una log-normal con media $e^{\left(\frac{\varphi^2 \sigma_y^2}{2}\right)}$. Tomando el valor esperado en la ecuación (7) y conociendo la ecuación (8):

$$1 - \frac{\varphi E(\pi_t - \pi^s)}{\omega \theta} = e^{\left(\frac{\varphi^2 \sigma_y^2}{2}\right)} \quad (9)$$

Aplicando logaritmo a la ecuación (9) podemos obtener una aproximación lineal que nos permite calcular el sesgo inflacionario:

$$E(\pi_t) \approx \pi^s - \left(\frac{\omega \theta \varphi \sigma_y^2}{2}\right) \quad (10)$$

Al comparar los resultados obtenidos en la ecuación (6) con acuerdo y la ecuación (10) bajo discreción, se observa que la inconsistencia temporal surge por las

preferencias asimétricas en la formulación de la política monetaria y no debido a que el nivel socialmente deseado de producto está por encima del potencial como en el modelo KPBG.

Los parámetros φ y $e^{(\varphi y_t)}$ en la ecuación (7) determinan la respuesta asimétrica de la política monetaria. Esta es una función de reacción no lineal, con la cual se evalúa la significancia estadística de la preferencia asimétrica en la política monetaria. Para recuperar este parámetro φ que mide la preferencia asimétrica del Banco Central, se lineariza la ecuación (7) utilizando una expansión de Taylor de primer orden:

$$(\pi_t - \pi^s) + \omega\theta E_{t-1}(y_t) + \left(\frac{\omega\theta\varphi}{2}\right) E_{t-1}(y_t^2) + v_t = 0 \quad (11)$$

donde v_t es el residuo de la aproximación.

La versión empírica de esta regla de política viene dada por:

$$\pi_{it} = \pi_i^s + \alpha y_{it} + \beta y_{it}^2 + u_{it} \quad (12)$$

que es lineal en los coeficientes $\alpha = -\omega\theta$ y $\beta = -\left(\frac{\omega\theta\varphi}{2}\right)$ la conducta de optimización del Banco Central, bajo preferencias asimétricas, produce esta función de reacción, que describe la estructura de la economía. Esta forma reducida permite rescatar los parámetros de las preferencias asimétricas $\varphi = \frac{2\beta}{\alpha}$ y el sesgo inflacionario promedio $\beta\sigma_y^2$, observado como la diferencia entre los resultados obtenidos en las ecuaciones (6) con acuerdo y (10) bajo discreción.

Asumiendo preferencias asimétricas, asociadas a que los costos generados por la contracción de la producción son mayores a los de una expansión, el modelo predice que $\varphi < 0$, $\alpha < 0$ (dado que $\omega > 0$ y $\theta > 0$) y $\beta > 0$. Al unir este resultado con la curva de Phillips aumentada por las expectativas en la ecuación (1), se deduce que el Banco Central tiene un incentivo para generar una sorpresa inflacionaria ante una contracción económica.

Modelo de Cukierman y Gerlach

La oferta agregada es representada por la curva de Phillips con expectativas aumentadas:

$$Y_t = Y_t^n + \theta(\pi_t - \pi_t^e) \quad (13)$$

donde Y_t y Y_t^n son la producción actual y el nivel natural del producto, π_t es la inflación actual, π_t^e es la inflación esperada y $\theta > 0$ es un parámetro que caracteriza el efecto de una inflación no anticipada sobre el empleo.

El nivel natural del producto sigue una fluctuación estocástica:

$$Y_t^n = Y_t^p + \epsilon_t \quad (14)$$

donde Y_t^p es el producto potencial y ϵ_t es la brecha del producto, en ausencia de sorpresas inflacionarias, tiene media cero y varianza constante.

La inflación es determinada por la elección de la política monetaria y la realización del choque de oferta:

$$\pi_t = m_t - \delta \epsilon_t \quad (15)$$

donde m_t es la tasa de inflación planificada por el Banco Central (también llamada el instrumento de política) y δ es un parámetro positivo que determina el efecto de los choques de oferta sobre la inflación. Dado que el Banco Central no tiene ninguna incertidumbre sobre el instrumento, esta formulación es consistente cuando el instrumento de política es la tasa de interés, al igual que si es algún agregado monetario.

Asumiendo que el Banco Central normalmente tiene una habilidad imperfecta de pronosticar los choques de oferta en el futuro, ϵ_t se descompone en:

$$\epsilon_t = \epsilon_t^u + \epsilon_t^f \quad (16)$$

donde $\sigma_u^2 = \rho \sigma_f^2 \wedge \rho \in [0,1]$, siendo el pronóstico del Banco Central ϵ_t^f monotónicamente creciente en $1 - \rho$. Sin embargo la habilidad imperfecta de pronosticar los choques del Banco Central genera el error de pronóstico ϵ_t^u .

Cuando el Banco Central posee una habilidad perfecta para pronosticar los choques $\rho = 0$.

El pronóstico sigue la siguiente secuencia de eventos:

1. El Banco Central realiza su pronóstico del choque de oferta ϵ_t^f .
2. Una vez que esto ocurre el público formula sus expectativas de inflación (en un contexto de expectativas racionales) π_t^e .
3. El Banco Central fija la tasa de inflación planificada m_t .
4. Se realiza el choque ϵ_t , generando el error de pronóstico ϵ_t^u .

Para describir la función objetivo del Banco Central se utiliza una función particionada, que describe las preferencias asimétricas (en lugar de la función de pérdida social cuadrática), en la cual el Banco Central le asigna una mayor pérdida social a las brechas del producto negativas y no tiene ningún interés de crear una brecha del producto positiva, tal que:

$$L_t = \frac{A(Y_t^p - Y_t)^2}{2} + \left(\frac{\pi_t^2}{2}\right) \mid Y_t^p - Y_t > 0 \quad (17)$$

$$L_t = \frac{\pi_t^2}{2} \mid Y_t^p - Y_t \leq 0$$

Fusionando las ecuaciones desde la (13) a la (15), el impacto marginal del choque sobre el empleo viene dado por:

$$\frac{dY}{d\epsilon} \equiv \kappa = 1 - \theta\delta \quad (18)$$

En equilibrio:

$$L_t = \frac{A[\kappa\epsilon_t + \theta(m_t - \pi_t^e)]^2}{2} + \frac{(m_t - \delta\epsilon_t)^2}{2} \mid \epsilon_t < \frac{\theta(\pi_t^e - m_t)}{\kappa} \quad (19)$$

$$L_t = \frac{(m_t - \delta\epsilon_t)^2}{2} \mid \epsilon_t \geq \frac{\theta(\pi_t^e - m_t)}{\kappa}$$

El Banco Central considera su error de pronóstico y las expectativas del público como dadas (variables exógenas), mientras que planifica la tasa de inflación que

minimiza el valor esperado de la función de pérdida social. Una brecha del producto negativa implica que $\epsilon_t^u < -\frac{\epsilon_t^f}{\kappa}$; las expectativas racionales del público, que conoce la formulación de la política monetaria de la ecuación (15), genera:

$$\pi_t^e(\epsilon_t^f) - m_t(\epsilon_t^f) = -\delta(\epsilon_t^f) \mid E_t(\epsilon_t^u) = 0 \quad (15-A)$$

la solución del modelo viene dada por:

$$\pi_t^e(\epsilon_t^f) = -\theta AG\left(-\frac{\epsilon_t^f}{\kappa}\right) \left[\kappa E_t\left(\epsilon_t^u \mid \epsilon_t^u < -\frac{\epsilon_t^f}{\kappa}\right) + \epsilon_t^f \right] \quad (20)$$

En la ecuación (20) se observa que el valor esperado condicionado del error de pronóstico es negativo para cualquier valor que tome el pronóstico del choque que realiza el Banco Central, por lo cual el lado derecho de esta ecuación es positivo siempre que el pronóstico del choque sea no positivo, inclusive para valores positivos pequeños de este pronóstico del choque. Intuitivamente, esto implica que a pesar de que el producto objetivo no difiere del potencial, existe un sesgo inflacionario en la economía.

Bajo incertidumbre, si ϵ_t^u y ϵ_t^f siguen una distribución normal y tomando el valor esperado en la ecuación (20), Cukierman y Gerlach demuestran que:

$$\pi_t^e(\epsilon_t^f) = \theta A \left(\frac{\kappa^2 \rho + 1 - \rho}{2\pi_t} \right)^{\frac{1}{2}} \sigma \mid \rho \in (0,1] \quad (21)$$

donde σ representa la desviación estándar de los choques de oferta. En la medida que el producto es más volátil, es más probable que ocurra un mayor choque contractivo. La demanda precaucional que interactúa junto con las expansiones monetarias y la incertidumbre de los choques induce una mayor inflación cuando la varianza de los choques es mayor. Entonces las expectativas de inflación están relacionadas positivamente con σ .

Para simplificar, Cukierman y Gerlach utilizan la desviación estándar del crecimiento del PIB real como una proxy para σ , ya que en ausencia de políticas anticíclicas, la varianza del crecimiento del PIB real y la varianza de los choques

de la producción están positiva y fuertemente relacionadas. Lo anterior permite obtener la siguiente versión empírica:

$$\bar{\pi}_i = \alpha + \beta\sigma_i + u_i \quad (22)$$

Capítulo 2: Marco metodológico

Del modelo desarrollado por Surico (2003) se estimó la siguiente regresión, utilizando datos de panel, donde i representa la información de los países (corte transversal) y t la serie de tiempo de cada uno de estos países para las variables trabajadas:

$$\pi_{it} = \pi_i^s + \alpha y_{it} + \beta y_{it}^2 + u_{it} \quad (12)$$

la variable dependiente π_{it} , es la inflación anualizada, medida como variación del logaritmo del deflactor del PIB y la brecha del producto y_{it} , es construida como la diferencia entre el logaritmo del PIB real y el logaritmo del producto potencial, estimado a través del filtro de Hodrick – Prescott (HP). También se recoge un término de error, idéntica e independientemente distribuido (iid), con media cero y varianza constante que mide los choques de oferta.

El trabajo utiliza datos anuales de veintitrés países de América Latina y el Caribe⁵ para el periodo 1980-2012. Las principales fuentes de información son: el International Financial Statistics del FMI y De Facto Classification of Exchange Rate Arrangements and Monetary Policy Frameworks del Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions.

En la ecuación (12) la constante mide π_i^s , la inflación objetivo de la política monetaria. α es el parámetro sobre la brecha del producto y es utilizada para contrastar la hipótesis de preferencias asimétricas, $\alpha \left(\varphi = \frac{2\beta}{\alpha} \right)$, y β es el parámetro sobre el cuadrado de la brecha del producto y es utilizada para contrastar la hipótesis de sesgo inflacionario (el sesgo inflacionario promedio es $\beta\sigma_y^2$).

⁵ Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay, Venezuela, Barbados, Belice, Jamaica, Surinam, Trinidad and Tobago.

Debido a la linealidad de los coeficientes estimados, fue posible realizar las estimaciones de datos de panel utilizando los métodos de efectos fijos y de efectos aleatorios. Todas las regresiones se ajustaron por el estimador de varianza Huber / White / o linearización de Taylor de los errores estándar, en lugar del cálculo tradicional, esto para obtener varianzas robustas de las correlaciones intragrupos a través de la técnica bootstrapping.

También se realizaron estimaciones con otros métodos, siguiendo la investigación desarrollada por Surico: Método Generalizado de los Momentos – estimado por Surico, utilizando la Forma $E\{z_i u_i(\delta)\} = 0$, donde z_i es un vector de instrumentos y $u_i(\delta)$ es a menudo un término de error aditivo en la regresión. Con el panel dinámico lineal de Arellano – Bond GMM se obtienen estimadores por el Método Generalizado de Momentos consistentes, que corrigen los efectos no observados en el panel y que se correlacionan con las variables dependientes rezagadas. Se utilizó Mínimos Cuadrados Generales para corregir correlación contemporánea AR(1) y heterocedasticidad en los paneles. Y la regresión lineal de paneles corregidos de Prais – Winsten (panel con corrección de error standard) que calcula los errores estándar y las estimaciones de varianza-covarianza, asumiendo que las perturbaciones son, por defecto, heteroscedásticas y correlacionadas contemporáneamente entre paneles.

Con relación a los contrastes de hipótesis de las estimaciones se realizaron dos pruebas importantes. Primero el test de Hausman para determinar la mejor estimación entre los métodos de efectos fijos y efectos aleatorios; siendo la hipótesis nula:

$$H_0: E(u_{it}/X_{it}) = 0 \Rightarrow plim \hat{q}_1 = \hat{\delta}_{FE} - \tilde{\delta}_{RE} = 0 \wedge cov(\hat{q}_1, \tilde{\delta}_{RE}) = 0$$

Cabe destacar que la matriz δ representa la estimación de los coeficientes α y β . Si la diferencia entre ambas matrices de coeficientes es sistemática, se rechaza la hipótesis nula y la mejor estimación se obtiene con efectos fijos $\hat{\delta}_{FE}$ que es el estimador consistente, mientras que si no se rechaza la hipótesis nula, ambos

estimadores son consistentes pero $\tilde{\delta}_{RE}$, el estimador de efectos aleatorios, tiene menor varianza (es más eficiente) y la mejor estimación se obtiene con efectos aleatorios. Y en segundo lugar, la prueba de Roy – Zellner de panelización (poolability)⁶ que permite determinar si es apropiado hacer estimaciones de panel o es preferible las regresiones individuales para cada país con sus respectivas series de tiempo. Tomando como referencia a Baltagi (2005), esta prueba se realiza estimando la matriz:

$$\dot{y} = \dot{Z}^* \delta^* + \dot{u}$$

de la cual se realiza el contraste de hipótesis:

$$H_0: \delta_i = \delta \quad \forall i = 1, 2, \dots, N$$

generando un estadístico de contraste

$$\hat{F}_{obs} \sim ((N - 1)K', N(T - K')) \text{ grados de libertad.}$$

A partir de este estadístico se genera un test de Wald para restricciones lineales.

Para finalizar con los modelos de panel, se realizaron otras pruebas. La prueba de Breusch – Pagan para efectos aleatorios, cuya hipótesis nula a contrastar es:

$$H_0 = \sigma_{\varepsilon}^2 = 0$$

y se calcula el estadístico de contraste χ^2 : en caso de no rechazar la hipótesis nula es correcto estimar con datos de panel (panelización). Con las pruebas de raíces unitarias específicas para datos de panel de Im-Pesaran-Shin y de Fisher basada en la prueba de Dickey-Fuller aumentada, la hipótesis nula a contrastar es la presencia de raíz unitaria (series estocásticas con tendencia no estacionaria) en todos los paneles (países), lo cual implicaría desestacionalizar las series antes de realizar las estimaciones, solo en los casos que el test validara la presencia de raíces unitarias.

La Tabla 1 resume los resultados esperados de las estimaciones basadas en el modelo de Surico (2003):

⁶ <http://www.stata.com/statalist/archive/2014-02/msg01116.html>

Tabla 1: Modelo de Surico – Resultados esperados en las estimaciones

Variable	Valor estimado esperado
I) Significancia Conjunta (p-valor)	Se espera que la prueba de una significancia estadística en probabilidad (p-valor $\leq 0,1$)
IV) Coeficiente π_i^s (p-valor)	Se espera que este coeficiente sea positivo (+) y con una significancia estadística en probabilidad (p-valor $\leq 0,1$)
V) Coeficiente α (p-valor)	Se espera que este coeficiente sea negativo (-) y con una significancia estadística en probabilidad (p-valor $\leq 0,1$)
VI) Coeficiente β (p-valor)	Se espera que este coeficiente sea positivo (+) y con una significancia estadística en probabilidad (p-valor $\leq 0,1$)

Con respecto al modelo de Cukierman y Gerlach (2003) se estimó la siguiente regresión:

$$\bar{\pi}_i = \alpha + \beta\sigma_i + u_i \quad (22)$$

En este caso se utiliza información de corte transversal correspondiente a los veintitrés países y los estadísticos media y desviación estándar de las series de tiempo de cada uno de estos países para las variables trabajadas.

La variable dependiente $\bar{\pi}_i$, es la inflación promedio de todo el período, medida como variación del logaritmo del deflactor del PIB. La desviación de los choques de oferta σ , es aproximada como la desviación estándar de la variación del logaritmo del PIB real. Por otra parte, u_i recoge un término de error idéntica e independientemente distribuido (iid); en la regresión se utiliza la corrección de heterocedasticidad de Davidson y MacKinnon, ya que la heterocedasticidad es una característica común de las regresiones de corte transversal. La constante α mide la inflación objetivo de la política monetaria. La hipótesis de sesgo inflacionario se contrasta a través de la significación estadística de β . Se realizaron las pruebas usuales para los modelos de corte transversal: la prueba de White para heterocedasticidad $H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2$ con el estadístico de contraste χ^2 , al no rechazar la hipótesis nula se estaría validando la homocedasticidad; la prueba de normalidad de D'Agostino, Belanger, and D'Agostino con la corrección desarrollada por Royston que es similar a la prueba de Jarque–Bera para

normalidad⁷; y la prueba de Ramsey para validar la forma funcional mediante la prueba de error de especificación de regresión (Reset por sus siglas en inglés) para variables omitidas. También crea nuevas variables basadas en los predictores (incluyendo sus potencias) y reajusta el modelo utilizando esas nuevas variables para ver si alguna de ellas sería significativa. La hipótesis nula es que el modelo no tiene variables omitidas (test de significancia conjunta de los predictores, mediante el estadístico de contraste F).

La Tabla 2 resume los resultados esperados de las estimaciones basadas en el modelo de Cukierman y Gerlach (2003):

Tabla 2: Modelo de Cukierman y Gerlach – Resultados esperados en las estimaciones

Variable	Valor estimado esperado
I) Significancia Conjunta (p-valor)	Se espera que la prueba de una significancia estadística en probabilidad (p-valor $\leq 0,1$)
III) R^2	Se espera que este estadístico sea cercano a 1 ($0,5 \leq R^2 \leq 1$)
IV) Coeficiente α (p-valor)	Se espera que este coeficiente sea positivo (+) y con una significancia estadística en probabilidad (p-valor $\leq 0,1$)
V) Coeficiente β (p-valor)	Se espera que este coeficiente sea positivo (+) y con una significancia estadística en probabilidad (p-valor $\leq 0,1$)

⁷ Calculado a partir de los coeficientes de asimetría y curtosis, basados en la distribución asintótica del error estándar, pero esta prueba incluye 2 ajustes, de acuerdo al tamaño de la muestra, bajo la hipótesis nula de normalidad en los residuos de la regresión, utilizando el estadístico de contraste χ^2 .

Capítulo 3: Análisis de los objetivos de la política monetaria en América Latina. Objetivo principal y objetivos múltiples definidos de acuerdo a su legislación

La década de los ochenta en América Latina mostró una combinación de reducción del crecimiento del PIB hasta 1985 y altas tasas de inflación, alcanzando tasas de inflación promedio para todo el grupo de países de 575% en 1985, 365% en 1989 y 579% en 1990, tomando el promedio para un grupo de 23 países. Este es el período conocido como la crisis de la deuda latinoamericana, durante la cual los bancos centrales de la región financiaron el déficit fiscal y que culminó con la reestructuración de la deuda soberana de estos países con el plan Brady en 1989.

La característica esencial de las reformas a las leyes de los bancos centrales de la región ha estado dirigida a establecer la estabilidad de precios como el objetivo primordial pero no único, como respuesta a esta crisis de la deuda. Esto implica que el objetivo de estabilidad de precios debe ser privilegiado en caso de conflicto con otros objetivos.

Sólo Haití y Honduras con regímenes monetarios de tipo de cambio peg y Panamá, Barbados y Belice con regímenes monetarios no autónomos (dolarizado el primero y los otros dos con paridad fija respecto al dólar⁸) lograron mantener la inflación en un dígito durante la década de los ochenta.

Por otra parte, en la década de los noventa se realizaron las reformas a las leyes de los bancos centrales en América Latina presentadas en la Tabla 3:

⁸ Dólar de Barbados y Dólar de Belice.

Tabla 3: Análisis de jure de los objetivos de la política monetaria

País	Año de reforma a la Ley del banco central
Argentina	1992 (y luego de la crisis de la caja de conversión iniciada por Domingo Cavallo otra reforma en 2002)
Bolivia	1995
Brasil	concretó un consenso social para establecer la independencia operacional del Banco Central y la Ley de Responsabilidad Fiscal
Chile	1989
Colombia	1992
Costa Rica	1995
República Dominicana	2002
Ecuador	1992 (y en 1998, para luego dolarizar en 2000)
El Salvador	1991 (para luego dolarizar en 2000)
Guatemala	2002
Honduras	1996 (y en 2004)
México	1993 (y en 1999 durante el gobierno de Carlos Salinas de Gortari)
Panamá	dolarizado desde 1904
Paraguay	1995
Perú	1993
Uruguay	1995 (se introdujeron modificaciones en 2008, 2009, 2010 y 2012)
Venezuela	1992 (y luego en 1999 con la Asamblea Constituyente, en 2002, 2005, 2009 y 2010 durante el gobierno de Hugo Chávez)
Barbados	paridad fija con respecto al dólar estadounidense
Belice	paridad fija con respecto al dólar estadounidense
Jamaica	paridad fija con respecto al dólar estadounidense
Surinam	paridad fija con respecto al dólar estadounidense

Hasta la década de los noventa los bancos centrales de América Latina estaban supeditados a las políticas gubernamentales del poder ejecutivo y no poseían independencia para ejecutar las políticas monetaria y cambiaria, dejando a la estabilidad de precios como un objetivo secundario, de acuerdo con Carstens y Jácome (2005).

Como resultado, se implementaron reformas basadas en los principios de: autonomía operacional e independencia en el diseño de la política monetaria, transparencia en la contabilidad y la estabilidad de precios como objetivo

prioritario. Sin embargo, legalmente o como suele utilizarse en la literatura “de jure”, algunos países mantuvieron más de un objetivo para el Banco Central. Tales son los casos de los bancos centrales de Uruguay y Paraguay, a los cuales se les estableció la estabilidad del sistema financiero entre sus objetivos primarios. Además se observaron países como Guatemala y República Dominicana, que realizaron tardíamente sus reformas, y Brasil, que no realizó reformas de este tipo, manteniendo el último los objetivos de crecimiento y desarrollo entre sus objetivos primarios. Finalmente Chile, Honduras y Nicaragua acompañaron a la estabilidad de precios con la estabilidad del sistema de pago como sus objetivos principales. En Venezuela y Argentina, las reformas más recientes han estado dirigidas a revertir su independencia operacional. Al igual que ocurrió en el pasado, la dominancia fiscal, que se expresa a través del financiamiento que los gobiernos demandan de los bancos centrales, producto de la falta de independencia de estas instituciones ha generado elevados niveles de inflación.

Para conseguir sus objetivos, la legislación les otorgó a los bancos centrales independencia operativa, esto les permitió decidir libremente sus políticas de tasas de interés. Sin embargo la capacidad de influir a través de las operaciones de mercado abierto puede generar pérdidas cuasifiscales potenciales que diluirían en cierta medida esta independencia operativa. Este riesgo se potencia al establecer al Banco Central como el prestamista de último recurso, o LOLR por sus siglas en inglés (Lender of Last Resort), del sistema financiero. Sin embargo, el vínculo entre las operaciones del banco central y las operaciones fiscales es inevitable, aun cuando el banco central opera en forma independiente, se evidencia a través de la restricción presupuestaria consolidada del gobierno. Inclusive hace el objetivo de estabilidad de precios más vulnerable ante una crisis financiera. Un punto a destacar, dentro de las limitaciones a la independencia operativa ocurre en Guatemala, ya que el poder legislativo tiene la facultad de aprobar o rechazar los resultados de las operaciones de mercado abierto del Banco Central, afectando la conducción de la política monetaria.

Adicionalmente, se le otorgó a los bancos centrales independencia política, específicamente dirigidas a independizar al directorio de los bancos del gobierno, y en algunos casos, estableciendo períodos superiores al del poder ejecutivo, superponiéndose al período de los gobiernos electos, lo cual le daba continuidad al curso de la política monetaria elegida. Para fortalecer esta independencia política con relación al poder ejecutivo, los directores de los bancos centrales son elegidos a través del poder legislativo y/o poder judicial, y estableciendo límites a la posibilidad de que el presidente del Banco Central sea removido por el poder ejecutivo.

Para complementar esta independencia, la reforma también abarcó la independencia económica de los bancos centrales, siendo ésta la característica más común de las reformas legislativas realizadas en América Latina, prohibiendo el financiamiento del déficit fiscal, debido al consenso establecido respecto a este financiamiento como la causa de la inflación crónica reflejada en la historia de la región. No obstante, en países como Bolivia, Costa Rica, Honduras, México, Nicaragua, Paraguay y Uruguay la legislación permite al Banco Central financiar directamente problemas de liquidez en el presupuesto del gobierno central. Es necesario destacar las reformas realizadas en Venezuela en la década del 2000, que establecen que el Banco Central debe transferir las “reservas excedentarias”⁹ al poder ejecutivo, socavando el objetivo de estabilidad de precios por el objetivo de crecimiento. Las reformas de 2009 – 2010 permiten el financiamiento directo del banco central a PDVSA. De manera similar, la legislación establece en Honduras y Paraguay que el Banco Central debe transferir recursos al gobierno central cuando este financiamiento sea aprobado por el poder legislativo en la Ley de Presupuesto.

⁹ En el año 2004 se estableció una metodología de cálculo para realizar estas transferencias al Fondo de Desarrollo Nacional (Fonden). El informe está disponible en la siguiente dirección: <http://www.bcv.org.ve/Upload/Publicaciones/docu63.pdf>

Con respecto a la autonomía financiera, sólo Colombia y Perú tienen la obligación de mantener el valor del capital del Banco Central, mientras que en los casos de Costa Rica, Guatemala y Venezuela no se reflejan adecuadamente las pérdidas de las operaciones de mercado abierto, Jácome (2001). En Bolivia, Honduras y Venezuela el poder legislativo aprueba o rechaza el presupuesto del Banco Central y en Argentina lo hace el poder ejecutivo, mientras que en República Dominicana se le permite realizar operaciones cuasifiscales, socavando en todos los casos la autonomía financiera del Banco Central.

En las reformas a los bancos centrales se incluyó el principio de contabilidad, ya que tenía una función de memoria histórica de los resultados económicos antes de la reforma, pasando a fijar criterios de transparencia financiera, debiendo en muchos casos el presidente del Banco Central presentar un informe sobre los objetivos fijados y las acciones instrumentadas con sus resultados, además de un reporte de inflación. Países como Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Honduras, México y Uruguay, establecieron rigurosos criterios contables, aunque la publicación de sus estados financieros sigue siendo débil, de acuerdo con Jácome (2001). En el caso de Nicaragua, la legislación establece la publicación de un informe anual, únicamente con intereses de fines académicos. Como resultado, los estados financieros no revelan las pérdidas operacionales y la calidad de sus activos, en especial durante las crisis bancarias.

A continuación se presenta el Cuadro 1, como resumen de las reformas de los bancos centrales, basados en Jácome (2001) y Carstens y Jácome (2005):

Cuadro 1: Análisis de jure de los objetivos de la política monetaria

Criterio	Argentina	Bolivia	Brasil	Chile	Colombia
1) Objetivo	Estabilidad de precios	Estabilidad de precios	Estabilidad de precios y crecimiento económico	Estabilidad de precios y del sistema de pagos	Estabilidad de precios
2) Elección del Directorio	Poder legislativo	Poder legislativo	Poder legislativo	Poder legislativo	Poder ejecutivo
3) Duración	Excede el período presidencial	Igual al período presidencial, no inician igual	Igual al período presidencial, o no especificado	Excede el período presidencial	Igual al período presidencial, no inician igual
4) Remoción del Directorio	Poder legislativo	Poder ejecutivo	Poder ejecutivo	Poder legislativo	Poder legislativo
5) Financiamiento al Gobierno	Crédito indirecto o en el mercado secundario con límites	Crédito para liquidez o en el mercado secundario	Crédito indirecto o en el mercado secundario con límites	Crédito indirecto o en el mercado secundario con límites	Crédito directo
6) Independencia en instrumentos	Completa independencia monetaria y cambiaria	Completa independencia monetaria y cambiaria	Completa independencia monetaria y cambiaria	Completa independencia monetaria y cambiaria	Completa independencia monetaria y cambiaria
7) Independencia financiera	No hay bases legales para que el gobierno capitalice al BC	El gobierno puede o no capitalizar al BC	El gobierno debe capitalizar al BC	El gobierno puede o no capitalizar al BC	El gobierno debe capitalizar al BC
8) Publicación y Transparencia	Estados financieros certificados por auditores externos	Estados financieros por auditores elegidos por el directorio BC	Estados financieros certificados por agencia pública separada de BC	Estados financieros certificados por auditores externos	Estados financieros certificados por agencia pública separada de BC

Criterio	Costa Rica	Dominicana,Rep.	Guatemala	Honduras	México
1) Objetivo	Estabilidad de precios	Estabilidad de precios	Estabilidad de precios y sistema financiero	Estabilidad de precios y del sistema de pagos	Estabilidad de precios
2) Elección del Directorio	Poder legislativo	Poder ejecutivo	Poder ejecutivo, legislativo y sector privado	Poder ejecutivo	Poder legislativo
3) Duración	Excede el período presidencial	Igual al período presidencial, o no especificado	Igual al período presidencial, no inician igual	Igual al período presidencial, no inician igual	Excede el período presidencial
4) Remoción del Directorio	Poder ejecutivo	Poder judicial o ejecutivo	Poder ejecutivo	Poder judicial o ejecutivo	Poder legislativo
5) Financiamiento al Gobierno	Crédito indirecto o en el mercado secundario con límites	Crédito indirecto o en el mercado secundario con límites	Crédito indirecto o en el mercado secundario con límites	Crédito para liquidez o en el mercado secundario	Crédito para liquidez o en el mercado secundario
6) Independencia en instrumentos	Completa independencia monetaria y cambiaria	Completa independencia monetaria y cambiaria	Restricciones en la política monetaria o cambiaria	Completa independencia monetaria y cambiaria	Restricciones en la política monetaria o cambiaria
7) Independencia financiera	No hay bases legales para que el gobierno capitalice al BC	El gobierno debe capitalizar al BC	El gobierno debe capitalizar al BC	No hay bases legales para que el gobierno capitalice al BC	El gobierno puede o no capitalizar al BC
8) Publicación y Transparencia	Estados financieros por auditores elegidos por el directorio BC	Estados financieros por auditores elegidos por el directorio BC	Estados financieros certificados por auditores externos	Estados financieros certificados por agencia pública separada de BC	Estados financieros certificados por auditores externos

Criterio	Nicaragua	Paraguay	Perú	Uruguay	Venezuela
1) Objetivo	Estabilidad de precios y del sistema de pagos	Estabilidad de precios y sistema financiero	Estabilidad de precios	Estabilidad de precios y sistema financiero	Estabilidad de precios
2) Elección del Directorio	Poder ejecutivo, legislativo y sector privado	Poder legislativo	Poder ejecutivo y legislativo	Poder legislativo	Poder ejecutivo y legislativo
3) Duración	Igual al período presidencial, o no especificado	Igual al período presidencial, o no especificado	Igual al período presidencial, o no especificado	Igual al período presidencial, o no especificado	Excede el período presidencial
4) Remoción del Directorio	Poder ejecutivo	Poder legislativo	Poder legislativo	Poder legislativo	Poder legislativo
5) Financiamiento al Gobierno	Crédito para liquidez o en el mercado secundario	Crédito para liquidez o en el mercado secundario	Crédito indirecto o en el mercado secundario con límites	Crédito indirecto o en el mercado secundario con límites	Crédito indirecto o en el mercado secundario con límites
6) Independencia en instrumentos	Completa independencia monetaria y cambiaria	Restricciones en la política monetaria o cambiaria	Completa independencia monetaria y cambiaria	Completa independencia monetaria y cambiaria	Restricciones en la política monetaria o cambiaria
7) Independencia financiera	El gobierno debe capitalizar al BC	No hay bases legales para que el gobierno capitalice al BC	El gobierno debe capitalizar al BC	No hay bases legales para que el gobierno capitalice al BC	El gobierno debe capitalizar al BC
8) Publicación y Transparencia	Estados financieros certificados por auditores externos	Estados financieros certificados por agencia pública separada de BC	Estados financieros por auditores elegidos por el directorio BC	Estados financieros certificados por agencia pública separada de BC	Estados financieros certificados por agencia pública separada de BC

Fuente: Jácome (2001) y Carstens y Jácome (2005).

A su vez, la elección de la política monetaria, está estrechamente vinculada con el régimen cambiario elegido, de tal manera que el Fondo Monetario Internacional (FMI) ha establecido una clasificación publicada en el Informe Anual Sobre Regímenes cambiarios y sus Restricciones, AREAER por sus siglas en inglés (Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions), que abarcó el período 1.975 – 1.998. Esta clasificación es considerada de jure, porque se basó en lo que los países reportaron al FMI, de acuerdo a sus legislaciones. Esta clasificación (taxonomía en el vocablo del FMI) separó 7 regímenes cambiarios en la taxonomía de 1982 – 1998.

Posteriormente, a partir de 1999 y como respuesta a la disparidad entre la información oficial que reportaban los países al FMI y lo observado en el mercado cambiario de algunos países, el FMI ha publicado una clasificación de facto, basada en el comportamiento del tipo de cambio observado en los países

miembros del FMI. Esta nueva clasificación, llamada Tipos de Cambio y Política Monetaria, en inglés Exchange Rate Arrangements and Monetary Policy Frameworks, clasifica simultáneamente a los países en una matriz donde las columnas son los regímenes cambiarios y en las columnas aparecen los regímenes monetarios, lo cual es una clasificación que reconoce la estrecha interrelación que existe entre las políticas monetaria y cambiaria, buscando mayor transparencia y consistencia en la clasificación.

La clasificación¹⁰ para los tipos de cambio se dividen en:

1. Tipo de cambio sin independencia o separación legal (sin autonomía).
2. Tipo de cambio con una paridad fija establecida.
3. Otros tipos de cambio fijos (peg) incluyen de facto peg.
4. Tipos de cambio fijos (peg) con bandas horizontales.
5. Crawling peg.
6. Crawling band.
7. Flotación administrada sin anuncio de la tendencia del tipo de cambio.
8. Flotación independiente.

Por otra parte, los regímenes monetarios se dividen en:

1. Ancla de tipo de cambio.
2. Objetivo sobre agregados monetarios.
3. Inflation Targeting.
4. Asistencia del FMI u otro programa monetario.
5. Otros.

Brasil y Chile en 1999, México en 2000, Colombia en 2001 y Perú en 2002 adoptaron esquemas de política monetaria del tipo Inflation Targeting (IT). En

¹⁰ La metodología de clasificación fue cambiada en el 2009 por el FMI, siendo las dos motivaciones principales para el cambio: la naturaleza excesivamente heterogénea de la categoría residual de la flotación administrada y las prácticas de intervención más complejas.

ocasiones se les agrupa como LA5, el grupo de los 5 países de América Latina. Estos países abandonaron objetivos sobre agregados monetarios y la demanda de dinero, basándose en 4 principios: la obligación de alcanzar la estabilidad de precios acompañada de la independencia del Banco Central, una metodología de pronóstico sobre la inflación objetivo, que permita reducir y/o eliminar las desviaciones (en ocasiones se establece una banda de tolerancia), una tasa de interés de corto plazo que a través de los canales de la tasa de interés y el tipo de cambio transmita los cambios a los precios y el producto, y finalmente contabilidad y transparencia en la difusión de la información en la economía. La credibilidad de este grupo LA5, de acuerdo con Jácome (2015), se ha incrementado con el tiempo, ya que estos bancos centrales han cumplido su objetivo, manteniendo la inflación dentro del rango establecido.

Otros países como Guatemala en 2004, Uruguay en 2007, República Dominicana en 2011 y Paraguay en 2012, también han adoptado esta política monetaria IT, la cual en la clasificación del ARAER del FMI implica el anuncio público de metas numéricas a mediano plazo para la inflación, con el compromiso institucional de la autoridad monetaria para lograr estos objetivos. Otras funciones clave incluyen el aumento de la comunicación con el público y los mercados sobre los planes y objetivos de la política monetaria, y una mayor rendición de cuentas del banco central por la consecución de sus objetivos de inflación. Las decisiones de política monetaria están orientadas por la desviación de los pronósticos de inflación futura de la meta de inflación anunciada, actuando el pronóstico de inflación (implícita o explícitamente) como objetivo intermedio de la política monetaria.

En conclusión, utilizando la matriz del FMI, esta política monetaria IT se combina con la política de libre flotación del tipo de cambio, con lo cual el Banco Central posee un objetivo principal: la estabilidad de precios. Debido a sus características ha sido ampliamente aceptada por los países desarrollados y recientemente en los países latinoamericanos, abandonando otras políticas monetarias más discrecionales, especialmente las que son menos claras con respecto a la estabilidad de precios como objetivo principal de la política monetaria.

Capítulo 4: Análisis de los casos en América Latina de objetivo principal y de objetivos múltiples clasificados de acuerdo a sus regímenes monetarios y tipo de cambio

Con la finalidad de precisar cuál régimen monetario se utilizó y cómo éste reflejó los objetivos de la política monetaria, es necesario establecer una metodología de clasificación para analizar los objetivos y sus resultados, que son la base de la política monetaria. De acuerdo con Stone y Bhundia (2004) entre 1990 y 2004 los regímenes monetarios en el mundo fueron desplazándose hacia regímenes con menos discreción, sugiriendo que la elección del régimen monetario refleja el desarrollo económico y financiero, a la vez que es el resultado de la evolución histórica de la inflación.

Rose (2013) sugiere que el Inflation Targeting (IT) representa una seria alternativa a los otros regímenes en la búsqueda de estabilidad monetaria. En su análisis durante el período 2006 – 2012 nos indica que a pesar de variar sus herramientas de pronóstico y la información divulgada al público, los países que utilizaron este régimen monetario no lo abandonaron.

Stone y Bhundia (2004) argumentan ser el primer trabajo en analizar empíricamente la elección del régimen monetario. Aunque todos mantienen algún tipo de ancla para la inflación, de acuerdo a estos autores, todos los países presentan diferencias en cuanto a la elección del ancla nominal (instrumento de política) y la claridad de esta ancla. Si bien el régimen monetario se define sobre la habilidad que tiene la autoridad monetaria para influenciar la evolución de los agregados macroeconómicos, el ancla nominal (instrumento de política) y la claridad del régimen monetario (visible a través del grado de transparencia y contabilidad del compromiso con el ancla) nos permiten dilucidar la discrecionalidad de un régimen monetario.

Para resumir este punto, se presenta el Cuadro 2, con los regímenes monetarios, basados en Stone y Bhundia (2004):

Cuadro 2: Regímenes monetarios

Régimen monetario	Ancla nominal	Claridad	Clasificación FMI
1) No autónomo (NnAt)	Moneda de otro país	Alta	1) Sin moneda de curso legal propia 2) Caja de conversión 3) Unión monetaria
2) Ancla débil (WkAn)	Ninguna	No Aplica	Países con inflación promedio anual del IPC superior al 40 por ciento en el año (flotación independiente)
3) Ancla monetaria (MonA)	Agregado monetario	Medio	Países con un objetivo monetario anunciado públicamente y t/c flotante (flotación administrada)
4) Tipo de cambio Peg (XRP)	Tipo de cambio (t/c)	Alta	1) Peg convencional 2) Peg con bandas horizontales (Crawling band) 3) Crawling Peg
5) Inflation Targeting Pleno (FFIT)	Objetivo de inflación	Alta	Países con un objetivo de inflación anunciado públicamente (Parámetros), una explicación pública de las principales operaciones de política monetaria e indicadores que la reflejen, el anuncio y explicación de cambios en la orientación de la política monetaria y su relación con la inflación, y una evaluación ex-post del desempeño de la política monetaria para permitir la contabilidad del banco central
6) Ancla de precios implícita (IIT)	Índice de precios	Bajo – Medio	Países no incluidos en ninguno de los regímenes anteriores y que tienen una inflación promedio por debajo de 4% anual en los últimos 9 años (flotación administrada)
7) Inflation Targeting ligero (ITL)	Objetivo de inflación amplio	Bajo	El resto de países

Fuente: Stone y Bhundia (2004).

Esta es la clasificación de regímenes monetarios, utilizando la metodología del ARAER del FMI, con mayor periodicidad antes de 1999, cuando se publicó la nueva clasificación llamada Tipos de Cambio y Política Monetaria. Sin embargo, el período estudiado por Stone y Bhundia (2004) es 1990 – 2003, razón por la cual fue necesario empalmarlo utilizando otras fuentes de información.

Para la década de 1980 – 1989 se tomó la información de Reinhart y Rogoff (2002) que realiza una reinterpretación de los regímenes cambiarios y se adaptó con la metodología del ARAER del FMI, el trabajo de Rojas-Suarez (2003) y la nueva clasificación, llamada Tipos de Cambio y Política Monetaria. No obstante, se perdieron las observaciones de Barbados, Belice y Trinidad y Tobago al no contar con datos para ese período.

Para el período 2004 – 2012 se reclasificó la nueva clasificación, llamada Tipos de Cambio y Política Monetaria del FMI, para hacerla comparable a la información obtenida de Stone y Bhundia (2004) y se comparó también con la clasificación realizada por Rose (2013).

Finalmente, esta clasificación de regímenes monetarios, expresados como variables dummies $\{0,1\}$ fueron ajustados, de acuerdo a la información sobre el IPC (Índice de Precios al Consumidor) para determinar los regímenes de Ancla Débil (WkAn) cuando correspondía. Con esta información, se realizaron las regresiones, sobre las variables establecidas en ambos modelos estudiados.

Modelo de Surico

En las regresiones con datos de panel se establecieron diferentes métodos de estimación para las regresiones:

1. Efectos Fijos (FE).
2. Efectos Aleatorios (RE).
3. Método Generalizado de los Momentos – estimado por Surico (GMM).
4. Panel dinámico lineal de Arellano – Bond GMM (Xtabond).
5. Mínimos Lineales Generalizados (Xtgls).
6. Regresión lineal de paneles corregidos de Prais – Winsten (Xtpcse)

Asimismo, se probó la inflación obtenida de las variaciones del IPC como alternativa a las variaciones del deflactor del PIB, sin embargo se obtuvieron resultados similares. Esto podría explicarse al observar el coeficiente de correlación entre estas variables, el cual fue de 0,982 para los datos estudiados, por lo que sólo se presentan los resultados con las estimaciones del deflactor. Por otra parte, se utilizó el filtro de Christiano – Fitzgerald (CF) como alternativa al filtro de Hodrick – Prescott (HP), hallándose pocas diferencias en cuanto a las estimaciones con ambos filtros. En lo que respecta a los ciclos el coeficiente de

correlación fue de 0,883; pudiendo explicar las similitudes, por lo cual se presentan los resultados de las estimaciones sólo con el filtro HP.

Además de las regresiones con todos los países latinoamericanos de la muestra, se realizaron estimaciones con los datos separando de acuerdo al régimen cambiario. Como variante, se introdujeron dummies de acuerdo al régimen cambiario en las estimaciones. Finalmente, se estimó individualmente para cada país.

A continuación se presenta el Cuadro 3, con el resumen de las estimaciones más destacadas para el período 1980 – 2012:

Cuadro 3: Regresiones con datos de panel

Variable dependiente: Deflactor	1) FE	2) RE	3) GMM	4) Xtabond	5) Xtgls	6) Xtpcse
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,019)	(0,008)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
II) Nro. Observaciones	754	754	685	662	754	754
III) Nro. Grupos	23	23		23	23	23
IV) Coeficiente π_i^2 (p-valor)	0,192 (0,000)	0,192 (0,000)	0,009 (0,000)	0,040 (0,506)	0,186 (0,000)	0,186 (0,000)
V) Coeficiente α (p-valor)	-2,408 (0,007)	-2,398 (0,003)	-0,884 (0,215)	-1,234 (0,663)	-2,330 (0,001)	-2,330 (0,018)
VI) Coeficiente β (p-valor)	32,564 (0,109)	34,013 (0,090)	30,503 (0,032)	13,726 (0,862)	43,820 (0,001)	43,820 (0,015)

Fuente: Estimaciones propias.

Inicialmente, se realizaron las pruebas de raíces unitarias de Im-Pesaran-Shin y de Fisher encontrando que todas las variables estudiadas son estacionarias. Con respecto a la prueba de Hausman, el estadístico de contraste es negativo, por lo cual no permite realizar el contraste de hipótesis. Adicionalmente, la prueba de Breusch – Pagan de efectos aleatorios rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%. Y la prueba de Roy – Zellner de panelización también rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%, lo cual sugiere que no es correcto estimar el modelo de panel y en su lugar deben realizarse estimaciones individuales para cada país.

Con respecto a la estimación con GMM se utilizaron como instrumentos la estructura de rezagos distribuidos de 3 rezagos para las variables deflactor, brecha del producto y cuadrado de la brecha del producto. Mientras que la estimación de Xtabond se estimó en 2 etapas, con 3 rezagos, proceso autoregresivo de orden 2 AR(2) y requirió utilizar errores robustos de Windmeijer WC – robust estimador por presentar errores correlacionados.

Todas las estimaciones mostraron ser significativas utilizando la prueba conjunta de significancia F. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α fue negativo, tal como especifica el modelo de Surico, pero no fue significativo en las estimaciones GMM y Xtabond. Por otra parte, el coeficiente β fue positivo, como aparece en el modelo de Surico, sin embargo no fue significativo en la estimación Xtabond.

Al comparar estos coeficientes con los estimados por Surico es necesario realizar algunas aclaratorias que expliquen porque son mayores los coeficientes aquí estimados: el PIB real que utiliza Surico es obtenido directamente de la CBO (Congressional Budget Office), mientras que para las estimaciones de esta investigación se obtuvo un índice de PIB real, tal que 2010 = 100, lo cual posiblemente influyó en la escala de la brecha de producto ya que Surico trabaja con el PIB real en dólares (tomar el PIB real en dólares para este pool de países latinoamericanos implica problemas de medición al introducir una variable nominal, el tipo de cambio). Adicionalmente los países latinoamericanos tienen mayores niveles de inflación que Estados Unidos, lo cual puede verse en el coeficiente de la constante estimado en cada uno de los modelos, por lo cual sería posible que este mayor nivel de inflación incida en la estimación de los coeficientes.

Considerando que la heterogeneidad es una característica importante en los datos de panel y que existen diferencias notables de acuerdo a la política monetaria implementada por cada uno de los países latinoamericanos estudiados, se

realizaron las mismas regresiones, discriminando de acuerdo al régimen monetario.

Tal como se mencionó en el marco metodológico, la variable dependiente π_{it} , es la inflación anualizada, medida como variación del logaritmo del deflactor del PIB y la brecha del producto y_{it} , es construida como la diferencia entre el logaritmo del PIB real y el logaritmo del producto potencial, estimado a través del filtro de Hodrick – Prescott (HP). Es importante destacar que en la estimación del coeficiente β se observó un elevado coeficiente, en comparación con los resultados obtenidos por Surico. A pesar de estos problemas en la medición del coeficiente β , se desea contrastar su significancia estadística para determinar la presencia o no del sesgo inflacionario en los países de América Latina.

En el Cuadro 4, se presenta el resumen de las estimaciones más destacadas sólo para el régimen monetario clasificado como No autónomo (NnAt) para el período 1980 – 2012:

Cuadro 4: Regresiones con régimen monetario No autónomo (NnAt)

Variable dependiente: Deflactor	1) FE	2) RE	3) GMM	4) Xtabond	5) Xtgls	6) Xtpcse
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,005)	(0,000)	(0,000)	(0,048)	(0,217)	(0,277)
II) Nro. Observaciones	67	67	55	51	67	67
III) Nro. Grupos	4	4		4	4	4
IV) Coeficiente π_i^e (p-valor)	0,044 (0,000)	0,045 (0,003)	0,030 (0,000)	0,271 (0,511)	0,046 (0,000)	0,046 (0,000)
V) Coeficiente α (p-valor)	-0,144 (0,177)	-0,157 (0,037)	-0,031 (0,784)	0,007 (0,981)	-0,242 (0,305)	-0,242 (0,398)
VI) Coeficiente β (p-valor)	-5,052 (0,002)	-5,467 (0,000)	-7,130 (0,000)	0 (omitido)	-0,242 (0,305)	-8,518 (0,124)

Fuente: Estimaciones propias.

Con respecto a la prueba de Hausman, el estadístico de contraste es positivo y no rechaza la hipótesis con un nivel de significancia de 99%, por lo que el estimador de efectos aleatorios, tiene menor varianza (es más eficiente) y la mejor estimación se obtiene con efectos aleatorios. Adicionalmente, la prueba de Breusch – Pagan de efectos aleatorios rechaza la hipótesis nula con un nivel de

significancia de 10%. Y la prueba de Roy – Zellner de panelización no rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 21%, lo cual sugiere que es correcto estimar el modelo de panel.

Con respecto a la estimación con GMM se utilizaron como instrumentos la estructura de rezagos distribuidos de 3 rezagos para las variables deflactor, brecha del producto y cuadrado de la brecha del producto. Mientras que la estimación de Xtabond se estimó en 2 etapas, con 3 rezagos, proceso autoregresivo de orden 2 AR(2) y requirió utilizar errores robustos de Windmeijer WC – robust estimador por presentar errores correlacionados.

Sólo las estimaciones Xtgls y Xtpcse mostraron ser no significativas utilizando la prueba conjunta de significancia F. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α sólo fue negativo y significativo en la estimación con efectos aleatorios. Por otra parte, el coeficiente β no fue positivo, como aparece en el modelo de Surico, en ninguna estimación. Se puede decir que sólo la constante es significativa, por lo cual en este régimen monetario no es aplicable el modelo de Surico y entonces no se valida estadísticamente el sesgo inflacionario. Y tomando este régimen monetario como una variable dummy se encontró que es significativa y está negativamente relacionada con la variación del deflactor del PIB.

En el Cuadro 5, se presenta el resumen de las estimaciones más destacadas sólo para el régimen monetario clasificado como Ancla débil (WkAn) para el período 1980 – 2012:

Cuadro 5: Regresiones con régimen monetario Ancla débil (WkAn)

Variable dependiente: Deflactor	1) FE	2) RE	3) GMM	4) Xtabond	5) Xtgls	6) Xtpcse
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,402)	No se puede estimar la matriz de covarianza
II) Nro. Observaciones	101	101	55	45	101	
III) Nro. Grupos	13	13		7	13	
IV) Coeficiente π_i^{ξ} (p-valor)	0,890 (0,000)	0,811 (0,000)	0,903 (0,000)	2,215 (0,014)	0,896 (0,000)	
V) Coeficiente α (p-valor)	-5,483 (0,021)	-4,836 (0,024)	-7,138 (0,023)	-13,089 (0,347)	-3,579 (0,211)	
VI) Coeficiente β (p-valor)	22,209 (0,609)	22,127 (0,623)	53,180 (0,150)	36,187 (0,531)	29,777 (0,541)	

Fuente: Estimaciones propias.

Con respecto a la prueba de Hausman, el estadístico de contraste es positivo y no rechaza la hipótesis con un nivel de significancia de 99%, por lo que el estimador de efectos aleatorios tiene menor varianza (es más eficiente), y la mejor estimación se obtiene con efectos aleatorios. Adicionalmente, la prueba de Breusch – Pagan de efectos aleatorios rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%. Y la prueba de Roy – Zellner de panelización no rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 60%, lo cual sugiere que es correcto estimar el modelo de panel.

Con respecto a la estimación con GMM se utilizaron como instrumentos la estructura de rezagos distribuidos de 3 rezagos para las variables deflactor, brecha del producto y cuadrado de la brecha del producto. Mientras que la estimación de Xtabond se estimó en 2 etapas, con 3 rezagos, proceso autoregresivo de orden 2 AR(2) y requirió utilizar errores robustos de Windmeijer WC – robust estimador por presentar errores correlacionados.

Sólo la estimación Xtgls mostró ser no significativa utilizando la prueba conjunta de significancia F y para la estimación Xtpcse no se pudo estimar la matriz de covarianza. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α fue negativo y significativo en las estimaciones con efectos fijos, aleatorios y GMM. Por otra parte, el coeficiente β no fue significativo, en ninguna estimación.

Al no ser significativo el coeficiente β , no se puede despejar las preferencias asimétricas ni se puede obtener la inflación inducida, por lo cual en este régimen monetario no es aplicable el modelo de Surico y entonces no se valida estadísticamente el sesgo inflacionario. Y tomando este régimen monetario como una variable dummy se encontró que es significativa y está positivamente relacionada con la variación del deflactor del PIB.

En el Cuadro 6, se presenta el resumen de las estimaciones más destacadas sólo para el régimen monetario clasificado como Ancla monetaria (MonA) para el período 1980 – 2012:

Cuadro 6: Regresiones con régimen monetario Ancla monetaria (MonA)

Variable dependiente: Deflactor	1) FE	2) RE	3) GMM	4) Xtabond	5) Xtgls	6) Xtpcse
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,000)	(0,081)	(0,000)	No se puede estimar	(0,809)	No se puede estimar
II) Nro. Observaciones	27	27	11		27	
III) Nro. Grupos	8	8			8	
IV) Coeficiente π_1^z (p-valor)	0,115 (0,000)	0,107 (0,000)	0,100 (0,000)		0,108 (0,000)	
V) Coeficiente α (p-valor)	-0,092 (0,880)	-0,146 (0,780)	0,212 (0,025)		-0,295 (0,522)	
VI) Coeficiente β (p-valor)	-17,130 (0,028)	-9,665 (0,235)	6,901 (0,428)		5,154 (0,788)	

Fuente: Estimaciones propias.

Con respecto a la prueba de Hausman, el estadístico de contraste es negativo, por lo cual no permite realizar el contraste de hipótesis. Adicionalmente, la prueba de Breusch – Pagan de efectos aleatorios rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 3%. Y la prueba de Roy – Zellner de panelización no rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 37%, lo cual sugiere que es correcto estimar el modelo de panel.

Con respecto a la estimación con GMM se utilizaron como instrumentos la estructura de rezagos distribuidos de 2 rezagos para las variables deflactor, brecha del producto y cuadrado de la brecha del producto.

Las estimaciones con efectos fijos, aleatorios y GMM mostraron ser significativas utilizando la prueba conjunta de significancia F. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α sólo fue significativo pero positivo en la estimación GMM. Por otra parte, el coeficiente β no fue significativo, en ninguna estimación.

Se puede decir que sólo la constante es significativa, por lo cual en este régimen monetario no es aplicable el modelo de Surico y entonces no se valida estadísticamente el sesgo inflacionario. Y tomando en consideración el número de observaciones, los coeficientes estimados no son relevantes.

En el Cuadro 7, se presenta el resumen de las estimaciones más destacadas sólo para el régimen monetario clasificado como Tipo de cambio Peg (XRP) para el período 1980 – 2012:

Cuadro 7: Regresiones con régimen monetario Tipo de cambio Peg (XRP)

Variable dependiente: Deflactor	1) FE	2) RE	3) GMM	4) Xtabond	5) Xtgls	6) Xtpcse
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,119)	(0,008)	No se puede estimar la matriz de covarianza
II) Nro. Observaciones	180	180	103	85	180	
III) Nro. Grupos	19	19		16	19	
IV) Coeficiente π_i^e (p-valor)	0,105 (0,000)	0,105 (0,000)	0,059 (0,000)	0,084 (0,530)	0,100 (0,000)	
V) Coeficiente α (p-valor)	-0,569 (0,077)	-0,508 (0,073)	0,572 (0,119)	-0,543 (0,465)	-0,336 (0,277)	
VI) Coeficiente β (p-valor)	2,874 (0,309)	4,444 (0,102)	18,107 (0,000)	-6,689 (0,909)	11,836 (0,009)	

Fuente: Estimaciones propias.

Con respecto a la prueba de Hausman, el estadístico de contraste es positivo y no rechaza la hipótesis con un nivel de significancia de 0%, por lo que el estimador de efectos fijos, es el estimador consistente y la mejor estimación se obtiene con efectos fijos. Adicionalmente, la prueba de Breusch – Pagan de efectos aleatorios rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%. Y la prueba de Roy – Zellner de panelización no rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 60%, lo cual sugiere que es correcto estimar el modelo de panel.

Con respecto a la estimación con GMM se utilizaron como instrumentos la estructura de rezagos distribuidos de 3 rezagos para las variables deflactor, brecha del producto y cuadrado de la brecha del producto. Mientras que la estimación de Xtabond se estimó en 2 etapas, con 3 rezagos, proceso autoregresivo de orden 2 AR(2) y requirió utilizar errores robustos de Windmeijer WC – robust estimador por presentar errores correlacionados.

Sólo la estimación Xtabond mostró ser no significativa utilizando la prueba conjunta de significancia F y para la estimación Xtpcse no se pudo estimar la matriz de covarianza. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α fue negativo y significativo en las estimaciones con efectos fijos y aleatorios. Por otra parte, el coeficiente β fue positivo y significativo, en las estimaciones con efectos aleatorios y GMM.

Al estimar con efectos aleatorios todos los coeficientes son significativos y los signos corresponden al modelo teórico, por lo cual en este régimen monetario si es aplicable el modelo de Surico. Hay cierta evidencia a favor de la hipótesis de sesgo inflacionario. Y tomando este régimen monetario como una variable dummy se encontró que es significativa y está negativamente relacionada con la variación del deflactor del PIB.

En el Cuadro 8, se presenta el resumen de las estimaciones más destacadas sólo para el régimen monetario clasificado como Inflation Targeting Pleno (FFIT) para el período 1980 – 2012:

Cuadro 8: Regresiones con régimen monetario Inflation Targeting Pleno (FFIT)

Variable dependiente: Deflactor	1) FE	2) RE	3) GMM	4) Xtabond	5) Xtgls	6) Xtpcse
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,824)	(0,700)	(0,000)	(0,440)	(0,842)	No se puede estimar la matriz de covarianza
II) Nro. Observaciones	79	79	55	48	79	
III) Nro. Grupos	9	9		7	9	
IV) Coeficiente π_i^z (p-valor)	0,058 (0,000)	0,058 (0,000)	0,058 (0,000)	0,131 (0,107)	0,058 (0,000)	
V) Coeficiente α (p-valor)	0,082 (0,553)	0,104 (0,430)	0,323 (0,116)	0,215 (0,823)	0,123 (0,591)	
VI) Coeficiente β (p-valor)	0,077 (0,991)	1,309 (0,842)	-17,475 (0,044)	-31,386 (0,612)	2,960 (0,794)	

Fuente: Estimaciones propias.

Con respecto a la prueba de Hausman, el estadístico de contraste es negativo, por lo cual no permite realizar el contraste de hipótesis. Adicionalmente, la prueba de Breusch – Pagan de efectos aleatorios rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%. Y la prueba de Roy – Zellner de panelización rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%, lo cual sugiere que no es correcto estimar el modelo de panel y en su lugar deben realizarse estimaciones individuales para cada país.

Con respecto a la estimación con GMM se utilizaron como instrumentos la estructura de rezagos distribuidos de 3 rezagos para las variables deflactor, brecha del producto y cuadrado de la brecha del producto. Mientras que la estimación de Xtabond se estimó en 2 etapas, con 3 rezagos, proceso autoregresivo de orden 2 AR(2) y requirió utilizar errores robustos de Windmeijer WC – robust estimador por presentar errores correlacionados.

Sólo la estimación GMM mostró ser significativa utilizando la prueba conjunta de significancia F y para la estimación Xtpcse no se pudo estimar la matriz de covarianza. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α no fue significativo en las estimación con GMM. Por otra parte, el coeficiente β fue negativo y significativo, en la estimación con GMM.

Se puede decir que sólo la constante es significativa, por lo cual en este régimen monetario no es aplicable el modelo de Surico y entonces no se valida estadísticamente el sesgo inflacionario. Y tomando este régimen monetario como una variable dummy se encontró que es significativa y está negativamente relacionada con la variación del deflactor del PIB.

Para el régimen monetario clasificado como Ancla de precios implícita (IIT) no se encontraron observaciones para ninguno de los países por lo cual no se presentan estimaciones para este régimen.

En el Cuadro 9, se presenta el resumen de las estimaciones más destacadas sólo para el régimen monetario clasificado como Inflation Targeting ligero (ITL) para el período 1980 – 2012:

Cuadro 9: Regresiones con régimen monetario Inflation Targeting ligero (ITL)

Variable dependiente: Deflactor	1) FE	2) RE	3) GMM	4) Xtabond	5) Xtgls	6) Xtpcse
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,026)	(0,012)	(0,000)	(0,978)	(0,005)	No se puede estimar la matriz de covarianza
II) Nro. Observaciones	240	240	133	108	240	
III) Nro. Grupos	19	19		16	19	
IV) Coeficiente π_i^e (p-valor)	0,123 (0,000)	0,116 (0,000)	0,118 (0,000)	0,086 (0,608)	0,126 (0,000)	
V) Coeficiente α (p-valor)	-0,640 (0,149)	-0,635 (0,119)	-0,731 (0,110)	-0,689 (0,472)	-0,726 (0,011)	
VI) Coeficiente β (p-valor)	11,245 (0,018)	9,816 (0,014)	5,824 (0,640)	29,964 (0,676)	6,975 (0,218)	

Fuente: Estimaciones propias.

Con respecto a la prueba de Hausman, el estadístico de contraste es negativo, por lo cual no permite realizar el contraste de hipótesis. Adicionalmente, la prueba de Breusch – Pagan de efectos aleatorios rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%. Y la prueba de Roy – Zellner de panelización no rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 21%, lo cual sugiere que es correcto estimar el modelo de panel.

Con respecto a la estimación con GMM se utilizaron como instrumentos la estructura de rezagos distribuidos de 3 rezagos para las variables deflactor, brecha del producto y cuadrado de la brecha del producto. Mientras que la estimación de Xtabond se estimó en 2 etapas, con 3 rezagos, proceso autoregresivo de orden 2 AR(2) y requirió utilizar errores robustos de Windmeijer WC – robust estimador por presentar errores correlacionados.

Sólo la estimación Xtabond mostró ser no significativa utilizando la prueba conjunta de significancia F y para la estimación Xtpcse no se pudo estimar la matriz de covarianza. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α fue negativo, significativo al 11% en las estimaciones con efectos aleatorios y GMM, al 14% con efectos fijos y al 1% con la estimación Xtgls. Por otra parte, el coeficiente β fue positivo y significativo, en las estimaciones con efectos fijos y aleatorios.

Al estimar con efectos aleatorios todos los coeficientes son significativos (α al 11%) y los signos corresponden al modelo teórico, por lo cual en este régimen monetario si es aplicable el modelo de Surico. Hay evidencia de sesgo inflacionario por asimetría en las preferencias del banco central. Y tomando este régimen monetario como una variable dummy se encontró que es significativa y está negativamente relacionada con la variación del deflactor del PIB. Cabe destacar que por la agrupación de regímenes monetarios utilizados, este régimen se corresponde con una categoría residual, en la cual se incluyeron todos los regímenes no clasificados con anterioridad, y en consecuencia existe gran heterogeneidad en los datos observados.

En el Cuadro 10, se presenta un resumen de las regresiones individuales para los países en los cuales se encontró que la prueba F era significativa y que además los signos de los coeficientes eran consistentes con el modelo de Surico, (α negativo y β positivo) con la corrección para el error estándar, tal como se utilizó en las estimaciones de panel para el período 1980 – 2012:

Cuadro 10: Regresiones por países

Variable dependiente: Deflactor	Chile	Costa Rica	Dominicana Rep.	Haití	Perú	Venezuela
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,063)	(0,001)	(0,000)	(0,013)	(0,097)	(0,018)
II) Nro. Observaciones	33	33	33	33	33	33
III) R ²	0,107	0,454	0,634	0,414	0,298	0,191
IV) Coeficiente π_i^s (p-valor)	0,101 (0,000)	0,106 (0,000)	0,063 (0,001)	0,107 (0,000)	0,290 (0,009)	0,263 (0,000)
V) Coeficiente α (p-valor)	-1,183 (0,020)	-1,617 (0,078)	-1,548 (0,063)	-2,493 (0,004)	-12,134 (0,072)	-2,022 (0,008)
VI) Coeficiente β (p-valor)	12,683 (0,054)	112,085 (0,001)	131,689 (0,000)	24,702 (0,041)	159,363 (0,034)	-8,287 (0,290)

Fuente: Estimaciones propias.

En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α fue negativo y significativo en este grupo de países. Por otra parte, el coeficiente β fue positivo y significativo, en estos países, excepto para Venezuela, que no fue significativo y, a su vez este país, obtuvo el segundo R² más bajo de este pequeño grupo de países, sólo superado por Chile. Ambos países se muestran en la tabla con fines comparativos.

Analizando a Chile, se observaron los siguientes regímenes monetarios: 3 años de Tipo de cambio Peg (XRP), 14 años de Inflation Targeting Pleno (FFIT) y 16 años de Inflation Targeting ligero (ITL). En Costa Rica se utilizaron los siguientes regímenes monetarios: 1 año de Ancla débil (WkAn), 10 años de Tipo de cambio Peg (XRP) y 22 años de Inflation Targeting ligero (ITL). República Dominicana por su parte empleó los siguientes regímenes monetarios: 6 años de Ancla débil (WkAn), 1 año de Ancla monetaria (MonA), 2 años de Inflation Targeting Pleno (FFIT) y 14 años de Inflation Targeting ligero (ITL). Para Haití se detallan los siguientes regímenes monetarios: 3 años de Ancla monetaria (MonA), 9 años de Tipo de cambio Peg (XRP) y 21 años de Inflation Targeting ligero (ITL). Mientras que en Perú se implementaron los siguientes regímenes monetarios: 14 años de Ancla débil (WkAn), 11 años de Inflation Targeting Pleno (FFIT) y 8 años de Inflation Targeting ligero (ITL). Por último en Venezuela se evidenciaron

los siguientes regímenes monetarios: 6 años de Ancla débil (WkAn), 18 años de Tipo de cambio Peg (XRP) y 9 años de Inflation Targeting ligero (ITL).

Todos estos países utilizaron el régimen monetario Inflation Targeting ligero (ITL) y fue la moda para Chile, Costa Rica, República Dominicana y Haití. En Perú la moda fue el Ancla débil (WkAn) y en Venezuela la moda fue el Tipo de cambio Peg (XRP).

En resumen, no es correcto hacer estimaciones con datos de panel para todos los países latinoamericanos debido a su heterogeneidad. Sin embargo se observó que al segmentar los datos con base al régimen monetario, se obtienen algunos resultados consistentes con los obtenidos por Surico. Específicamente, las estimaciones para el régimen monetario clasificado como Tipo de cambio Peg (XRP) mostraron ser estadísticamente significativas y con los signos correctos. Asimismo, las estimaciones para el régimen monetario clasificado como Inflation Targeting ligero (ITL) fueron estadísticamente significativas y con los signos correctos, con la salvedad de que el coeficiente α es significativo a partir de 11%. El coeficiente β que mide el sesgo inflacionario por las preferencias asimétricas del banco central fue estadísticamente significativo, lo cual constituye evidencia a favor de la existencia de este sesgo inflacionario en los países que implementaron este régimen monetario.

Es necesario destacar, que las estimaciones para el grupo completo de países latinoamericanos resultaron ser en su mayoría estadísticamente significativas y con los signos correctos para los coeficientes α y β , sin embargo las pruebas no avalaron que los datos pudieran ser trabajados en panel para los 23 países incluidos en este análisis. En cuanto a los regímenes monetarios, el que presentó el menor coeficiente asociado a la inflación objetivo de la política monetaria (la constante) para las estimaciones FE y RE fue No autónomo (NnAt) con 4%, luego Inflation Targeting Pleno (FFIT) con 5%, seguido de Tipo de cambio Peg (XRP)

10%, Ancla monetaria (MonA) entre 10 y 11%, Inflation Targeting ligero (ITL) entre 11 y 12%, y finalmente Ancla débil (WkAn) entre 81 y 89%.

Modelo de Cukierman y Gerlach

En las regresiones con datos de corte transversal (por países) se establecieron diferentes alternativas para las regresiones:

1. Regresión con la inflación obtenida de las variaciones del deflactor del PIB.
2. Régimen monetario Tipo de cambio Peg (XRP).
3. Régimen monetario Inflation Targeting ligero (ITL).
4. Regresión con la inflación obtenida de las variaciones del IPC.

Para este caso, sólo se obtuvo datos para 23 países, ya que se promedió la inflación de todo el período, por lo cual se eligió mostrar los resultados promediando la inflación de todo el período y filtrando sólo para los regímenes monetarios Tipo de cambio Peg (XRP) e Inflation Targeting ligero (ITL), que son los regímenes monetarios con mayor cantidad de países que eligieron esta opción de política.

En el Cuadro 11, se presenta un resumen de las regresiones de corte transversal, con la corrección para el error estándar, propuesta por Davidson y MacKinnon, este método tiende a producir mejores resultados cuando el modelo es realmente heteroscedástico, ya que produce intervalos de confianza que tienden a ser aún más conservadores:

Cuadro 11: Regresiones de corte transversal

Variable dependiente: Deflactor	1) Completa	2) XRP	3) ITL	4) Variable dependiente: IPC (Completa)
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,651)	(0,730)	(0,201)	(0,637)
II) Nro. Observaciones	23	18	19	23
III) R ²	0,014	0,021	0,017	0,016
IV) Coeficiente α (p-valor)	0,131 (0,470)	0,090 (0,037)	0,106 (0,000)	0,137 (0,437)
V) Coeficiente β (p-valor)	2,046 (0,652)	0,568 (0,731)	0,342 (0,201)	2,096 (0,638)

Fuente: Estimaciones propias.

En la primera regresión, se promedió el deflactor del PIB de todo el período para todos los países, se realizó la prueba de heterocedasticidad de White, encontrando que con la corrección para el error estándar se obtienen residuos homocedásticos, con un nivel de significancia de 86%. Con respecto a la prueba de normalidad de D'Agostino, Belanger, and D'Agostino con la corrección desarrollada por Royston que es similar a la prueba de Jarque–Bera no rechaza la hipótesis nula de normalidad con un nivel de significancia de 18%. Y la prueba de Ramsey para validar la forma funcional mediante la prueba de error de especificación de regresión rechaza la hipótesis nula de que el modelo no tiene variables omitidas con un nivel de significancia de 8%, lo cual sugiere que el modelo estimado no es correcto.

En la cuarta regresión, se promedió la inflación del IPC de todo el período para todos los países, se realizó la prueba de heterocedasticidad de White, encontrando que con la corrección para el error estándar se obtienen residuos homocedásticos, con un nivel de significancia de 82%. Con respecto a la prueba de normalidad de D'Agostino, Belanger, and D'Agostino con la corrección desarrollada por Royston que es similar a la prueba de Jarque–Bera no rechaza la hipótesis nula de normalidad con un nivel de significancia de 18%. Y la prueba de Ramsey para validar la forma funcional mediante la prueba de error de especificación de regresión rechaza la hipótesis nula de que el modelo no tiene variables omitidas con un nivel de significancia de 5%, lo cual sugiere que el modelo estimado no es correcto.

Todas las estimaciones mostraron ser no significativas utilizando la prueba conjunta de significancia F. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α fue positivo, tal como especifica el modelo de Cukierman y Gerlach, y significativo en las regresiones XRP e ITL. Por otra parte, el coeficiente β (que mide el sesgo inflacionario) fue positivo, como aparece en el modelo de Cukierman y Gerlach, sin embargo no fue significativo en ninguna regresión.

Las estimaciones realizadas con el modelo de Cukierman y Gerlach pueden ser poco robustas debido a la heterogeneidad que existe entre los países, y que al promediar la inflación de todo el período se toma una única observación para cada país y no quedan suficientes observaciones para seccionar los datos por grupos de países. Sin embargo se observó que al segmentar los datos con base al régimen monetario, se obtienen estimaciones que a pesar de ser rechazadas mediante la prueba de significancia global, ofrecen mejores resultados de los coeficientes. Específicamente, la estimación que filtra sólo para el régimen monetario clasificado como Inflation Targeting ligero (ITL) rechaza la prueba F de significancia global al 20% y con los signos correctos y la significancia individual del coeficiente β es significativo al 20%.

Y es necesario destacar, que las estimaciones para el grupo completo de países latinoamericanos resultaron ser estadísticamente no significativas y con los signos correctos, para los 23 países incluidos en este análisis, tomando como variable dependiente para medir la inflación el promedio del deflactor o el IPC para todo el período.

Capítulo 5: Institucionalidad de la política monetaria.

Independencia monetaria y la Trinidad imposible

Cukierman y Gerlach (2003) y Surico (2003) particionan la data en dos períodos, siendo el segundo período caracterizado por mayor autonomía de los Bancos Centrales. Afirman que al ser significativamente diferentes las estimaciones de la inflación objetivo de la política monetaria (α y π_i^s , respectivamente) y, siendo menor la del segundo período, sus resultados son consistentes con una mayor autonomía de los Bancos Centrales para el segundo período. Para esta investigación también se particionaron los datos: un primer período 1980 – 1994 y luego el período 1995 – 2012, dando un período de transición a los países que adoptaron la política de Inflation Targeting y tomando en cuenta la reducción en la tendencia de la serie de inflación.

Adicionalmente, se utilizaron los índices construidos por Cukierman¹¹ para la regresión de corte transversal y los índices construidos por Joshua Aizenman, Menzie Chinn y Hiro Ito¹², que miden el trilema o la Trinidad imposible, compuestos por:

1. Índice de independencia monetaria (MII): se mide como el recíproco de la correlación anual entre los tipos de interés mensuales del país de origen y el país base (para Latinoamérica tomaron EE.UU.), es decir,

$$MII = 1 - \frac{\text{corr}(i_i, i_j) - (-1)}{1 - (-1)}.$$

2. Índice de estabilidad de tipo de cambio (ERSI): se mide como las desviaciones estándar anuales del tipo de cambio mensual entre el país de

¹¹ A. Cukierman, S. Webb and B. Neyapti. "[Measuring the Independence of Central Banks and Its Effect on Policy Outcomes](#)", World Bank Economic Review , 6, September 1992, 353-398.

¹² Aizenman, Chinn, and Ito ([NBER Working Paper # 14533, December 2008](#)). [aquí también es posible descargar los índices en formato Excel y Stata.](#)

origen y el país base y se normaliza el índice entre 0 y 1, es decir,

$$ERSI = \frac{0,01}{0,01 + \sigma(\Delta(LnER))}$$

3. Índice de apertura financiera (FOI): toma la información de las restricciones en el Informe Anual Sobre Regímenes cambiarios y sus Restricciones (AREAER) del Fondo Monetario Internacional, siendo el primer componente principal estandarizado de las variables que indican la presencia de tipos de cambio múltiples, las restricciones en las transacciones de cuenta corriente, las transacciones de la cuenta de capital y el requisito de declaración de ingresos de la exportación y se normaliza el índice entre 0 y 1, es decir, es un índice de jure.

Modelo de Surico

En las regresiones con datos de panel se emplearon los mismos métodos de estimación para las regresiones previamente reportadas. A continuación se presenta el Cuadro 12, con el resumen de las estimaciones más destacadas para el período 1980 – 1994:

Cuadro 12: Regresiones con datos de panel período 1980 – 1994

Variable dependiente: Deflactor	1) FE	2) RE	3) GMM	4) Xtabond	5) Xtgls	6) Xtpcse
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,008)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
II) Nro. Observaciones	345	345	276	253	345	345
III) Nro. Grupos	23	23		23	23	23
IV) Coeficiente π_i^* (p-valor)	0,338 (0,000)	0,335 (0,000)	0,185 (0,000)	0,198 (0,346)	0,314 (0,000)	0,328 (0,000)
V) Coeficiente α (p-valor)	-3,663 (0,015)	-3,688 (0,009)	-2,022 (0,132)	-2,126 (0,429)	-3,945 (0,001)	-3,801 (0,027)
VI) Coeficiente β (p-valor)	24,193 (0,287)	27,195 (0,245)	40,353 (0,090)	20,041 (0,798)	54,500 (0,018)	57,316 (0,122)

Fuente: Estimaciones propias.

Con respecto a la prueba de Hausman, el estadístico de contraste es negativo, por lo cual no permite realizar el contraste de hipótesis. Adicionalmente, la prueba de Breusch – Pagan de efectos aleatorios rechaza la hipótesis nula con un nivel de

significancia de 0%. Y la prueba de Roy – Zellner de panelización también rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%, lo cual sugiere que no es correcto estimar el modelo de panel y en su lugar deben realizarse estimaciones individuales para cada país.

Con respecto a la estimación con GMM se utilizaron como instrumentos la estructura de rezagos distribuidos de 3 rezagos para las variables deflactor, brecha del producto y cuadrado de la brecha del producto. Mientras que la estimación de Xtabond se estimó en 2 etapas, con 3 rezagos, proceso autoregresivo de orden 2 AR(2) y requirió utilizar errores robustos de Windmeijer WC – robust estimador por presentar errores correlacionados.

Todas las estimaciones mostraron ser significativas utilizando la prueba conjunta de significancia F. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α fue negativo, tal como específica el modelo de Surico, pero no fue significativo en las estimaciones GMM y Xtabond. Por otra parte, el coeficiente β fue positivo, como aparece en el modelo de Surico, sin embargo sólo fue significativo en las estimaciones GMM y Xtgls.

En el Cuadro 13, se presenta el resumen de las estimaciones más destacadas sólo para el período 1995 – 2012:

Cuadro 13: Regresiones con datos de panel período 1995 – 2012

Variable dependiente: Deflactor	1) FE	2) RE	3) GMM	4) Xtabond	5) Xtgls	6) Xtpcse
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,092)	(0,024)	(0,000)	(0,288)	(0,007)	(0,142)
II) Nro. Observaciones	409	409	340	317	409	409
III) Nro. Grupos	23	23		23	23	23
IV) Coeficiente π_i^s (p-valor)	0,088 (0,000)	0,088 (0,000)	0,059 (0,000)	0,064 (0,028)	0,084 (0,000)	0,084 (0,000)
V) Coeficiente α (p-valor)	-0,512 (0,216)	-0,479 (0,216)	0,154 (0,523)	-0,174 (0,621)	-0,313 (0,281)	-0,313 (0,406)
VI) Coeficiente β (p-valor)	1,853 (0,777)	3,562 (0,534)	16,768 (0,000)	3,544 (0,455)	12,149 (0,017)	12,149 (0,132)

Fuente: Estimaciones propias.

Con respecto a la prueba de Hausman, el estadístico de contraste es positivo y no rechaza la hipótesis con un nivel de significancia de 93%, por lo que el estimador de efectos aleatorios, tiene menor varianza (es más eficiente) y la mejor estimación se obtiene con efectos aleatorios. Adicionalmente, la prueba de Breusch – Pagan de efectos aleatorios rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%. Y la prueba de Roy – Zellner de panelización también rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%, lo cual sugiere que no es correcto estimar el modelo de panel y en su lugar deben realizarse estimaciones individuales para cada país.

Con respecto a la estimación con GMM se utilizaron como instrumentos la estructura de rezagos distribuidos de 3 rezagos para las variables deflactor, brecha del producto y cuadrado de la brecha del producto. Mientras que la estimación de Xtabond se estimó en 2 etapas, con 3 rezagos, proceso autoregresivo de orden 2 AR(2) y requirió utilizar errores robustos de Windmeijer WC – robust estimador por presentar errores correlacionados.

Sólo las estimaciones Xtabond y Xtpcse mostraron ser no significativas utilizando la prueba conjunta de significancia F. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α fue negativo, tal como especifica el modelo de Surico, pero no fue significativo en ninguna de las estimaciones. Por otra parte, el coeficiente β fue positivo, como aparece en el modelo de Surico, sin embargo sólo fue significativo en las estimaciones GMM y Xtgls.

En vista de que los resultados obtenidos con la partición de los datos, al igual que con la data completa, no avalan la estimación del modelo de panel, se utilizaron los índices contruidos por Aizenman, Chinn e Ito, que miden el trilema o la Trinidad imposible, en los regímenes monetarios que permiten obtener estimaciones del modelo de panel de acuerdo a la prueba de Roy – Zellner de panelización, para el período completo; es decir, los regímenes monetarios clasificados como Tipo de cambio Peg (XRP) e Inflation Targeting ligero (ITL).

En el Cuadro 14, se presenta el resumen de las estimaciones más destacadas sólo para el régimen monetario clasificado como Tipo de cambio Peg (XRP) y el índice de estabilidad de tipo de cambio (ERSI):

Cuadro 14: Regresiones con régimen monetario XRP e índice ERSI

Variable dependiente: Deflactor	1) FE	2) RE	3) GMM	4) Xtabond	5) Xtgls	6) Xtpcse
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,006)	(0,001)	No se puede estimar la matriz de covarianza
II) Nro. Observaciones	180	180	124	85	180	
III) Nro. Grupos	19	19		16	19	
IV) Coeficiente π_i^c (p-valor)	0,103 (0,017)	0,120 (0,000)	0,578 (0,006)	0,009 (0,925)	0,151 (0,000)	
V) Coeficiente α (p-valor)	-0,568 (0,078)	-0,506 (0,076)	-0,883 (0,418)	0,058 (0,911)	-0,391 (0,201)	
VI) Coeficiente β (p-valor)	2,859 (0,304)	4,765 (0,076)	6,521 (0,454)	-11,865 (0,586)	11,499 (0,010)	
VI) Coeficiente ERSI (p-valor)	0,002 (0,955)	-0,019 (0,619)	-0,596 (0,013)	0,066 (0,782)	-0,060 (0,020)	

Fuente: Estimaciones propias.

Con respecto a la prueba de Hausman, el estadístico de contraste es negativo, por lo cual no permite realizar el contraste de hipótesis. Adicionalmente, la prueba de Breusch – Pagan de efectos aleatorios rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%. Y la prueba de Roy – Zellner de panelización no rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 51%, lo cual sugiere que es correcto estimar el modelo de panel.

Con respecto a la estimación con GMM se utilizaron como instrumentos la estructura de rezagos distribuidos de 2 rezagos para las variables deflactor, brecha del producto y cuadrado de la brecha del producto. Mientras que la estimación de Xtabond se estimó en 2 etapas, con 3 rezagos, proceso autoregresivo de orden 2 AR(2) y requirió utilizar errores robustos de Windmeijer WC – robust estimador por presentar errores correlacionados.

Todas las estimaciones mostraron ser significativas utilizando la prueba conjunta de significancia F y para la estimación Xtpcse no se pudo estimar la matriz de

covarianza. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α fue negativo y significativo en las estimaciones con efectos fijos y aleatorios. Por otra parte, el coeficiente β fue positivo y significativo, en las estimaciones con efectos aleatorios y Xtgls. Y el índice ERSI resultó negativo y significativo en las estimaciones GMM y Xtgls.

En el Cuadro 15, se presenta el resumen de las estimaciones más destacadas sólo para el régimen monetario clasificado como Tipo de cambio Peg (XRP) y el índice de independencia monetaria (MII):

Cuadro 15: Regresiones con régimen monetario XRP e índice MII

Variable dependiente: Deflactor	1) FE	2) RE	3) GMM	4) Xtabond	5) Xtgls	6) Xtpcse
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,026)	No se puede estimar la matriz de covarianza
II) Nro. Observaciones	171	171	117	80	171	
III) Nro. Grupos	18	18		15	18	
IV) Coeficiente π_i^s (p-valor)	0,114 (0,000)	0,112 (0,000)	-0,044 (0,760)	0,055 (0,932)	0,091 (0,000)	
V) Coeficiente α (p-valor)	-0,565 (0,070)	-0,519 (0,051)	0,189 (0,806)	-0,169 (0,962)	-0,397 (0,216)	
VI) Coeficiente β (p-valor)	2,896 (0,305)	4,286 (0,107)	17,386 (0,000)	-24,713 (0,767)	11,451 (0,013)	
VI) Coeficiente MII (p-valor)	-0,014 (0,689)	-0,009 (0,741)	0,219 (0,469)	-0,003 (0,997)	0,022 (0,626)	

Fuente: Estimaciones propias.

Con respecto a la prueba de Hausman, el estadístico de contraste es negativo, por lo cual no permite realizar el contraste de hipótesis. Adicionalmente, la prueba de Breusch – Pagan de efectos aleatorios rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%. Y la prueba de Roy – Zellner de panelización no rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 57%, lo cual sugiere que es correcto estimar el modelo de panel.

Con respecto a la estimación con GMM se utilizaron como instrumentos la estructura de rezagos distribuidos de 2 rezagos para las variables deflactor, brecha del producto y cuadrado de la brecha del producto. Mientras que la estimación de Xtabond se estimó en 2 etapas, con 3 rezagos, proceso autorregresivo de orden 2

AR(2) y requirió utilizar errores robustos de Windmeijer WC – robust estimador por presentar errores correlacionados.

Todas las estimaciones mostraron ser significativas utilizando la prueba conjunta de significancia F y para la estimación Xtpcse no se pudo estimar la matriz de covarianza. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α fue negativo y significativo en las estimaciones con efectos fijos y aleatorios. Por otra parte, el coeficiente β fue positivo y significativo, en las estimaciones con efectos aleatorios, GMM y Xtgls. Y el índice MII resultó no significativo en todas las estimaciones.

En el Cuadro 16, se presenta el resumen de las estimaciones más destacadas sólo para el régimen monetario clasificado como Inflation Targeting ligero (ITL) y el índice de estabilidad de tipo de cambio (ERSI):

Cuadro 16: Regresiones con régimen monetario ITL e índice ERSI

Variable dependiente: Deflactor	1) FE	2) RE	3) GMM	4) Xtabond	5) Xtgls	6) Xtpcse
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,010)	(0,001)	(0,000)	(0,996)	(0,006)	No se puede estimar la matriz de covarianza
II) Nro. Observaciones	240	240	165	108	240	
III) Nro. Grupos	19	19		16	19	
IV) Coeficiente π_i^2 (p-valor)	0,135 (0,000)	0,127 (0,000)	0,370 (0,015)	0,136 (0,489)	0,151 (0,000)	
V) Coeficiente α (p-valor)	-0,645 (0,147)	-0,635 (0,118)	-1,002 (0,160)	-0,301 (0,960)	-0,391 (0,201)	
VI) Coeficiente β (p-valor)	10,621 (0,011)	9,135 (0,007)	5,678 (0,770)	24,805 (0,896)	11,499 (0,010)	
VI) Coeficiente ERSI (p-valor)	-0,018 (0,578)	-0,018 (0,540)	-0,405 (0,108)	-0,040 (0,959)	-0,060 (0,020)	

Fuente: Estimaciones propias.

Con respecto a la prueba de Hausman, el estadístico de contraste es negativo, por lo cual no permite realizar el contraste de hipótesis. Adicionalmente, la prueba de Breusch – Pagan de efectos aleatorios rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%. Y la prueba de Roy – Zellner de panelización no rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 15%, lo cual sugiere que es correcto estimar el modelo de panel.

Con respecto a la estimación con GMM se utilizaron como instrumentos la estructura de rezagos distribuidos de 2 rezagos para las variables deflactor, brecha del producto y cuadrado de la brecha del producto. Mientras que la estimación de Xtabond se estimó en 2 etapas, con 3 rezagos, proceso autorregresivo de orden 2 AR(2) y requirió utilizar errores robustos de Windmeijer WC – robust estimador por presentar errores correlacionados.

Sólo la estimación con Xtabond resultó no ser significativa utilizando la prueba conjunta de significancia F y para la estimación Xtpcse no se pudo estimar la matriz de covarianza. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α fue negativo pero no significativo en todas las estimaciones. Por otra parte, el coeficiente β fue positivo y significativo, en las estimaciones con efectos fijos, aleatorios y Xtgls. Y el índice ERSI resultó negativo pero no significativo en todas las estimaciones.

En el Cuadro 17, se presenta el resumen de las estimaciones más destacadas sólo para el régimen monetario clasificado como Inflation Targeting ligero (ITL) y el índice de independencia monetaria (MII):

Cuadro 17: Regresiones con régimen monetario ITL e índice MII

Variable dependiente: Deflactor	1) FE	2) RE	3) GMM	4) Xtabond	5) Xtgls	6) Xtpcse
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,010)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,003)	No se puede estimar la matriz de covarianza
II) Nro. Observaciones	202	202	143	95	202	
III) Nro. Grupos	19	19		15	18	
IV) Coeficiente π_i^z (p-valor)	0,096 (0,000)	0,082 (0,000)	-0,111 (0,530)	0,091 (0,353)	0,087 (0,000)	
V) Coeficiente α (p-valor)	-0,616 (0,120)	-0,652 (0,083)	-0,090 (0,888)	-0,116 (0,919)	-0,761 (0,032)	
VI) Coeficiente β (p-valor)	15,345 (0,122)	13,059 (0,126)	-25,852 (0,201)	9,612 (0,941)	9,360 (0,180)	
VI) Coeficiente MII (p-valor)	0,052 (0,241)	0,061 (0,146)	0,475 (0,177)	0,083 (0,538)	0,077 (0,080)	

Fuente: Estimaciones propias.

Con respecto a la prueba de Hausman, el estadístico de contraste es negativo, por lo cual no permite realizar el contraste de hipótesis. Adicionalmente, la prueba de Breusch – Pagan de efectos aleatorios rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0%. Y la prueba de Roy – Zellner de panelización no rechaza la hipótesis nula con un nivel de significancia de 21%, lo cual sugiere que es correcto estimar el modelo de panel.

Con respecto a la estimación con GMM se utilizaron como instrumentos la estructura de rezagos distribuidos de 2 rezagos para las variables deflactor, brecha del producto y cuadrado de la brecha del producto. Mientras que la estimación de Xtabond se estimó en 2 etapas, con 3 rezagos, proceso autorregresivo de orden 2 AR(2) y requirió utilizar errores robustos de Windmeijer WC – robust estimador por presentar errores correlacionados.

Todas las estimaciones mostraron ser significativas utilizando la prueba conjunta de significancia F y para la estimación Xtpcse no se pudo estimar la matriz de covarianza. En relación a los coeficientes individuales, el coeficiente α fue negativo y significativo en las estimaciones con efectos aleatorios y Xtgls. Por otra parte, el coeficiente β no fue significativo, en ninguna de las estimaciones. Y el índice MII resultó no significativo en todas las estimaciones, excepto en Xtgls.

En síntesis, no es correcto hacer estimaciones con datos de panel particionando la data para todos los países latinoamericanos debido a su heterogeneidad. Sin embargo se observó que al segmentar los datos con base al régimen monetario, se obtienen algunas estimaciones consistentes con los resultados obtenidos por Surico que sugieren un sesgo inflacionario. Específicamente, las estimaciones para el régimen monetario clasificado como Tipo de cambio Peg (XRP) mostraron ser estadísticamente significativas y con los signos correctos, con respecto al índice de estabilidad de tipo de cambio (ERSI), resultó negativo y significativo en las estimaciones GMM y Xtgls. Asimismo, las estimaciones para el régimen monetario clasificado como Inflation Targeting ligero (ITL) fueron

estadísticamente significativas y con los signos correctos (β a partir de 12%) con relación al índice de estabilidad de tipo de cambio (ERSI), resultó no significativo en todas las estimaciones. Analizando los resultados de los índices de independencia monetaria (MII) y apertura financiera (FOI) resultaron no significativos en todas las estimaciones para ambos regímenes monetarios (estos índices no lucen muy relevantes en las diversas estimaciones).

Modelo de Cukierman y Gerlach

En las regresiones con datos de corte transversal (por países) se establecieron diferentes alternativas para las regresiones:

1. Regresión con la inflación obtenida de las variaciones del deflactor del PIB.
2. Autonomía política: definida como la capacidad de los bancos centrales para seleccionar los objetivos finales de la política monetaria. El índice se basa en ocho criterios; (1) el gobernador es nombrado sin involucrarse; (2) el gobernador es nombrado por más de cinco años; (3) el directorio es nombrado sin la participación del gobierno; (4) el directorio es nombrado por más de cinco años; (5) no hay la participación obligatoria de representantes gubernamentales en el directorio; (6) ninguna aprobación del gobierno es necesaria para la formulación de la política monetaria; (7) el banco central está legalmente obligado a la estabilidad como uno de sus principales objetivos; (8) existen disposiciones legales que fortalecen la posición del banco en caso de conflicto con el gobierno.¹³
3. Autonomía económica: su objetivo es evaluar la autonomía operativa del banco central. El índice sigue siete criterios; (1) no hay un procedimiento automático para que el gobierno obtenga crédito directo del banco central; (2) cuando estén disponibles, las facilidades de crédito directo se

¹³ Las definiciones de la autonomía política, económica y total son tomadas de Arnone et al: “Central Bank Autonomy: Lessons from Global Trends”. IMF Working Paper WP/07/88.

extienden al gobierno a la tasa de interés de mercado; (3) este crédito es temporal; (4) y para una cantidad limitada; (5) el banco central no participa en el mercado primario de la deuda pública; (6) el banco central es responsable de establecer la tasa de política; (7) el banco central no tiene la responsabilidad de supervisar el sector bancario o comparte la responsabilidad.

4. Autonomía total: el índice se construye sumando todos los atributos positivos de los índices de autonomía política y económica. El índice general se define como la suma total de los puntos que el banco central obtuvo bajo cada criterio, es decir, la suma de los índices políticos y económicos.

A continuación se presenta el Cuadro 18, con el resumen de las estimaciones más destacadas para el período 1980 – 1994, recordando que se promedió la inflación de este período, considerando que los índices de autonomía se calcularon para 1980 – 1989:

Cuadro 18: Regresiones de corte transversal período 1980 – 1994

Variable dependiente: Deflactor	1)Completa	2)Autonomía política (AP)	3)Autonomía económica(AE)	4)Autonomía total (AT)
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,624)	(0,571)	(0,849)	(0,769)
II) Nro. Observaciones	23	13	13	13
III) R ²	0,016	0,063	0,037	0,043
IV) Coeficiente α (p-valor)	0,201 (0,509)	0,394 (0,489)	0,245 (0,752)	0,346 (0,629)
V) Coeficiente β (p-valor)	3,457 (0,624)	5,900 (0,550)	5,667 (0,606)	5,642 (0,594)
V) Coeficiente AP (p-valor)		-0,377 (0,495)		
V) Coeficiente AE (p-valor)			0,066 (0,952)	
V) Coeficiente AT (p-valor)				-0,226 (0,819)

Fuente: Estimaciones propias.

Todas las estimaciones mostraron ser no significativas utilizando la prueba conjunta de significancia F. En relación a los coeficientes individuales, los coeficientes α y β fueron positivos, tal como especifica el modelo de Cukierman y

Gerlach, pero no significativos en ninguna regresión. Por otra parte, los coeficientes de autonomía tampoco fueron significativos en ninguna regresión.

A continuación se presenta el Cuadro 19, con el resumen de las estimaciones más destacadas para el período 1995 – 2012, recordando que se promedió la inflación de este período, considerando que los índices de autonomía se calcularon para 2003:

Cuadro 19: Regresiones de corte transversal período 1995 – 2012

Variable dependiente: Deflactor	1)Completa	2)Autonomía política (AP)	3)Autonomía económica(AE)	4)Autonomía total (AT)
I) Significancia Conjunta (p-valor)	(0,450)	(0,523)	(0,742)	(0,612)
II) Nro. Observaciones	23	23	23	23
III) R ²	0,095	0,135	0,098	0,105
IV) Coeficiente α (p-valor)	0,043 (0,447)	0,058 (0,327)	0,027 (0,833)	0,065 (0,513)
V) Coeficiente β (p-valor)	1,515 (0,450)	1,852 (0,356)	1,561 (0,493)	1,575 (0,434)
V) Coeficiente AP (p-valor)		-0,063 (0,379)		
V) Coeficiente AE (p-valor)			0,018 (0,852)	
V) Coeficiente AT (p-valor)				-0,041 (0,697)

Fuente: Estimaciones propias.

Todas las estimaciones mostraron ser no significativas utilizando la prueba conjunta de significancia F. En relación a los coeficientes individuales, los coeficientes α y β fueron positivos, tal como específica el modelo de Cukierman y Gerlach (2003), pero no significativos en ninguna regresión. Por otra parte, los coeficientes de autonomía tampoco fueron significativos en ninguna regresión.

Culminando este capítulo, las estimaciones realizadas con el modelo de Cukierman y Gerlach no son estadísticamente significativas debido a la heterogeneidad que es una característica importante en los datos de corte transversal y que existen diferencias notables de acuerdo a la política monetaria implementada por cada uno de los países latinoamericanos estudiados. Al segmentar los datos en 2 periodos, se obtienen estimaciones similares.

Finalmente, la inclusión de los índices de autonomía no permite obtener significancia estadística en las estimaciones ni tampoco en la significancia individual de estos índices.

Conclusiones

Esta investigación ha ofrecido una evaluación empírica del tema de la inconsistencia dinámica, la cual si bien es ampliamente conocida en la literatura de los países de la OECD, no es un fenómeno que cuente con suficiente análisis empírico para los países latinoamericanos, siendo en consecuencia esta investigación uno de los primeros aportes sobre el tema.

Para realizar esta contrastación empírica del problema de la inconsistencia dinámica se seleccionaron 2 modelos de la literatura revisada: el modelo de Surico, trabajado con datos de panel, y el modelo de Cukierman y Gerlach para datos de corte transversal (países), promediando la inflación del período estimado. Estos trabajos proponen un sesgo inflacionario con un origen diferente al propuesto en los trabajos originales de Kydland – Prescott, y Barro – Gordon.

En primer lugar, las estimaciones con datos de panel para todos los países latinoamericanos no son estadísticamente significativas heterogeneidad que es una característica importante en los datos de panel y que existen diferencias notables de acuerdo a la política monetaria implementada por cada uno de los países latinoamericanos estudiados. Un gran aporte de esta investigación lo constituye el segmentar los datos de acuerdo al régimen monetario, obteniendo algunos resultados estadísticamente consistentes con el modelo de Surico. Algunas de las regresiones estimadas indican que los regímenes monetarios clasificados como Tipo de cambio Peg (XRP) e Inflation Targeting ligero (ITL) exhiben un sesgo inflacionario consistente con la hipótesis de Surico (2003) de que los bancos centrales actúan acorde una función de pérdida que refleja preferencias asimétricas. Los tests para estos regímenes monetarios resultaron estadísticamente significativos, lo cual nos da indicios que los bancos centrales que los emplearon mantuvieron una conducta discrecional, presentando un sesgo inflacionario, en comparación con los otros regímenes. Los resultados, no indicaron que los datos pudieran ser trabajados en panel para los 23 países incluidos en este análisis.

Analizando en detalle cada régimen monetario, el menor coeficiente asociado a la inflación objetivo de la política monetaria (utilizando las estimaciones con el modelo de Surico) lo presento el No autónomo (asociado a dolarización) con 4%, luego Inflation Targeting Pleno (IT en la literatura) con 5%, seguido de Tipo de cambio Peg (ancla de tipo de cambio) 10%, Ancla monetaria (agregado monetario) entre 10 y 11%, Inflation Targeting ligero (resto, no clasificados en los otros regímenes) entre 11 y 12% y finalmente Ancla débil (el más discrecional en comparación a los otros regímenes) entre 81 y 89%.

Como indica la matriz del FMI, la política monetaria IT se combina con la política de libre flotación del tipo de cambio, con lo cual el Banco Central posee un objetivo primario: la estabilidad de precios. Recientemente los países latinoamericanos la están empleando, abandonando otras políticas monetarias más discrecionales, especialmente las que persiguen múltiples objetivos no claramente ordenados según su importancia, por sus efectos sobre los precios y el producto. Solo ha sido superada en términos de desempeño de la inflación por la dolarización, lo cual constituye la pérdida de la independencia de política monetaria, quedando sujeto a la política monetaria fijada por la Reserva Federal y el comportamiento de las reservas internacionales determinado por el comportamiento del comercio internacional y los flujos de capital. Sin embargo, como ya se señaló, este trabajo presenta evidencia que el esquema de ITL presenta un sesgo inflacionario.

En respuesta a los objetivos planteados, tanto en la legislación como en el seguimiento de los resultados obtenidos, el régimen monetario IT más puro (con elevada flexibilidad del tipo de cambio nominal) prevalece sobre los otros regímenes ya que permite ejercer plenamente las políticas monetaria y cambiaria en cada uno de los países y así afrontar con más capacidad de acción, en relación a su objetivo primario, cada uno de los choques que se presenten en su economía, sin caer en el problema de la inconsistencia dinámica de la política monetaria. Los regímenes clasificados como peg, tienden a ser más discrecionales, y en el caso

latinoamericano estos regímenes han terminado sucumbiendo ante un problema de reservas internacionales y pasando a un régimen completamente discrecional débil. Analizando al régimen clasificado como ITL, o simplemente el resto, de acuerdo con Carstens y Jácome (2005) su falta de claridad en cuanto al instrumento empleado nos permite deducir que es un régimen de discrecionalidad intermedia entre los dos regímenes citados anteriormente, ya que persigue más de un objetivo, por lo cual también puede ser considerado un régimen transitorio. Estos regímenes pueden no ser tan efectivos para controlar la inflación no por una excesiva preocupación con las recesiones, sino por el miedo a flotar que lleva a los bancos centrales a intervenir sistemáticamente en el mercado cambiario para moderar las depreciaciones del tipo de cambio nominal, en concordancia a las conclusiones obtenidas por Olivo (2003). De hecho, analizando los países que hoy en día mantienen un régimen IT, ellos emplearon en su mayoría un régimen ITL previamente.

Con respecto al tercer objetivo planteado, se observó que las estimaciones para el régimen monetario clasificado como Tipo de cambio Peg mostraron ser estadísticamente significativas (mediante la prueba F de significancia global) y con respecto al índice de estabilidad de tipo de cambio (ERSI), resultó negativo y significativo, lo cual nos indica claramente que el ancla de tipo de cambio es la que permite mantener durante cierto periodo de tiempo este régimen monetario. Esto refuerza la idea de que solo un régimen IT relativamente puro permite mantener independencia monetaria y estabilidad de tipo de cambio al compararlo con los otros regímenes monetarios.

Finalmente, en cuanto a la hipótesis central de este trabajo, si los regímenes monetarios son más discrecionales en América Latina, entonces generan mayor inflación durante el período de estudio, es posible validar esta hipótesis, partiendo del problema de inconsistencia dinámica que genera la discrecionalidad, al observar los resultados obtenidos en los 23 países analizados durante el periodo 1980 – 2012, siendo los regímenes monetarios más discrecionales los que

generaron mayor inflación. Este resultado está acorde con las conclusiones obtenidas por Olivo (2003), quien señala que en América Latina existe un conflicto entre la fijación de metas de inflación, y la intervención sistemática en el mercado de divisas, siendo las compras y ventas de reservas internacionales utilizadas como un medio para intervenir las fluctuaciones del tipo de cambio, por lo que la implementación de un esquema de FFIT requiere un régimen de flotación libre del tipo de cambio, eliminando una intervención sistemática del banco central para mantener la credibilidad en la política monetaria implementada y lograr el objetivo de inflación anunciado.

Recomendaciones

Para las próximas investigaciones se sugiere que consideren los inconvenientes que existen con los datos estadísticos para los países latinoamericanos y posibles alternativas para solucionarlos. Entre ellos están las estadísticas relacionadas al PIB, ya que es necesario obtener estadísticas que permitan comparar esta variable entre los países latinoamericanos. Una alternativa existente en la actualidad la constituye la base de datos desarrollada por el Penn World Table, sin embargo su metodología de cálculo puede afectar las tasas de crecimiento observadas, por lo que los resultados podrían variar significativamente, no reflejando la discrecionalidad de las políticas implementadas.

La otra recomendación que se deriva de esta investigación está relacionada con la discriminación de los regímenes monetarios, la cual resultó ser significativa y determinante para establecer la discrecionalidad de la política monetaria, sin embargo se observa que su taxonomía de clasificación ha variado en el tiempo por parte del FMI, por lo cual sería valioso poder establecer una metodología única para el periodo de tiempo analizado y que profundice en más regímenes monetarios, ya que a los que no se pudieron clasificar previamente se agrupan en una categoría que resultó relevante en este análisis: ITL, Inflation Targeting Liger.

Referencias bibliográficas

Aizenman, Joshua; Menzie D. Chinn y Hiro Ito. Assessing the Emerging Global Financial Architecture: Measuring the Trilemma's Configurations over Time. NBER Working Paper No. 14533 (2008).

Aizenman, Joshua; Menzie D. Chinn y Hiro Ito. The Emerging Global Financial Architecture: Tracing and Evaluating New Patterns of the Trilemma Configuration. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29 (2010).

Alarco Tosoni, German. Benchmarking de la banca central en América Latina, 1990-2010. *Investigación económica*, Vol. 72, No 285 (2013).

Arnone, Marco; Bernard J. Laurens, Jean-François Segalotto y Martin Sommer. Central Bank Autonomy: Lessons from Global Trends. IMF Working Paper (2007).

Arnone, Marco; Bernard J. Laurens y Jean-François Segalotto. Measures of Central Bank Autonomy: Empirical Evidence for OECD, Developing, and Emerging Market Economies. IMF Working Paper (2006).

Bailliu, Jeannine; Robert Lafrance y Jean-François Perrault. Does Exchange Rate Policy Matter for Growth? Bank of Canada Working Paper (2002)

Ball, Laurence; Gregory Mankiw y David Romer. The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1 (1988)

Banco Central de Venezuela. Informe sobre los niveles de las reservas internacionales. Serie documentos de trabajo (2004).

Bandura, Romina; Ronald Mendoza y Balkissa Sidikou-Sow. Central Bank Independence and Accountability: A Literature Review. United Nations Development Programme (2006).

Bagliano, Fabio y Carlo Favero. Measuring Monetary Policy with VAR Models: an Evaluation. *European Economic Review*, vol.42, 6 (1998).

Barro, R. y D. Gordon. A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model, *Journal of Political Economy* Vol. 91 (1983).

Berg, Andrew; Eduardo Borensztein y Paolo Mauro. Monetary Regime Options for Latin America. IMF. *Finance & Development* (2003).

Bernanke, Ben; Jean Boivin y Piotr Elias. Measuring the effects of monetary policy: a Factor-Augmented Vector Autoregressive (Favar) approach. *The Quarterly Journal of Economics* (2005).

Bini-Smaghi, Lorenzo. Monetary policy: Many targets, Many instruments, Where do we stand? *Rethinking MacroPolicy II: First steps and early lessons*. FMI (2013).

Blanchard, Olivier; Giovanni Dell’Ariccia y Paolo Mauro. *Rethinking Macroeconomic Policy*. IMF Staff Position Note (2010).

Bullard, James y Christopher Waller. Central Bank Design in General Equilibrium. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 36, No. 1 (2004).

Carstens, Agustín y Luis Jacome. Latin American Central Bank Reform: Progress and Challenges. IMF Working Paper (2005).

Chari, V. y Patrick Kehoe. Modern Macroeconomics in Practice: How Theory Is Shaping Policy. *Journal of Economic Perspectives*, Volume 20, Number 4 (2006).

Coutiño, Alfredo. Dual-Objective Monetary Policy for Latin America. St. John's University. *Journal of Emerging Markets*. Vol. 15 (2011).

Cukierman, Alex y Stefan Gerlach. The inflation bias revisited: theory and some international evidence. *The Manchester School* Vol 71 No. 5 (2003).

Cukierman, Alex. Central bank independence and monetary policymaking institutions — Past, present and future. *European Journal of Political Economy*, Vol. 24 (2008).

Davig, Troy y Eric Leeper. Fluctuating macro policies and the fiscal theory. NBER Working Paper 11212 (2005).

Edwards, Sebastian y Miguel Savastano. Exchange Rates in Emerging Economies: What do we Know? What do we Need to Know? Stanford University Conference on "Economic Policy Reform" (1998)

Feng, Guohua; Jiti Gao, Bin Peng y Xiaohui Zhang. A varying-coefficient panel data model with fixed effects: Theory and an application to US commercial banks. *Journal of Econometrics* Vol.196 (2017).

Frankel, Jeffrey. Monetary Policy in emerging markets: a survey. NBER Working Paper 16125 (2010).

Frenkel, Roberto y Martin Rapetti. A Concise History of Exchange Rate Regimes in Latin America. Center for Economic and Policy Research (2010).

Friedman, Milton. The Role of Monetary Policy. The American Economic Review, Vol. 58, No. 1. (1968).

Groen, Jan. Exchange Rate Predictability and Monetary Fundamentals in a Small Multi-Country Panel. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 37, No. 3 (2005).

Guevara, Jharol. Credibilidad de la política monetaria: una revisión a través del inflation targeting. Trabajo especial de grado, Escuela de Economía UCV (2004).

Habermeier, Karl; Annamaria Kokenyne, Romain Veyrune y Harald Anderson. Revised System for the Classification of Exchange Rate Arrangements. IMF Working Paper (2009).

Haigh, Michael y Matthew Holt. Crack Spread Hedging: Accounting for Time-Varying Volatility Spillovers in the Energy Futures Markets. Journal of Applied Econometrics, Vol. 17, No. 3 (2002).

International Monetary Fund. Review of Exchange Arrangements, Restrictions, and Controls (2007).

Krause, Stefan y Fabio Mendez. Institutions, Arrangements and Preferences for Inflation Stability: Evidence and Lessons from a Panel Data Analysis. Mimeo (2006).

Kydland, Finn y Edward Prescott. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. The Journal of Political Economy, Volume 85, Issue 3 (1977).

Kumhof, Michael; Ricardo Nunes y Irina Yakadina. Simple Monetary Rules Under Fiscal Dominance. International Finance Discussion Papers. Number 937 (2008).

Jacome, Luis. Legal Central Bank Independence and Inflation in Latin America During the 1990s. IMF Working Paper (2001).

Jacome, Luis. Central Banking in Latin America: From the Gold Standard to the Golden Years. IMF Working Paper (2015).

Larraín, Mauricio. Inflation compensation and inflation expectations in Chile. Cemla. Monetaria Vol. 30 (2007).

Leitemo, Kai; Øisten RØisland y Ragnar Torvik. Time inconsistency and the exchange rate channel of monetary policy. Scand. J. of Economics (2002).

Lucas, Robert. Econometric Policy Evaluation: A Critique, en Brunner, K.; Meltzer, A., The Phillips Curve and Labor Markets, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1, New York: American Elsevier, pp. 19–46 (1976).

Mendoza, Omar. El efecto transferencia (pass-through) del tipo de cambio sobre los precios en Latinoamérica. Banco Central de Venezuela (2012).

Miller, David. Commitment versus discretion in a political economy model of fiscal and monetary policy interaction. Journal of Monetary Economics Vol.84 (2016).

Olivo, Victor. Taylor rules and inflation targeting do not work with systematic foreign exchange market intervention. Cemla. Money Affairs. Vol. 16 (2003).

Olivo, Victor. Tópicos avanzados de teoría y política monetaria. Editorial Arte Profesional (2011).

Phelps, Edmund y Jhon Taylor. Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations. *Journal of Political Economy*, vol. 85, no. 1 (1977).

Reinhart, Carmen; y Kenneth Rogoff. The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation. Third Version. Mimeo (2002).

Reinhart, Carmen; Kenneth Rogoff y Miguel Savastano. Addicted to dollars. NBER Working Paper 10015 (2003).

Rojas-Suarez, Liliana. Monetary Policy and Exchange Rates: Guiding Principles for a Sustainable Regime. Institute for International Economics (2003).

Rose, Andrew. Surprising Similarities: Recent Monetary Regimes of Small Economies. Asia Economic Policy Conference. Prospects for Asia and the Global Economy (2013).

Ruge-Murcia, Francisco. The Inflation Bias When the Central Bank Targets, the Natural Rate of Unemployment. Centre de recherche et développement en économique (C.R.D.E.) and Département de sciences économiques, Université de Montréal (2001).

Ruge-Murcia, Francisco. A Prudent Central Banker. *IMF Staff Papers*. Vol. 49, No. 3 (2002).

Ruge-Murcia, Francisco. Does the Barro–Gordon model explain the behavior of US inflation? A reexamination of the empirical evidence. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 50 (2003).

Sargent, Thomas. Evolution and Intelligent Design. *The American Economic Review*, Vol. 98, No. 1 (2008).

Schmidt-Hebbel, Klaus. Los bancos centrales en América Latina: Cambios, logros y desafíos. Banco de España. Documentos ocasionales No. 1102 (2011).

Sims, Christopher. Limits to Inflation targeting. Volume Title: The Inflation-Targeting Debate. Volume Author/Editor: Ben S. Bernanke and Michael Woodford, editors. Volume Publisher: University of Chicago Press (2004).

Stein, Ernesto y Jorge Streb. Political stabilization cycles in high inflation economies. Working Paper series 309, Inter-American Development Bank (1995).

Stone, Mark y Ashok Bhundia. A New Taxonomy of Monetary Regimes. IMF Working Paper (2004).

Surico, Paolo. Measuring the time-inconsistency of US monetary policy. Working Paper No. 291, European Central Bank (2003).

Taylor, John. Discretion versus policy rules in practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39 (1993).

Velasco, Andres y Luis Cespedes. Exchange Rate Arrangements: A Developing Country Perspective. Mimeo (1999).