



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

PROGRAMA DE POSGRADO EN ECONOMÍA
INSTITUTO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS
ECONOMÍA APLICADA

**Política Monetaria, Distribución del ingreso y Salarios
en México, Brasil y Chile, 1994-2013**

TESIS

QUE PARA OPTAR POR EL GRADO DE:

Doctora en Economía

PRESENTA:

Ana Rosa Uribe Bustamante

TUTOR PRINCIPAL:

Dr. Ignacio Perrotini Hernández

Facultad de Economía, UNAM

MIEMBROS DEL JURADO:

Dr. Andrés Blancas Neria

Instituto de Investigaciones Económicas, UNAM

Dr. Armando Sánchez Vargas

Instituto de Investigaciones Económicas, UNAM

Dr. Heri Óscar Landa Díaz

Facultad de Economía, UNAM

Dr. José Nabor Cruz Marcelo

Instituto de Investigaciones Económicas, UNAM

Ciudad Universitaria, Cd. Mx., Diciembre 2017



Universidad Nacional
Autónoma de México

Dirección General de Bibliotecas de la UNAM

Biblioteca Central



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

DEDICATORIA

Esta tesis la dedico a mi hija Ana Sofía, quien ha vivido conmigo toda esta etapa del doctorado. Es probable que cuando ella crezca olvide estos años, pero quiero que cuando lea estas páginas recuerde que aunque existen obstáculos en el camino, con esfuerzo puede lograr todo lo que se proponga.

A mi esposo Enrique, quien fue la persona que me motivó a estudiar un doctorado y que ha estado conmigo todos estos años apoyándome incondicionalmente y motivándome en cada una de las etapas vividas.

A mis padres por creer en todos mis proyectos y apoyarme a realizarlos.

AGRADECIMIENTOS

A mi tutor, el Dr. Ignacio Perrotini Hernández por compartir conmigo su conocimiento y su experiencia, ya que sin su apoyo esta tesis no hubiera sido posible.

A los miembros del jurado, formado por el Dr. Andrés Blancas, Dr. Armando Sánchez, Dr. Heri Landa y el Dr. José Nabor, por su apoyo en el cumplimiento de este proyecto.

Al Instituto de Investigaciones Económicas, por darme la oportunidad de incorporarme al Posgrado en Economía y por orientarme en todos los procesos administrativos y académicos requeridos.

A Dios por darme salud y permitirme cumplir este objetivo.

A mis padres por siempre guiar mis pasos.

A mi esposo Enrique, por su paciencia y apoyo en este proceso.

A mis compañeros Enrique y Nancy, por ayudarme adquirir conocimientos y habilidades en Economía.

A todas las personas que de alguna manera han estado involucradas en este largo viaje llamado Doctorado.

Índice de Contenido

Introducción	8
Capítulo 1	
El modelo de metas de inflación: un análisis teórico y empírico	
1.1 Introducción	11
1.2 Teoría de Política Monetaria de Metas de Inflación	13
1.2.1 Política Monetaria en México, Brasil y Chile	18
1.3 Evidencia empírica sobre el control de la inflación en México, Brasil y Chile	23
1.4 Análisis Econométrico sobre el impacto de la Política Monetaria en México, Brasil y Chile	
1.4.1 Metodología	29
1.4.2 Datos	33
1.4.3 Software	35
1.4.4 Resultados	36
1.5 Consideraciones Finales	51
Capítulo 2	
Distribución del ingreso y Política Monetaria	
2.1 Introducción	53
2.2 Teoría de la distribución del ingreso	55
2.2.1 Distribución del ingreso en México, Brasil y Chile	59
2.3 Debate sobre el impacto de la Política Monetaria de metas de Inflación en la brecha de la distribución del Ingreso	64
2.4 Análisis Bayesiano sobre el impacto de la política monetaria de metas de inflación en la distribución del ingreso	
2.4.1 Metodología	66
2.4.2 Software	70
2.4.3 Datos	71
2.4.4 Resultados	72
2.5 Consideraciones Finales	88

Capítulo 3	
Salario e Inflación	
3.1 Introducción	91
3.2 Debate del impacto de la inflación en los salarios	93
3.3 Comportamiento de los salarios en México, Brasil y Chile	101
3.4 Análisis Econométrico para determinar el impacto del control inflacionario en los salarios	
3.4.1 Metodología	106
3.4.2 Datos	107
3.4.3 Software	108
3.4.4 Resultados	109
3.5 Consideraciones Finales	113
Conclusiones	114
Bibliografía	119
Anexos	130

Índice de diagramas, tablas y gráficos

Capítulo 1	
Gráfico 1.1. Porcentaje de Crecimiento del PIB en México, Brasil y Chile.	20
Gráfico 1.2. Tasa de Interés en México, Brasil y Chile	21
Gráfico 1.3. Tipo de cambio real en México, Brasil y Chile	22
Gráfico 1.4. Tasa de inflación en México, Brasil y Chile	24
Gráfico 1.5. Tasa de interés y tasa de inflación en México	25
Gráfico 1.6. Tipo de cambio real y tasa de inflación en México	26
Gráfico 1.7 Tasa de interés y tasa de inflación en Brasil	26
Gráfico 1.8. Tipo de cambio real y tasa de inflación en Brasil	27
Gráfico 1.9. Tasa de interés y tasa de inflación en Chile	28
Gráfico 1.10. Tipo de cambio real y tasa de inflación en Chile	28
Tabla 1.1. Datos de México, Brasil y Chile	33
Tabla 1.2. Resultados de la paridad descubierta de tasas de interés para México	36

Tabla 1.3. Resultados de la Paridad descubierta de tasas de interés para Brasil	37
Tabla 1.4. Resultados de la Paridad descubierta de tasas de interés para Chile	37
Tabla 1.5. Análisis VAR para México	38
Gráfico 1.11. Impulso respuesta del tipo de cambio nominal y la tasa de interés al índice de precios al consumidor para México	41
Gráfico 1.12. Impulso respuesta del tipo de cambio nominal a la tasa de interés y de la tasa de interés al tipo de cambio nominal para México	42
Tabla 1.6. Resultados del análisis VAR para Brasil	43
Gráfico 1.13. Impulso respuesta del tipo de cambio nominal y la tasa de interés al índice de precios al consumidor para Brasil	45
Gráfico 1.14. Impulso respuesta del tipo de cambio nominal a la tasa de interés y de la tasa de interés al tipo de cambio nominal para Brasil	46
Tabla 1.7. Análisis VAR para Chile	47
Gráfico 1.15. Impulso respuesta del tipo de cambio nominal y la tasa de interés, al índice de precios al consumidor para Chile	49
Gráfico 1.16. Impulso respuesta del tipo de cambio nominal a la tasa de interés y de la tasa de interés al tipo de cambio nominal para Chile	50
Diagrama 1.1. Mecanismo de Transmisión de la Política Monetaria en México, Brasil y Chile	51

Capítulo 2

Tabla 2.1: Porcentaje de ingreso Nacional total en México (1994-2014)	60
Tabla 2.2: Porcentaje de ingreso Nacional total en Brasil (1994-2014)	61
Tabla 2.3. Porcentaje de Ingreso Nacional total en Chile (1994-2013)	62
Gráfica 2.1. Relación del ingreso medio per cápita del hogar: decil 10/(1-4)	63
Tabla 2.4. Valores de los parámetros de la distribución posterior para México	73
Gráfico 2.2. Relación de las variables monetarias y la brecha de la distribución del ingreso en México	75
Gráfico 2.3. Relación de la brecha de la distribución del ingreso y las variables monetarias en México	76
Tabla 2.5. Valores de los parámetros de la distribución posterior para Brasil	77
Gráfico 2.4. Relación de las variables monetarias y la brecha de la distribución del ingreso en Brasil	79
Tabla 2.6. Valores de los parámetros de la distribución posterior para Chile	80

Gráfico 2.5. Relación de las variables monetarias y la brecha de la distribución del ingreso en Chile	81
Tabla 2.7. Valores de los parámetros de la distribución posterior para México	82
Gráfico 2.6. Relación de las variables monetarias en los deciles (1-4) y 10 en México	83
Tabla 2.8. Valores de los parámetros de la distribución posterior para Brasil	84
Gráfico 2.7. Relación de las variables monetarias en los deciles (1-4) y 10 en Brasil	85
Tabla 2.9. Valores de los parámetros de la distribución posterior para Chile	86
Gráfico 2.8. Relación de las variables monetarias en los deciles (1-4) y 10 en Chile	87

Capítulo 3

Gráfico 3.1. Salario mínimo en México, Brasil y Chile	101
Gráfico 3.2. Remuneraciones medias en la industria e inflación en México	103
Gráfico 3.3. Salarios Medios en la industria manufacturera y tasa de inflación en Brasil	104
Gráfico 3.4. Índice de remuneraciones medias de la industria y tasa de inflación en Chile	105
Tabla 3.1. No. de vectores de Cointegración	109
Tabla 3.2. No. de vectores de Cointegración	109
Tabla 3.3. Modelos Corrector de Errores para México	110
Tabla 3.4. Modelos Corrector de Errores para Brasil	111
Tabla 3.5. Modelos Corrector de Errores para Chile	112

Índice de Anexos

Anexo 1. Mecanismo de Transmisión de la Política Monetaria	130
Anexo 2. Inflación objetivo en Brasil	131
Anexo 3. Despeje de la ecuación de Paridad de tasas de interés descubierta	131
Anexo 4. Pruebas de Raíces Unitarias	133
Anexo 5. Resultados del Modelo de Paridad de tasas de interés descubierta	134
Anexo 6. Resultados se la estimación del modelo VAR	138
Anexo 7. Evolución mensual del índice de Remuneraciones en Chile	145
Anexo 8. Pruebas de raíces unitarias para salarios	146
Anexo 9. Modelo correctos de errores	147

Introducción

En el siglo XX, el modelo teórico convencional de la política de banca central ha experimentado cambios muy importantes. Primero, los bancos centrales reconocen la endogeneidad de la oferta monetario y se ven obligados a abandonar la teoría cuantitativa del dinero. Posteriormente, en los años noventa surge el Nuevo Consenso Macroeconómico (NCM), el cual ha tenido una gran influencia en la política monetaria (Arestis, 2009).

La política monetaria basada en el NCM, denominada “objetivo de inflación” (IT, por sus siglas en inglés), ha sido implementada por los países desarrollados y economías emergentes con la finalidad de conseguir una estabilidad macroeconómica (Angeriz y Arestis 2009). Tal es el caso de Brasil, Chile y México, quienes adoptaron esta política monetaria desde 1999 y 2001 respectivamente.

Así, el régimen de metas de inflación es una estructura de política monetaria operada por un Banco Central autónomo, cuyo principal objetivo es mantener la estabilidad de precios, con un tipo de cambio flotante y la tasa de interés como único instrumento de control inflacionario.

Ferrari Filho y Juliana Fabris (2009), argumentan que en el caso de economías abiertas que hayan adoptado el régimen de metas de inflación, se deben tomar en cuenta las variaciones de los tipos de cambio. Clarida *et al.* (1999) y Ball (1999) opinan lo mismo; Ball propone un índice de condiciones monetarias que incorpora las variaciones del tipo de cambio en la inflación. Actualmente Brasil es el único país de los tres de este estudio, que adopta un índice de condiciones monetarias similar al descrito anteriormente; mientras que México y Chile, sólo utilizan la tasa de interés como instrumento de política.

En el modelo de metas de inflación, el tipo de cambio obedece a la condición paridad de tasas de interés descubierta, donde las fuerzas de mercado equilibran el rendimiento esperado de una inversión en moneda extranjera a la misma rentabilidad que si se invirtiera en moneda local. Sin embargo, en México, Brasil y Chile, la evidencia empírica muestra que el miedo a flotar es persistente, aun cuando formalmente se abandonó la intervención esterilizada del tipo de cambio, derivado de las crisis cambiarias experimentadas por estos países. La violación del supuesto de paridad de tasas de interés induce a usar dos instrumentos de política monetaria, a saber: la tasa de interés y la intervención esterilizada en el mercado de cambio (Mántey, 2009b).

De acuerdo con un estudio realizado por Samuel Morley (2000), la adopción de reformas económicas ha coincidido con el aumento de la desigualdad en la distribución del ingreso en algunos países de América Latina, entre los que destaca México, Brasil y Chile; esto se debe a

diferentes causas, pero una de las más sobresalientes es que, bajo un régimen de metas de inflación, la política monetaria se enfoca en alcanzar una inflación baja y estable, ignorando el incremento del empleo y el crecimiento económico (Ros, 2013).

Es aquí donde surgen las grandes interrogantes sobre los efectos del control inflacionario, ya que se ha observado que en el periodo en donde se ha aplicado el modelo de política monetaria de metas de inflación, México, Brasil y Chile han presentado una inflación baja y estable, con un estancamiento en los salarios y el crecimiento económico, un incremento del desempleo y el empleo informal, lo cual se ha visto reflejado en un deterioro en la distribución del ingreso. Así, cumplir el objetivo de control inflacionario ha fomentado una mayor concentración del ingreso en un pequeño sector de la población y a su vez, se han creado las condiciones necesarias que incrementan la brecha de ingreso entre las personas (Cortés, 1998).

En este sentido, ha existido una gran controversia sobre el conflicto inflacionario, hay teorías que argumentan que el conflicto de la distribución del ingreso es un tema central en el proceso de inflación, y que si se tiene una inflación muy baja, puede haber consecuencias económicas y sociales. Tal es el caso de Davidson (1972), quien argumenta que “la distribución del ingreso es tanto una causa como una consecuencia de los procesos inflacionarios”; así, aunque el conflicto sobre la distribución del ingreso puede ser una causa de la inflación, es ciertamente un resultado de ella (Lavoie, 1992).

Además, cuando la inflación se convierte en un conflicto distributivo, la tasa de interés que se necesita para llegar a la meta de inflación establecida por el Banco Central, no determinará el uso más eficiente de los recursos, por lo que al querer controlar la inflación, existirá una caída en los salarios reales (Mántey, 2009a), y en consecuencia ocurrirá un deterioro distribución del ingreso.

Por otro lado, cuando existe un proceso inflacionario, los precios de los productos se incrementan, por lo que los trabajadores buscarán un aumento de salario. Un incremento en los salarios produce un alza en los costos de producción, cuando los costos de producción se incrementan puede existir un nuevo aumento de precios, creándose un espiral inflacionaria.

Los nuevos keynesianos argumentan que en la actualidad esto no sucede así, debido a los salarios de eficiencia, estos salarios se encuentran por arriba del que fija el mercado con la finalidad de incrementar la productividad de los trabajadores y las ganancias de los empresarios, por lo que un aumento de salario no se refleja en un incremento de costo de producción.

La hipótesis de esta investigación es que la política monetaria de Metas de Inflación implementada México, Brasil y Chile desde el año 2001 y 1999 respectivamente, tiene como principal objetivo mantener una inflación baja y conseguir la estabilidad de precios utilizando a la tasa de interés como único instrumento de control inflacionario. De acuerdo con los monetaristas, la inflación polariza la distribución del ingreso lesionando más a los sectores sociales que tienen ingresos fijos; es decir, a los asalariados, por lo tanto, abatir la inflación debería hacer más equitativa la distribución del ingreso. En México, Brasil y Chile se ha cumplido el objetivo inflacionario; sin embargo, no se ha logrado una mayor equidad en la distribución del ingreso ni un incremento de los salarios.

Por tal motivo, los principales objetivos de esta investigación son describir el papel del tipo de cambio como segundo instrumento de control inflacionario, así como el mecanismo de transmisión de la política monetaria de metas de inflación en los países de estudio. Además se pretende describir cuál es el impacto de esta política en la brecha de la distribución del ingreso y cómo ha influido el control inflacionario en los salarios de México, Brasil y Chile.

Se eligió hacer la investigación sobre México, Brasil y Chile, debido a que estos tres países han presentado un comportamiento similar en la adopción de la política monetaria de metas de inflación, aunque con particularidades. Por ejemplo, los tres países implementaron esta política después de experimentar una crisis cambiaria, además Brasil y Chile adoptaron el modelo de metas de inflación en el mismo año, aunque Chile había adoptado un esquema de controlar inflacionario desde 1991; mientras que Brasil, al igual que México, tenía una inflación muy alta. Todas estas particularidades nos permiten tener un panorama más amplio sobre el impacto que ha tenido esta política en la distribución del ingreso y en los salarios.

El periodo de estudio es de 1994 al 2015, debido a que el control inflacionario que implementaron estos tres países, lo iniciaron antes de adoptar formalmente la política monetaria de metas de inflación.

En esta tesis se utilizaron diferentes técnicas estadísticas en el análisis de los datos, con la finalidad de describir y hacer una correcta inferencia sobre el comportamiento de las variables macroeconómicas.

Este documento está dividido en tres capítulos; en el primer se hace una revisión teórica y empírica del modelo de metas de inflación y se comprueba mediante un análisis econométrico cuáles son los instrumentos de control inflacionario que se utilizan en cada uno de los países de estudio, así como su mecanismo de transmisión. En el segundo capítulo se hace una revisión de

las principales teorías de la distribución del ingreso y mediante un análisis bayesiano se mide el impacto que ha tenido la política monetaria de metas de inflación en la brecha de la distribución del ingreso. Esta brecha es medida por la diferencia del ingreso medio per cápita del decil 10/(1-4), de igual manera se hace una medición del impacto de la política monetaria en cada uno de los bloques de deciles 10 y 1-4. Es importante señalar que en esta medición se toma en cuenta el ingreso por concepto del trabajo asalariado, monetario y en especie. En el tercer capítulo se hace una revisión teórica y empírica sobre el impacto de la inflación en los salarios de México, Brasil y Chile. Por último se presentan las conclusiones, la bibliografía y los anexos.

Capítulo 1

El modelo de metas de inflación: un análisis teórico y empírico

1.1 Introducción

En los años noventa surge el Nuevo Consenso Macroeconómico, el cual gira en torno al régimen de metas de inflación y a los beneficios que genera el control inflacionario, este régimen consiste en una síntesis de la teoría de expectativas racionales y los postulados de la antigua síntesis neoclásica keynesiana (Perrotini, 2014).

El régimen de metas de inflación tiene como principal objetivo la estabilidad de precios, con la finalidad de reducir la desviación de la inflación con respecto a la meta se utiliza a la tasa de interés a corto plazo (regla de Taylor) como único instrumento de reacción, la cual muestra que existe una combinación óptima que minimiza las desviaciones del producto y la inflación respecto a los niveles deseados (Ferrari Filho y Juliana Fabris, 2009). Además, este régimen se caracteriza por tener un tipo de cambio flotante y ser operada por un Banco Central autónomo, el cual posee mayor credibilidad en los mercados financiero y está más comprometido con la estabilidad de precios.

Algunas de las ventajas sobresalientes del modelo de metas de inflación, es que evita usar el tipo de cambio como ancla nominal de la economía y este modelo resulta un medio eficaz para influir en las expectativas del público y aumentar la credibilidad del banco central, debido a la transparencia con la que se aplica (Mántey, 2011).

México, Brasil y Chile adoptaron la política monetaria de metas de inflación desde 1999, aunque en el caso de México, fue hasta el año 2001 cuando se adopta formalmente este régimen, con la aplicación del nuevo modelo de política monetaria, estos países han experimentado una estabilidad inflacionaria, bajas tasas de interés, un tipo de cambio apreciado, lento crecimiento económico, estancamiento en los salarios reales e incremento en el desempleo, lo cual ha tenido un efecto en la brecha de la distribución del ingreso.

Este capítulo tiene como objetivo evaluar el papel del tipo de cambio como segundo instrumento de política monetaria de metas de inflación, conforme a las declaraciones que hacen los Bancos Centrales de México, Brasil y Chile, se utiliza a la tasa de interés como único instrumento de control inflacionario y se cuenta con un tipo de cambio flexible; aunque en el caso de Brasil, se declara que el tipo de cambio es importante, el principal instrumento de política monetaria sigue siendo la tasa de interés; pero la evidencia empírica muestra que en estos países aún se tiene un miedo persistente a flotar. Además, se pretende describir el mecanismo de transmisión de los instrumentos utilizados en el control inflacionario en esta política monetaria.

Para cumplir dicho objetivo, se realiza un análisis econométrico para probar la hipótesis de paridad de tasas de interés en el modelo de política monetaria de metas de inflación, posteriormente se evalúa el impacto de tasa de interés y el tipo de cambio en la inflación presentada en el periodo de estudio mediante un modelo VAR, y finalmente se describe el mecanismo de transmisión de la política monetaria de metas de inflación implementada en estos tres países.

El desarrollo de este capítulo consta de 5 secciones ordenadas de la siguiente manera: la introducción, una descripción del modelo teórico de metas de inflación y una descripción del proceso de adopción del modelo en cada uno de los países de estudio, en la tercera sección se presenta la evidencia empírica sobre el control de la inflación en cada país, en la cuarta sección se describe el análisis econométrico realizado y los resultados obtenidos, y finalmente se presentan consideraciones relevantes sobre este capítulo.

1.2 Teoría de Política Monetaria de Metas de Inflación

En los años noventa, diferentes países adoptaron el régimen de política monetaria de metas de inflación, este régimen se caracteriza por tener un objetivo numérico de inflación y un alto grado de transparencia en la rendición de cuentas (Svensson, 2000).

Mishkin (2000), supone que existen varias razones por las cuales los bancos centrales han tomado la decisión de implementar un modelo de metas de inflación, pero las principales razones pueden describirse la siguiente manera: 1) para que la política monetaria cuente con un ancla sólida, 2) para tener reglas transparentes y 3) para minimizar los costos sociales y económicos de la alta inflación.

Esto nos lleva a hacernos una pregunta de crucial importancia en este trabajo, ¿cuál es la importancia de controlar la inflación?, la respuesta interesante a esta pregunta, es que la inflación dificulta a los agentes económicos reconocer cambios en los precios relativos, lo que los puede llevar a tomar decisiones equivocadas, ya sea en el ámbito de la producción, si nos referimos a los empresarios, o en el consumo, si hablamos de los asalariados. Además, la inflación conduce a una mayor inversión especulativa (Rochon, 2010).

En general, el efecto más sobresaliente por el cual debemos controlar la inflación, es una pérdida de poder adquisitivo del dinero, provocando esto desigualdad social y afectando principalmente a los trabajadores y pensionados que reciben ingresos fijos (Ríos, 2000).

México, Brasil y Chile presentaban altas tasas de inflación en los años noventa, lo cual fue uno de los principales motivos por los cuales implementaron el régimen de metas de inflación, el cual, según Ferrari & Fabris (2009), puede describirse de la siguiente manera:

- El régimen de metas de inflación es una estructura de política monetaria en la que los anuncios públicos de las metas oficiales de inflación, o bandas de variación, tienen como principal objetivo la estabilidad de precios, obtenida a partir de la credibilidad, reputación, flexibilidad y legitimidad.
- La política monetaria debe ser operada por un Banco Central autónomo, ya que posee mayor credibilidad en los mercados financieros y está más comprometido que otros agentes económicos y políticos con el control inflacionario.

La política monetaria de metas de inflación utiliza a regla de interés a corto plazo o regla de Taylor como principal instrumento de política. La Regla de Taylor tiene como ancla de inflación la tasa de interés y su finalidad es fomentar la estabilidad de precios y la plena ocupación mediante la

reducción de la incertidumbre y el aumento de la credibilidad de las acciones futuras del Banco Central (Taylor, 1993). La regla de Taylor originalmente se describe de la siguiente manera:

$$r_t = \pi_{t-4} + 0.5\check{Y}_t + 0.5(\pi_{t-4} - 2) + 2 \quad (1.1)$$

donde r_t es la tasa de interés real, π_{t-4} es la tasa de inflación de los cuatro trimestres anteriores, \check{Y}_t es la diferencia del producto observado y el producto potencial y 2 es la meta de inflación del Banco Central; con la ecuación 1.1 se sugiere que, cuando la inflación aumente por encima de su meta de 2% o el producto real se eleve por encima de su nivel potencial, el Banco Central debe tener como regla de política monetaria aumentar su tasa de interés para retornar con ello a la meta de inflación o cerrar la brecha del producto (Taylor, 1993).

Posteriormente, Taylor (1999) dio a conocer una nueva versión de regla:

$$R_t = \check{r} + \alpha(\pi_t - \bar{\pi}) + \beta(y_t - \bar{y}) \quad (1.2)$$

donde R_t es la tasa de interés real, \check{r} es la tasa natural de interés, $(\pi_t - \bar{\pi})$ es la diferencia de los precios observados y la meta de inflación y $(y_t - \bar{y})$ es la diferencia del producto efectivo y del producto potencial, α y β son parámetros asociados a la brecha de inflación y producto respectivamente que miden la reacción de la política monetaria ante cambios en dichas variables.

Además de la tasa de interés (regla de Taylor), la estructura del nuevo consenso macroeconómico, consiste en otras dos ecuaciones que junto con la regla de Taylor, se encuentran interrelacionadas y representan la dinámica entre la demanda agregada (la llamada curva IS, ecuación 1.3), y la inflación (corresponde a la hipótesis tasa natural de desempleo (NAIRU, ecuación 1.4)) (Perrotini, 2007):

$$y_t = Y_0 - \alpha r + \varepsilon_1 \quad \text{Curva IS (1.3)}$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \beta(y_t - y^T) + \varepsilon_2 \quad \text{Curva de Phillips (1.4)}$$

donde r es la tasa de interés real, Y_0 es la parte autónoma (que no depende del ingreso) de la demanda agregada, y_t es la demanda agregada o el nivel de ingreso observado en el periodo t , y^T es el nivel de ingreso objetivo o deseado (de equilibrio o "natural"), π_t es la inflación observada, π_{t-1} es la inflación observada rezagada un periodo, ε_1 y ε_2 son perturbaciones o choques aleatorios, α es un parámetro de sensibilidad de la tasa de interés en la demanda agregada y β es la pendiente de la curva de Phillips.

Es importante destacar que la estructura del modelo canónico del nuevo consenso macroeconómico fue propuesta para economías cerradas. Han existido diferentes críticas a este nuevo consenso, los post keynesianos por ejemplo, argumentan que la tasa de interés, es independiente de las fuerzas de mercado; es decir, subir o bajar la tasa de interés es una decisión que los bancos centrales toman y no es el resultado del mercado (Rochon y Setterfield, 2007). Además, un incremento en la tasa de interés, como lo dicta la regla, no bajará la tasa de inflación porque su principal fuente no es la demanda; por lo que, si los costos son los determinantes de la inflación, esta política monetaria no será la mejor para reducirla (Gnos y Rochon, 2007).

Arestis y Sawyer (2004), concluyen que esta política es ineficiente para combatir la inflación en el mundo real, debido a que sólo se ha utilizado la regla de Taylor en economías cerradas, pero en economías abiertas, esta regla ha sido modificada (Ball, 2000).

Mishkin & Posen (1998), por el contrario, encuentran que la política basada en la regla de Taylor, ha sido una estrategia efectiva en la lucha contra la inflación, especialmente en el mantenimiento del de niveles de inflación bajos.

También Ball y Sheridan (2004), hicieron una comparación entre países que habían adoptado el régimen de metas de inflación contra países que no lo habían adoptado, con respecto a la inflación obtenida, el nivel de producción y las tasas de interés; y llegan a la conclusión que los países que adoptaron el régimen de metas de inflación llegaron más rápidamente a su objetivo inflacionario, pero esto se debió a que estos países presentaban tasas de inflación más altas cuando adoptaron el régimen que los países que no lo adoptaron.

Hasta ahora ningún banco central ha adoptado una regla de Taylor como una política formal (Ball, 2000), en esta regla es común utilizar el diferencial de tasas de interés, tasas de inflación o los valores de equilibrio o tendenciales de las variables (Rotemberg y Woodford, 1999), estas medidas pueden ser muy diferentes a las medidas correctas, además en la regla de Taylor se asume un intercepto constante, pero una regla deseable es probable que requiera que el intercepto sea ajustado dependiendo de las variaciones de la tasa natural de interés (Woodford, 2001).

Ball (1999) y Clarida *et al.* (1999), por su parte, sugieren que en economías abiertas, es importante incorporar el efecto de las variaciones del tipo de cambio en la demanda agregada y la inflación:

$$e = \theta_r + v \tag{1.5}$$

donde e es el tipo de cambio real, θ mide la relación entre el tipo de cambio real y la tasa de interés real. La principal idea de la ecuación 1.5, es que las tasas de interés más altas alientan las entradas de capital. Otros determinantes de la tasa de cambio, como la confianza de los inversionistas, son capturadas por v , que es un parámetro de error. Según Ball (2000), la regla de Taylor debe extenderse para incluir la tasa de cambio, ya que así, se minimiza la suma ponderada de las varianzas de la producción y la inflación. La nueva regla tendría que ser:

$$wr + (1 - w)e = ay + b\pi^* \quad (1.6)$$

donde π^* representa la tasa de interés de largo plazo, la variable r es un promedio ponderado entre el interés y el tipo de cambio, llamado "Índice de Condiciones Monetarias". Los pesos de w y $(1 - w)$ son más o menos proporcionales al efecto de r y e sobre el gasto agregado.

Así, el modelo propuesto por Ball (1999) para economías abiertas, supone tres ecuaciones: la primera es la ecuación IS para economías abiertas (ecuación 1.7), donde la producción depende de ella misma en el periodo anterior, la tasa de interés y el tipo de cambio real; la segunda es la curva de Phillips para economías abiertas (ecuación 1.8), donde el cambio en la tasa de inflación depende de la producción del periodo anterior y el diferencial del tipo de cambio de periodos anteriores que afecta la inflación a través de los precios de importación; y la última ecuación es una relación entre la tasa de interés y el tipo de cambio que captura el comportamiento del mercado de bienes (ecuación 1.5).

$$y = -\beta r_{-1} - \delta e_{-1} + \lambda y_{-1} + \varepsilon \quad (1.7)$$

$$\pi = \pi_{-1} + \alpha y_{-1} - \gamma(e_{-1} - e_{-2}) + \eta \quad (1.8)$$

donde y es la producción real de largo plazo, r es la tasa de interés real, e es el tipo de cambio de largo plazo, π es la inflación, y ε y η es el ruido.

Con esta modificación a la regla de Taylor, Ball (1999, 2000) ha propuesto que el objetivo operativo de la política monetaria sea un índice que considere el efecto combinado de la tasa de interés y el tipo de cambio. Actualmente, el Banco Central de Brasil, declara que utiliza un índice que considera la tasa de interés y el diferencial del tipo de cambio.

Bajo este esquema propuesto por Ball, el tipo de cambio no obedece a la condición llamada paridad de tasas de interés descubierta, donde las fuerzas de mercado equilibran el rendimiento esperado de una inversión en moneda extranjera a la misma rentabilidad que si se invirtiera en moneda local. Si E_t es un operador de expectativas y $E_t S_{t+T}$ denota el valor esperado de la tasa

de cambio spot S en el tiempo $t + T$; entonces la hipótesis de paridad descubierta de tasas de interés se puede expresar de la siguiente forma (Rowland, 2002) (ver anexo 3):

$$E_t S_{t+T} (1 + r_t^*) = S_t (1 + r_t) \quad (1.9)$$

donde S_t es el tipo de cambio en el tiempo t y r_t y r_t^* son las tasas de interés real local y extranjera en el tiempo t . Además, el tipo de cambio S es una medida que denota una unidad de moneda local, por unidad de moneda extranjera, por ejemplo (peso/dólar).

En países en donde se cumple la paridad de tasas de interés descubierta, las intervenciones esterilizadas del tipo de cambio no tendrá ningún sentido, pero la violación del supuesto de paridad de tasas de interés, en el modelo de metas de inflación implementado, permite usar dos instrumentos de política monetaria y no sólo uno: la tasa de interés y la intervención esterilizada en el mercado de cambios (Mántey, 2009b).

Con respecto al régimen cambiario de libre flotación, existen versiones opuestas, por un lado los Bancos Centrales declaran que con la política de metas de inflación se tiene un tipo de cambio flotante, pero por otro existen estudios que demuestran que la mayor parte de los países que declaran esto realmente no lo tienen, porque existe un miedo a flotar; esta situación se ve reflejada cuando existe mucha volatilidad en las tasas de interés real y nominal y muy poca volatilidad en el tipo de cambio (Calvo y Reinhart, 2002).

En los países de México, Brasil y Chile, se ha implementado el régimen de metas de inflación posterior a una crisis cambiaria, en estos países se tiene como principal objetivo mantener la estabilidad de precios. Sin embargo, no se utiliza la regla de Taylor tal como se propuso, sino que se utiliza una modificación de esta, por ejemplo Torres (2002), estimó varias reglas de Taylor para México y comprobó que se puede tomar en cuenta al tipo de cambio y a los salarios como instrumentos adicionales, ya que la reacción de la inflación a estas variables era significativa; Galindo y Guerrero (2003), también estimaron la reglas de Taylor para México y comprueban que el banco central no actúa de manera consistente con el modelo de metas de inflación; García y Perrotini (2014) estimaron un tipo de curva de Phillips para economías abiertas en los países de México, Brasil y Chile y concluyen que la tasa de interés es insuficiente para controlar la inflación.

Además, los bancos centrales de estos países han declarado que el tipo de cambio de una economía es flexible, pero en México, Brasil y Chile, el miedo a flotar es un fenómeno persistente (Mántey, 2011).

Es aquí donde surge la necesidad de comprobar si los países de estudio utilizan a la tasa de interés como el único instrumento de control inflacionario, como lo declaran los bancos centrales y si se cumple la condición de paridad de tasas de interés descubierta en estos países.

1.2.1 Política Monetaria en México, Brasil y Chile

A partir de la adopción del régimen de libre flotación del tipo de cambio, como consecuencia de la crisis cambiaria que atravesaron los países de México, Brasil y Chile en los años noventa, éste deja de funcionar como el instrumento de política que coordinaba las expectativas de inflación en estos países.

Entre 1991 y 1999, el Banco Central de Chile aplicó parcialmente el esquema de metas de inflación, pero fue hasta el año de 1999 cuando se sumó formalmente al marco de política monetaria basado en metas de inflación. Este mismo año Brasil se suma también a este modelo, y es hasta el 2001, cuando el Banco Central de México decide implementar formalmente esta política.

El Banco Central de Chile ejecuta este régimen influyendo en la tasa de interés interbancaria diaria; mientras que México, implementó su política monetaria de metas de inflación apoyándose en primera instancia del “corto”¹ como estrategia de control de precios y a partir del 2008, adopta como instrumento operacional la tasa de interés interbancaria a un día (“tasa de fondeo bancario”).

La política monetaria de metas de inflación en Brasil, se basa en el modelo británico donde el Consejo Monetario Nacional (CMN)² establece las metas de inflación propuestas por el Ministro de Hacienda, y el Comité de Política Monetaria (Copom)³ del BCB tiene que alcanzar la meta de inflación a través del uso de las tasas de interés de corto plazo. El BCB trabaja con la siguiente ecuación de la regla de Taylor (Ferrari & Fabris, 2009):

¹ Este esquema equivalía a inyectar o retirar toda la liquidez necesaria, para que las cuentas corrientes finalizaran el periodo de medición en cero, cuando existe un “corto” (saldo objetivo negativo) el banco central continuaba inyectando toda la liquidez que el sistema necesita, sin embargo, una parte de ésta, el monto del “corto”, la proveía a tasas de interés penales. Esta acción presiona las tasas de interés de mercado al alza pues los bancos buscan pedir prestados los fondos para evitar el pago de las tasas penales del banco central (Banco de México, 2007).

² El CMN es el responsable de la definición de las metas de inflación y de la aprobación de las principales normas referentes a la política monetaria, la tasa de cambio y la regulación del sistema financiero.

³ El Copom fue creado el 20 de junio de 1996, quedando encargado de establecer la posición de política monetaria y de la tasa de interés de corto plazo.

$$R_t = \alpha_1 p_{t-1} + (1 - \alpha_1)[\alpha_0 + \alpha_2 (E_t P_{t+j} - P_{t+j}^*)] + \alpha_3 Y_{t-1}^g + \alpha_4 \Delta_{e_{t-1}} \quad (1.10)$$

donde:

R_t = representa la tasa Selic (Sistema Especial de Liquidación y custodia), referente a la tasa de interés establecida por el Copom

$E_t P_{t+j}$ = expectativas de inflación

P_{t+j}^* = meta de inflación

Y^g = brecha del producto

$\Delta_{e_{t-1}}$ = variación de la tasa de cambio nominal

En la ecuación 1.10, observamos que el Banco Central de Brasil, considera las mismas variables de la regla de Taylor original, pero además toma en cuenta las variaciones del tipo de cambio nominal, esta ecuación es un índice de condiciones monetarias similar al propuesto por Ball (1999).

En México, Brasil y Chile, la meta de inflación se basa en el Índice de Precios al Consumidor (IPC), con una tasa de inflación objetivo de $3\% \pm 1\%$ en el caso de México y Chile y un intervalo de tolerancia que varía de 2.0 a 2.5 puntos porcentuales por arriba o por debajo de la meta central para Brasil.

Es importante señalar que, bajo este esquema, la política monetaria no actúa directamente sobre la inflación. Las decisiones de política monetaria buscan modificar las expectativas de los agentes económicos, las tasas de interés y el tipo de cambio; con lo cual, se incide sobre la demanda agregada, y en su conjunto, se determina el comportamiento de la inflación. A este proceso se le conoce como mecanismo de transmisión de política monetaria (ver anexo 1). Así, tener bajas tasas de inflación depende de la efectividad del mecanismo (Díaz & Greenham, 2001).

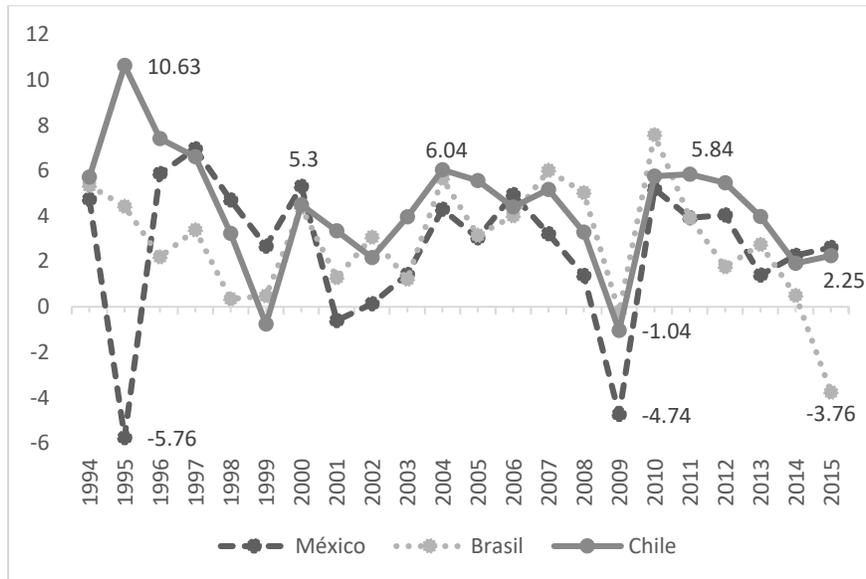
Además, existe un factor externo a los Bancos Centrales de estos países que influye en el comportamiento de la tasa de interés, éste es el comportamiento de la tasa de interés de Estados Unidos, ya que si la reserva federal sube la tasa de interés, los Banco Central de México, Brasil y Chile tiene que subir la tasa de interés para evitar fuga de capitales (Orozco, 2009).

Existe una polémica sobre si la política monetaria ha ayudado a controlar la inflación y cuál ha sido su efecto sobre las variables macroeconómicas en México, Brasil y Chile. Galindo & Ros (2006), por ejemplo, argumentan que la política monetaria reciente en estos países se ha visto

acompañada de una importante reducción en la tasa de inflación, pero con un desempeño económico bajo, lo cual podemos ver reflejado en una mayor desigualdad en el ingreso.

En el periodo donde se ha implementado la política monetaria de metas de inflación, se observa un comportamiento similar en las economías de México, Brasil y Chile. En el periodo comprendido de 1994 al 2015 estos países han tenido un crecimiento económico lento, siendo Chile el país que más ha crecido; sin embargo, en 1995 Chile presentaba un crecimiento económico mayor al 10% de su PIB, pero en los años posteriores se muestra una caída, teniendo un promedio de 4.33%, mientras que México y Brasil presentan un crecimiento de 2.6 y 2.9% respectivamente (ver gráfico 1.1).

Gráfico 1.1. Porcentaje de Crecimiento del PIB en México, Brasil y Chile.



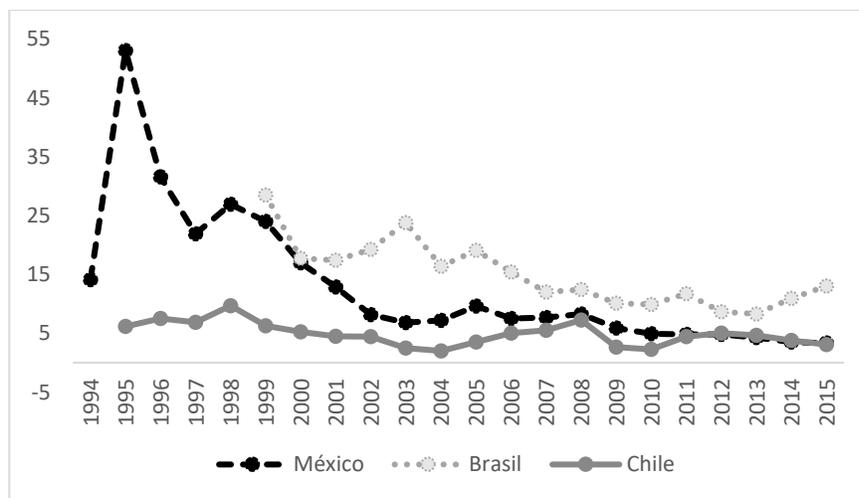
Fuente: Datos obtenidos en el Banco Mundial

En Brasil, en el periodo comprendido de 1999 al 2013, donde se aplicó la política monetaria de metas de inflación, se observan tres fases: 1) implementación, de 1999 al 2000, donde las condiciones internacionales fueron favorables para el éxito de esta política, 2) crisis, de 2001 al 2003, donde los shocks internacionales y las crisis financieras propiciaron una inflación por arriba de los límites establecidos (ver anexo 2), y 3) consolidación, del 2004 al 2013, donde las condiciones internacionales favorables y altas tasas de interés propiciaron una rápida reducción de la inflación (ver gráfico 1.4).

Es importante señalar que Brasil presentó un crecimiento sostenido el PIB desde el año 2003 hasta el 2013, siendo los sectores secundarios y terciarios más desarrollados, con sus repercusiones de las crisis internacionales; sin embargo, el país que se vio menos afectado por la crisis del año 2008, incluso en repunte que tuvo su crecimiento económico en el año 2011 fue el más alto de los tres países de estudio; sin embargo, a partir de año 2013 cayó el crecimiento económico de Brasil, registrar cifras negativas en el 2015.

Además, la crisis del 2003, permitió una recuperación lenta y gradual de las tasas de interés por el Banco Central de Brasil (ver gráfico 1.2), y a pesar de la depreciación temporal del tipo de cambio real en 2008, la tendencia a la apreciación se ha mantenido (Ferreira & Vernengo, 2007); este fenómeno cíclico de mantener altas tasas de interés, atrae flujos de capital del exterior, y esto tiende a apreciar el tipo de cambio real (Ros, 2013).

Gráfico 1.2. Tasa de Interés en México, Brasil y Chile



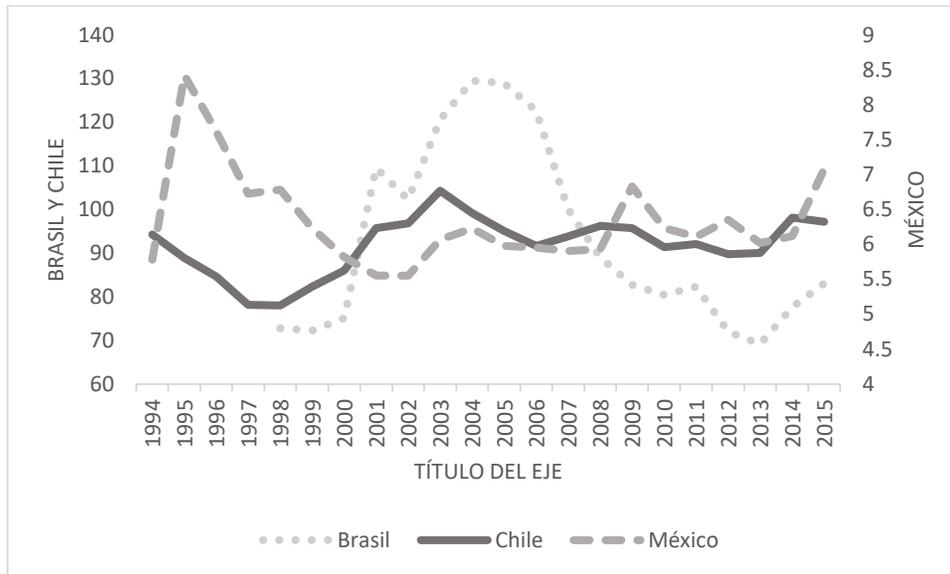
Elaboración propia. Fuente: Banco de México, Banco Central de Brasil y Banco Central de Chile

En el gráfico 1.2 observamos que la tasa de interés ha disminuido en los tres países; sin embargo, Brasil sigue teniendo las tasas de interés más altas de los tres países de estudio, y México disminuyó su tasa de interés que en 1995 era de 53.03% aproximadamente a menos de 5% a partir del año 2010, Chile por su parte ha presentado una estabilidad en su tasa de interés.

En el periodo donde se ha implementado la política monetaria de metas de inflación, México se ha caracterizado por un alto traspaso del tipo de cambio a la inflación (ver gráfico 1.7), una baja

sensibilidad de la demanda agregada hacia la tasa de interés, con un tipo de cambio real apreciado y un pobre crecimiento económico (Ros, 2015).

Gráfico 1.3. Tipo de cambio real en México, Brasil y Chile



Elaboración propia. Fuente: Banco de México, IBGE y Banco Central de Chile.

Con respecto al tipo de cambio real en México, Brasil y Chile, presentados en el gráfico 1.3, se observan periodos de apreciación y depreciación del tipo la moneda local; por ejemplo en México, se observa una tendencia a la apreciación del peso desde el año 2000 hasta el año 2013, con sus excepciones en los años 2003 y 2009-2010. En el caso de Brasil, se observa que en 1998 presentaba un tipo de cambio real apreciado y en el periodo de 1999 al 2003 se depreció exponencialmente su moneda, del 2006 al 2013 se muestra una apreciación del real Brasileño. En Chile se observa que el tipo de cambio real alcanzando la mayor apreciación de su moneda en el periodo de 1996-1998 y la depreciación más alta en el periodo del 2002 al 2005, posterior a este año, el tipo de cambio se vuelve a apreciar.

En los países donde se ha implementado el régimen de metas de inflación, como México, Brasil y Chile, se ha observado una tendencia a apreciar el tipo de cambio real, con lo que se sugiere que en estos países, los choques en el tipo de cambio que traen como consecuencia la devaluación de la moneda, han sido enfrentados con incrementos en la tasa de interés (Ros, 2013); esto lo podemos apreciar en los gráficos 1.2 y 1.3, si hacemos una comparación entre los tres países de estudio, observamos que la apreciación de la moneda en Chile ha sido menor que

en México y Brasil y su tasa de interés ha sido la más baja de los tres países, caso contrario a Brasil, donde ha mantenido las tasas de interés más altas y su moneda es la que muestra la tendencia más marcada hacia la apreciación a partir del año 2003.

Además, un tipo de cambio real apreciado en economías abiertas es extremadamente peligroso para el crecimiento económico, debido a que con esto se reduce la rentabilidad de la inversión privada en sectores de bienes comerciables, promoviendo así, una reasignación de recursos en contra de estos sectores (Ros, 2013),

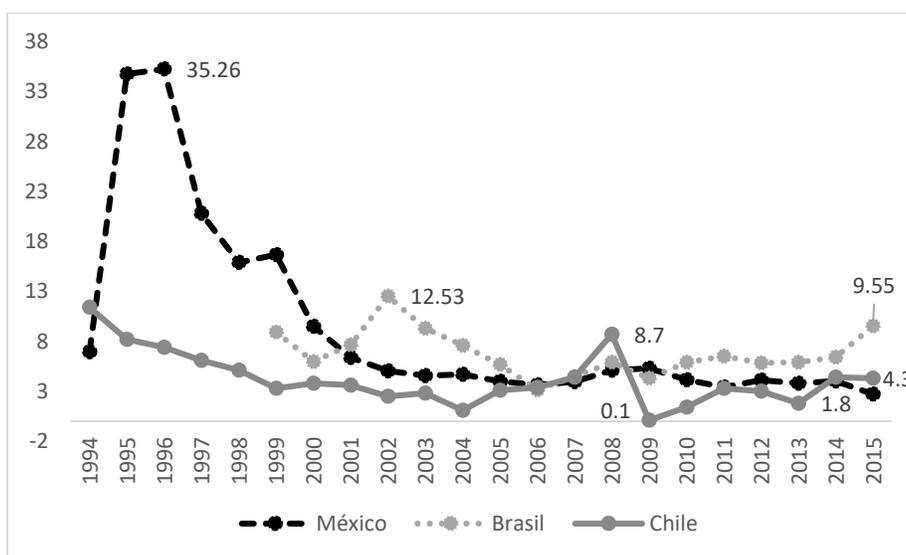
Una de las ventajas que tiene la apreciación del tipo de cambio real presentado en estos países, es que se han abaratado las importaciones y de esta forma, el tipo de cambio contribuye al control precios. Al ser las importaciones de bienes y servicios más baratas, se ha observado un incremento de éstas en los tres países de estudio, en México se han incrementado de 15.96% del PIB en el año de 1994 a 30.98% del PIB en el 2013; mientras que Brasil pasó de 9.67% del PIB en el año de 1994 a 13.93% del PIB en el 2013, y Chile pasó de 26.57% en 1994 a 33.07% del PIB en el año 2013⁴; como se observa en las cifras anteriores, el mayor incremento en las importaciones de los países fue en México, el cual casi se duplicó, la mayor parte de los productos y servicios que se importan en México, Brasil y Chile está compuesta por bienes intermedios.

1.3 Evidencia empírica sobre el control de la inflación en México, Brasil y Chile

En el gráfico 1.4 se muestra la inflación presentada en los tres países, Brasil es el país que presentaba la inflación más alta en el periodo de estudio (66%), con la política monetaria de metas de inflación los tres países lograron disminuir su inflación a un dígito, pero en el caso de Brasil, esta inflación sigue siendo la más alta de los tres países. Esta alta inflación ha sido derivada de varios acontecimientos económicos que han afectado; por ejemplo, en el año 2001 y 2002, fue afectada su economía por la crisis energética nacional, los efectos del 11 de septiembre de 2001, la crisis argentina, y la falta de confianza en las elecciones presidenciales del 2002, teniendo un impacto significativo en la inflación (Arestis et al., 2006).

⁴ Cifras obtenidas del Banco Mundial. http://datos.bancomundial.org/indicador/NE.IMP.GNFS.ZS?locations=CL-BR-MX&view=chart&year_high_desc=false

Gráfico 1.4. Tasa de inflación en México, Brasil y Chile



Fuente: Elaboración propia. Fuente. Banco de México, el IBGE y el Banco Central de Chile.

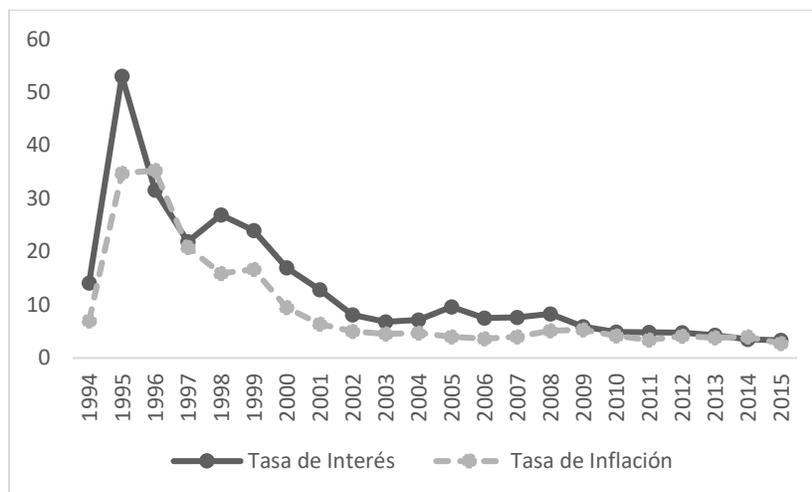
Chile presenta la inflación más baja en el periodo de estudio, bajó su inflación de 11.44% en el año 1994, a 1.79% en el año 2013, aunque posterior a esta fecha la inflación de este país ha subido hasta 4.3 en el 2015. México pasó de una inflación de 34.77% en el año 1995, a $\pm 4\%$ desde el año 2002. A diferencia de Brasil y México, el Banco Central de Chile desarrolla su política monetaria en un marco conceptual de metas de inflación desde 1991, aunque formalmente se considera que se adoptó este modelo hasta 1999.

La inflación objetivo con el modelo de metas de inflación es de $3 \pm 1\%$ anual en México y Chile; en el caso de México, se ha presentado la inflación objetivo sólo en los años 2005-2007, 2011 y 2013; mientras que en Chile se ha cumplido este objetivo desde la implementación de esta política, con excepción de los años 2007 y 2008. Brasil en cambio, además de su inflación objetivo de inflación, maneja un intervalo de tolerancia, el único año donde no ha estado fuera de su objetivo de inflación es en el año 2001 (ver anexo 2).

Como consecuencia de la presencia de una elevada inflación, en Brasil se observó una recesión en el 2003: el PIB disminuyó considerablemente, la capacidad productiva declinó en varios sectores estratégicos por la falta de continuidad de las inversiones, la tasa de desempleo medio se incrementó a 12.3%, y la distribución del ingreso se deterioró, los salarios reales disminuyeron casi 15.0% (Carvalho, 2004).

En el caso de Chile, no se puede concluir que la política monetaria de metas de inflación ha ayudado a bajar la inflación porque ya tenían una inflación baja cuando se aplicó este régimen, pero este periodo se ha caracterizado mantener una inflación estable con un pobre crecimiento económico y bajas tasas de interés. Además, un acontecimiento importante que experimentó Chile a partir del año 2003 fue el boom de los commodities, lo cual permitió una adecuada lucha contra la inflación. García y Mejía (2012), señalan que la mejor estrategia que siguió la economía chilena para conseguir la estabilización de precios, consistió en poner en práctica una política monetaria no agresiva que permitió enfrentar el aumento del precio de los alimentos y la energía, aprovechando el boom en el precio del cobre, lo cual permitió que existieran transferencias directas a los agentes más desfavorecidos.

Gráfico 1.5. Tasa de interés y tasa de inflación en México

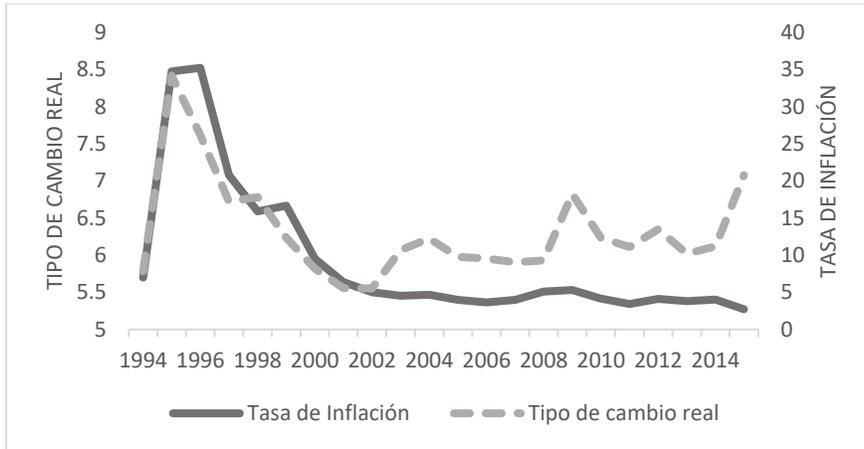


Elaboración propia. Fuente: Datos obtenidos en el Banco de México.

En el gráfico 1.5 se muestran las tendencias de la inflación presentada y la tasa de interés interbancaria a 28 días de México en el periodo de 1994 al 2013, se observa una tendencia similar entre las dos variables, así como una transmisión de la tasa de interés a la inflación; en el periodo del 2000 al 2003, la intensidad de los choques es menor en la tasa de interés que la presentada en la tasa de inflación, a partir del año 2004, las tasa de interés y la tasa de inflación permanecen constantes.

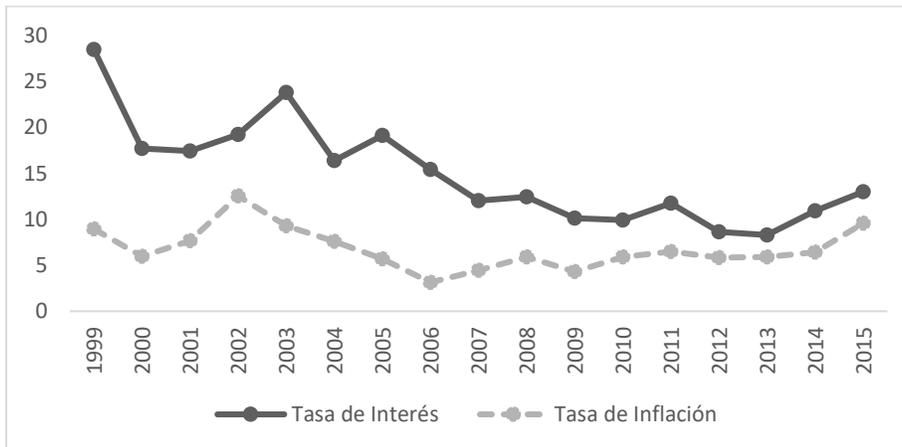
En el gráfico 1.6 se muestran las tendencias del tipo de cambio real y la inflación en México en el periodo de estudio, se observa que las dos variables se mueven de forma similar y su relación es positiva, aunque los choques del tipo de cambio son más marcado, en este gráfico se observa también la transmisión del tipo de cambio a la inflación.

Gráfico 1.6. Tipo de cambio real y tasa de inflación en México



Elaboración propia. Fuente: Banco de México.

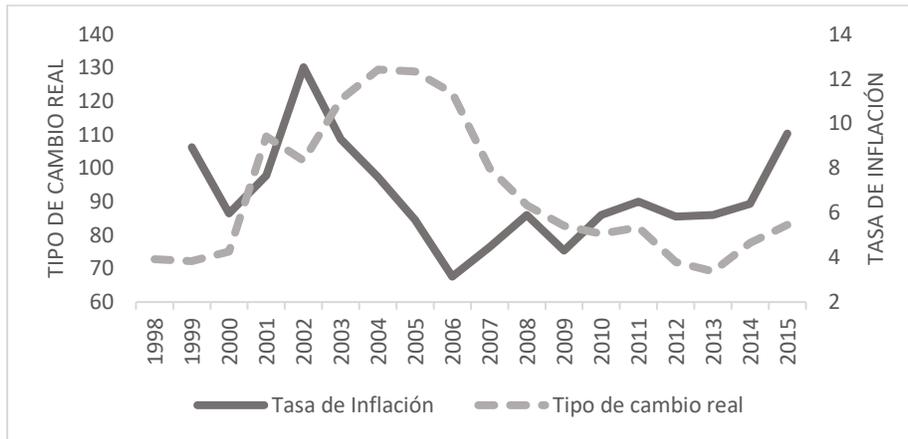
Gráfico 1.7 Tasa de interés y tasa de inflación en Brasil



Elaboración propia. Fuente: IPEA data e IBGE

En la gráfica 1.7 se muestra la tasa de interés Selic y la tasa de inflación presentada en Brasil de 1999 al 2015; en esta gráfica se observan que del 2005 al 2008, la tasa de interés y la inflación se mueven en direcciones contrarias; mientras que del año 2000 al 2005 y del 2009 al 2015 se ve que las dos variables se mueven en la misma dirección, siendo la interés la que ha tenido los cambios más fuertes.

Gráfico 1.8. Tipo de cambio real y tasa de inflación en Brasil

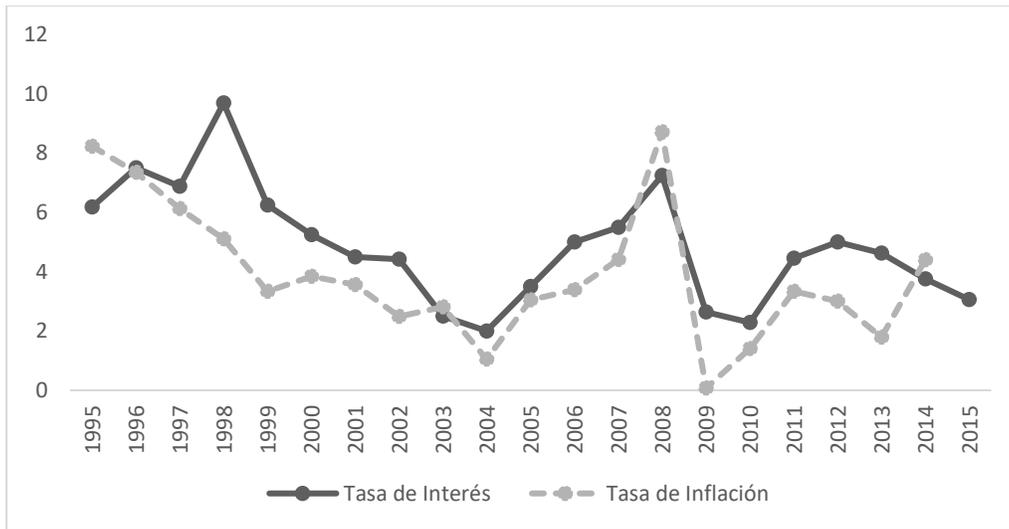


Elaboración propia. Fuente: IBGE

En el gráfico 1.8, se muestran las tendencias del tipo de cambio real y la inflación presentada en Brasil en el periodo de 1998 al 2013. Del año 1999 hasta el 2004, se observa una fuerte transmisión del tipo de cambio real hacia la inflación, lo que sugiere que una depreciación del tipo de cambio real, provoca incrementos en la inflación del periodo siguiente y viceversa. Se tienen que tomar en cuenta que el control de la inflación mediante elevados tipos de interés y un tipo de cambio apreciado, sólo es eficaz si éstos son capaces de deprimir al máximo la demanda (la inversión y el consumo) y por consiguiente la actividad económica y el empleo (Medialdea, 2009).

En el caso de Chile existe un comportamiento similar a Brasil en las variables tasa de interés e inflación presentada (ver gráfico 1.9), de 1996 al 2000 y del 2013 al 2014, se observa una relación inversa; posteriormente del 2000 al 2009 se observa que las variables se mueven en la misma dirección pero desfasada, lo que sugiere que un cambio en la tasa de interés trae una reacción en la misma dirección de la inflación del siguiente periodo; del 2010 al 2013, también se mueven en la misma dirección la tasa de interés y la inflación, pero aquí la tasa de interés reacciona ante cambios en la inflación.

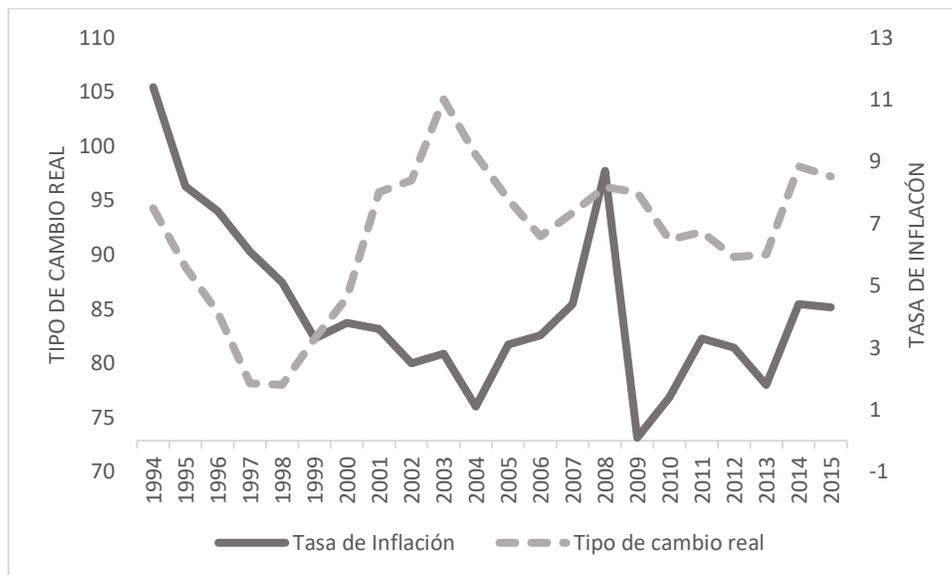
Gráfico 1.9. Tasa de interés y tasa de inflación en Chile



Elaboración propia. Fuente: Banco Central de Chile

Con respecto a la relación que existe en el tipo de cambio real y la inflación en Chile en el periodo de estudio, no existe una tendencia clara, podría decirse que las variables se mueven en direcciones contrarias con lapsos de tiempo donde se mueven en la misma dirección, como de 1994 a 1997 y del 2010 al 2015 (ver gráfico 1.10).

Gráfico 1.10. Tipo de cambio real y tasa de inflación en Chile



Elaboración propia. Fuente: Banco Central de Chile.

1.4 Análisis Econométrico sobre el impacto de la Política Monetaria en México, Brasil y Chile

1.4.1 Metodología

Para poder probar la hipótesis de paridad descubierta de tasas de interés, utilizamos el método propuesto por Rowland, (2002). Empezamos por reescribir la ecuación 1.9 de la siguiente forma, (ver anexo 3):

$$(E_t S_{t+T} - S_t) / S_t = (r_t - r_t^*) / (1 + r_t^*) \quad (1.11)$$

⇒ si $1 + r_t$ y $1 + r_t^*$ es aproximadamente 1, entonces tenemos la siguiente aproximación:

$$E_t S_{t+T} - s_t \approx r_t - r_t^* \quad (1.12)$$

donde s representa el logaritmo de S .

Aquí se hace el supuesto de que los inversionistas tienen expectativas racionales y que la tasa de cambio futura, aún si no es observable por sí misma, puede considerarse como un predictor no insertado de la tasa de cambio futura, por lo que:

$$E_t S_{t+T} = S_{t+T} \quad (1.13)$$

entonces, la tasa de cambio futura es aproximadamente igual al diferencial de tasas de interés:

$$S_{t+T} - S_t \approx r_t - r_t^* \quad (1.14)$$

Suponiendo que las inversiones extranjeras y locales tienen el mismo riesgo, se debe reescribir la ecuación 1.14 de la siguiente forma:

$$S_{t+T} - S_t \approx r_t - r_t^* + \varphi_t \quad (1.15)$$

donde φ_t se refiere al riesgo en el tiempo t . Para probar esta paridad en forma econométrica se reescribe la ecuación 1.15 como sigue:

$$S_{t+T} - S_t = \beta_0 + \beta_1 (r_t - r_t^*) + \varepsilon \quad (1.16)$$

donde $S_{t+T} - S_t$ representan la depreciación porcentual del tipo de cambio, $r_t - r_t^*$ es el diferencial de tasas de interés, β_0 es el intercepto, β_1 es la pendiente y ε representa el error estocástico.

Al ajustar el modelo lineal, tenemos las hipótesis:

$$H_0 = \hat{\beta} = 0 \text{ [(} r_t - r_t^* \text{) no influye]}$$

$$H_1 = \hat{\beta} \neq 0 \text{ [(} r_t - r_t^* \text{) si influye]}$$

Para saber si existe paridad descubierta de tasas de interés, se tiene que probar la hipótesis nula que asume que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$, para probar esto, se tiene que hacer un contraste de hipótesis de los coeficientes obtenidos en el modelo lineal descrito en la ecuación 1.16. Para hacer esta prueba de hipótesis se hace la prueba Wald, que consiste en poner a prueba el valor verdadero del parámetro, basado en una estimación puntual. El estadístico de prueba es el siguiente:

$$F = \frac{(\widehat{\beta}_i - \beta_i^0)^2}{\text{Var } \widehat{\beta}_i} \quad (1.17)$$

esto bajo la suposición de que la diferencia entre ambos parámetros seguirá aproximadamente una distribución normal, este estadístico de Wald se compara con una chi-cuadrada.

Una vez que se prueba la paridad de tasas de interés descubierta para cada uno de los países, se procede a obtener pruebas de causalidad entre las variables utilizadas para probar la hipótesis de paridad. La causalidad en el sentido de Granger (1969), se deduce cuando los valores retardados de una variable x_t , tienen poder explicativo en una regresión de una variable y_t en los valores retardados de y_t y x_t .

Así se pueden crear dos modelos que predicen a “y”, uno solo con valores pasados de y_t , y el otro con valores pasados de y_t y x_t . Los modelos se muestran a continuación:

$$\text{Modelo A. } y = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k}$$

$$\text{Modelo B. } y = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_k x_{t-k}$$

Esta prueba consistente en comprobar si los resultados de una variable sirven para predecir a otra variable, si tiene carácter unidireccional o bidireccional. Para ello se tiene que comparar y deducir si el comportamiento actual y el pasado de una serie temporal A predice la conducta de una serie temporal B. La sumas de errores cuadráticos se comparan y se utiliza una prueba para determinar si el modelo anidado es adecuado para explicar los valores futuros de “y” o si el modelo completo es mejor.

Las pruebas de causalidad de Granger miden la existencia de una relación de largo plazo entre dos variables integradas de orden d^2 , para lo cual es necesario que el error de la ecuación de cointegración sea integrado de orden $d - 1$.

Después de determinar la existencia de paridad descubierta de tasas de interés y la existencia de causalidad, se calcula un modelo de vectores Auto-Regresivos (VAR), para conocer cuáles son los coeficientes de traspaso de las variables a la inflación y a la tasa de interés; y así, contrastar la hipótesis de este apartado que supone que el Banco Central en México, Brasil y Chile, utiliza a la tasa de interés como único instrumento de política monetaria en el control inflacionario, lo que implica que un incremento de la tasa de interés, traerá como consecuencia una disminución de la inflación.

Los modelos VAR fueron introducidos por Christopher Sims (1980) como alternativa a los modelos estructurales multiecuacionales, basados en la clasificación a priori de las variables en exógenas o predeterminadas y endógenas, y en la imposición de restricciones cero (abusivamente arbitrarias) a los parámetros estructurales.

Los principales objetivos de la utilización de este tipo de modelos consisten en la explicación de las siguientes relaciones dinámicas:

1. El tiempo de reacción de las respuestas a los choques.
2. La dirección, el patrón y la duración de estas respuestas.
3. La intensidad de interacción entre las diversas variables contenidas en el VAR

El modelo VAR convencional puede representarse del siguiente modo:

$$B_0 X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_p X_{t-p} + e_t = \sum_{j=1}^p B_j X_{t-j} + e_t \quad (1.18)$$

en donde X_t es un vector ($n \times 1$) de las variables utilizadas en el modelo; B_0 es la matriz de relaciones contemporáneas; B_j ($j = 1, 2, \dots, p$) las matrices ($n \times n$) de los coeficientes que relacionan los valores desfasados de las variables con los valores corrientes de estas y e_t es un vector ($n \times 1$) de errores. El vector e_t es un proceso estocástico con media cero $E[e_t] = 0$, de varianza y covarianza finitas Σ lo que equivale a $E[e_t e_t'] = \Sigma$, y no autocorrelacionados $E[e_t e_{t+k}'] = 0$, para $k \neq 0$, esto es, e_t es un ruido blanco.

La ecuación (1.18) puede escribirse de forma simplificada de la siguiente manera:

$$B(L)X_t = e_t \quad (1.19)$$

donde $B(L)$ es un polinomio dado por $(B_0L_0 - B_1L_1 - B_2L_2 - \dots - B_pL_p)$, L representa el operador de retardo tal que: $L_jX_t = X_{t-j}$ para j entero. Siendo X_t un proceso estocástico estacionario con n componentes, donde las condiciones de invertibilidad son observadas, puede, de acuerdo con el teorema de Wold, expresarse a través de una representación de medias móviles:

$$\begin{aligned} X_t &= A_0e_t + A_1e_{t-1} + A_2e_{t-2} + \dots \\ X_t &= (A_0L_0 + A_1L_1 + A_2L_2 + \dots)e_t \\ X_t &= A(L)e_t \end{aligned} \tag{1.20}$$

donde X_t es un vector de n series temporales; A_j son matrices $(n \times n)$ de parámetros del modelo; $A_0 = I_n$; y , $A(L)$ es un polinomio matricial infinito en L , donde L es un operador de retardo, tal que $L_0X_t = X_t$; $L_1X_t = X_{t-1}$; \dots ; y e_{t-k} es un vector $(n \times 1)$ de los errores con k retardos, para $k \geq 0$.

El primer paso antes de ajustar un modelo VAR, es probar que las variables sean estacionarias, para lo cual se realizaron pruebas de Dickey Fuller Aumentada, que parte de la misma idea de la prueba de Dickey Fuller, pero ahora es necesario incluir procesos autoregresivos de orden p , $AR(p)$. Teniendo la siguiente ecuación:

$$\Delta X_t = \beta_1 X_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{1.21}$$

el parámetro que nos interesa contrastar de la ecuación 1.21, es β_1 , usualmente esto se hace con el procedimiento de MCO, la estimación de $\widehat{\beta}_1$ se compara con un valor de las tablas Dickey Fuller con la siguiente hipótesis:

$$H_0 = \beta_1 = 0$$

Se rechaza H_0 cuando el valor absoluto del estadística es mayor al valor absoluto del valor crítico y concluimos que la serie es estacionara.

Como esta prueba depende de p , es necesario definir un número de procesos autoregresivos necesarios y suficientes para eliminar la autocorrelación de los errores ε_t . En este trabajo, se tomó en cuenta el Criterio de información Akaike (AIC).

Con el modelo VAR, también podemos evaluar la causalidad de las variables, una vez que se calculó el modelo VAR, entonces una prueba F debe aplicarse para probar la hipótesis nula,

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$$

si se rechaza la hipótesis nula quiere decir que y causa a x . De igual manera se hicieron pruebas de Homocedasticidad de las variables y se evaluaron los gráficos de los residuales.

Después de ajustar el modelo VAR correspondiente, se estimaron las funciones de impulso respuesta de las variables índice de precios al consumidor y tasa de interés, estas funciones miden la reacción de cada una de las variables en el tiempo a un shock de otra variable. Para estimar las funciones respuesta al impulso en el modelo VAR, se estima la matriz de Cholesky, (Novales, 1993):

$$y_{1t} = \beta_1 + \beta_2 y_{1t-1} + \beta_3 y_{2t-1} + \widehat{\varepsilon}_{1t}$$

$$y_{2t} = (\beta_{10} - \hat{c}\beta_1) + \hat{c}y_{1t} + (\beta_{11} - \hat{c}\beta_2) + \hat{c}y_{1t-1} + (\beta_{12} - \hat{c}\beta_3) + \hat{c}y_{2t-1} + \widehat{\varepsilon}_{2t}$$

Donde un shock en ε_{1t} de tamaño σ_{ε_1} genera una respuesta de igual tamaño en y_1 , y una respuesta $c\sigma_{\varepsilon_1}$ en y_2 . Una forma de representar estos shocks, es mediante gráficos, que es la forma en la que se presentan en este trabajo.

1.4.2 Datos

Para evaluar la Paridad descubierta de tasa de interés, se tomaron en cuenta los siguientes datos:

Tabla 1.1. Datos de México, Brasil y Chile

País	Plazo	Variables	Fuente
	corto plazo (01/1994- 12/2013)	Tasa real de rendimiento de CETES (Certificados de Tesorería de la Federación) a 28 días	Banco de México ⁵
		Tasa real de rendimiento de depósitos en dólares	
	largo plazo (10/1999- 12/2013)	Tasa de rendimiento de Bonos a 10 años emitidos por el Gobierno de México	Board of Governors of the Federal Reserve System ⁶
		Rendimiento de títulos del Tesoro a 10 años de Estados Unidos	INEGI ⁷ y Banco de México
			índice Nacional de Precios al Consumidor en México y en Estados Unidos
		Logaritmo del tipo de cambio nominal (peso-dólar)	Banco de México

⁵ <http://www.banxico.org.mx/>

⁶ <https://www.federalreserve.gov/>

⁷ <http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>

Chile	corto plazo (05/1995-12/2013)	Tasa de rendimiento de depósitos a 30 días en pesos	Banco Central de Chile ⁸
		Tasa de rendimientos de depósitos en dólares a 30 días	
	largo plazo (04/2007-12/2013)	Tasa de rendimiento de Bonos a 10 años emitidos por el Gobierno de Chile	
		Rendimiento de títulos del Tesoro a 10 años de Estados Unidos	
		Diferencial del tipo de cambio nominal (peso-dólar)	
	Índice de precios al consumidor en Estados Unidos y Chile		
Brasil	corto plazo (02/1996-04/2013) Datos trimestrales	Tasa de rendimiento de depósitos en Real Brasileño	Banco Central de Brasil ⁹
		Tasa de rendimiento de depósitos en dólares	Banco Central de Brasil
	largo plazo (07/2007-12/2013)	Tasa de rendimiento de Bonos a 10 años emitidos por el Gobierno de Brasil	Banco Central de Brasil
		Rendimiento de títulos del Tesoro a 10 años de Estados Unidos	Board of Governors of the Federal Reserve System
		Logaritmo del tipo de cambio nominal (real-dólar)	Ipea Data ¹⁰
	Índice de precios al consumidor en Brasil y Estados Unidos	IBGE ¹¹	

Elaboración propia.

Para ajustar el modelo VAR, se utilizaron las siguientes variables:

a) México, series trimestrales de 1994 al 2015:

- Logaritmo natural del tipo de cambio nominal (ITCN), obtenido del Banco de México.
- Índice de Precios al Consumidor (IPC), obtenido del INEGI
- Tasa de interés (TIIE) a 28 días, (TI), obtenida del Banco de México.
- Logaritmo natural del Producto Interno Bruto de México (IPIB), obtenido del INEGI.
- Tasa de interés en Estados Unidos, como variable exógena (TIUS), obtenida del Board of Governors of the Federal Reserve System.

⁸ <http://www.bcentral.cl/es/faces/estadisticas>

⁹ <http://www.bcb.gov.br/>

¹⁰ <http://www.ipeadata.gov.br/>

¹¹ <http://www.ibge.gov.br/>

b) Brasil, series trimestrales de 1996 al 2015:

- Logaritmo del Índice de Precios al Consumidor (IPC), obtenido del IBGE.
- Tasa de interés Selic (TI), obtenida del Banco Central de Brasil.
- Logaritmo natural del Producto Interno Bruto de Brasil (IPIB), obtenido del IBGE.
- Tasa de interés en Estados Unidos, como variable exógena (TIUS), obtenida del Board of Governors of the Federal Reserve System
- Logaritmo natural del tipo de cambio nominal (ITCN), obtenido de Ipea Data.

c) Chile, series trimestrales de 1996 al 2015:

- Logaritmo del Índice de Precios al Consumidor (IPC), obtenido del INE.
- Tasa de interés de referencia de política monetaria (TI), obtenida el Banco Central de Chile.
- Diferencia del Producto Interno Bruto de Brasil (IPIB), obtenido del INE.
- Tasa de interés en Estados Unidos, como variable exógena (TIUS), obtenida del Board of Governors of the Federal Reserve System
- Diferencia del tipo de cambio nominal (dTCN), obtenido del Banco Central de Chile.

1.4.3 Software

Para realizar los análisis de este capítulo se utilizó el software R 3.3.3. Para ajustar el modelo de Paridad descubierta de tasas de interés y probar su hipótesis se utilizó el paquete “*dynlm*” con la función *dynlm*.

Posteriormente para probar la causalidad en el sentido de Granger, se utilizaron los paquetes “*lmseries*” y “*timeSeries*”, y las funciones *kpss.test* para evaluar la no estacionalidad de las variables y la función *grangertest*, para probar la causalidad.

Para ajustar el modelo VAR, se utilizó la paquetería de R denominada “*vars*”, recordemos que lo primero que se tiene que hacer antes de ajustar un modelo de este tipo es probar la estacionalidad de las variables, para lo cual se hicieron las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (ADF), utilizando

la función *ur.df*, del paquete “*urca*” (ver anexo 4). Una vez que se comprobó que todas las variables utilizadas son estacionarias, se ajustó el modelo con la función *VAR*.

Por último, se utilizó la función *irf*, para hacer el análisis de impulso respuesta y *plot* para graficar los resultados.

1.4.4 Resultados

Los resultados del ajuste del modelo y las pruebas de hipótesis para probar paridad descubierta de tasas de interés en el corto y largo plazo para México, Brasil y Chile, se muestran en las tablas 1.2-1.4, además en estas tablas se incluyen las pruebas de causalidad de Granger. En el anexo 4 se muestran los resultados completos del ajuste de los modelos para cada país.

Tabla 1.2. Resultados de la paridad descubierta de tasas de interés para México

	Ajuste del Modelo lineal			Hipótesis $\beta_1 = 1$		Hipótesis de Paridad	Causalidad en el sentido de Granger
	Parámetros	P-valor	Conclusión	P-valor	Conclusión		
Corto Plazo	β_0	0.004173	2.36E-09	Es diferente de 0		No se cumple	Bidireccional
	β_1	0.000558	1.34E-07	Es diferente de 0	2.20E-16		
Largo Plazo	β_0	0.001967	3.91E-05	Es diferente de 0		No se cumple	Tipo de cambio hacia la tasa de interés
	β_1	0.000086	0.749	Es 0			

Elaboración propia.

En los resultados mostrados anteriormente, observamos que en México no se cumple la hipótesis de paridad descubierta de tasas de interés ni en el corto ni largo plazo, lo cual significa que la tasa de interés utilizada como instrumento de política monetaria, no es la óptimo y por lo tanto el tipo de cambio puede jugar un papel importante en el control de la inflación.

Además, se evaluó la causalidad de las variables (ver anexo 5); en el caso de México, existe una causalidad bidimensional de las variables en el corto plazo; es decir, el diferencial del tipo de cambio en el tiempo T es causa del diferencial de la tasa de interés real de México y la Tasa de interés real de Estados Unidos, y viceversa; y en el largo plazo, se encontró una causalidad del diferencial del tipo de cambio hacia el diferencial de las tasas de interés.

Esto difiere de los hallazgos encontrados por Mántey, (2009b), quien evalúa la economía mexicana en el periodo comprendido de 1978 al 2007 y afirma que cuando se realizan pruebas de causalidad para ver la dirección de la relación de tasas de interés y tipo de cambio, el resultado es que la causalidad va del tipo de cambio hacia la tasa de interés, y no a la inversa; según los resultados obtenidos en nuestro análisis esto sólo ocurre en el largo plazo.

Tabla 1.3. Resultados de la Paridad descubierta de tasas de interés para Brasil

	Ajuste del Modelo lineal				Hipótesis de Paridad	Causalidad en el sentido de Granger
	Parámetros	P-valor	Conclusión			
Corto Plazo	β_0	0.004173	0.497	Es 0	No se cumple	Tasa de interés hacia el tipo de cambio
	β_1	0.002651	0.135	Es 0		
Largo Plazo	β_0	-	0.338	Es 0	No se cumple	No existe causalidad en el sentido de Granger
	β_1	0.004119	0.315	Es 0		

Elaboración propia.

Tabla 1.4. Resultados de la Paridad descubierta de tasas de interés para Chile

	Ajuste del Modelo lineal				Hipótesis de Paridad	Causalidad en el sentido de Granger
	Parámetros	P-valor	Conclusión			
Corto Plazo	β_0	0.001524	0.372	Es 0	No se cumple	No existe causalidad en el sentido de Granger
	β_1	-0.000007	0.992	Es 0		
Corto Plazo	β_0	-0.000783	0.84	Es 0	No se cumple	No existe causalidad en el sentido de Granger
	β_1	0.000470	0.719	Es 0		

Elaboración propia.

El caso de Brasil y Chile (ver tablas 1.3 y 1.4), tampoco se pudo comprobar la hipótesis de paridad descubierta de tasas de interés. Sin embargo, en las pruebas de causalidad, los resultados fueron muy diferente a los encontrados en México; en Brasil se encontró que en el corto plazo, la causalidad va del diferencial de las tasas de interés (de Brasil y Estados Unidos), a la variación del tipo de cambio y en el largo plazo no existe causalidad en el sentido de Granger. Mientras que en Chile, ni en el corto ni largo plazo se encontró causalidad de las variables, es decir, el tipo de cambio en este país no influye en el diferencial de las tasas de interés, ni viceversa.

A continuación se muestran los resultados del ajustar los modelos VAR, se hizo las pruebas de raíces unitarias y se ajustaron las variables utilizadas para que fueran estacionarias (ver anexo 5), además los modelos ajustados pasaron las pruebas de normalidad y Homocedasticidad (ver anexo 6).

En el modelo VAR ajustado para México, Brasil y Chile, se tomó en cuenta el criterio de Schwarz Bayesiano (SC) para seleccionar el número de retardos óptimo, el cual sugería un retardo de 3 para México y Brasil y 4 para Chile (Ver anexo 6). A continuación se presenta el modelo VAR para México:

Tabla 1.5. Análisis VAR para México

Tasa de Inflación						Tasa de Interés				
	Estimador	Error estándar	Valor t	Pr(> t)		Estimador	Error estándar	Valor t	Pr(> t)	
Inflación.I1	0.668	0.117	5.700	3.41E-07	***	-0.716	0.373	-1.92	0.05933	.
TI.I1	0.280	0.050	5.555	5.97E-07	***	0.829	0.160	5.183	2.45E-06	***
TCN.I1	16.875	15.685	1.076	0.286084		-30.783	49.842	-0.618	0.53906	
PIB.I1	8.519	9.087	0.937	0.352117		46.430	28.877	1.608	0.11287	
Inflación.I2	-0.212	0.156	-1.355	0.18029		0.322	0.496	0.649	0.51887	
TI.I2	-0.188	0.055	-3.409	0.001142	**	-0.283	0.175	-1.61	0.11242	
TCN.I2	38.173	23.736	1.608	0.112785		98.714	75.426	1.309	0.19537	
PIB.I2	-3.571	7.943	-0.450	0.654602		-12.712	25.241	-0.504	0.61629	
Inflación.I3	-0.087	0.080	-1.085	0.282205		-0.273	0.255	-1.072	0.28795	
TI.I3	0.226	0.046	4.902	0.000006 98	***	0.392	0.146	2.68	0.00937	**
TCN.I3	-62.600	15.482	-4.043	0.000146	***	-91.601	49.196	-1.862	0.06727	.
PIB.I3	2.858	8.944	0.320	0.750395		-20.953	28.421	-0.737	0.4637	
const	-106.491	47.843	-2.226	0.029612	*	-142.147	152.030	-0.935	0.35336	
TIEU	-0.249	0.131	-1.905	0.061306	.	0.037	0.416	0.09	0.92864	
Multiple R-Squared: 0.9848, Adjusted R-squared: 0.9816						Multiple R-Squared: 0.8961, Adjusted R-squared: 0.8746				
F-statistic: 313.5 on 13 and 63 DF, p-value: < 2.2e-16						F-statistic: 41.78 on 13 and 63 DF, p-value: < 2.2e-16				
Códigos de Significancia										
	0	0.001	0.01	0.05						
	***	**	*	.						

Elaboración propia con los resultados obtenidos del modelo econométrico.

En la tabla 1.5, se observa que las variables estadísticamente significativas en la determinación de la inflación presente en México, la cual está medida por el índice de precios al consumidor, son: la inflación del periodo anterior, la tasa de interés de 1, 2 y 3 periodos anteriores, el tipo de cambio nominal del periodo t-3, que fueron las variables endógenas, y la variable tasa de interés de Estados Unidos, que se metió como variable exógena. Sin embargo, se observa que la variable que más influye es el tipo de cambio nominal, con signo negativo, pero con un retraso de 3 periodos; esto contradice el esquema de política monetaria declarado por el Banco de México, el cual afirma que el único instrumento de política para el control inflacionario es la tasa de interés. Más aún, se observa que la inflación de México reacciona a los cambios de la tasa de interés de otro país, esto es en forma negativa, es decir, cuando la tasa de interés de referencia de la Fed incrementa, la inflación en México disminuye y cuando el peso sufre una apreciación en términos nominales, la tasa de inflación tiende a subir.

Estos resultados son similares al modelo propuesto por Ball (1999), donde presenta que la Curva de Phillips depende de la tasa de interés del periodo anterior y el diferencial del tipo de cambio; aunque en nuestros resultados, la Curva de Phillips depende del diferencial de las tasas de interés de periodos anteriores y del tipo de cambio de periodos anteriores. En este caso la inflación no es sensible a los cambios en el PIB.

Con respecto a las variables que influyen en la determinación de la tasa de interés en México, las variables estadísticamente significativas con un 95% de confianza, son la tasa de interés de periodos anteriores, la tasa de inflación del periodo anterior y en mayor medida el tipo de cambio nominal.

Estos resultados nos llevan a suponer que en el régimen de metas de inflación seguido por el Banco de México, utiliza a la tasa de interés como instrumento inmediato de reacción, pero también utiliza al tipo de cambio como instrumento de control inflacionario, ya que el tipo de cambio es la variable más sensible a la inflación, con lo cual afirmamos que el régimen de tipo de cambio seguido por el banco de México no es de tipo flotante, sino que es usado en la fijación de la tasa de interés y en el control inflacionario.

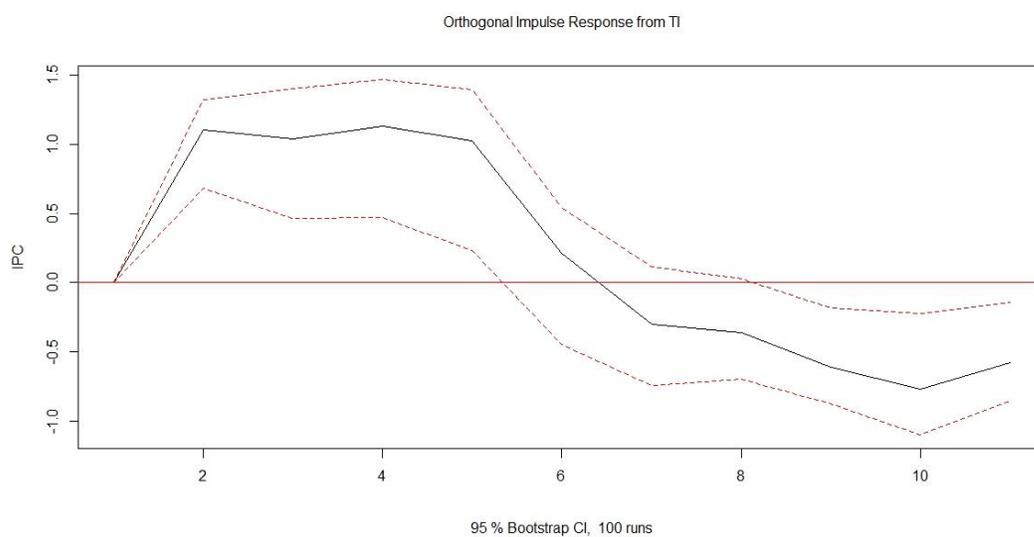
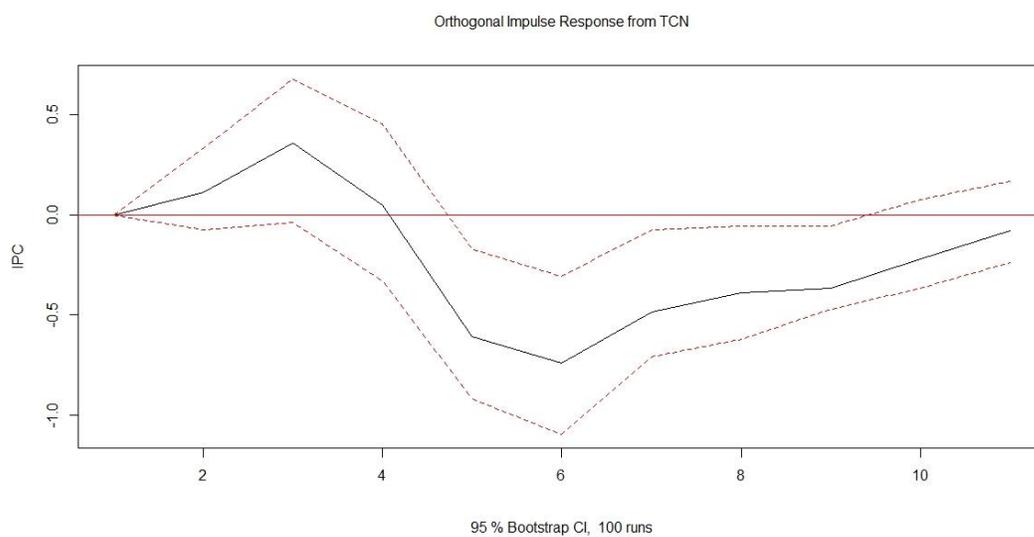
Además, el banco de México declara ser un organismo autónomo, pero en los resultados obtenidos, se observa que la inflación en México es sensible a los cambios de la tasa de interés de la Fed, la cual es exógena en este modelo.

En los gráficos 1.11 y 1.12 se muestran los resultados de las funciones de impulso respuesta de la variable IPC y tasa de interés y se observa:

- La variable IPC reacciona positivamente ante un incremento del tipo de cambio nominal en el periodo t+3, pero la transmisión se vuelve negativa en el periodo t+4 y después del periodo t+6 disminuye hasta desaparecer.
- El IPC reacciona ante un cambio de la variable tasa de interés de forma positiva hasta el periodo t+5 y posteriormente la respuesta es negativa.
- Un cambio en el tipo de cambio nominal, tiene un impacto negativo en la tasa de interés hasta el periodo t+8 y posteriormente desaparece.
- Un cambio en la tasa de interés también trae un cambio positivo en el tipo de cambio nominal.

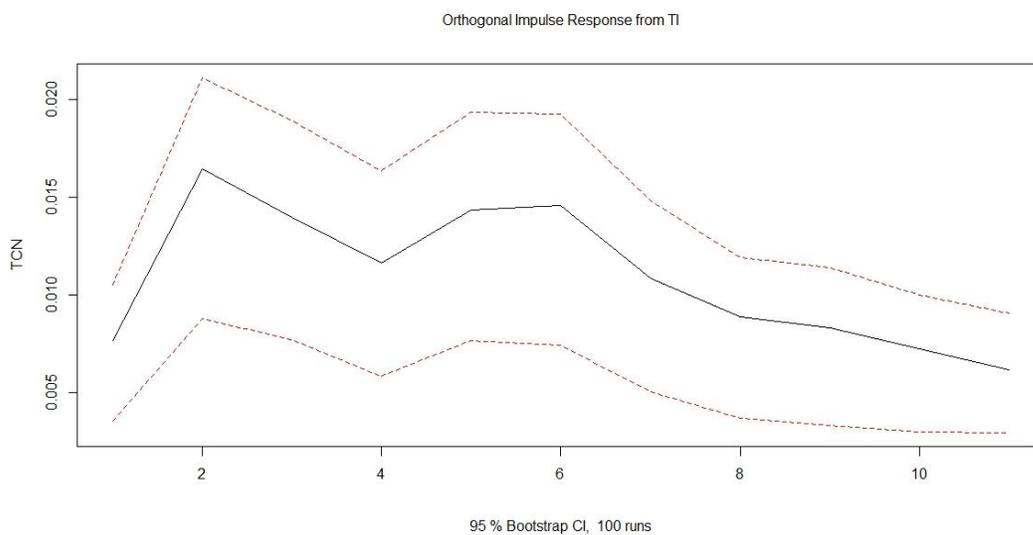
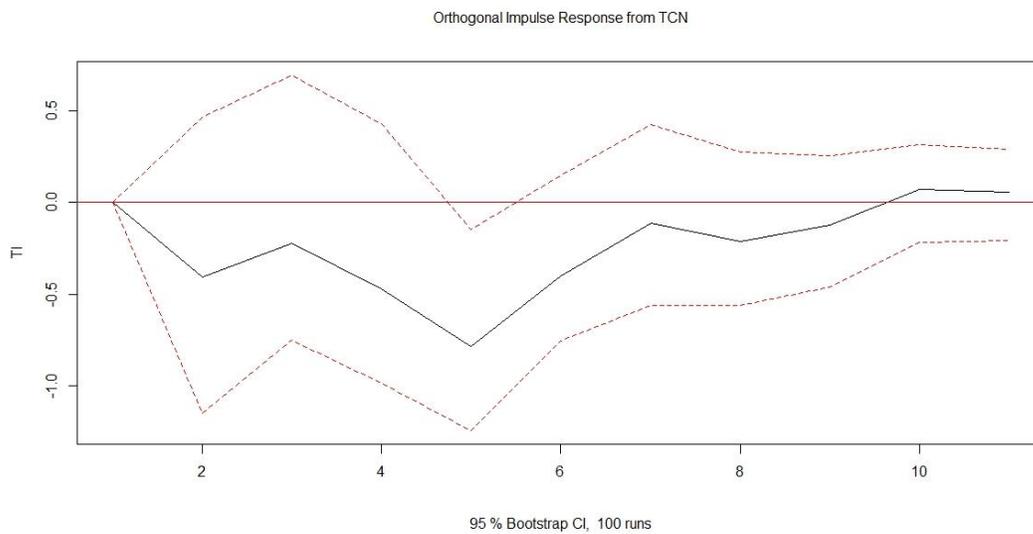
En las pruebas de causalidad que se hicieron para México, se observa que el tipo de cambio nominal, es causa en el sentido de Granger de las variables tasa de inflación, tasa de interés y producto interno bruto, con lo que se comprueba que existe una relación de largo plazo, igual a la relación presentada por la tasa de interés con la tasa de inflación, el tipo de cambio y el producto interno bruto (ver anexo 6a).

Gráfico 1.11. Impulso respuesta del tipo de cambio nominal y la tasa de interés al índice de precios al consumidor para México.



Elaboración propia con resultados de modelo econométrico ajustado.

Gráfico 1.12. Impulso respuesta del tipo de cambio nominal a la tasa de interés y de la tasa de interés al tipo de cambio nominal para México.



Elaboración propia con resultados de modelo econométrico ajustado.

Tabla 1.6. Análisis VAR para Brasil

Tasa de inflación					Tasa de Interés					
	Estimador	Error estándar	Valor t	Pr(> t)		Estimador	Error estándar	Valor t	Pr(> t)	
Inflación.I1	1.3579	0.1238	10.966	2.36E-15	***	-0.1106	0.4200	-0.263	0.79325	
TI.I1	-0.0175	0.0393	-0.446	0.65712		0.7622	0.1333	5.719	4.78E-07	***
TCN.I1	2.5843	1.5937	1.622	0.11072		-3.9292	5.4058	-0.727	0.47046	
PIB.I1	-3.1826	14.2118	-0.224	0.82365		-35.4614	48.2055	-0.736	0.46514	
Inflación.I2	-0.6405	0.1912	-3.351	0.00148	**	0.2400	0.6484	0.37	0.71269	
TI.I2	0.0074	0.0487	0.152	0.87992		-0.4823	0.1651	-2.921	0.00509	**
TCN.I2	1.4707	2.1403	0.687	0.49491		0.2077	7.2596	0.029	0.97728	
PIB.I2	34.2259	18.5066	1.849	0.06988	.	48.9507	62.7730	0.78	0.43891	
Inflación.I3	0.0300	0.1121	0.268	0.78982		-0.3158	0.3802	-0.831	0.40991	
TI.I3	-0.0225	0.0407	-0.552	0.58312		0.2628	0.1380	1.904	0.06224	.
TCN.I3	-3.2177	1.6016	-2.009	0.04954	*	0.0363	5.4325	0.007	0.9947	
PIB.I3	-35.4118	11.9840	-2.955	0.00463	**	-36.9187	40.6487	-0.908	0.36779	
const	55.8177	28.7844	1.939	0.05771	.	302.3546	97.6344	3.097	0.0031	**
TIEU	-0.2186	0.1235	-1.769	0.08251	.	-0.7437	0.4190	-1.775	0.08154	.
Multiple R-Squared: 0.9138, Adjusted R-squared: 0.893					Multiple R-Squared: 0.8081, Adjusted R-squared: 0.7619					
F-statistic: 44.02 on 13 and 54 DF, p-value: < 2.2e-16					F-statistic: 17.49 on 13 and 54 DF, p-value: 6.867e-15					
Códigos de Significancia										
	0	0.001	0.01	0.05						
	***	**	*	.						

Elaboración propia con los resultados obtenidos del modelo econométrico.

En la tabla 1.6 se muestran los resultados del análisis VAR ajustado para Brasil, se observa que las variables que estadísticamente influyen en la inflación presente son la inflación de los dos periodos anteriores, el PIB de 2 y 3 periodos anteriores, el tipo de cambio nominal del tercer periodo y la tasa de interés de la Fed, siendo el producto interno bruto la variables que más influencia tiene y en segundo lugar el tipo de cambio nominal, con signo negativo. En este caso, la tasa de interés no es estadísticamente significativa en la inflación de este país, con lo que se comprueba que el tipo de cambio es el principal instrumento de control inflacionario y que la tasa de interés de la Fed influye en forma negativa en la inflación de Brasil, similar al de México, donde los bancos centrales no son completamente autónomos.

También se observa en la tabla 1.6, que las variables que influyen en la tasa de interés son la tasa de interés de periodos pasados y la tasa de interés de la Fed, el tipo de cambio no resultó estadísticamente significativo, con lo que contradice las declaraciones del Banco Central de

Brasil, donde se afirma que el instrumento de política monetaria es un índice de condiciones monetarias que toma en cuenta al tipo de cambio y a la tasa de interés.

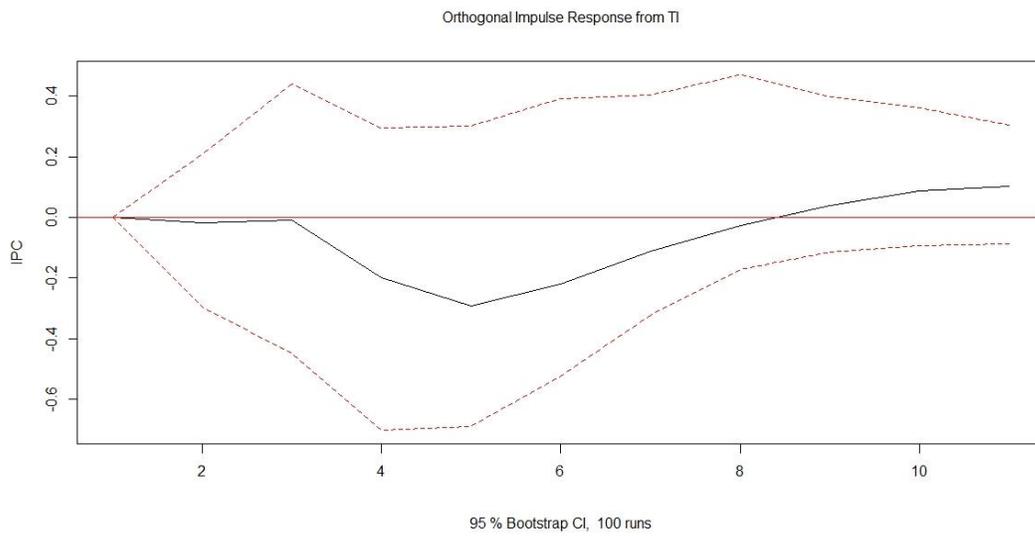
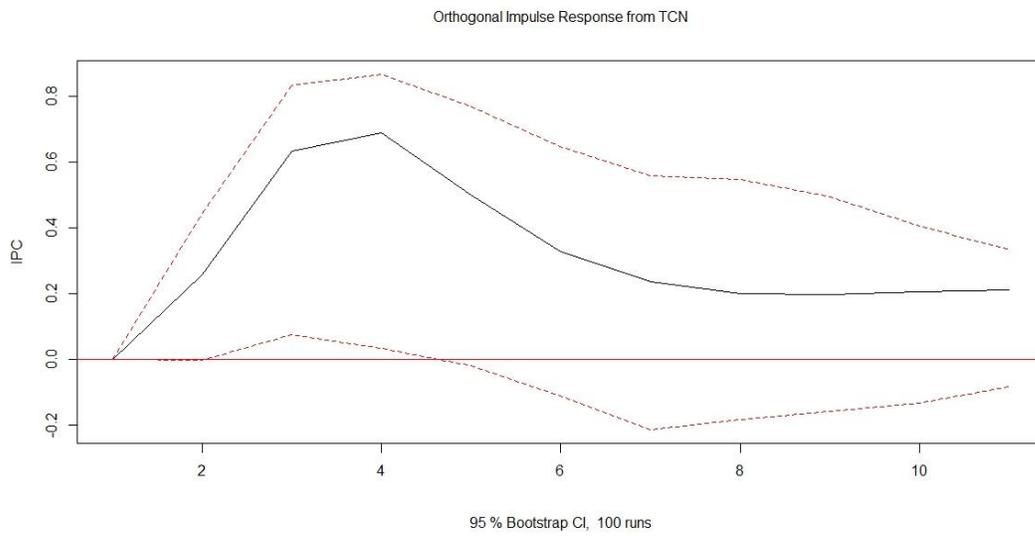
A diferencia de Chile y México, Brasil es el único país donde la tasa de inflación se vuelve sensible a la elasticidad del Producto Interno Bruto.

Con respecto al análisis de impulso respuesta presentada en los gráficos 1.13 y 1.14, se observa que:

- Un cambio en la variable tipo de cambio nominal, crea un efecto positivo en el índice de precios al consumidor, es decir, un incremento que disminuye a partir del periodo $t+4$, pero no desaparece, sino que permanece constante en el tiempo.
- Un cambio en la tasa de interés no tiene mucho efecto en la inflación, como se pudo comprobar en el análisis VAR presentado anteriormente, un cambio en la tasa de interés provoca una ligera disminución de la inflación en el periodo $t+5$, pero éste va disminuyendo y desaparece en el periodo $t+8$.
- Un cambio en el tipo de cambio nominal, no tiene un gran efecto en la tasa de interés, como se observó en el análisis VAR presentado en la tabla 1.6, este shock es negativo en el periodo $t+2$ y continúa en el tiempo.
- Un cambio en la tasa de interés, no genera un cambio en el tipo de cambio nominal.

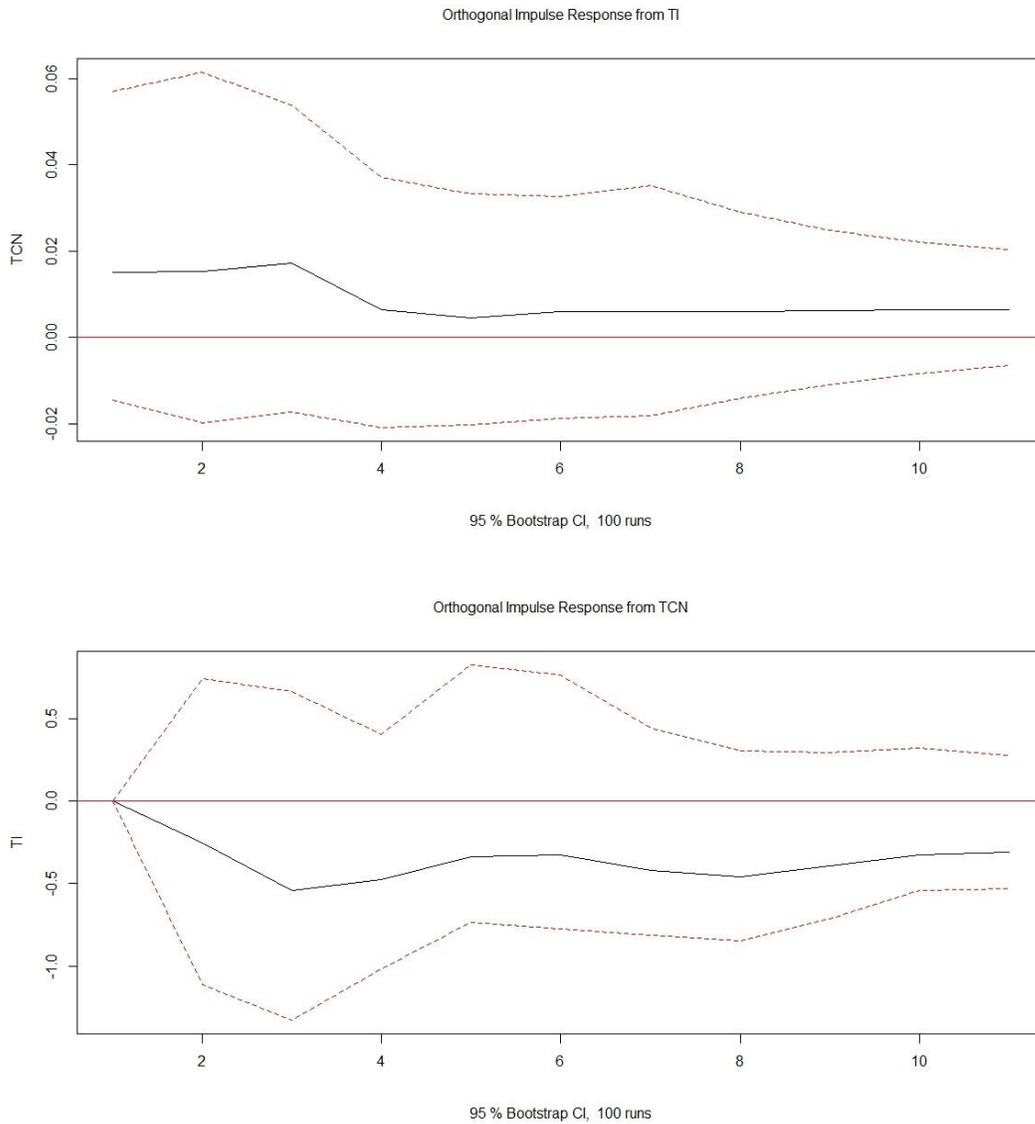
En las pruebas de causalidad del modelo VAR para Brasil, se observa que el tipo de cambio nominal no causa al índice de precios al consumidor, a la tasa de interés y al producto interno bruto en el largo plazo, es por eso que el coeficiente no es muy grande en el modelo VAR, esta relación es fuerte en el corto plazo, con lo cual no es de extrañarse que se utilice el tipo de cambio como instrumento de política monetaria, porque los resultados son inmediatos. Sin embargo, la tasa de interés presenta una causalidad en el sentido de Granger con el tipo de cambio nominal, el índice de precios al consumidor y el producto interno bruto, la cual en el corto plazo, no tiene un impacto estadísticamente significativo (ver anexo 6b).

Gráfico 1.13. Impulso respuesta del tipo de cambio nominal y la tasa de interés al índice de precios al consumidor para Brasil



Elaboración propia con resultados de modelo econométrico ajustado.

Gráfico 1.14. Impulso respuesta del tipo de cambio nominal a la tasa de interés y de la tasa de interés al tipo de cambio nominal para Brasil



Elaboración propia con resultados de modelo econométrico ajustado.

Tabla 1.7. Análisis VAR para Chile

Tasa de inflación					Tasa de Interés				
	Estimador	Error estándar	Valor t	Pr(> t)		Estimador	Error estándar	Valor t	Pr(> t)
Inflación.I1	1.8531	0.1421	13.043	< 2e-16 ***		0.000623	0.2397	0.003	0.9979
TI.I1	0.1272	0.0820	1.551	0.1275		1.377798	0.1384	9.96E+00	2.91E-13 ***
TCN.I1	0.0952	0.1860	0.512	0.6112		0.405754	0.3137	1.293	0.2021
PIB.I1	0.0766	1.6965	0.045	0.9642		-1.401916	2.8620	-0.49	0.6265
Inflación.I2	-1.4614	0.2858	-5.114	5.46E-06 ***		0.207338	0.4821	0.43	0.6691
TI.I2	-0.0993	0.1351	-0.735	0.466		-0.721007	0.2279	-3.164	0.0027 **
TCN.I2	-0.3552	0.2159	-1.646	0.1064		-0.624074	0.3642	-1.714	0.093 .
PIB.I2	-0.5223	1.8143	-0.288	0.7747		2.734335	3.0608	0.893	0.3761
Inflación.I3	0.4983	0.2773	1.797	0.0787 .		-0.369490	0.4679	-0.79	0.4336
TI.I3	-0.0038	0.1426	-0.027	0.9788		0.033486	0.2405	0.139	0.8899
TCN.I3	-0.2064	0.2233	-0.924	0.3601		-0.209223	0.3768	-0.555	0.5813
PIB.I3	0.4218	1.7963	0.235	0.8153		2.972952	3.0304	0.981	0.3315
Inflación.I4	-0.0744	0.1265	-0.588	0.5592		0.084482	0.2134	0.396	0.694
TI.I4	0.0173	0.0914	0.189	0.8506		0.229014	0.1543	1.485	0.1442
TCN.I4	0.2191	0.2022	1.083	0.2841		0.699678	0.3411	2.051	0.0457 *
PIB.I4	0.2717	1.6724	0.162	0.8716		-4.062961	2.8215	-1.44	0.1564
const	-3.9070	3.5020	-1.116	0.2701		-3.660195	5.9080	-0.62	0.5385
TIUS	0.0857	0.0596	1.439	0.1565		0.076475	0.1005	0.761	0.4503
Multiple R-Squared: 0.9594, Adjusted R-squared: 0.9533					Multiple R-Squared: 0.9121, Adjusted R-squared: 0.8989				
F-statistic: 157.5 on 9 and 60 DF, p-value: < 2.2e-16					F-statistic: 69.17 on 9 and 60 DF, p-value: < 2.2e-16				
Códigos de Significancia	0	0.001	0.01	0.05					
	***	**	*	.					

Elaboración propia con los resultados obtenidos del modelo econométrico.

En el modelo VAR ajustado para Chile, presentado en la tabla 1.7, se observa que la única variable estadísticamente significativa para la inflación, es la variable inflación retardada. En el caso particular de Chile, aunque el Banco Central de ese país declara que la política monetaria de metas de inflación implementada tiene como principal objetivo el control inflacionario, se ha observado que el control de la inflación fue desde antes, y con la política monetaria implementada en el periodo de estudio sólo se ha mantenido estable la inflación.

En el caso de la determinación de la tasa de interés utilizada como instrumento de política monetaria, se observa que las variables estadísticamente significativas son el diferencial del tipo de cambio del periodo t_{-4} y t_{-2} y el diferencial la tasa de interés del periodo t_{-4} y t_{-1} ; siendo la tasa de interés la variable con los coeficientes más grandes; en Chile, la tasa de interés de la Fed no ha influido en la determinación de la inflación y la tasa de interés, la significancia de esta variable puede acusar a un doble efecto, debido a que la evidencia empírica sostiene que la tasa de interés de la Fed es importante en la implementación de la política monetaria de metas de inflación en este país.

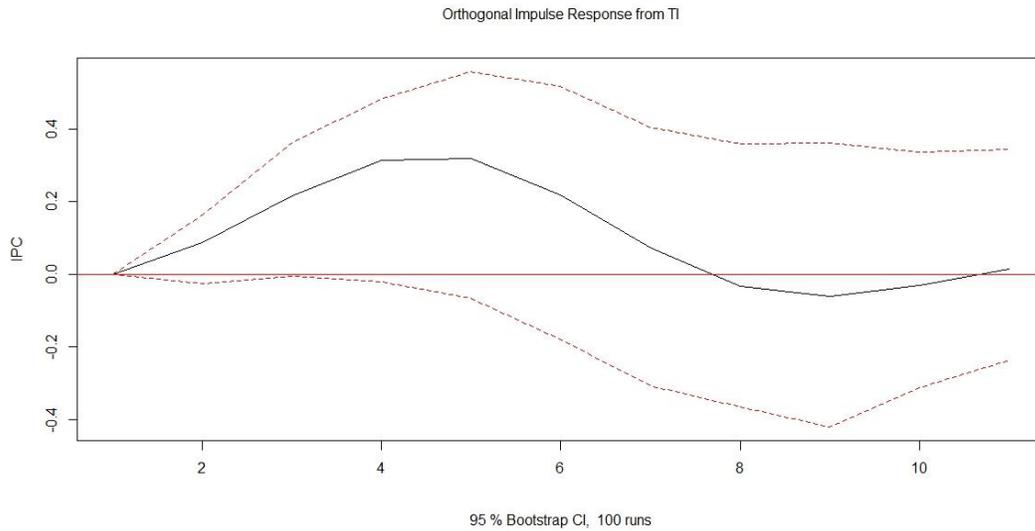
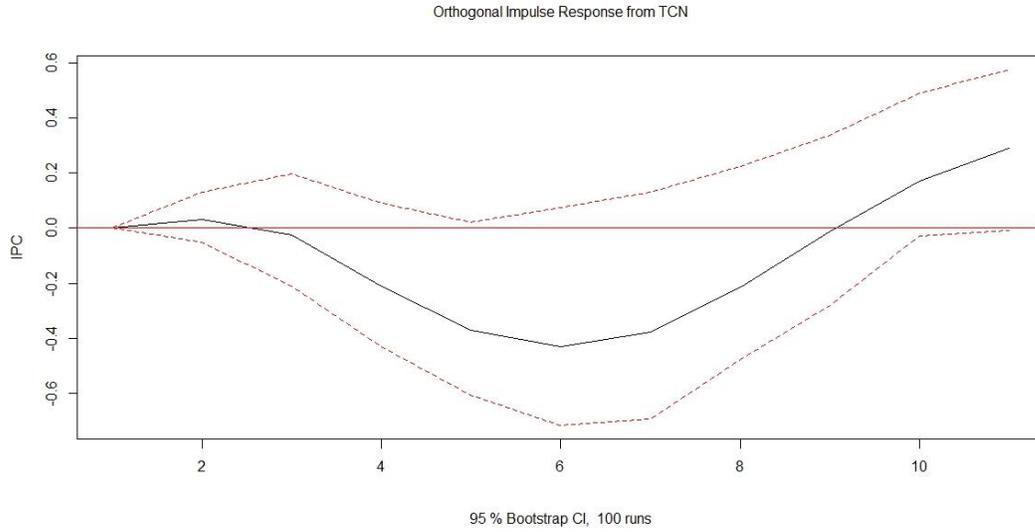
Al realizar las pruebas de Causalidad del modelo VAR para Chile, se obtiene que el tipo de cambio nominal no causa en el sentido de Granger, a las variables tasa de inflación, tasa de interés y PIB; y la variable tasa de interés si causa a las variables tipo de cambio nominal, índice de precios al consumidor y producto interno bruto en el sentido de Granger (ver anexo 6c).

Con respecto a la determinación de las funciones de impulso respuesta, presentadas en los gráficos 1.15 y 1.16, se observa:

- Un cambio en la variable tipo de cambio nominal tiene un impacto negativo en la inflación, pero no es inmediato, este impacto se refleja hasta el periodo $t+3$, el cual empieza a disminuir en el periodo $t+6$ y en el periodo $t+9$ se vuelve positivo.
- Un cambio en la tasa de interés tiene un impacto positivo en el corto plazo en la inflación, el cual desaparece en el periodo $t+7$.
- Un cambio en el tipo de cambio nominal, tiene un impacto positivo en la tasa de interés pero en el largo plazo.

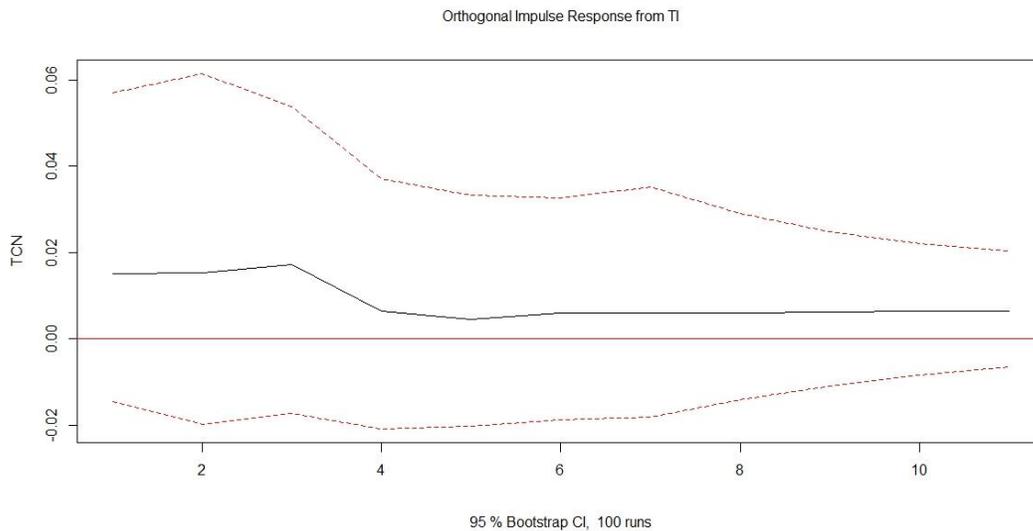
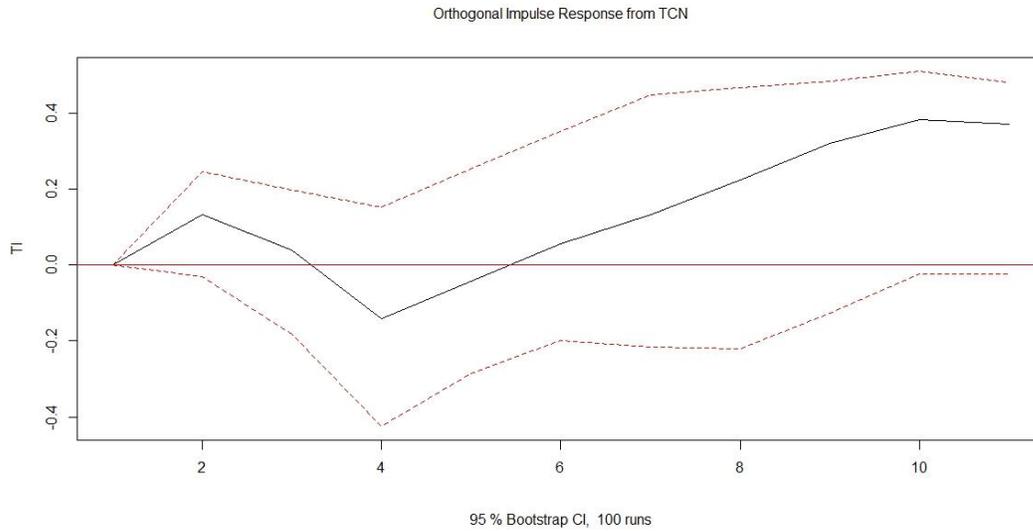
Como se puede observar en el análisis de impulso respuesta para Chile, la variable tipo de cambio tiene su relevancia en la inflación y en la tasa de interés, pero no es estadísticamente significativa en el modelo VAR, porque este impacto es en el largo plazo y no en el corto plazo como lo está midiendo el modelo.

Gráfico 1.15. Impulso respuesta del tipo de cambio nominal y la tasa de interés, al índice de precios al consumidor para Chile



Elaboración propia con resultados de modelo econométrico ajustado.

Gráfico 1.16. Impulso respuesta del tipo de cambio nominal a la tasa de interés y de la tasa de interés al tipo de cambio nominal para Chile

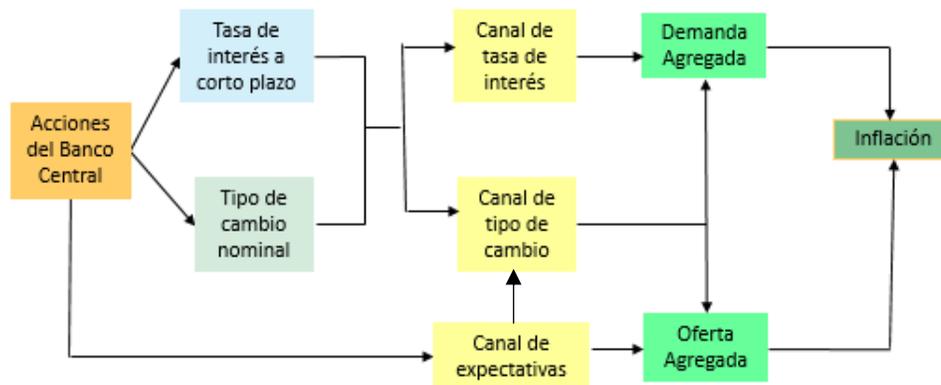


Elaboración propia con resultados de modelo econométrico ajustado.

Después de realizar los análisis VAR y los análisis de impulso respuesta, se determina que el mecanismo de transmisión de la política monetaria de metas de inflación que se implementa en México, Brasil y Chile, difiere del mecanismo propuesto por los Bancos Centrales (ver anexo 1); en el diagrama 1.1 se muestran estos mecanismos, y se observa que éste es igual en los tres

países. Las diferencias observadas son, que en México y Chile, el Banco Central influye en las tasas de interés y el tipo de cambio, en Brasil, el Banco Central también influye en estas dos variables, pero la influencia que se tienen sobre la tasa de interés es menor que la que se tiene en el tipo de cambio.

Diagrama 1.1. Mecanismo de Transmisión de la Política Monetaria en México, Brasil y Chile



1.5 Consideraciones Finales

La política monetaria implementada en México, Brasil y Chile, en el año 2001 y 1999 respectivamente, es conocida como el nuevo consenso macroeconómico y está basada en la regla de interés a corto plazo o regla de Taylor, la cual debería de ser el único instrumento de política y tiene como principal objetivo el control inflacionario. Es importante resaltar que esta política monetaria es manejada por Bancos Centrales autónomos, lo cual representa una mayor credibilidad en las acciones realizadas en la materia.

Ha existido una gran polémica alrededor de la regla de Taylor y se argumenta que esta regla no se aplica como tal, pero ha servido de base para crear algunas reglas monetarias, ya que en economías abiertas es muy importante incorporar el efecto del tipo de cambio, Ball (1999, 2000) y Svenson (2000), entre otros, proponen incorporar el tipo de cambio a la regla de Taylor.

En el esquema de política monetaria de metas de inflación, el tipo de cambio debe obedecer a la condición llamada paridad descubierta de tasas de interés, donde las fuerzas de mercado

equilibran el rendimiento esperado de una inversión en moneda extranjera a la misma rentabilidad que si se invirtiera en moneda local.

En el análisis econométrico presentado en este capítulo para comprobar la paridad de tasas de interés descubierta, se encontró que en ninguno de los tres países se cumple esta paridad, y es en el corto plazo, que en México se encontró una causalidad bilateral de las variables y en Brasil, una causalidad que va del diferencial de las tasas de interés real (México y Estados Unidos) al diferencial del tipo de cambio real. En el largo plazo sólo México presentó una causalidad en sus variables, que va del diferencial del tipo de cambio real al diferencial de las tasas de interés real, Brasil y Chile no presentaron una causalidad en sus variables de largo plazo. El incumplimiento de la paridad descubierta de tasas de interés, sugiere la utilización de dos instrumentos de control inflacionario, que son la tasa de interés y el tipo de cambio.

En el modelo VAR ajustado para México, Brasil y Chile, se comprobó que ninguno de los tres países sigue el modelo de metas de inflación establecido por sus propios bancos centrales, donde el único instrumento de control inflacionario es la tasa de interés. En México y Brasil, la tasa de inflación reacciona de forma significativa al tipo de cambio, y su mecanismo de transmisión y su velocidad es mayor en el largo plazo.

En México y Brasil, el tipo de cambio provoca cambios en la variable tasa de inflación de forma positiva en el corto plazo, pero en México estos shocks se vuelven negativos; mientras que en Chile, esa relación se manifiesta de forma negativa pero sólo en el largo plazo, en el corto plazo el tipo de cambio nominal no es estadísticamente significativo para la inflación en Chile y ésta es explicada sólo por la inflación pasada.

La tasa de interés que debería de ser el único instrumento de control inflacionario, es estadísticamente significativa en la determinación de la tasa de inflación en México pero con una velocidad de transmisión menor que el tipo de cambio nominal, en el caso de Brasil y Chile, no es estadísticamente significativa, sin embargo es causal de las variables tipo de cambio e índice de precios al consumidor.

Una variable externa que influye en la inflación de México y Brasil, es la tasa de interés de Estados Unidos, incluso en el caso de Brasil, esta variable es estadísticamente significativa en la determinación de la tasa de interés. En Chile la tasa de interés no es estadísticamente significativa en su inflación o su tasa de interés; sin embargo, la evidencia empírica comprueba que al igual que México y Brasil, su política monetaria sigue los efectos de la tasa de interés de la FED.

La brecha del producto sólo es sensible a la inflación en Brasil, por el contrario, en Chile y México no es estadísticamente significativa.

Para la determinación de la tasa de interés, a diferencia de la regla de Taylor, el tipo de cambio es una variable importante en México y Chile, a diferencia de Brasil que sólo resultó estadísticamente significativas las tasas de interés pasadas, pero esta variable es cauda de la inflación, el tipo de cambio y el PIB.

El tipo de cambio juega un papel muy importante en la política monetaria de metas de inflación implementada en México y Brasil, ya que influye en la inflación de una forma muy acelerada en México y Brasil y en el largo plazo en Chile, por tal motivo, los Bancos Centrales toman al tipo de cambio y a la tasa de interés como instrumentos de política monetaria, siendo la tasa de interés el instrumento de reacción de corto plazo.

En el periodo donde se ha implementado la política monetaria de metas de inflación en México, Brasil y Chile, se ha caracterizado por reducir su inflación a un dígito, por bajas tasas de interés y un tipo de cambio apreciado, por lo que motiva a indagar sobre cuál ha sido la influencia que ha tenido esta política en la distribución del ingreso y los salarios en los países de estudio.

Capítulo 2

Distribución del ingreso y política monetaria

2.1 Introducción

En el capítulo anterior se comprobó que el régimen de metas de inflación implementado en México, Brasil y Chile, utiliza al tipo de cambio como un instrumento que junto con la tasa de interés han logrado la estabilidad de los precios.

Cabe señalar que el periodo en donde se ha utilizado la política monetaria de metas de inflación en México, Brasil y Chile, se ha caracterizado por reducir su inflación a un dígito, por bajas tasas de interés y un tipo de cambio apreciado, por lo que motiva a indagar sobre cuál ha sido la influencia que ha tenido esta política en la distribución del ingreso.

La distribución del ingreso se refiere a la forma en la que el ingreso se reparte entre todos los agentes económicos y representa un indicador que mide su calidad de vida y desarrollo, además de que influye en el bienestar de la sociedad. En este sentido, la política monetaria que utiliza a

la tasa de interés como principal instrumento de reacción a corto plazo y cuyo principal objetivo es la estabilidad de precios, es decir el régimen de metas de inflación, influye en la forma en que se distribuyen los ingresos entre empresarios y asalariados (Rochon y Setterfield, 2007).

Desde los años noventa se ha observado una gran concentración del ingreso en los países de México, Brasil y Chile. Por ejemplo, tomando como medida de concentración el índice de GINI¹², en México, en el periodo de estudio se ha observado un índice promedio de .5; además, en este país se incrementó a 53.2% el porcentaje de población mexicana que vive por debajo de la línea de bienestar¹³ en el año 2012; En Brasil por su parte, presenta una concentración promedio de 0.576; además este país se ha caracterizado por altas tasas de desempleo, lo cual ha tenido un efecto en la brecha de la distribución del ingreso; y en el caso de Chile, se presenta el índice de concentración de ingreso promedio ha sido de 0.539.

Es conocido que la creciente inequidad genera graves problemas sociales, causa enormes deterioros en el ahorro de los hogares, el desarrollo del capital humano y la estabilidad económica, ésta se manifiesta en problemas como el deterioro del ingreso, la depreciación del trabajo y la baja cobertura de los servicios sociales básicos (Tuirán Gutiérrez y Gutiérrez, 2005); por tales motivos es muy importante determinar cuáles son los factores que contribuyen a crear una mayor concentración en el ingreso.

Este capítulo tiene como objetivo probar que la política monetaria de metas de inflación implementada en México, Brasil y Chile en 1999, no ha contribuido a disminuir la brecha de la distribución del ingreso; bajo el supuesto de que la inflación polariza la distribución del ingreso lesionando más a los sectores sociales que tienen ingresos fijos, con lo que abatir la inflación debería de hacer más equitativa la distribución del ingreso. Sin embargo, en el capítulo anterior se comprobó que se ha mantenido la estabilidad de precios en los países de estudio, pero no se ha logrado una mejora en la brecha de la distribución del ingreso.

Para cumplir el objetivo de este capítulo, se evalúa el impacto que la política monetaria de metas de inflación ha tenido en la brecha de la distribución del ingreso en México y Chile, en el periodo comprendido de 1994 al 2014 en el caso de México, y de 1995 al 2014 en el caso de Brasil, para lo cual se realizan regresiones bayesianas. En primera instancia se evalúa el impacto que las variables monetarias han tenido en la brecha de distribución del ingreso, posteriormente se

¹² El índice de Gini es una medida que comúnmente se utiliza para medir la desigualdad en los ingresos dentro de un país, este índice es un número entre 0 y 1, en donde 0 corresponde a una perfecta igualdad (todos tienen los mismos ingresos) y 1 se refiere a una completa desigualdad (una persona tiene todos los ingresos y los demás ninguno).

¹³ Cifra obtenida de la CONEVAL (Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social).

evalúa el impacto que ha tenido cada variable monetaria en la brecha de la distribución del ingreso de los países de estudio y finalmente se hace el mismo ejercicio econométrico para comparar el impacto de la política monetaria en los deciles bajos (decil 1-4) y en el decil más alto (decil 10).

En estos análisis se tomó en cuenta el ingreso per cápita de las personas sin considerar la fuente de dichos ingresos, es decir, no se hizo la separación de ingresos obtenidos por trabajo, por renta, subsidios, etc.

El análisis econométrico realizado en este capítulo, es un modelo de regresión bayesiana llamado Procesos Gaussiano con saltos a modelos lineales, se eligió esta técnica debido a que los modelos bayesianos tienen grandes ventajas frente a los modelos econométricos clásicos debido a que se pueden evaluar variables que no permanecen fijas como es el caso de las variables estudiadas en este trabajo. Además, en los países de estudio se cuenta con poca información sobre la variable de distribución del ingreso, problema que se resuelve al utilizar modelos bayesianos porque se trabaja con la distribución muestral y no precisamente con la muestra.

El tema de distribución del ingreso y política monetaria se aborda de la siguiente manera en este capítulo: primero, se describen las principales teorías sobre distribución del ingreso, luego se hace una descripción de la concentración de la distribución del ingreso presentada en México, Brasil y Chile, posteriormente se hace una breve revisión del debate existente sobre el impacto de la política monetaria en la distribución del ingreso, continuando con la descripción de la metodología del modelo bayesiano y finalmente se presentan los resultados y las consideraciones finales del capítulo.

2.2 Teoría de la distribución del ingreso

Dentro del proceso de la distribución del ingreso, al trabajador o empleado se le reconoce como propietario de su fuerza de trabajo, y posee la oportunidad de ofrecerla o venderla a quien él lo decida, a cambio de esto, el empleado obtiene un sueldo o salario. El propietario de la tierra que la arrenda para la producción recibe por el uso de su propiedad una renta. Y el empresario o accionista, quien es propietario de los recursos financieros y del capital en forma de medios de producción, recibe a cambio del uso de sus recursos una ganancia o interés (Sánchez, 2006). En este contexto, siempre ha existido una lucha de clases entre quién recibe más ingreso, los capitalistas o los asalariados, lo que lleva a las economías a presentar desigualdad en la distribución del ingreso.

Así, la participación de cada uno de los agentes en la distribución del ingreso dependerá de las modalidades de la distribución, de las condiciones sociales y políticas, y de la productividad y desarrollo de la economía de cada país (Sánchez, 2006).

La teoría de la distribución del ingreso la podemos dividir de la siguiente manera:

I. Clásica

David Ricardo (1821) afirmaba que “el producto de la tierra, todo lo que se saca de ella, por la aplicación conjunta del trabajo, de la maquinaria y del capital, se distribuyen entre tres clases sociales que son: los propietarios de la tierra, los dueños del capital que se emplean para cultivarla y los trabajadores que la cultivan...” “Pero en épocas distintas son muy diferentes las proporciones del producto total que se adjudica a cada una de estas clases, con el nombre de renta, beneficios y salarios...”

Así, de acuerdo con Ricardo, el descubrimiento de las leyes que rigen la participación de los factores de la producción de la Renta Nacional es el principal problema de la economía política, para él, en la teoría de la distribución está la clave que nos ayuda a comprender todo el mecanismo del sistema económico que rige la tasa de desarrollo (Kaldor, 1960).

Por otra parte, la teoría marxista es una adaptación de la teoría del excedente de Ricardo. Las diferencias son que Marx no hace ninguna diferenciación entre renta y beneficio, y consideró el precio de oferta de trabajo fijo, no en términos de grano como Ricardo (Kaldor, 1960).

El pensamiento marxista ubica una lucha de clases: capitalistas y asalariados, y son las relaciones de producción las que determinan el resultado de este conflicto; ya que, en la medida de que se trate de una economía capitalista, el ingreso tenderá a concentrarse en el sector propietario de los medios de producción. En este enfoque, el proceso de acumulación se produce a través de la apropiación por parte de los capitalistas de la plusvalía del trabajo (Kaldor, 1960).

Marx llamó el problema de la “realización de plusvalía” a la posibilidad de crisis económica que es resultado de la insuficiente de la demanda efectiva; esto se refiere a la imposibilidad de los capitalistas de gastar o invertir la cantidad total de sus beneficios (Mandel, 1985).

II. Teoría Neoclásica

Según el enfoque neoclásico, la distribución del ingreso entre los factores: capital y trabajo, estaría determinada por su productividad marginal en el proceso productivo y la intensidad con la que se utiliza, a su vez, esto dependería de los precios relativos del capital y el trabajo. Además,

bajo el supuesto de una función de bienestar social dada y ciertos criterios de ordenación, la economía estaría operando de tal manera que se alcanzaría el mayor bienestar social posible (Sánchez, 2006).

La teoría neoclásica siempre ha considerado el beneficio monopolístico como una forma específica del ingreso, aunque su importancia no sea mucha porque se supone que la mayor parte de los bienes se producen en condiciones de competencia perfecta (Kaldor, 1960).

III. Keynesiana

Keynes no tiene una teoría sobre la distribución del ingreso; sin embargo, dentro de sus aportaciones se encuentran elementos que nos permiten hacer algunas inferencias. Por ejemplo, Keynes centró su estudio en los determinantes de la demanda, y estudió los aspectos que conforman el consumo y la inversión, dando de esta manera algunos elementos que permiten estudiar la distribución del ingreso.

De esta manera, Keynes supone que la inversión privada no es suficiente para alcanzar el nivel de ingresos de pleno empleo, por lo que el Estado debe intervenir para la creación de dichos empleos. Para él, el estado debe tener el control del dinero, además de la regulación del proceso de formación del ahorro, por lo que propone una política de reasignación de gasto público en formación del capital social (Keynes, 2014).

La distribución del ingreso está determinada principalmente por la política de precios de las empresas; por tanto, en presencia del desempleo, ésta resulta ser independiente de la tasa de crecimiento de la economía y la inversión (Kaldor, 1960).

Keynes supone que si el estímulo para invertir no depende de la abstención de los ricos sino de las expectativas, las medidas redistributivas de los ingresos con el fin de elevar la propensión a consumir pueden ser positivamente favorable al crecimiento de la inversión (Keynes, 2014).

El enfoque post-keynesiano señala que la distribución del ingreso es función de la demanda. La teoría descansa en las diferentes propensiones a consumir y a ahorrar de asalariados y capitalistas; mientras que los asalariados gastan una gran proporción o el total de su ingreso corriente en consumo, los capitalistas destinan gran parte de su ingreso al ahorro y la inversión (Kaldor, 1960).

IV. Síntesis Kaleckiana

La distribución de la renta es una gran aportación de Kalecki que lo llevó a construir una teoría del ciclo económico. Para ello, Kalecki supone que las industrias compiten en mercados de competencia imperfecta donde las empresas fijan un mark-up sobre sus costos medios variables para poder cubrir sus gastos generales y obtener una cierta cantidad de beneficios (Kaldor, 1960).

Los conceptos sobre las empresas y el capitalismo llevaron a Kalecki a formular el término de “Grado de Monopolio”, con el cual se evalúa la influencia del poder de monopolio de las empresas sobre la fijación de precios y la distribución del ingreso.

Kalecki señala que la participación de los salarios en el valor agregado para una industria (w) es igual a:

$$w = \frac{W}{W+(k-1)(W+M)} \quad (2.1)$$

donde la variable k representa el grado de monopolio, W los salarios totales y M el costo total de materias primas. Por lo que, la magnitud de las ganancias brutas es igual al volumen de los costos totales (W y M) multiplicado por el coeficiente del excedente, que es determinado por el grado de monopolio menos 1 (Cruz, 2013). Así, la participación de los salarios en la renta nacional depende negativamente del mark-up y de la relación costo de las materias primas a salarios.

Lo que Kalecki afirma es que el grado de monopolio tiende a aumentar en el largo plazo, por lo que la participación de los salarios en el ingreso disminuye. En resumen, lo que Kalecki muestra es la capacidad de los sectores más concentrados del capital para influir en la matriz distributiva mediante el control del sistema de precios relativos (Cruz, 2013).

Pero según Pinto (1967), existen algunas ventajas provocadas por la distribución desigual del ingreso, por lo que esta no siempre es mala, entre las ventajas más sobresalientes se encuentran las siguientes:

- I. La propensión a ahorrar es más elevada en los sectores de renta más alta; si éstos absorben una parte considerable del ingreso, el margen nacional de ahorro será mayor.
- II. La concentración facilita la detección y substracción de recursos por parte del Estado.
- III. Un reparto desigual de los ingresos puede ser necesario o inevitable para conseguir pleno o mayor empleo.

En el corto plazo, la desigualdad de la distribución del ingreso puede tener sus ventajas como lo señala Pinto, pero beneficiar al sector de la población más acomodado provoca una brecha muy

grande entre la población, ya que el dinero sólo se concentra en una pequeña parte de la población, disminuyendo el ingreso de la clase trabajadora, trayendo como consecuencia de largo plazo, una disminución en la demanda, debido a que los empresarios sólo gastan una pequeña parte de sus ingresos y la clase trabajadora cada vez tiene menos dinero para gastar. Esto se ve reflejado en un lento o nulo crecimiento económico y un deterioro en el bienestar social.

En los últimos años se ha observado una ampliación en la brecha de la distribución de la distribución del ingreso en el mundo, debido a diversos factores, entre los que destacan: la implementación de políticas económicas que sólo benefician a un reducido número de la población que cuenta con la mayor cantidad de ingresos y el descuido en el tema de los salarios, debido a que las personas que hacen las políticas son personas que pertenecen a ese pequeño grupo de privilegiados y no prestan atención a la clase media y baja que se ha deteriorado cada día más (Stiglitz, 2015). Además, el estudio de la distribución del ingreso se ha dejado a un lado debido a que el esquema de política macroeconómica ha llevado a los economistas a enfocarse en otros temas.

2.2.1 Distribución del ingreso en México, Brasil y Chile

Los datos muestran que en México, las fuertes variaciones de la participación salarial posteriores a 1980 tuvieron un efecto negativo en los índices de distribución, además de aumentar los niveles de pobreza en el país (Cruz, 2013). En los datos del porcentaje del ingreso nacional total de México por decil, se observa una aparente mejora en la distribución del ingreso (ver tabla 2.1), el cual ha pasado de tener una brecha de 32.40% en 1994 a 26.60% en el año 2014; sin embargo, esta diferencia no es estadísticamente significativa (Cortés, 2011).

Cabe señalar que las cifras de ingreso nacional que se están tomando en cuenta, corresponden al ingreso de las personas que se reporta en diferentes encuestas, éste proviene de diferentes fuentes y se incluyen programas sociales que en esta investigación no se han tomado en cuenta para hacer los análisis.

Tabla 2.1: Porcentaje de ingreso Nacional total en México (1994-2014)

Años	Decil 1	Decil 2	Decil 3	Decil 4	Decil 5	Decil 6	Decil 7	Decil 8	Decil 9	Decil 10	Brecha Decil 10-(1-4)
1994	1.40	2.40	3.20	4.00	5.00	6.40	8.00	10.60	15.60	43.40	32.40
1996	1.40	2.60	3.40	4.20	5.20	6.60	8.20	10.60	15.40	42.40	30.80
1998	1.40	2.20	3.20	4.00	5.20	6.40	8.20	10.80	15.60	43.00	32.20
2000	1.20	2.20	3.20	4.00	5.20	6.40	8.20	10.80	15.80	43.20	32.60
2002	1.40	2.60	3.40	4.40	5.40	6.80	8.40	11.00	16.00	40.60	28.80
2004	1.40	2.60	3.40	4.40	5.40	6.60	8.40	10.80	15.60	41.20	29.40
2005	1.20	2.40	3.40	4.20	5.40	6.60	8.40	10.80	15.40	42.20	31.00
2006	1.60	2.60	3.60	4.40	5.60	6.80	8.40	10.80	15.60	40.40	28.20
2008	1.40	2.60	3.40	4.40	5.40	6.80	8.40	10.80	15.40	41.20	29.40
2010	1.60	2.80	3.80	4.80	6.00	7.20	8.80	11.60	16.00	37.40	24.40
2012	1.60	2.80	3.80	4.60	5.80	7.00	8.60	10.80	15.40	39.40	26.60
2014	1.80	3.00	3.80	4.80	5.60	6.80	8.40	10.60	15.00	40.00	26.60

Elaboración propia. Datos obtenidos de la CEPAL¹⁴

Hernández Laos (2000) y Cortés (2000, 2011), afirman que las mejoras en la distribución del ingreso en México, se deben principalmente a ligeros cambios en el ingreso del último decil y no a un aumento del ingreso de los deciles más pobres, esto se puede observar en la tabla 2.1, al notarse una disminución del porcentaje del ingreso del decil 10 hasta el año 2010; sin embargo, en el año 2012 vuelve a incrementarse ese porcentaje, llegando al 40% en el año 2014, en esta tabla no se observa un cambio significativo en los primeros tres deciles; sin embargo, en los deciles 4-9, el incremento de la proporción del ingreso del decil 10 a partir del año 2010, representó una disminución de su ingreso.

Entre 1996 y 2000 los cambios en los ingresos no laborales contribuyeron en apenas 0.4% a la reducción de la desigualdad, pero a partir de este año hasta el 2006 fueron los responsables del 15.1% de la disminución de la desigualdad del ingreso en este México; este tipo de ingresos incluye los ingresos provenientes de la propiedad de capital, los cuales se concentran en los deciles más altos. Pero también se incluyen las transferencias privadas gubernamentales que tienden a concentrarse en los rangos intermedio y medio superior, y las transferencias focalizadas que se concentran en los deciles más bajos (Esquivel et al., 2016).

Al igual que en México, en Brasil y Chile se observa una disminución en la desigualdad en la distribución del ingreso, pero un rezago en los salarios (ver capítulo 3); en el caso de Brasil y Chile, esta mejora en la distribución del ingreso se debe a un incremento de forma más rápida en

¹⁴ <http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/>

los estratos más bajos (1-4) que puede ser equivalente al incremento del salario mínimo, el cual es fijado por políticas y no por los movimientos del mercado, y la implementación de políticas sociales. En este trabajo no se profundiza en las políticas sociales.

Tabla 2.2: Porcentaje de ingreso Nacional total en Brasil (1994-2014)

Años	Decil 1	Decil 2	Decil 3	Decil 4	Decil 5	Decil 6	Decil 7	Decil 8	Decil 9	Decil 10	Brecha Decil 10-(1-4)
1995	0.60	1.40	2.20	3.00	4.00	5.20	7.00	9.60	15.60	51.40	44.2
1996	0.60	1.40	2.00	3.00	3.80	5.20	6.80	9.60	15.40	52.20	45.2
1999	0.60	1.40	2.20	3.00	3.80	5.00	6.60	9.40	15.00	53.00	45.8
2001	0.60	1.40	2.20	3.00	3.80	5.20	6.80	9.40	15.00	52.80	45.6
2002	0.60	1.40	2.20	3.00	4.00	5.20	6.80	9.20	14.80	52.60	45.4
2003	0.60	1.60	2.20	3.20	4.20	5.40	7.20	9.60	15.20	50.80	43.2
2004	0.80	1.60	2.40	3.20	4.20	5.40	7.20	9.80	15.20	50.00	42.0
2005	0.80	1.60	2.40	3.20	4.20	5.40	7.20	9.60	15.00	50.60	42.6
2006	0.80	1.80	2.60	3.40	4.20	5.60	7.40	9.60	15.00	49.60	41.0
2007	0.80	1.80	2.60	3.60	4.60	6.00	7.60	10.00	15.20	47.80	39.0
2008	0.80	1.80	2.60	3.60	4.60	5.80	7.40	9.80	14.80	48.60	39.8
2009	0.80	2.00	2.80	3.80	4.80	6.20	7.80	10.20	15.20	46.60	37.2
2011	0.80	2.00	3.00	4.00	5.20	6.40	8.20	10.40	15.00	45.00	35.2
2012	0.80	2.00	3.00	4.00	5.00	6.40	8.00	10.20	14.60	46.20	36.4
2013	0.80	2.00	3.00	4.00	5.20	6.60	8.20	10.40	15.20	44.40	34.6
2014	1.00	2.20	3.20	4.00	5.20	6.60	8.20	10.40	15.20	44.20	33.8

Elaboración propia. Datos obtenidos de la CEPAL

En el caso de Brasil, la brecha del porcentaje de ingreso pasó de 44.2% en el año 1995 a 33.8% en el año 2014 (ver tabla 2.2), siendo el cambio más notorio en el decil 10, cuyo ingreso tuvo un descenso principalmente a partir de año en que Lula llega a la presidencia, consecuencia de la implementación del programa llamado “Proyecto Hambre Cero”, cuya finalidad era incrementar los ingresos de los sectores más pobres con una gran carga tributaria para los empresarios, lo cual también se ve reflejado en el incremento del ingreso de los deciles más bajos. Así, los ingresos per cápita del 10% de la población más pobre en Brasil, aumentaron a una velocidad del 7% anual. Es importante señalar que más de la mitad de la caída de la desigualdad de la distribución del ingreso en Brasil se relaciona con cambios en los ingresos no laborales, los cuales pasaron de 42% en el año 2001 a 52% en el 2007 (Barros et al., 2016).

La mejora de la distribución del ingreso en este país fue producto de tres procesos importantes: 1) el incremento de las transferencias gubernamentales, 2) el descenso de las diferencias salariales por escolaridad y 3) la integración especial y sectorial de los Mercado laborales (Barros et al., 2016).

Tabla 2.3. Porcentaje de Ingreso Nacional total en Chile (1994-2013)

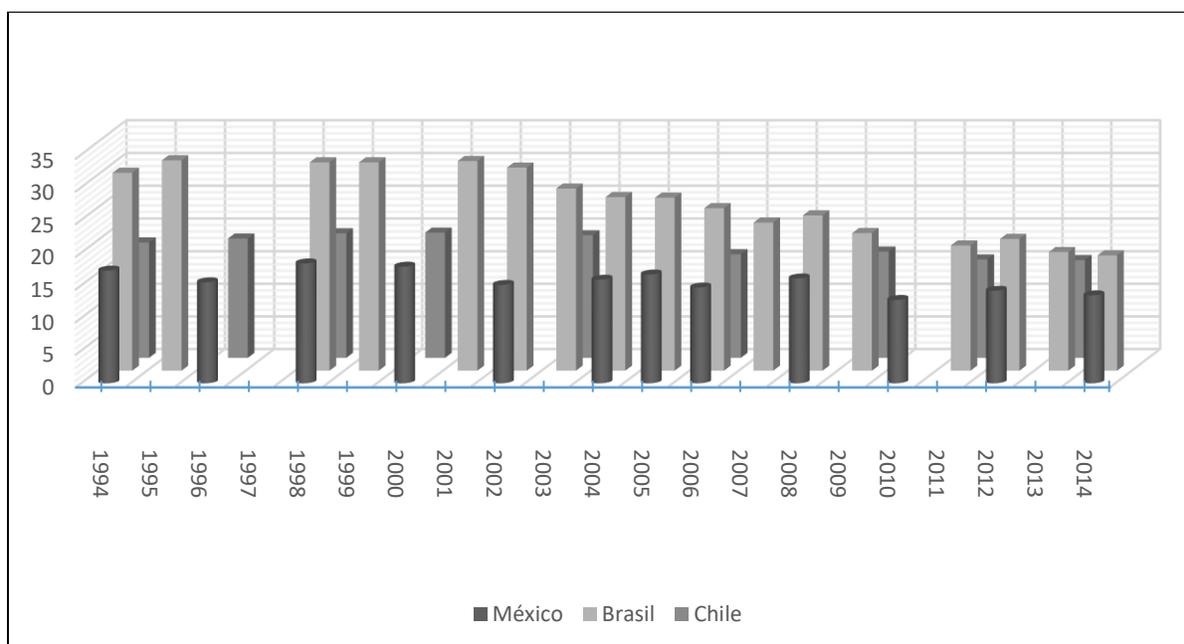
Años	Decil 1	Decil 2	Decil 3	Decil 4	Decil 5	Decil 6	Decil 7	Decil 8	Decil 9	Decil 10	Brecha Decil 10-(1-4)
1994	1.20	2.40	3.00	4.00	5.00	6.20	7.80	10.40	15.40	44.80	34.20
1996	1.20	2.20	3.00	3.80	4.80	6.00	7.80	10.40	15.60	44.80	34.60
1998	1.20	2.20	3.00	3.80	4.80	6.00	7.60	10.40	15.80	45.20	35.00
2000	1.20	2.20	3.00	3.80	4.80	6.00	7.60	10.00	15.20	46.20	36.00
2003	1.20	2.40	3.20	4.00	5.00	6.20	7.60	10.00	15.00	45.40	34.60
2006	1.40	2.60	3.40	4.40	5.20	6.40	8.00	10.60	15.60	42.20	30.40
2009	1.40	2.60	3.60	4.40	5.20	6.40	8.00	10.40	15.00	43.00	31.00
2011	1.60	2.80	3.60	4.40	5.40	6.40	8.00	10.40	15.20	42.20	29.80
2013	1.60	2.80	3.60	4.60	5.40	6.60	8.00	10.40	15.20	41.80	29.20

Elaboración propia. Datos obtenidos de la CEPAL

En la tabla 2.3 se observa que en Chile, la brecha del porcentaje del ingreso nacional pasó de 34.20% en 1994, a 29.20% en el año 2013. En las tablas donde se muestra el porcentaje de ingreso nacional de los tres países de estudio, observamos que Brasil es el país que ha tenido una brecha más amplia en la distribución del ingreso, seguido de Chile y por último México; sin embargo, Brasil es el país que ha tenido mayores cambios en la distribución del ingreso.

En el caso de Chile, se muestra una mejora en la distribución del ingreso en el periodo de estudio, pero esta mejora se debe a un incremento del ingreso de los deciles más pobres, cuyos ingresos provienen de programa sociales del Estado a través de pensiones asistenciales y otros mecanismos. Si bien hay una mejora del ingreso en los últimos deciles, es necesario aclarar que los estratos más pobres pagan estos beneficios en su totalidad a través del impuesto al valor agregado (IVA), ya que este impuesto es un impuesto al consumo y es bien sabido que estos estratos consumen todos su ingresos; en muchas ocasiones este impuesto supera el monto de los ingresos monetarios provenientes de programas sociales (Schatan, 2005).

Gráfica 2.1. Relación del ingreso medio per cápita del hogar: decil 10/(1-4)



Elaboración propia. Datos obtenidos de la CEPAL

En la gráfica 2.1 se muestra la relación de ingreso medio per cápita de los hogares, medido mediante la división del ingreso del 10% del último decil, entre la suma de los ingresos de los deciles 1 al 4, estos datos se utilizaron en el análisis econométrico para medir la brecha de la distribución del ingreso en esta investigación en los tres países de estudio. En esta gráfica se observa que Brasil ha tenido una tendencia a la baja en la brecha de la distribución del ingreso; a diferencia de los países de México y Chile, donde la brecha de la distribución del ingreso se encuentra oscilando en un rango muy pequeño que va de 14 a 19% aproximadamente.

Según los datos que presenta la OCDE, México es el segundo país con una mayor desigualdad en la distribución del ingreso entre las naciones que la conforman. Además, en México, se ha incrementado el número de millonarios en un 32% en los últimos 5 años. En el 2013, existían 145 mil personas con patrimonios elevados y 2,540 con patrimonios muy elevados, además de los 11 multimillonarios reconocidos a nivel mundial por poseer alrededor del 10% del PIB de México en año 2011. Por otro lado, el porcentaje de población con ingreso inferior a la línea de bienestar¹⁵, pasó de 54.7 millones de personas en el 2008 a 63.8 millones de personas en el 2014, cifra que equivale al 53.2% de la población mexicana, es importante señalar que estas clasificaciones contemplan otras variables sociales adicionales al ingreso, sin embargo estas cifras comprueban

¹⁵ Clasificación realizada por la CONEVAL.

que la brecha de la distribución del ingreso se ha incrementado en los últimos años, haciendo a los ricos más ricos y a los pobres más pobres.

Históricamente Chile se ha caracterizado por tener una mala distribución del ingreso, según la encuesta CASEN realizada en el año 2013, el 10% de las familias más ricas gana aproximadamente 13 veces lo que ganan el 10% de las familias más pobres.

En Brasil, por su parte, la proporción de la población que vive con un ingreso inferior al promedio del país es muy elevada y se encuentra en aumento; en el año 1990 se encontraba en 75.2% e incrementó a 76.5% en el año 2005, pero posteriormente disminuyó a 57.1% en el año 2014; además, gracias a diversos programas sociales, la proporción de la población que vive en pobreza en Brasil bajó de 37.5% en el año de 1999 a 20.9% en el año 2011¹⁶.

2.3 Debate sobre el impacto de la Política Monetaria de metas de Inflación en la brecha de la distribución del Ingreso

La política monetaria de metas de inflación implementada en México, Brasil y Chile, ha tenido como principal objetivo mantener una inflación baja, objetivo que se ha logrado, pero al controlar la inflación, existen algunas repercusiones económicas y sociales.

Actualmente no existe ningún estudio donde se evalúe cuál es el impacto de la política monetaria de metas de inflación en la distribución del ingreso en los países de estudio, utilizando alguna metodología Bayesiana; sin embargo, existen otras investigaciones donde se evalúa la relación de las variables de interés.

Bernanke & Mishkin (1997), argumentaron que si se tienen tasas de inflación cercanas a cero, se puede incrementar la tasa natural de desempleo y afectar de esta forma la distribución del ingreso.

Por tal motivo, muchos economistas se han dedicado a estudiar la relación entre distribución del ingreso e inflación, la cual es un argumento principalmente post-keynesiano. Este tipo de modelo de inflación y distribución se basan en dos principios fundamentales: (I) que la distribución del ingreso se determina por el mark-up de las empresas en la fijación de precios; y (II) que la demanda agregada depende de la distribución funcional de ingresos (Blecker, 2011).

¹⁶ Datos obtenidos de la CEPAL.

El conflicto de la distribución del ingreso es un tema central en el proceso de inflación, ya que contrario a la creencia de que la inflación es exclusivamente el producto de un exceso de demanda agregada. La inflación puede provocar transferencias de ingreso y riqueza entre distintos segmentos de la población; ante un suceso inflacionario, los más afectados son las personas con menores ingresos (Coibion et al., 2012). Estas transferencias de ingresos se deben al retraso de las tasas de interés nominales para ajustarse a la inflación, porque permite que los deudores vean reducidas en términos reales sus deudas, afectando de esta manera a los acreedores (Ríos, 2000).

Así, existen dos tipos de ingreso, los de los asalariados y los ingresos del capital (ganancias), y la disputa entre ellos para determinar la distribución del ingreso, es el motor de la inflación (Bourgúes, 1981).

En este sentido, Erosa y Ventura (2002), y Albanesi (2007), argumentan que las acciones inflacionarias implementadas por parte del Banco Central en el modelo de metas de inflación, podrían provocar una transferencia de ingresos de los hogares con menores ingresos a los hogares con mayores ingresos, que tenderá a incrementar la desigualdad en el consumo, y con esto, la distribución del ingreso castiga a quienes perciben salarios (Rochon & Rossi, 2007).

Además, si la tasa de interés es una variable que afecta la distribución del ingreso entre las clases sociales, cuando se presenten mayores tasas de interés se tenderá a redistribuir el ingreso y la riqueza de los trabajadores y las empresas hacia los rentistas, esto provoca que el ingreso se aleje de las clases sociales que menos gastan, es decir, de los trabajadores, provocando un impacto negativo sobre la demanda y el crecimiento de un país (Rochon, 2010).

Contrario a Rochon (2010), Pasinetti (1974) afirma que la acumulación del ingreso no tiene una relación directa con la tasa de interés. El ritmo de acumulación es determinado por las decisiones de inversión de los empresarios.

Pierre Drouin resume la forma en que las desigualdades provocan la inflación como la existencia de una lucha constante entre los grupos sociales para obtener una situación relativamente mejor; esto es porque los productos de lujo, destinados principalmente a las clases sociales afortunadas, crean envidias y necesidades artificiales en el resto de la población. Los compradores en lo alto de la escala social lanzan modas que los menos afortunados se esfuerza en seguir para no perder demasiados lugares en la cadena y esto se produce la inflación, y entre mayor sea la lucha de clases, es decir, entre más amplia sea la brecha de los ingresos, más alta es la inflación; por lo que, inflación-desigualdad-inflación es una cadena sin fin (Bourgúes, 1981).

Coibion et al. (2012), realizaron un análisis no lineal donde miden los impactos de la política monetaria en la distribución del ingreso en Estados Unidos, y documentan que una política monetaria de tipo contraccionista, incrementa la desigualdad en los ingresos observados, los gastos y el consumo. Basado en este trabajo, Gornemann et al. (2014) elaboran un análisis similar y concluyen que la política monetaria afecta la distribución del ingreso y el consumo; además afirman que una política monetaria anticíclica, reduce las fluctuaciones de desempleo.

2.4 Análisis Bayesiano sobre el impacto de la política monetaria de metas de inflación en la distribución del ingreso

2.4.1 Metodología

Con la finalidad de probar la hipótesis que afirma que la política monetaria de Metas de Inflación implementada en México, Brasil y Chile en el año 2001 en México y 1999 en los otros países de estudio, que tiene como principal objetivo mantener una inflación baja y conseguir la estabilidad de precios ha hecho más equitativa la distribución del ingreso, se realizó un análisis bayesiano.

El análisis bayesiano es un método general de inducción o de aprendizaje de la experiencia (Jackman, 2009):

$$a\ priori \rightarrow \text{datos} \rightarrow a\ posteriori$$

Bajo el enfoque bayesiano, se tiene que el parámetro o vector de parámetros θ sobre el cual se desea hacer inferencia es considerado como una cantidad desconocida a la que se le asigna una distribución a priori para representar la incertidumbre sobre su valor verdadero. Así la inferencia bayesiana se basa en $\pi(\theta|x)$, donde x representan los datos con los que se cuenta; entonces, con la expresión anterior nos referimos a la distribución de los parámetros dado los datos.

En análisis bayesiano parte de una distribución a priori que se obtiene de la distribución muestral de los datos, ésta puede ser definida por el investigador en base a información previa. Esta característica del teorema de Bayes trasciende la aplicación clásica, especialmente porque se amplía a otro contexto en el que la probabilidad no se entiende exclusivamente como la frecuencia relativa de un suceso a largo plazo, sino como el grado de conocimiento de una persona acerca de que el suceso ocurra o pueda ocurrir (definición subjetiva de la probabilidad).

Otra forma de seleccionar una distribución a priori, en caso de no contar con información de estudios previos o conocimiento del investigador, es elegir una distribución a priori no informativa,

es decir, aquella que asigna la misma probabilidad a cualquier valor del parámetro. La distribución a priori que se elija no tiene ningún efecto sobre los resultados cuando se tienen suficientes datos (Serrano, 2003).

La probabilidad a priori de una hipótesis, se ve transformada en una probabilidad a posteriori, una vez incorporada la evidencia que aportan los datos. Entonces una vez observados los datos, el teorema "devuelve" una nueva distribución, que no es otra cosa que la percepción probabilística original actualizada por los datos. Esto es:

$$p(y|x) \propto p(x|y)p(y) \quad (2.2)$$

donde $p(y|x)$ es la distribución a posteriori de la variable Y; $p(y)$ es la distribución a priori, y $p(x|y)$ es la distribución de X condicionado a un valor en Y. Entonces, si en la probabilidad condicional $p(x|y)$ de la ecuación 2.2, dejamos fijo a x , y evaluamos para cada valor de la variable Y, tendremos una función en y , que la llamaremos función de verosimilitud de Y y se denominará $\ell(y|x)$; así la expresión quedará (Serrano, 2003)

$$p(y|x) \propto \ell(y|x)p(y) \quad (2.3)$$

En resumen, el proceso para pasar de una distribución a priori a una a posteriori es el siguiente: 1) determinar o fijar una distribución a priori de las variables, 2) calcular la función de verosimilitud para los datos que se tienen, 3) multiplicar la distribución a priori y la función de verosimilitud de los datos; de esta forma se combina la distribución previa con la información objetiva (Serrano, 2003).

En nuestro análisis se tiene una pequeña cantidad de datos, por tal motivo se utiliza el Método Monte Carlo para calcular la distribución posterior, este método es una técnica matemática que nos permite calcular probabilidades mediante secuencias de números aleatorios.

El análisis bayesiano que se utilizó en este trabajo fue una regresión que tiene como objetivo encontrar relaciones entre las variables independientes y dependientes, pero al no encontrar una relación lineal entre la brecha de la distribución del ingreso y los instrumentos de política monetaria utilizados en México, Brasil y Chile, se realizó una regresión bayesiana no lineal.

El modelo de regresión no lineal es el siguiente:

$$y_t = f(x_t) + \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad t = 1, \dots, T \quad (2.4)$$

En la regresión bayesiana no lineal, se realiza una suavización de las variables Y y X_i a priori, con la finalidad de convertir esta relación en una relación lineal a posteriori y conservar los supuestos de normalidad (Geweke, 2005).

Con la finalidad de hacer una mejor predicción, se realizó un análisis de Procesos Gaussiano (GP), ya que éstos pueden capturar mejor la no linealidad en la interacción de covariables X y respuestas Y .

A continuación se presenta el modelo utilizado en el análisis, el cual es un modelo jerárquico para GP con saltos a modelos lineales, para los datos $D = \{X, Y\}$, considerando varias m_x covariantes y una sola variable respuesta $\{(x_{t1}, \dots, x_{tmx}), y_t\}_{t=1}^n$:

$$Y|\beta, \sigma^2, \mathbf{I} \sim N_n(\mathbf{F}\beta, \sigma^2 \mathbf{K}) \quad \sigma^2 \sim IG(\alpha_\sigma/2, q_\sigma/2) \quad (2.5)$$

$$\beta|\sigma^2, \tau^2, \mathbf{W}, \beta_0 \sim N_m(\beta_0, \sigma^2 \tau^2 \mathbf{W}) \quad \tau^2 \sim IG(\alpha_\tau/2, q_\tau/2) \quad (2.6)$$

$$\beta_0 \sim N_m(\boldsymbol{\mu}, \mathbf{B}) \quad \mathbf{W}^{-1} \sim W((\rho \mathbf{V})^{-1}, \rho) \quad (2.7)$$

donde \mathbf{X} es una matriz diseñada con m_x columnas. Un intercepto es agregado con $\mathbf{F} = (\mathbf{1}, \mathbf{X})$ que contiene $m = m_x + 1$ columnas y \mathbf{W} que es una matriz $m \times m$. $\mathbf{K} = (1+g) \mathbf{I}$, \mathbf{K} es la matriz $m \times m$, \mathbf{I} es la matriz identidad que da una parametrización del modelo lineal y g es un parámetro llamado nugger, este parámetro mide el error o ruido aleatorio dentro de un proceso estocástico. N , IG y W son distribuciones Normales (Multivariadas), Gama Inversa y Wishard respectivamente. Las constantes $\boldsymbol{\mu}$, \mathbf{B} , \mathbf{V} , ρ , α_σ , q_σ , α_τ y q_τ son tratadas como conocidas (Gramacy y Lee, 2008a).

Los modelos jerárquicos han sido desarrollados para el análisis de datos que presentan una estructura jerárquica o anidada, esto se refiere a que los datos están agrupados en unidades de distinto orden con propiedades específicas al nivel de agrupamiento. El modelo utilizado en el análisis se dice que es jerárquico porque tiene la forma de una pirámide, esto lo observamos en la distribución del nivel que contiene un parámetro cuya distribución se describe en el nivel 2, y este a su vez contiene un parámetro cuya distribución se describe en el nivel 3.

En las ecuaciones 2.5 y 2.6 se observa que la distribución a priori de los parámetros σ^2 y τ^2 , es una distribución Gama Inversa, esta distribución es seleccionada debido a que no se cuenta con la información sobre la distribución de los parámetros, ni con los datos suficientes que nos permitan calcular dicha distribución. Las distribuciones Gama, Gama Inversa, Beta o la distribución Uniforme, son conocidas como distribuciones a priori no informativas, y su propósito es generar el menor ruido posible para que los datos hablen por si mismos; esta práctica es común en la realización de regresiones Bayesianas.

En un análisis bayesiano, la distribución Gamma Inversa es conocida como la distribución a priori de la varianza de una normal (Jackman, 2009):

$$\sigma^2 = \text{Gamma Inversa} \left(\frac{\nu_0}{2}, \frac{\nu_0 \sigma_0^2}{2} \right) \quad (2.8)$$

lo que supone que la media será:

$E(\sigma^2) = \left(\frac{\nu_0 \sigma_0^2}{\nu_0 - 2} \right)$ siempre que $\nu_0 > 2$ y la moda será $\frac{\nu_0 \sigma_0^2}{\nu_0 + 2}$, entonces cuando $\nu_0 \rightarrow \infty$ la media y la moda van a coincidir hasta converger a una normal (Jackman, 2009), es por eso que la distribución posteriori resultante es una normal como parámetros σ^2 y μ descritos en las fórmulas 2.11 y 2.12.

La función de probabilidad que determina los cambios de Modelos GP a Modelos Lineales es la siguiente (Gramacy y Lee, 2008b):

$$p_{\gamma \theta_1 \theta_2}(b_i = 0 | d_i) = \theta_1 + \frac{\theta_2 - \theta_1}{1} + \exp\{-\gamma(d_i - 0.5)\} \quad (2.9)$$

con $0 < \gamma, 0 \leq \theta_1 \leq \theta_2 \leq 1$. θ_1 y θ_2 representan la probabilidad mínima y máxima de cambiar a un Modelo Lineal, mientras γ representa la velocidad con la que $p(b_i = 1 | d_i)$ llega a θ_2 .

En el caso en que los Modelos GP saltan a Modelos Lineales, tenemos un proceso computacional de la siguiente forma:

$$Y(x) = \beta f(x) + \varepsilon(\tilde{x}) \quad (2.10)$$

la representación de la ecuación 2.11, es una extensión de un modelo lineal simple, donde la primera parte $\beta f(x)$ es lineal en alguna parte de todas las covariables $x = \{x_t\}_{t=1}^{m_x}$ y $\varepsilon(\cdot)$ es un proceso aleatorio espacial (GP) (Dey et al., 1998).

Al final de todo nuestro proceso, el valor que predice $y(x)$ o distribución posterior es distribuido normal con media y varianza (Gramacy y Lee, 2008b):

$$\hat{y} = f^T(x) \tilde{\beta} + \mathbf{k}(x)^T \mathbf{K}^{-1} (y - F \tilde{\beta}) \quad (2.11)$$

$$\widehat{\sigma^2}(x) = \sigma^2 [1 + \mathbf{f}^T(x) V_{\beta} \mathbf{f}(x)] \quad (2.12)$$

donde

$$V_{\beta} = \left[\left(\frac{W^{-1}}{\tau^{-2}} \right) + \left(F^T F / (1 + g) \right) \right]^{-1} \quad (2.13)$$

2.4.2 Software

El software que se utilizó fue R, versión 3.3.3, el paquete utilizado fue “tgp” y la función “bgpllm”, con el siguiente argumento¹⁷:

- X, matriz de covariables, en este caso tasa de inflación, la tasa de interés y el tipo de cambio.
- Z, vector de la variable independiente.
- XX, matriz construida con números aleatorios con la misma distribución a priori que la matriz X.
- meanfn = "linear", este se utiliza cuando W(X) representa un proceso Gaussiano, como es el caso de nuestro análisis, en este caso el proceso es:

$$Z = \text{cbind}(\text{rep}(1, \text{nrow}(X), X)) * \text{beta} + W(X)$$

- bprior = "bo", cuando la distribución a priori es jerárquica, como es el caso de nuestro análisis.
- corr = "expsep", la correlación se calcula mediante las distancias Euclidianas entre x_j y x_k : $\|x_j - x_k\|$

$$K^*(x_j, x_k | d) = \exp \left\{ -\frac{\|x_j - x_k\|^{p_0}}{d} \right\} \quad (2.14)$$

donde d se refiere al parámetro Gama y $d > 0$. $0 < p_0 < 2$ determina la suavización en un proceso no Lineal, en los Modelos Gaussianos se utiliza $p_0 = 2$ (Gramacy, 2007).

- gamma=c (10,0.2, 0.7), parámetros Gamma del Modelo Lineal Limitado c (g, t1, t2), con parámetros crecientes $g > 0$, $0 < t1 < 1$, donde $t1 + t2 \leq 0$. Estos parámetros son obtenidos de la distribución a priori de los datos.

¹⁷ R:Bayesian Nonparametric & Nonstationary Regression Model, ayuda de R, <http://127.0.0.1:27726/library/tgp/html/blm.html>

- BTE = c (1000, 4000, 2), vectores de Monte Carlo, definidos para hacer la simulación para obtener la distribución posterior.
- R = 1000, es el número de repeticiones del proceso de simulación Monte Carlo.
- m0r1 = TRUE, con esta función la variable respuesta Z es rescalada para obtener una media 0 y varianza de 1.
- pred.n = TRUE, función que sirve para visualizar los resultados.
- Ds2x = TURE, calcula el error de la matriz XX.
- nu = 1.5, funcionalidad Beta, sirve para suavizar las series.
- trace = TRUE, sirve para guardar las predicciones de diferentes parámetros y poderlos visualizar fácilmente.

2.4.3 Datos

Se evaluó el impacto que ha tenido la política monetaria de metas de inflación en la distribución del ingreso en México, Brasil y Chile, para lo cual se utilizaron las siguientes variables:

- Variable Dependiente (y):

Como variable dependiente se utilizó la relación del ingreso medio per cápita del hogar: decil 10/deciles (1-4)¹⁸ en los países de México, Brasil y Chile. Para México y Brasil se tomó en cuenta el periodo de 1994 al 2014, y los datos fueron obtenidos del INEGI y de la CEPAL respectivamente y para Chile se tomó en cuenta el periodo comprendido de 1999 al 2013, y los datos fueron obtenidos de la CEPAL.

¹⁸ Las cifras utilizadas sobre ingreso corresponden al concepto de ingreso corriente total, es decir, al ingreso por concepto del trabajo asalariado, monetario y en especie; del trabajo independiente, incluidos el auto suministro y el valor del consumo de productos producidos por el hogar; de las rentas de la propiedad, las jubilaciones y pensiones y otras transferencias recibidas por los hogares. En la mayoría de los países, el ingreso de los hogares incluye, además, un valor imputado por concepto de arriendo de las viviendas habitadas por sus propietarios.

Se tomó en cuenta esta variable, debido a que nos permite medir la brecha de ingreso que existe entre las personas.

- Variables Independientes:

La primer variable independiente (x_1) fue la tasa de interés como instrumento de política Monetaria, para México se utilizó la tasa de TIE a 28 días, datos que se obtuvieron del Banco de México; si bien, esta variable no es la tasa utilizada como instrumento de política monetaria, por cuestión de cantidad de información, se utiliza esta variable, debido a que es una tasa de referencia. Para Brasil, se tomó en cuenta la tasa SELIC, datos que se obtuvieron Central de Brasil y para Chile, se tomó en cuenta la tasa de Política Monetaria, datos obtenidos del Banco Central de Chile.

La segunda variable independiente (x_2) que se utilizó en el análisis, fue la tasa de inflación de cada uno de los países, medida por el IPC. Estos datos fueron obtenidos del Banco de México, Banco Central Brasil y Banco Central de Chile.

La tercera variable independiente (x_3) fue el tipo de cambio real, los datos de México se obtuvieron del Banco de México, los datos de Brasil fueron obtenidos del Banco Central de Brasil y los datos de Chile se obtuvieron del Banco Central de Chile.

2.4.4 Resultados

Se aplicó un modelo jerárquico de Procesos Gaussianos con Saltos a Modelos Lineales para medir el impacto de las variables monetarias en la brecha de la distribución del ingreso en México, Brasil y Chile con los datos correspondientes a cada uno de los países. Posteriormente se midió el impacto que tiene la brecha de la distribución del ingreso en cada una de las variables monetarias.

Los resultados obtenidos de los modelos para México se muestran en la tabla 2.4 y el gráfico 2.2.

Tabla 2.4. Valores de los parámetros de la distribución posterior para México

Parámetros	Impacto de la política monetaria de metas de inflación en la brecha de la distribución del ingreso				Impacto de la brecha de la distribución del ingreso en las variables monetarias		
	Modelo Completo	Tasa de interés	Tasa de Inflación	Tipo de Cambio	Tasa de interés	Tasa de Inflación	Tipo de Cambio
β_0	-0.038	-0.126	-0.004	0.010	-0.363	-0.124	0.022
β_1	2.032	0.735	0.154	-0.016	0.664	0.224	-0.027
β_2	-0.622						
β_3	-0.678						
nug	1.212	1.115	1.284	1.336	1.380	1.098	1.295
s^2	0.026	0.045	0.066	0.053	0.048	0.057	0.046
LLM	0.625	0.818	0.527	0.780	0.876	0.922	0.944
GP	0.375	0.182	0.473	0.220	0.124	0.0784	0.056

Elaboración propia con datos del análisis econométrico.

Los parámetros presentados en la tabla 2.4 corresponden a los valores de la distribución posterior de las variables de México, donde el vector del parámetro β , compuesto por $(\widehat{\beta}_1, \widehat{\beta}_2 \text{ y } \widehat{\beta}_3)$, mide el impacto que tienen cada una de las variables predictoras en la variable respuesta y ; $\widehat{\beta}_1$ equivale al coeficiente de cambio o impacto de la tasa de interés en la brecha de la distribución del ingreso, $\widehat{\beta}_2$ equivale al coeficiente de cambio o impacto de la tasa de inflación en la brecha de la distribución del ingreso, $\widehat{\beta}_3$ es equivalente al coeficiente de cambio o impacto del tipo de cambio real en la brecha de la distribución del ingreso, s^2 se refiere al error estándar, **nug** es el ruido blanco en que se incurre al hacer las estimaciones del modelo, **LLM** se refieren al ajuste lineal del modelo completo y al ajuste de linealidad que se realiza en las regresiones de cada una de las variables; cuando existe una relación lineal en las variables, es más sencillo poder hacer una interpretación de las mismas. La diferencia de (1- % ajuste lineal) se refiere a las partes del modelo que tienen ondas (GP), donde después de la suavización sigue teniendo una distribución Gaussiana. Todos estos parámetros están estimados con una confianza del 90%

Con un 90% de confianza se obtuvo la siguiente ecuación del modelo que mide el impacto de la política monetaria de metas de inflación en la brecha de la distribución del ingreso para México:

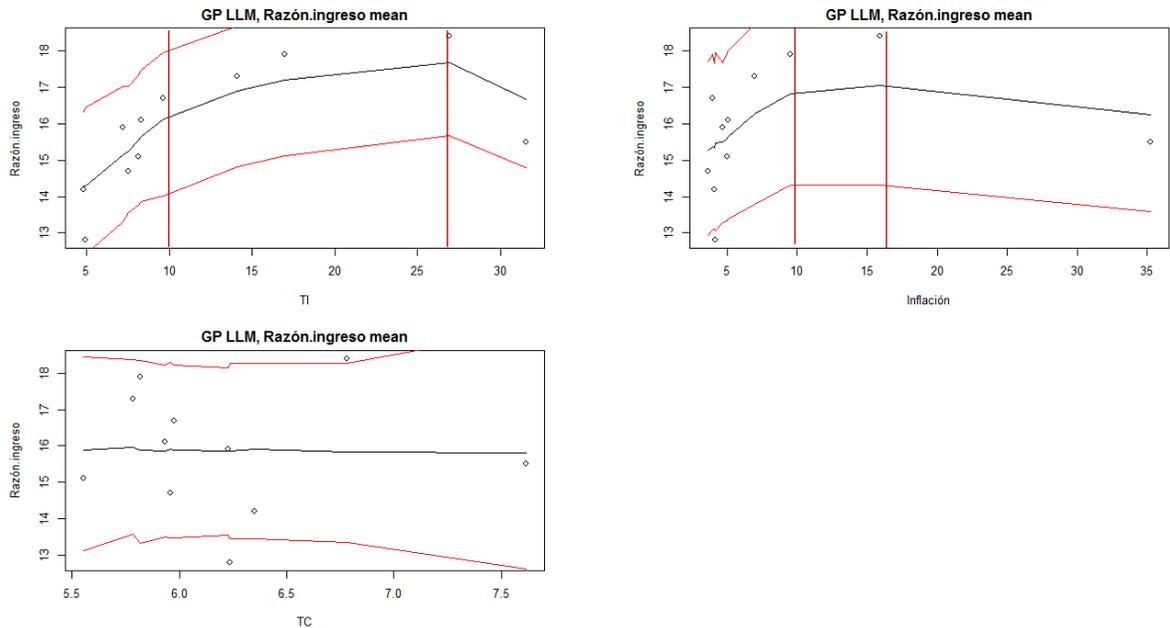
$$\hat{y} = -0.038 + 2.032 (\text{tasa de interés}) - 0.662 (\text{tasa de inflación}) - 0.678(\text{tipo de cambio}) + 0.026$$

En esta ecuación se observa que la variable que más impacto tiene en la brecha de la distribución del ingreso es la tasa de interés (β_1) con signo positivo, posteriormente la variable tipo de cambio (β_2) y por último tasa de inflación (β_3) con signo negativo las últimas dos.

En el caso de México, el periodo donde se ha aplicado el régimen de metas de inflación, se ha caracterizado por tener inflación baja y estable; en los resultados obtenidos en el modelo Bayesiano se muestra una relación negativa de la tasa de inflación y la brecha de la distribución del ingreso, con lo que una disminución del 1% de la inflación provoca un incremento de la brecha de la distribución del ingreso en 0.662; sin embargo esta no es la variable que más ha impactado la brecha de la distribución del ingreso. En el modelo aplicado, se observa que la variable de mayor peso es la tasa de interés y se sugiere que al disminuir la tasa de interés en 1%, la razón del ingreso medio nacional, con lo que se está midiendo la distribución del ingreso en este modelo, disminuye en 2.032, siempre y cuando se mantenga constante el tipo de cambio y la tasa de inflación.

Esto es consistente con los resultados encontrados en el capítulo uno, debido a que la tasa de interés es el principal instrumento de control inflacionario en el corto plazo y en este modelo es la variable que más influye en la brecha de la distribución del ingreso, con lo que al mantener tasas de interés bajas, se esperarían una mejora en la brecha de la distribución del ingreso.

Gráfico 2.2. Relación de las variables monetarias y la brecha de la distribución del ingreso en México



Elaboración propia. Distribución posterior de las variables con un intervalo de confianza del 90%.

En las regresiones univariadas se observa que a diferencia de la regresión del modelo completo, la variable tasa de inflación, presenta una relación positiva con la brecha de la distribución del ingreso, aunque esta relación presenta un coeficiente pequeño, se observa en la gráfica 2.2 que en el caso de México, no es necesario tener una inflación baja para reducir la brecha de la distribución del ingreso. Con tasas de interés menores al 10%, la brecha se reduce, del 10 al 16% aproximadamente se tiene una estabilidad en la brecha y conforme la tasa de inflación supera los 16 puntos, la brecha de la distribución del ingreso disminuye también.

Un hecho interesante que se observa es que la velocidad con la que se reduce la brecha a medida que se reduce la tasa de inflación es mucho más rápido que la reducción que experimenta la brecha cuando se incrementan las tasas de inflación; por lo que bajar la inflación debería de contribuir a disminuir la brecha, pero este cambio no es estadísticamente significativo.

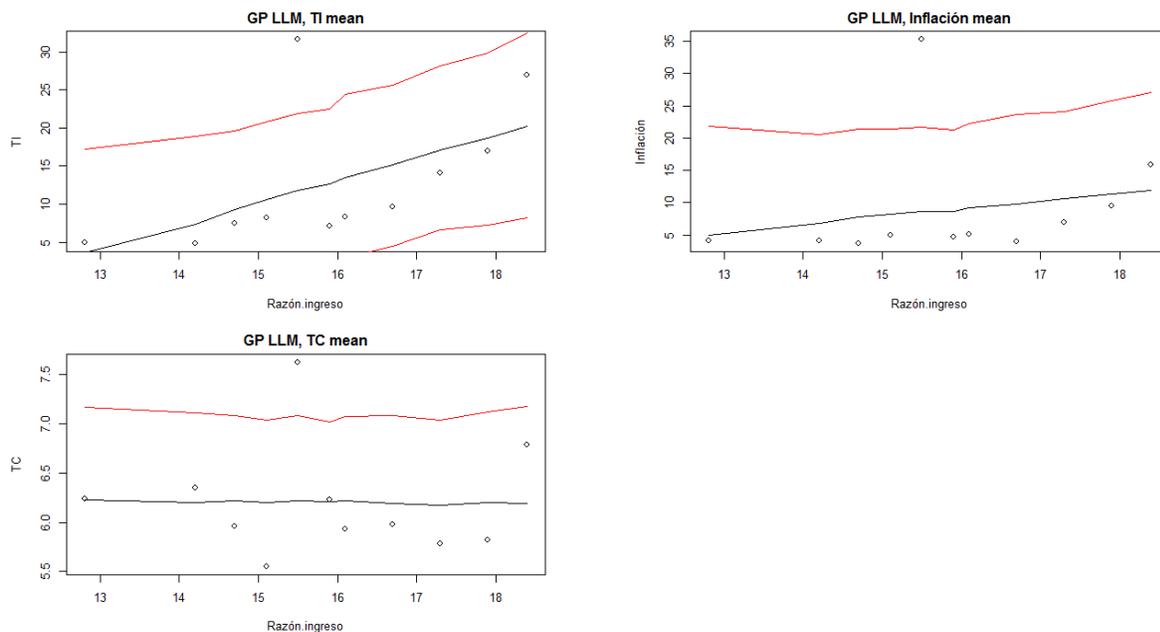
La variable monetaria que más impacto tiene en la brecha de la distribución del ingreso en el caso univariado, es la variable tasa de interés, pero la relación observada es lineal por partes formando una parábola, con lo que vemos que tasas de interés menores a 10% y mayores a 27% aproximadamente, se cierra la brecha de la distribución del ingreso, con lo que no se necesita

tener bajas tasas de interés para mejorar la brecha de la distribución del ingreso. Con esto observamos que la tasa de interés y la tasa de inflación no son variables distributivas en México.

En México, la variable tipo de cambio real tiene una relación negativa con la brecha de la distribución del ingreso, pero esta relación no es estadísticamente significativa, en la gráfica 2.2 se observa una línea caso vertical en todo el periodo de estudio. En el análisis presentado en este capítulo, se está midiendo la relación de la política monetaria en la brecha de la distribución del ingreso; sin embargo, es importante señalar que los resultados encontrados son consistentes, aun cuando en el capítulo 1 se demostró que el tipo de cambio es un segundo instrumento de política monetaria en México, éste es un instrumento con efectos a largo plazo.

En este punto surge la duda sobre si ¿las variables monetarias influyen en la brecha de la distribución del ingreso o la distribución del ingreso es la que influye en las variables monetarias?, para responder dicha pregunta, se realizó el mismo modelo de procesos Gaussianos con saltos a modelos lineales, pero en sentido contrario a las descritas anteriormente, donde se trata de medir el impacto que tiene la brecha de la distribución del ingreso en las variables monetarias en México, los resultados se muestran en la tabla 2.4 y el gráfico 2.3.

Gráfico 2.3. Relación de la brecha de la distribución del ingreso y las variables monetarias en México



Elaboración propia. Distribución posterior de las variables con un intervalo de confianza del 90%.

En esta segunda etapa del análisis, observamos que la única variable sobre la cual tiene impacto significativo la brecha de la distribución del ingreso es la inflación, es significativo porque es mayor que en la dirección contraria, esta relación es positiva, con lo que se sugiere que una distribución del ingreso más equitativa trae como resultado una inflación baja y a medida que la brecha se amplía, la inflación incrementa. Con estos resultados confirmamos que en el caso de México, la inflación se vuelve un conflicto distributivo y reafirmamos lo que han concluido algunos autores como Davidson (1972), Lavoie (1992), Mántey (2009a), que la distribución del ingreso es una tanto una causa como una consecuencia de los procesos inflacionarios.

La variable tipo de cambio también presenta un coeficiente mayor en esta dirección, pero es muy pequeño por lo que no se considera estadísticamente significativo.

Se realizó el mismo ejercicio econométrico para Brasil, los resultados se muestran en la tabla 2.5 y en el gráfico 2.4.

Tabla 2.5. Valores de los parámetros de la distribución posterior para Brasil

Parámetros	Impacto de la política monetaria de metas de inflación en la brecha de la distribución del ingreso				Impacto de la brecha de la distribución del ingreso en las variables monetarias		
	Modelo Completo	Tasa de interés	Tasa de Inflación	Tipo de Cambio	Tasa de interés	Tasa de Inflación	Tipo de Cambio
β_0	-0.449	-0.343	-0.273	-0.366	-0.354	-0.222	-0.216
β_1	0.790	0.950	0.767	0.880	0.717	0.461	0.439
β_2	0.238						
β_3	0.187						
nug	1.283	0.959	1.318	1.365	0.968	1.298	1.345
s^2	0.024	0.027	0.044	0.051	0.019	0.029	0.053
LLM	0.550	0.816	0.790	0.921	0.899	0.703	0.702
GP	0.450	0.184	0.210	0.079	0.101	0.297	0.298

Elaboración propia con datos del análisis econométrico

Con un 90% de confianza se obtuvo la siguiente ecuación del modelo que mide el impacto de la política monetaria de metas de inflación en la brecha de la distribución del ingreso para Brasil:

$$\hat{y} = -0.449 + 0.790 (\text{tasa de interés}) + 0.238 (\text{tasa de inflación}) + 0.187(\text{tipo de cambio}) + 0.024$$

En esta ecuación se observa que la variable que más impacto tiene en la brecha de la distribución del ingreso es tasa de interés (β_1), posteriormente la variable tasa de inflación (β_2) y por último tipo de cambio (β_3), todas con signo positivo.

Brasil ha presentado las tasas de interés más altas de todos los países que han implementado la política monetaria de metas de inflación, con lo cual ha influido en la ampliación de la brecha de la distribución del ingreso, ya que un incremento de la tasa de interés en 1%, trae un incremento de 0.79 en la brecha, siempre y cuando se mantenga constante el tipo de cambio y la tasa de inflación. Además, se observa que un incremento del 1% de la tasa de inflación, provoca un incremento de la brecha de la distribución del ingreso en 0.238 y una disminución del tipo de cambio de 1%, incrementará la brecha de la distribución del ingreso en 0.187.

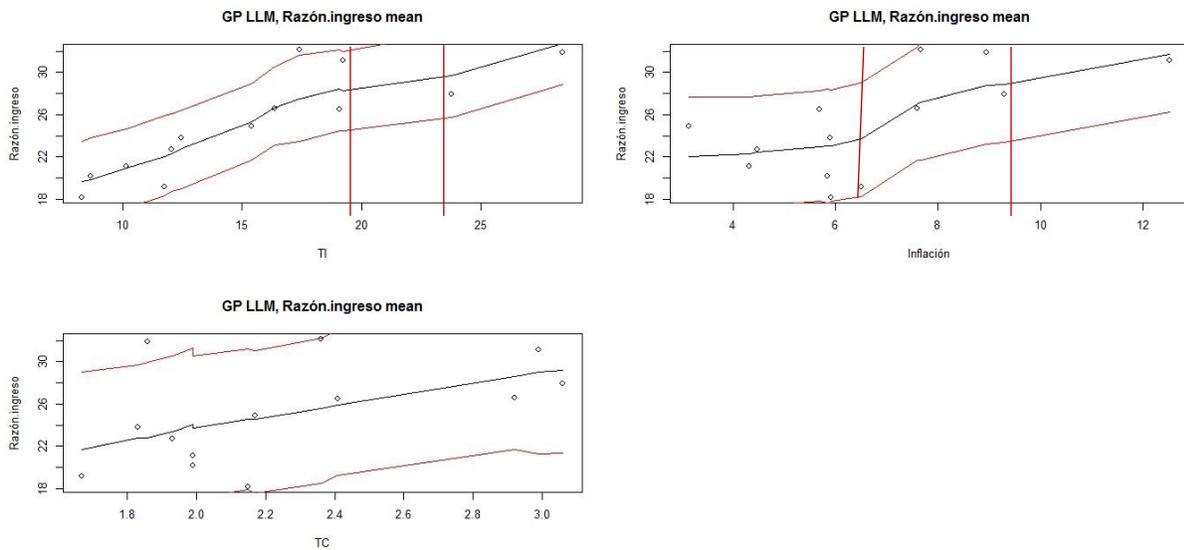
Al realizar las regresiones para medir el impacto que tiene cada una de las variables monetarias en la brecha de la distribución del ingreso en Brasil, se observa que la variable tasa de interés es la variable que más impacta a la brecha, en el gráfico 2.4 se observa que a pesar de presentarse una relación positiva entre las dos variables, existe un periodo donde la tasa de interés oscila entre 19 y 23% y la brecha de la distribución del ingreso se amplía a una velocidad menor que en tasas de interés más altas o más bajas de ese intervalo.

A diferencia del modelo completo, el tipo de cambio es la variable que tiene el segundo lugar de impacto en las regresiones univariadas, en la cual se muestra una relación positiva, con un tipo de cambio depreciado se disminuye la brecha de la distribución del ingreso.

Por último, la tasa de inflación es la variable que menos impacta a la brecha de la distribución del ingreso de Brasil; sin embargo, se muestra un comportamiento interesante, con tasas de inflación menores a 6%, a medida que incrementan las tasas se observa un incremento en la brecha, pero este incremento es muy lento, entre 6 y 9% se muestra una ampliación de la brecha muy acelerada, es decir, la brecha se amplía en muchas unidades; pasando ese umbral, el incremento de la inflación trae como resultado un incremento en la brecha de la distribución del ingreso, pero este crecimiento es menos acelerado que el crecimiento que existe de la brecha cuando se tienen tasas de inflación bajas.

En el periodo de estudio, la inflación en Brasil se ha encontrado en el rango en donde la brecha de la distribución del ingreso se incrementa con mayor rapidez. Es importante señalar que Brasil es el país que más ha disminuido la brecha de la distribución del ingreso; sin embargo, mantener la tasa de inflación a los niveles existentes, no les ha ayudado a disminuir la brecha de la distribución del ingreso, en este país los programas sociales han sido los que han ayudado en este proceso.

Gráfico 2.4. Relación de las variables monetarias y la brecha de la distribución del ingreso en Brasil



Elaboración propia. Distribución posterior de las variables con un intervalo de confianza del 90%

Cabe resaltar que las tres variables monetarias tienen un impacto significativo en la brecha de la distribución del ingreso en Brasil.

Al igual que en caso de México, en Brasil se hizo el ejercicio para determinar el impacto de la brecha de la distribución del ingreso en las variables monetarias, pero se observa que este impacto no es significativo, la dirección correcta es que las variables monetarias impactan la brecha de la distribución del ingreso (ver tabla 2.5).

Se realizó un modelo de procesos Gaussianos con saltos a modelos lineales para medir el impacto de la política monetaria en la brecha de la distribución del ingreso en Chile, los resultados se muestran en la tabla 2.6 y el gráfico 2.5.

Tabla 2.6. Valores de los parámetros de la distribución posterior para Chile

Parámetros	Impacto de la política monetaria de metas de inflación en la brecha de la distribución del ingreso				Impacto de la brecha de la distribución del ingreso en la política monetaria de metas de inflación		
	Modelo Completo	Tasa de interés	Tasa de Inflación	Tipo de Cambio	Tasa de interés	Tasa de Inflación	Tipo de Cambio
β_0	-0.262	-0.179	-0.166	0.147	-0.146	-0.133	0.082
β_1	0.283	0.46	0.465	-0.256	0.331	0.305	-0.181
β_2	0.520						
β_3	0.096						
nug	1.565	1.532	1.414	1.541	1.584	1.165	1.277
s^2	0.086	0.087	0.083	0.082	0.054	0.054	0.049
LLM	0.495	0.891	0.896	0.727	0.820	0.645	0.892
GP	0.505	0.109	0.104	0.273	0.180	0.355	0.108

Elaboración propia con datos del análisis econométrico

Con un 90% de confianza se obtiene la siguiente ecuación que mide el impacto de la política monetaria de metas de inflación en la distribución del ingreso en Chile:

$$y = -0.262 + 0.283 (\text{tasa de interés}) + 0.520 (\text{tasa de inflación}) + 0.096 (\text{tipo de cambio}) + 0.086$$

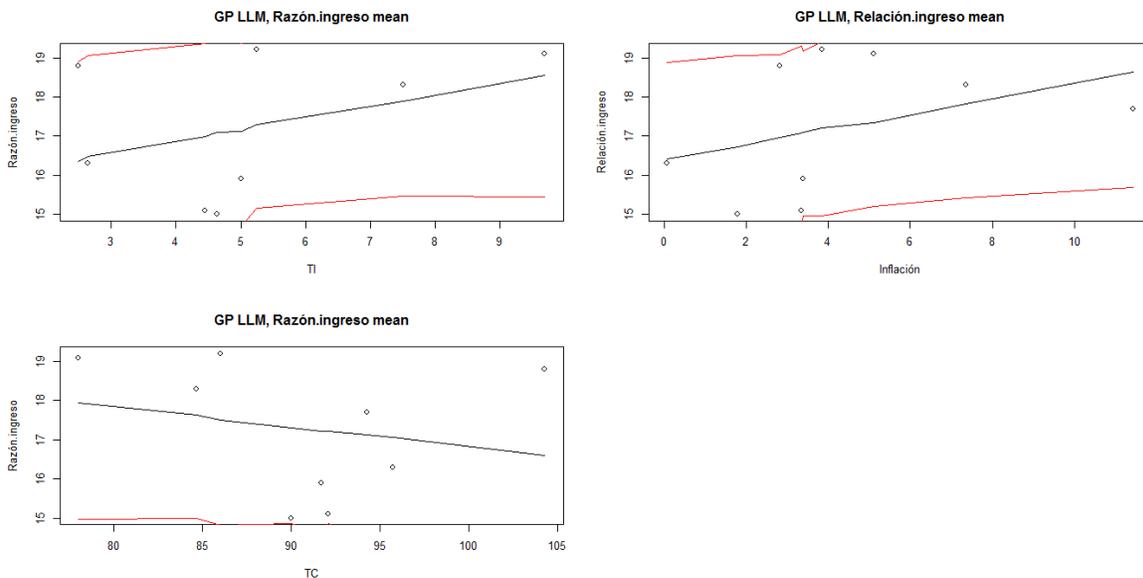
En el caso de Chile, se muestra un comportamiento diferente a los otros dos países, la variable monetaria de mayor impacto en la brecha de la distribución del ingreso en el modelo completo, es la tasa de inflación (β_2), seguida por la tasa de interés (β_1) y por último el tipo de cambio (β_3)

En el caso de Chile al igual que Brasil, existe una relación positiva con las tres variables; la variable de mayor impacto es la tasa de inflación, la cual al incrementarse en 1%, traería un incremento de 0.520 la brecha de la distribución del ingreso, siempre y cuando las otras variables permanezcan constantes; un incrementarse en 1% en la tasa de interés, traería como resultado un incremento de 0.283 la brecha de la distribución del ingreso y un incremento de la tasa del 1% del tipo de cambio, traería un incremento de la brecha de 0.096 en la brecha de la distribución del ingreso. En este caso la variable tipo de cambio real no es estadísticamente significativa.

Al realizar las regresiones univariada, se observa que las variables cambian en la magnitud del impacto, en la tabla 2.6 se muestra que las variables tasa de inflación y tasa de interés impactan de la misma forma a la variable brecha de la distribución del ingreso. Y la variable tipo de cambio

real presenta una relación negativa con la brecha, a diferencia del modelo completo (ver gráfico 2.5).

Gráfico 2.5. Relación de las variables monetarias y la brecha de la distribución del ingreso en Chile



Elaboración propia. Distribución posterior de las variables, con un intervalo de confianza del 90%

De la misma forma que en México y Brasil, en Chile se evaluó si el impacto de las variables monetarias no iba en la dirección contraria a como se creía, bajo nuestra hipótesis de estudio, la política monetaria de metas de inflación tiene un impacto en la distribución del ingreso y no en sentido contrario.

Es importante mencionar que Chile se ha caracterizado por tener bajas tasas de interés y presentar la inflación más baja de los tres países de estudio, por lo que la política monetaria de metas de inflación no ha tenido un gran impacto, cuando se implementó formalmente el régimen de metas de inflación, en Chile ya se contaba con bajas tasas de inflación, esto se ve reflejado en los resultados de la regresión, debido a que los coeficientes de los parámetros son los más bajos. Sin embargo, con esta política de baja inflación, si influye en la brecha de la distribución del ingreso.

La varianza de cada uno de los modelos es una muy pequeña, con lo que afirmamos que la predicción de la distribución posterior es buena. El parámetro nug , se refiere al ruido que existe en el modelo, es equivalente a lo que se conoce como la Suma de Cuadrados del Error, en este caso son pequeños.

En el análisis econométrico realizado se comprobó que la política monetaria de metas de inflación ha tenido un impacto significativo en la brecha de la distribución del ingreso en México y Brasil, pero en el caso de Chile el impacto no es significativo, en estos países se nota una mejora en la brecha de la distribución del ingreso derivada de cambios más grandes en el ingreso de los últimos deciles. Además en Brasil, la variable monetaria que se vuelve una variable distributiva es la tasa de interés.

Para comprobar parte de la hipótesis de investigación, que plantea que la política monetaria de metas de inflación ha perjudicado a las personas que tienen menores ingresos, se hizo una regresión bayesiana con saltos a modelos lineales para cada uno de los tres países de estudio, tomando como variable dependiente la proporción del ingreso nacional de los deciles bajos (1 al 4) y la proporción del ingreso del decil 10, y como variables predictoras se tomó en cuenta las variables monetarias; los resultados se muestran en las tablas 2.7-2.9 y los gráficos 2.6-2.8:

Tabla 2.7. Valores de los parámetros de la distribución posterior para México

Parámetros	Impacto de la política monetaria de metas de inflación en los deciles 1-4				Impacto de la política monetaria de metas de inflación en el decil 10			
	Modelo Completo	Tasa de interés	Tasa de Inflación	Tipo de Cambio	Modelo Completo	Tasa de interés	Tasa de Inflación	Tipo de Cambio
β_0	-0.003	-0.891	0.0243	-0.0083	-0.01	-0.15	-0.047	-0.059
β_1	-2.147	0.681	-0.2875	-0.0053	1.53	0.92	0.384	0.171
β_2	0.390				-0.05			
β_3	1.054				-0.89			
nug	0.975	0.681	0.0599	0.0594	1.27	1.07	1.276	1.584
s^2	0.026	0.185	1.3548	1.3575	0.03	0.04	0.048	0.049
LLM	0.523	0.427	0.6300	0.7845	0.51	0.63	0.730	0.697
GP	0.477	0.573	0.3700	0.2155	0.49	0.37	0.270	0.303

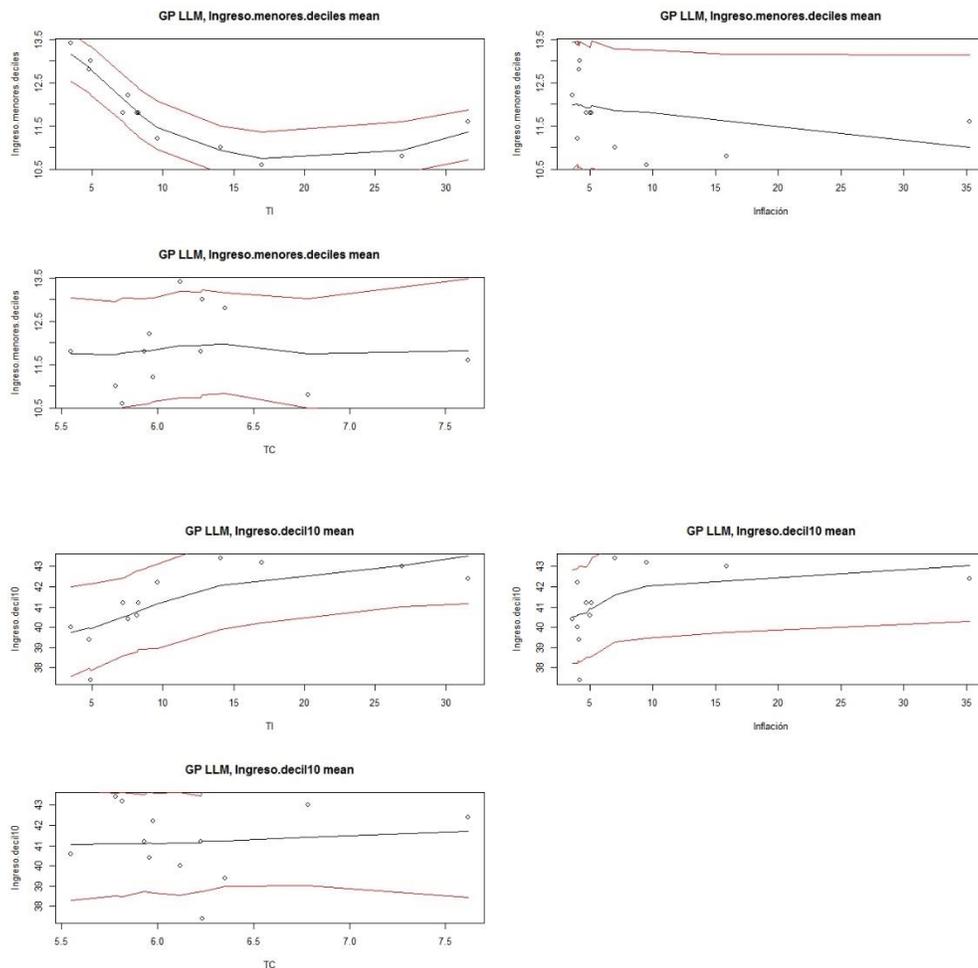
Elaboración propia con datos del análisis econométrico

En el caso de México, en la tabla 2.7 se observa que la variables que más impacto tiene en los deciles bajos (1-4) y el decil más alto (10) en el modelo completo, es la tasa de interés, seguido por el tipo de cambio y por último la tasa de inflación ; sin embargo, los signos son diferentes, mientras que en los deciles bajos (1-4), la tasa de interés tiene un impacto negativo en el modelo completo, en el caso del decil 10, este impacto es positivo; lo que supone que una tasa de interés

baja incrementa los ingresos de los deciles bajos y baja los ingresos del decil más alto, siempre y cuando la tasa de inflación y el tipo de cambio permanezcan constantes.

En este modelo se ve reflejado el tipo de cambio real como segundo instrumento de política monetaria, teniendo una relación positiva con los deciles bajos y negativa con los deciles altos, es decir, cuando se tiene un tipo de cambio real apreciado, los deciles bajos incrementan sus ingresos, mientras que los deciles altos disminuyen sus ingresos, pero en qué magnitud sucede este fenómeno lo podemos observar en las gráficas de los análisis univariados en México (Ver gráfico 2.6).

Gráfico 2.6. Relación de las variables monetarias en los deciles (1-4) y 10 en México



Elaboración propia, Distribución posterior de las variables, con un intervalo de confianza del 90%

En las regresiones univariadas, el tipo de cambio se convierte en una variable no significativa; es decir, un movimiento en el tipo de cambio real, no influye directamente en la distribución del ingreso, el impacto que esta variable tiene es a través de la tasa de interés, como lo pudimos apreciar en el mecanismo de transmisión de la política monetaria de metas de inflación para los países de México y Chile, descritos en el capítulo 1.

En el gráfico 2.6 podemos apreciar la relación en forma de parábola que existe de la tasa de interés y la inflación con los deciles bajos y altos, como lo pudimos apreciar en la regresión con la brecha, pero con signos contrarios; en este gráfico se observa que bajar las tasas de interés, ha beneficiado a los ingresos de los deciles bajos, mientras que el efecto que ha tenido en el decil más alto ha sido casi nulo; sin embargo, no se necesita tener bajas tasas de interés para mejorar los ingresos de los deciles bajos.

En este punto retomaremos nuevamente el mecanismo de transmisión de la política monetaria de metas de inflación, en el capítulo 1 se comprobó que la tasa de interés es el principal instrumento a corto plazo de política que se utiliza para controlar la inflación y en los modelos se observa que no se necesita tener bajas tasas de interés para tener una mejora en la distribución del ingreso, con este instrumento se ha cumplido el objetivo de mantener una inflación baja y estable; sin embargo, en el gráfico 2.6 se observa que en México, mantener bajas tasas de inflación no ha contribuido a disminuir la brecha de la distribución del ingreso en México.

Tabla 2.8. Valores de los parámetros de la distribución posterior para Brasil

Parámetros	Impacto de la política monetaria de metas de inflación en los deciles 1-4				Impacto de la política monetaria de metas de inflación en el decil 10			
	Modelo Completo	Tasa de interés	Tasa de Inflación	Tipo de Cambio	Modelo Completo	Tasa de interés	Tasa de Inflación	Tipo de Cambio
β_0	0.434	0.322	0.243	0.365	-0.388	-0.329	-0.213	-0.323
β_1	-0.831	-0.942	-0.727	-0.891	0.893	0.959	0.654	0.780
β_2	-0.117				0.071			
β_3	-0.248				0.134			
nug	1.096	1.065	1.238	1.320	1.263	1.216	1.344	1.371
s^2	0.027	0.025	0.049	0.053	0.030	0.026	0.054	0.060
LLM	0.628	0.629	0.700	0.958	0.492	0.637	0.657	0.891
GP	0.372	0.371	0.300	0.042	0.508	0.363	0.343	0.109

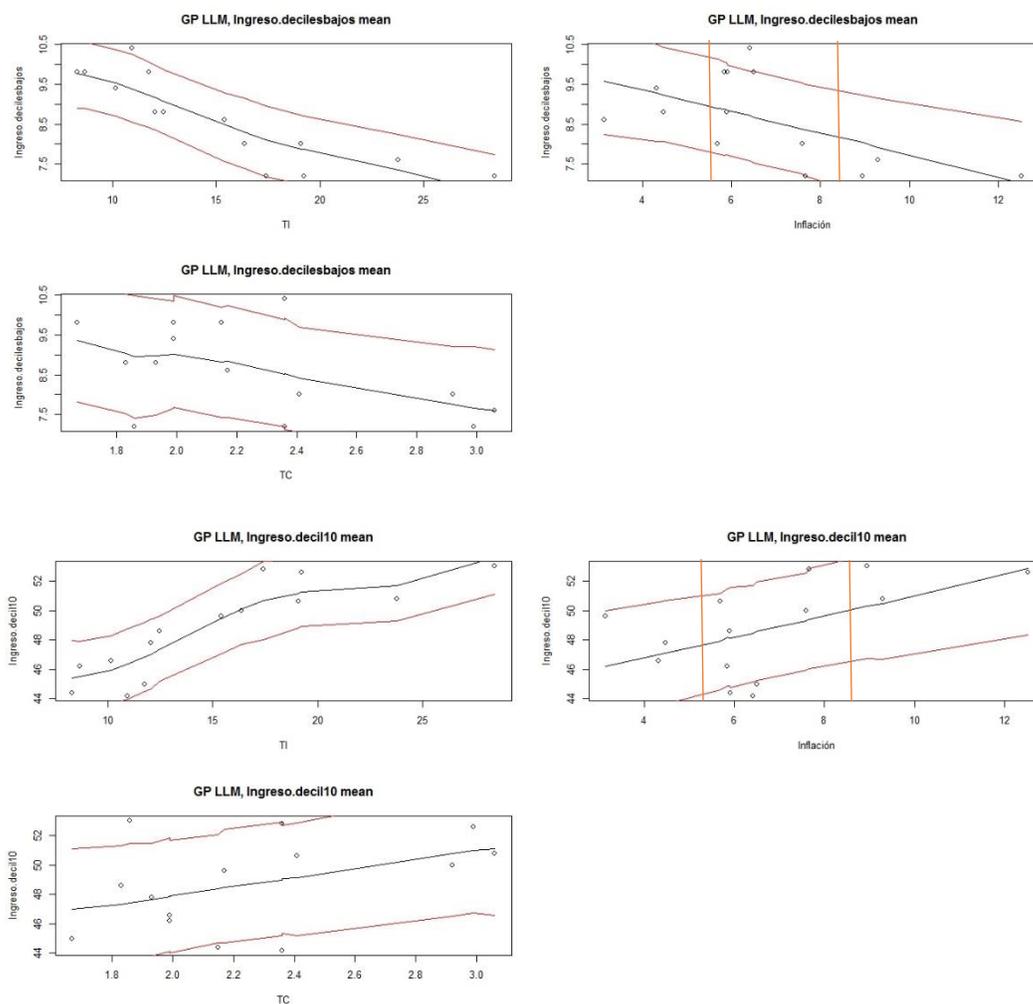
Elaboración propia con datos del análisis econométrico

En la tabla 2.8 observamos que en el modelo completo la variable que más impacta los deciles bajos y el más alto es la tasa de interés, pero en las regresiones univariadas observamos que la

variable tipo de cambio tiene un coeficiente alto, casi igual a la tasa de interés, esto es consistente con el mecanismo de transmisión de la política monetaria de metas de inflación, donde el tipo de cambio es un instrumento importante de la política monetaria, a diferencia del caso de México y Chile, donde el tipo de cambio actúa como segundo instrumento de política monetaria y lo hace a largo plazo.

En el caso de Brasil, la variable tasa de inflación es la que menos impacto tiene en los deciles de los extremos, recordemos que Brasil se ha caracterizado por altas tasas de interés e inflación.

Gráfico 2.7. Relación de las variables monetarias en los deciles (1-4) y 10 en Brasil



Elaboración propia, Distribución posterior de las variables, con un intervalo de confianza del 90%

En el gráfico 2.7 observamos que en Brasil, la tasa de interés es una variable distributiva, este país se ha caracterizado por tener las tasas de interés más altas de todos los países que ha implementado el régimen de metas de inflación; sin embargo, inició este régimen con tasas de interés muy altas y ha logrado bajarlas. Este mecanismo ha influido en los ingresos de los deciles, en los deciles más bajos ha ayudado a incrementar su ingreso y en el más alto ha disminuido su ingreso, aunque este cambio no es muy grande. Un fenómeno importante que se debe resaltar es el signo de la tasa de interés, en los deciles bajos se encuentra una relación negativa y en el decil más alto existe una relación positiva, con lo que la política monetaria de metas de inflación implementada en Brasil ha beneficiado principalmente a los sectores de mayores ingresos.

También se observa en este gráfico que el tipo de cambio es una variable que influye en los deciles, en el caso de Brasil, su tipo de cambio real se ha depreciado y eso ha propiciado el incremento del ingreso del último decil y ha perjudicado el ingreso de los deciles más bajos, con lo que la política monetaria de metas de inflación implementada en Brasil no ha contribuido a mejorar la distribución del ingreso de este país.

Tabla 2.9. Valores de los parámetros de la distribución posterior para Chile

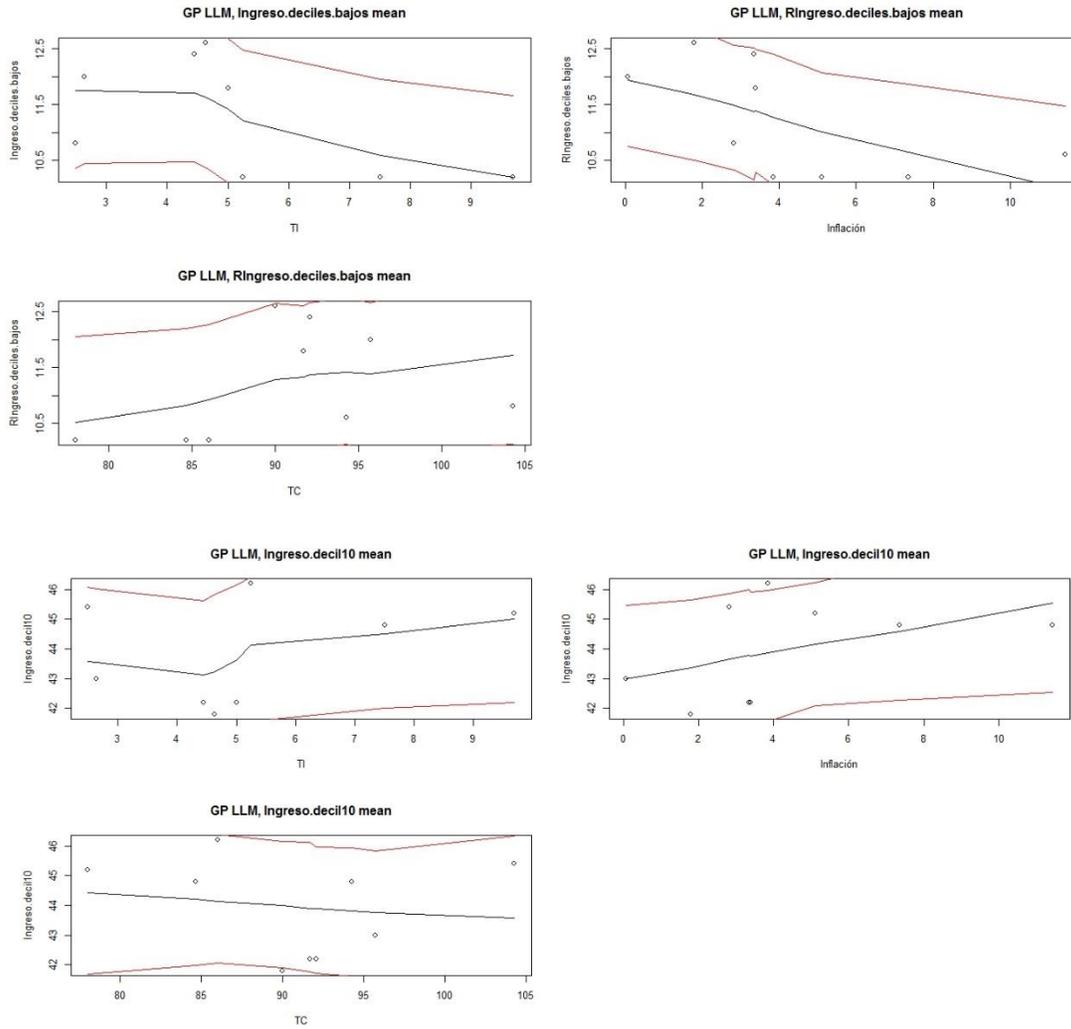
Parámetros	Impacto de la política monetaria de metas de inflación en los deciles 1-4				Impacto de la política monetaria de metas de inflación en el decil 10			
	Modelo Completo	Tasa de interés	Tasa de Inflación	Tipo de Cambio	Modelo Completo	Tasa de interés	Tasa de Inflación	Tipo de Cambio
β_0	0.294	0.252	0.263	-0.207	-0.218	-0.123	-0.176	0.100
β_1	-0.272	-0.661	-0.734	0.409	0.099	0.335	0.487	-0.140
β_2	-0.825				0.612			
β_3	0.019				0.049			
nug	1.354	1.499	1.455	1.491	1.565	1.388	1.532	1.503
s^2	0.068	0.076	0.065	0.081	0.076	0.080	0.064	0.074
LLM	0.331	0.811	0.850	0.743	0.672	0.837	0.913	0.519
GP	0.669	0.189	0.150	0.257	0.328	0.163	0.087	0.481

Elaboración propia con datos del análisis econométrico

En el caso de Chile, se observa un comportamiento diferente al de México y Brasil, el cual también se observó en la regresión con la brecha de la distribución del ingreso como variable respuesta. En este país, la variable que más impacto tiene en la brecha los deciles es la tasa de inflación, seguida por la tasa de interés, y su relación es negativa para los deciles más bajos y positiva para el decil más alto, con lo que se sugiere que al bajar la inflación, el ingreso de los deciles bajos incrementó y el del decil 10 disminuyó.

Como se había mencionado anteriormente, Chile inició su régimen de metas de inflación antes de implementar el modelo formalmente, por lo que no se puede concluir que cumplir con el objetivo de mantener una inflación baja y estable haya mejorado la distribución del ingreso de este país.

Gráfico 2.8. Relación de las variables monetarias en los deciles (1-4) y 10 en Chile



Elaboración propia, Distribución posterior de las variables, con un intervalo de confianza del 90%

2.5 Consideraciones finales

En México, Brasil y Chile se ha seguido una política monetaria de metas de inflación, la cual se caracteriza por la autonomía de los bancos centrales y la tasa de interés como principal instrumento de control inflacionario, y aunque utilizan el tipo de cambio como segundo instrumento de política, sus efectos son a largo plazo. Esta política ha tenido como principal objetivo mantener niveles de inflación bajos, objetivo que se ha cumplido en México y Chile y en menor grado en Brasil, pero ¿qué es lo que ha pasado con la distribución del ingreso en estos países?

Con la evidencia empírica mostrada en este capítulo se observa que los países de México, Brasil y Chile, tienen una distribución del ingreso desigual, si medimos ésta por el índice de Gini, los tres países presentan coeficientes por arriba del 0.5. Sin embargo, se ha demostrado que este indicador no es el más eficiente para medir desigualdad; por tal motivo, en este trabajo utilizamos la proporción del ingreso medio per cápita para cada decil de la población y se encontró que el decil más alto (decil 10), obtiene de ingreso casi la mitad del ingreso total nacional y se observa que en el periodo de estudio han existido cambios en la brecha de la distribución del ingreso, en México y Chile no han sido significativos estos cambios, a diferencia de Brasil, donde si ha habido una mejora en la distribución de su ingreso, aunque derivada principalmente de los programas sociales aplicados, los cuales no se tomaron en cuenta para el análisis.

En el análisis econométrico se comprobó que la política monetaria de metas de inflación ha tenido un impacto significativo en la brecha de la distribución del ingreso en México y Brasil, pero en el caso de Chile el impacto no es significativo. Sin embargo, este impacto no ha sido suficiente para mejorar la distribución del ingreso de estos países.

Al explorar la hipótesis de investigación que afirma que abatir la inflación debe hacer más equitativa la distribución del ingreso y por tal motivo es el principal objetivo de la política monetaria de metas de inflación, comprobamos que la inflación es la variable monetaria que más impacto tiene en la brecha de la distribución del ingreso para la economía Chilena, al presenta una relación positiva entre la inflación y la brecha de la distribución del ingreso; sin embargo, antes de implementar el modelo de metas de inflación, este país empezó a bajar su inflación, con lo que no ha sido el principal objetivo de política monetaria. Para el caso de México y Brasil, la inflación no representa una variable distributiva, incluso en las regresiones que miden el impacto de la política monetaria en los deciles bajos y altos, comprobamos que el impacto es muy bajo, por lo

que bajar la inflación no ha contribuido a mejorar la brecha debido a que esta variables no ha influido.

En el caso de México, no se necesita tener bajas tasas de inflación para tener una mejor distribución del ingreso, el análisis econométrico comprobó que con tasas de inflación menores al 10% y mayores al 16% aproximadamente, se reduce la brecha de la distribución del ingreso y entre más bajas son las tasas de inflación o más altas, la brecha es más corta. Además, en México, la inflación es causa y consecuencia de la distribución del ingreso.

En Brasil, bajas tasas de inflación traen como consecuencia una reducción en la brecha de la distribución del ingreso; sin embargo, la velocidad con la que se incrementa la brecha de la distribución del ingreso entre 6 y 9% (inflación promedio en el periodo de estudio), es mucho más acelerado que fuera de ese rango, por lo que no se puede decir que abatir la inflación ha hecho más equitativa la distribución del ingreso en este país. Es importante resaltar que en este país si se experimentó una mejora en la distribución de su ingreso, pero el control inflacionario no fue la causa de dicha mejora.

En el régimen de metas de inflación, la tasa de interés utilizada como instrumento de política es de suma importancia, ya que, una modificación de ella, trae como consecuencias un cambio en la distribución del ingreso y el crecimiento económico de un país, si la tasa de interés es baja, se supone una distribución del ingreso más uniforme, sin tantas diferencias. Sin embargo, existe un gran debate al respecto, hay autores que argumentan que la relación entre la tasa de interés y la distribución del ingreso no existe, tal es el caso de Rochon (2010) y Pasinetti (1974), entre otros.

En el análisis bayesiano realizado, se observa que la tasa de interés es la variable que más influye en la brecha de la distribución del ingreso en México y Brasil, en el caso de México, se reduce la brecha de la distribución del ingreso cuando se tienen tasas de interés menores a un 10%, pero también superiores al 27% aproximadamente, por lo que no se tienen que tener bajas tasas de interés para tener mejoras en la brecha de la distribución del ingreso. Sin embargo, se presenta una relación positiva de la tasa de interés y los ingresos de los deciles bajos (1-4) y una relación negativa en los ingresos del decil más alto (decil 10), recordemos que México ha utilizado bajas tasas de interés para controlar su inflación, con lo que se sugiere que con esto los deciles bajos debieron haber incrementado sus ingresos, pero como a altas tasas y bajas tasas de interés se mejora la brecha, la tasa de interés no es una variable distributiva para México.

En el caso de Brasil, sucede lo contrario, las altas tasas de interés han beneficiado los ingresos del decil más alto y han perjudicado los ingresos del decil más bajo, en este país la tasa de interés si representa una variable distributiva.

En los tres países se muestra una relación diferente de las variables tasa de interés y tasa de inflación, en México existen umbrales donde a altas o bajas tasas de interés la brecha disminuye, en Brasil se muestra un umbral donde se incrementa la velocidad de transferencia y en Chile se presenta una relación casi lineal.

Con respecto al tipo de cambio, en el caso de México y Chile esta variable es la que menos impacta la brecha de la distribución del ingreso, pero la relación es negativa, con lo que el tipo de cambio depreciado ha contribuido a incrementar la brecha de la distribución del ingreso, a diferencia de Brasil, donde el tipo de cambio juega un papel muy importante, ya que en el capítulo 1 se comprobó que Brasil utiliza al tipo de cambio como un instrumento importante de política monetaria y es la variable que más impacta el ingreso de los deciles de los extremos, un tipo de cambio depreciado afecta el ingreso de los deciles más bajos (1-4) y beneficia al ingreso del decil más alto.

Por todo lo descrito anteriormente, podemos afirmar que la implementación de la política monetaria de metas de inflación de México, Brasil y Chile, cuyo principal objetivo es mantener una estabilidad de precios, no ha contribuido a hacer más equitativa la distribución del ingreso en estos tres países.

No existen investigaciones donde se haya medido el impacto de la política monetaria en la brecha de la distribución del ingreso para los países de estudio en donde se hayan utilizado algún método de análisis Bayesiano. Sin embargo, los resultados obtenidos en esta investigación, son consistentes con el trabajo elaborado por (Gornemann *et al.*, 2014), quienes realizaron un análisis de equilibrio general de procesos estocásticos para Estados Unidos, donde concluyen que la política monetaria de metas de inflación beneficia a los más ricos y perjudica a los pobres; con lo cual se abre una brecha en la distribución del ingreso y con el análisis Bayesiano elaborado en este capítulo se concluye que la política monetaria de metas de inflación ha perjudicado a los deciles más bajos sólo en el caso de Brasil, en el caso de México y Chile no se comprueba esta hipótesis.

Ante los resultados obtenidos en este capítulo surge la necesidad de evaluar el impacto de la inflación en los salarios, debido a que el principal objetivo de la política monetaria de metas de inflación es mantener la inflación baja y estable y ésta ha perjudicado a las personas con menores ingresos y los deciles más bajos están compuestos principalmente por personas asalariadas. En el capítulo tres se describe la relación a largo plazo de la inflación y los salarios.

Capítulo 3

Salario en México, Brasil y Chile

3.1 Introducción

En el capítulo dos se midió el impacto que ha tenido la política monetaria de metas de inflación implementada en México, Brasil y Chile, y se observó que al mantener una inflación baja y estable, no se ha contribuido a reducir la brecha de la distribución del ingreso, e incluso en México, no se necesitan bajas tasas de inflación para mejorar dicha brecha.

En la evidencia empírica se observa una ligera mejora en la distribución del ingreso de casi todos los deciles en los países de estudio, lo cual ha reducido la proporción del ingreso del último decil; los deciles que han mejorado son aquellos cuyo principal ingreso proviene de los salarios, pero la medida de ingreso que se toma en cuenta en el análisis econométrico del capítulo anterior, es el ingreso proveniente del trabajo asalariado, monetario y en especie, con lo cual se hace necesario identificar cuál ha sido el impacto de la baja inflación en los salarios, debido a que se ha observado un estancamiento de salarios en estos países.

Además, es importante señalar que actualmente el mercado laboral genera desigualdad en dos formas diferentes: primero, se remunera de manera desigual a los trabajadores que presentan la misma productividad, esto se debe a diferentes causas, pero una de las más comunes es la discriminación que se hace por género, raza, etc.; la segunda causa de desigualdad en el mercado laboral es que existe diferencia en la remuneración de los trabajadores sustituyibles provenientes de diferentes segmentos del mercado laboral. Por ejemplo, diferencias entre trabajo formal y no formal, o diferencias salariales dependiendo del área geográfica en la que se encuentre (Barros et al., 2016).

Entonces, surge la necesidad de estudiar los salarios partiendo de la idea de que éste es uno de los indicadores más importantes en la economía de un país por tres razones fundamentales: 1) opera como referencia para el intercambio económico entre el sector laboral y el patrón, 2) por la influencia que ejerce sobre el nivel de empleo, la evolución de los precios, el consumo, el ahorro, la distribución del ingreso y el nivel de vida de la población, y 3) por la importancia que tiene en la determinación de la competitividad de un país, vía los costos de producción (Banco de México, 2009).

Existen muchas teorías sobre la determinación de los salarios, en este capítulo se confrontarán aquellas teorías que parten del supuesto de que la inflación influye en la fijación de los salarios y son fijados por el mercado, contra otras teorías, cuyos representantes son los nuevos keynesianos, que afirman que los salarios son el resultado de la eficiencia de los trabajadores y no son el resultado de la oferta y la demanda.

Los salarios nominales se vuelven sensibles al proceso inflación, debido a que uno de los principales determinantes del incremento de los precios son los aumentos de los costos de producción, creando presiones por parte de los asalariados para obtener un incremento de salario. Partiendo de esta idea, los incrementos que registren los salarios pueden traducirse en aumentos en los precios al consumidor, y como el principal objetivo de la política monetaria implementada por los Bancos Centrales de México, Brasil y Chile, es procurar la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda, esto se traduce en la obligación de aplicar acciones de política necesarias para orientar y controlar el aumento de los precios (Banco de México, 2009).

Así, el régimen de metas de inflación, utiliza modelos de inflación que tienen como principales elementos alguna hipótesis implícita o explícita del mecanismo de transmisión de los precios mediante el mercado laboral (Clarida y Gali, 1999), esto es mediante la Curva de Phillips. Como se explicó en el capítulo uno, alguna versión de la curva de Phillips, junto con la Curva IS y la regla de tasa de interés de corto plazo, crean la estructura propuesta por el Nuevo Consenso Macroeconómico.

Este capítulo tiene como finalidad evaluar cuál es el impacto de la inflación en los salarios, partiendo de la hipótesis monetarista de que la inflación polariza la distribución del ingreso, lesiona a los sectores asalariados, por lo que al controlar la inflación, éstos deberán alcanzarán un mejor ingreso.

El capítulo está integrado por 5 secciones ordenadas de la siguiente manera: en la primera sección se presenta esta introducción, en la segunda se hace una revisión teórica sobre la

relación que existe entre los salarios y la inflación, en la tercera sección se presenta la evidencia empírica de la evolución de los salarios en los tres países de estudio, posteriormente se hace un análisis econométrico para medir el impacto de la inflación en los salarios y conocer si existe una relación de largo plazo entre las variables y finalmente, en la última sección se presentan las consideraciones finales del capítulo.

3.2 Debate del impacto de la inflación en los salarios

Dentro del debate de la determinación de los salarios existen dos vertientes, los defensores de la hipótesis de que los salarios se ven afectados por la inflación, y los que defienden la idea de que la determinación de los salarios no tiene nada que ver con la inflación, sino que es determinada por la productividad de los trabajadores.

Desde los clásicos, se hace un acercamiento a la relación que existe entre la inflación y los salarios, esto no está definido de forma explícita, pero los incrementos de la población respondían a cambios en los salarios, cuando los salarios incrementaban, las personas podían tener más hijos, así la demanda incrementa y los precios se ajustaban a esa nueva demanda.

Para ellos, el salario es una canasta de bienes adelantados por los capitalistas, ésta está destinada a la sobrevivencia de los trabajadores, que a su vez, depende de factores históricos y sociales haciendo hincapié en la oferta (Bidard y Klimovsky, 2014).

Tal es el caso de Ricardo, que en su "Teoría de la subsistencia", postula que el precio natural del trabajo es aquel que es necesario para la subsistencia de los trabajadores y sus familias, pero esto no depende de la suma de dinero como salarios, sino de la cantidad de alimentos, artículos de primera necesidad y otras cosas útiles que les sean indispensables y puedan adquirir con dinero (Dobb, 1927). Además, él distingue dos clases de salario: salario nominal y salario real, el salario nominal tiende a subir ligeramente cuando los precios se incrementan, aunque este aumento no mejora en nada la condición económica de los trabajadores debido a que los salarios reales no suben (Kaldor, 1960).

Y Marx (1867), sostiene que el salario se mantiene al nivel mínimo de subsistencia mientras exista un exceso de fuerza de trabajo no empleada. Él definió al salario como el valor de cambio o precio de la fuerza de trabajo, el obrero trabaja para el capitalista y produce una determinada magnitud de valor, parte de ese valor se le devuelve en forma de salario, y del resto se apropia el capitalista (llamado plusvalía).

Además, en el sistema teórico clásico, los mecanismos de mercado garantizan la tendencia de la economía hacia el pleno empleo. Así, en una situación de pleno empleo, es posible que una expansión de la demanda agregada, al presionar una elevación en los precios, propicie una caída en el salario real y estimule un mayor nivel de precios (Ríos, 2000).

En la teoría general, Keynes (1936), argumenta que una reducción de los salarios nominales bajará los costos de producción y estimulará la demanda de los productos acabados, teniendo como consecuencia un incremento en la producción y la ocupación, hasta el punto en que la baja de los salarios nominales quede compensada por la disminución de la eficiencia marginal del trabajo. Por lo que una baja en los salarios nominales reducirá algo los precios y acarreará una redistribución de los ingresos reales, de los que perciben salarios a otros factores cuya remuneración no haya sido reducida. Esta es el primer acercamiento que existe, de forma explícita, a la relación de los salarios y la inflación.

Además, según lo postulado por Keynes (1936), cuando existan niveles altos de desempleo, la ocupación cambiará proporcionalmente a la cantidad de dinero; pero cuando esta situación llegue al pleno empleo, los precios ya no responderán a cambios en la ocupación sino a cambios en la cantidad de dinero. Por lo que, un incremento en la demanda efectiva, provocado por un alza en la cantidad de dinero y traerá un aumento de los salarios nominales, aunque no en la misma proporción. Keynes también argumenta que los trabajadores prefieren estar desempleados cuando los salarios son bajos, lo cual se traduce en un incremento inflacionario, pero esto es pasajero, debido a que los trabajadores ponen más atención en los precios relativos o nominales que los precios reales (Tobin, 1972).

Kalecki (1939), por su parte, argumenta que los precios son proporcionales a los salarios en los niveles de costos materiales dados, productividad y el grado de monopolio, lo cual trae como resultado la determinación del salario real por el grado de monopolio, y en la medida en que incrementa el salario, el grado de monopolio disminuirá.

Lewis (1960), dice que en países en desarrollo como México, Brasil y Chile, los salarios se determinan exógenamente al sector moderno de la economía, por lo que todos los precios relativos de la economía se debían ajustar a ese salario.

Según el Nuevo Consenso Macroeconómico, que tiene como principal objetivo lograr y mantener una estabilidad de precios, se sostiene que la inflación se mantiene sólo por el hecho de que los aumentos de los ingresos provocan incrementos de precios que a su vez, traen nueva alza de ingresos; además, esta teoría insiste en que el incremento de los salarios trae como resultado

olas inflacionarias, debido a que provocan un incremento en los costos de producción (Bourgúes, 1981). Así, si los precios de los productos crecen rápidamente, es más fácil que los trabajadores se den cuenta de que la cantidad de productos que pueden comprar con su salario disminuye y por ese motivo, las demandas salariales se vuelven muy sensibles a los incrementos de los precios (Koot, 1969).

Cuando el costo de vida incrementa y los precios de los productos incrementan, el poder de negociación puede incrementar también, y es en esta situación, cuando los empleadores pueden presentar menor resistencia a incrementar los salarios. Además, cambios en el costo de vida puede resultar en cambios en los salarios monetarios no solo a través del proceso de negociación, sino a través del proceso de fijación de precios que hace el gobierno (Koot, 1969).

Sin embargo, cuando el salario nominal no se incrementa en el momento que incrementa la inflación, es decir, en el periodo en que el conjunto de precios monetarios está a la alza, habrá no sólo una pérdida del poder adquisitivo de los asalariados, sino también una fuerte regresión de la parte del salario en el precio total de cada mercancía (Bourgúes, 1981).

Bourgúes (1981), define al salario como el precio pagado por la compra de la fuerza de trabajo, este precio equivale a un costo de producción; así, el capitalista dispone del uso de esta fuerza durante una jornada de trabajo. Con una parte de la jornada de trabajo se recupera el costo generado, debido al valor que se agrega a la producción, y con el resto se crea plusvalía; por lo que un alza en los salarios no modificaría el valor de la mercancía y menos su precio, lo único que se modificaría en este caso si no hubiera otros cambios, es el valor de plusvalía; pero al haber una disminución en la plusvalía, los capitalistas se ven obligados a subir los precios.

En el modelo de metas de inflación, se utiliza la Curva de Phillips, como parte de la estructura de dinámica de la inflación, esta es la relación funcional negativa no lineal, entre la tasa de cambio de los salarios monetarios y el nivel de desempleo laboral, Phillips (1958):

$$w = F(U) \quad (3.1)$$

donde w representan a los salarios nominales y U es la tasa de desempleo. La pendiente negativa de la curva implica que para disminuir el desempleo a través de la demanda agregada, es fundamental contar con salarios más altos, lo cual nos llevaría a una inflación más alta, derivados de la relación de los salarios con los costos productivos. En este sentido, la inflación es vista como la tendencia de los salarios nominales.

Friedman (1968), es uno de los monetaristas que hace una crítica a la Curva de Phillips y argumenta que en ella sólo se toma en cuenta al salario nominal y no al real, esto lo llevó a plantear los conceptos de inflación anticipada y no anticipada. En este sentido Phelps (1967), argumenta que el desequilibrio en el mercado de trabajo no conduce a salarios nominales, sino reales y la negociación salarial involucra la fijación de un salario nominal para alcanzar un salario real particular, tomando en cuenta la inflación.

Además, Friedman (1968) y Phelps (1967), suponen que la tasa de desempleo no mide por sí sola el desequilibrio del mercado de trabajo, ya que no descarta el desempleo voluntario, esta medida de desempleo que no tiene efectos en la inflación es la tasa natural de desempleo. Si la tasa efectiva de desempleo es igual a la natural, el mercado de trabajo está en equilibrio, pero si se encuentra por arriba, habrá excedente de trabajo, y si se encuentra por abajo habrá demanda excedente.

Así, Friedman (1976), plantea que hay una Curva de Phillips para cada tasa de inflación esperada y que la relación inversa entre la inflación y el desempleo obedece a las expectativas adaptativas, debido a que los agentes económicos tardan en adaptarse a las nuevas tasas de inflación por la ilusión monetaria que se crea en los empresarios y trabajadores. Él plantea una modificación de la Curva de Phillips aumentada por expectativas, expresada de la siguiente manera:

$$w_t = \alpha_g g(p_{t-1}, p_{t-2}, \dots) + \alpha_f (U_n - U_t) \quad (3.2)$$

donde $g(p_{t-1}, p_{t-2}, \dots)$ es la inflación de periodos anteriores, α_g y α_f son coeficientes positivos, U_n es la tasa de desempleo natural y U_t es la tasa de desempleo vigente en el periodo t . En este planteamiento, se hace la suposición de que la inflación pasada responde a las expectativas racionales de los agentes económicos, por lo que, los cambios en el salario nominal, dependen de la inflación pasada, debido a que no se conoce la inflación futura.

En este contexto, si $U_t > U_n$ existe desempleo voluntario de trabajadores que no tienen la información adecuada sobre los precios y creen que su salario real es menor al que le está pagando, por tal motivo los trabajadores ofrecen menos trabajo que la tasa natural. Este escenario ocurre en una situación de equilibrio, donde el empleo se mueve sobre la curva de oferta de los trabajadores en función, y en la misma dirección que la variación del salario nominal y la tasa esperada de inflación (Frenkel, 1986).

En una posición contraria se encuentra Lipsey (1960), quien argumenta que los salarios se ajustan en una situación de desequilibrio, por lo que la variación en ellos y en la tasa de inflación son simultáneamente causadas por la tasa de crecimiento de la oferta monetaria.

Además de la propuesta de Friedman de la curva de Phillips aumentada, se han agregado algunas otras variables con el fin de explicar la trayectoria de los salarios, analizar algunos otros aspectos importantes y obtener mejores resultados econométricos. Bajo estos nuevos planteamientos, los salarios no están relacionados directamente a la inflación (Galindo y Catalán, 2010). Por ejemplo Cahuc, P. *et al.* (2014), plantea la curva de Phillips aumentada de la siguiente manera:

$$w_t = \beta_1 + (1 - \beta_2)p_t + \beta_2 p_{t-1} - \beta_3 U + \beta_4 \Delta \varphi_t \quad (3.3)$$

donde φ_t representa la productividad en el periodo t , β_2 representa el grado de ajuste de los salarios a los precios y es un indicador de rigidez nominal, por lo que un valor de β_2 cercano a 1, indicaría un alto grado de rigidez nominal que provocaría un bajo ajuste de los salarios a la inflación actual y un mayor ajuste a la inflación en un periodo anterior. Caso contrario, si β_2 es cercano a cero, hay una escasa rigidez nominal en la medida en que toda la inflación actual se transmite al salario. La rigidez nominal se puede definir como la existencia de ilusión monetaria, costos de información, costos de negociación salarial y contratos válidos, lo cual provocan una menor transmisión de la inflación a los salarios (Galindo y Catalán, 2010).

En América Latina, algunos investigadores se han preocupado por evaluar la relación que existe entre los salarios y la inflación pasada, tal es el caso de Chadad y Luque (1984), que en Brasil hicieron un estudio tipo “curva de Phillips”, pero argumentando que en ésta se debe de incluir los efectos del tipo de cambio y las políticas salariales, debido a que en el periodo de estudio habían habido muchos reajustes salariales; es por eso, que modificador la curva de la siguiente manera:

$$w_t = hp_t + (1 - h)p_{t-1} \quad (3.4)$$

donde $h = 1 - \left(\frac{1}{2n}\right)$ y n es la relación entre el periodo de medición de la tasa de inflación y el periodo de reajuste de los salarios nominales. Como crítica a este trabajo, en ese mismo país Modiano (1983), estimó un modelo estructural de precios y salarios; pero no tomó en cuenta los ajustes salariales, sino los efectos de la brecha del producto (Frenkel, 1986).

Tomando en cuenta la brecha del producto potencial, Lopes y Lara Resende (1981), también hicieron un estudio para evaluar los efectos de estos en los salarios y la inflación pasada en Chile; por su parte, Cortázar (1983), realiza un estudio midiendo el impacto de la inflación y el

desempleo en la fijación de los salarios nominales, como se supone en la Curva de Phillips. Estos son algunos estudios que se han realizado tomando en cuenta alguna modificación de la curva de Phillips dependiendo de las condiciones de los salarios nominales en los periodos de estudio en base a los cuales, Frenkel (1986) propone un modelo de proceso inflacionario en una economía latinoamericana de la siguiente forma:

$$p_t = \alpha_f p_t^{flex} + \alpha_e e_t + \alpha_w w_t + \alpha_g p_t^{gob} \quad (3.5)$$

donde $\alpha_f + \alpha_e + \alpha_w + \alpha_g = 1$, p_t^{flex} corresponde a la tasa de inflación de los precios flexibles (donde un aumento de ellos es derivado por el tipo de cambio nominal), p_t^{gob} es la tasa de variación de los precios administrados por el gobierno y e_t es la tasa de desempleo en el periodo t .

La Curva de Phillips es de suma importancia en las decisiones de política, ya que se tiene que tomar la decisión de incrementar el empleo a costo de la inflación o mantener una inflación baja e incrementar el desempleo; aunque este argumento ha tenido una serie de críticas y en los últimos años se le ha dado un énfasis especial a la Curva de los salarios.

Blanchflower y Oswald (1994), en su libro de La Curva de salarios, comprueban que existe una relación negativa entre el nivel de salarios y la tasa de desempleo; es decir, en lugares donde la tasa de desempleo es alta, los salarios tienden a ser menores que en lugares donde la tasa de desempleo es baja; esto es diferente a lo que hasta esa época se creía. Por ejemplo, Harris y Todaro (1970), argumentaban que en los lugares donde había alto desempleo, se tenía que pagar una recompensa y por eso los salarios eran mayores, porque es más complicado encontrar trabajo en esos lugares, la idea central de estos autores es una versión del concepto de diferencial de compensación de Adam Smith (Blanchflower y Oswald, 1994).

La curva de salarios de Blanchflower y Oswald tiene una pendiente igual a la curva de Phillips, pero existen tres diferencias significativas:

1. La curva de Phillips fue propuesta como un mecanismo de ajuste en una situación de desequilibrio y la curva de salarios es un lugar de equilibrio y no una descripción de un fenómeno temporal o una dinámica transitoria.
2. La curva de Phillips relaciona cambios en los salarios con la tasa de desempleo, y la curva de salarios vincula el nivel de remuneración al grado de desempleo.

3. La curva de Phillips es calculada tradicionalmente con datos macroeconómicos, y la curva de salarios es calculada con datos microeconómicos (Blanchflower y Oswald, 1994).

Estas diferencias entre la curva de Phillips y la curva de los salarios, tiene implicaciones importantes en la política monetaria, debido a que, cada una de ellas conduce a definiciones distintas de la tasa natural de desempleo que no genera inflación (NAIRU) y a diferentes conceptos de salarios de reserva (Galindo y Catalán, 2010).

Por otra parte, Setterfield (2007) estudia la relación de los salarios y la inflación, y argumenta que la inflación determina las demandas de los diferentes grupos sociales. Él describe la relación entre inflación y distribución del ingreso de la siguiente manera:

$$p = \varphi (\omega - \omega_F) + w - q \quad 0 < \varphi < 1 \quad (3.6)$$

donde w es la tasa de crecimiento del salario nominal, ω_F es el salario fijado por las empresas, ω es el salario presente, q es el crecimiento de la productividad laboral, p es tasa de inflación presente. La ecuación 3.6 describe que la tasa de inflación depende del incremento en los costos laborales y la diferencia entre el ingreso actual y el ingreso fijado por las empresas.

En la fijación de salarios, además de la inflación y algunas otras variables macroeconómicas, intervienen algunos otros factores sociales que no son tomados en cuenta por el monetarismo (Taylor, 2009). Por ejemplo, existen teorías completamente diferentes a la teoría monetarista denominadas teorías de salarios de eficiencia, las cuales han sido adoptadas por los nuevos keynesianos. Estas teorías postulan que los salarios pueden estar por arriba de los que fija el mercado, debido a que la eficiencia de los trabajadores depende positivamente de sus salarios; si se bajan los salarios, la productividad de los trabajadores disminuirá y esto provocará un incremento en el costo laboral. Llegar a un equilibrio bajo este esquema puede provocar inevitablemente la presencia de desempleo involuntario (Katz, 1986).

Algunas de las principales implicaciones de los modelos de los salarios de eficiencia pueden ser resumidos en la relación positiva que existe entre la salud psicológica de los trabajadores y por consiguiente su productividad, con el salario real pagado; en este contexto, las empresas ofrecen mejor salud y mayor salarios a cambio de una productividad más alta (Katz, 1986). Solow en 1979, presenta uno de los principales modelos de salarios de eficiencia donde explica la relación que existe entre la productividad y el salario.

Los principales defensores de los salarios de eficiencia son Shapiro y Stiglitz, quienes en 1984, propusieron un modelo denominado "shirking"; este modelo fue propuesto para resolver los problemas de control de los empleados, debido a que es difícil y costoso medir la cantidad o calidad del esfuerzo de un trabajo. Bajo el supuesto de que los trabajadores pueden trabajar o pueden no hacerlo, una forma de control para los trabajadores que no hacen bien su trabajo, es la amenaza de ser despedidas, así el trabajador dará su máximo esfuerzo para no ser despedido y la productividad de la empresa incrementará; esto a su vez, provoca desempleo voluntario, debido a que para poder lograr esto, los empresarios deben ofrecer a sus trabajadores un salario por arriba del salario de mercado, entonces, los trabajadores desempleados no pueden aceptar trabajos con menores sueldos.

Se argumentan que las teorías de salarios de eficiencia proveen microfundamentos para los supuestos post Keynesianos relacionados con la rigidez de los salarios y los niveles de variación cíclica del empleo involuntario; tal es el caso de Bulow y Summer (1986), quienes argumentan que el incremento de las diferencias salariales, derivados de los salarios de eficiencia pueden justificar las políticas industriales diseñadas a proteger los sectores que ofrecen trabajos con salarios altos (Katz, 1986).

Además, los salarios de eficiencia producen desempleo involuntario (Calvo (1979, 1985), Calvo y Wellisz (1979), Foster and Wan (1984), Jones (1985), Katz, (1986)).

Para Yellen (1984), además del desempleo involuntario, existen otros fenómenos que se presentan en los mercados laborales (Rodríguez, 2009):

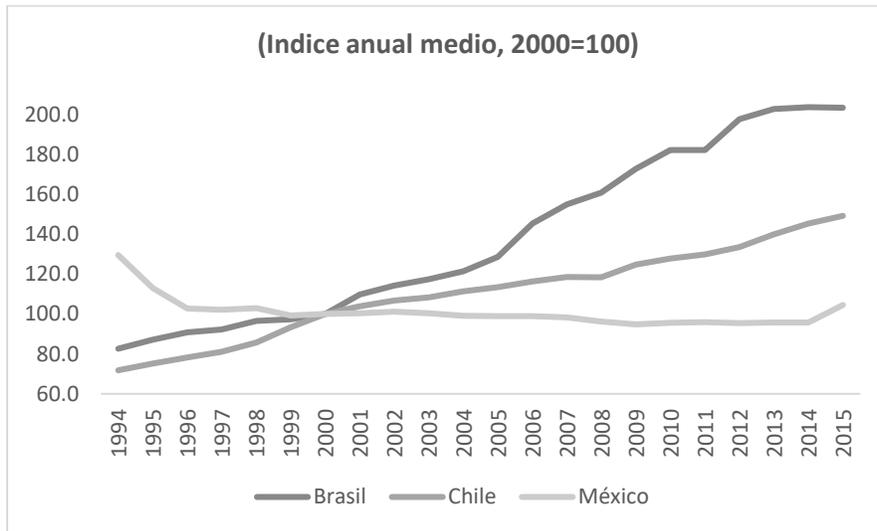
- Rigideces en los salarios reales: las empresas no quieren reducir los salarios porque esto implicaría ineficiencia en la producción.
- Mercados de trabajo duales: en el sector formal (o primario), con la hipótesis de salarios de eficiencia existe desempleo involuntario y salarios por encima del nivel de equilibrio. En cambio, en el sector informal (o secundario) se observa que los trabajadores aceptan cualquier salario.
- Diferencias salariales entre trabajadores: cada empresa paga diferentes salarios a personas que desempeñan las mismas actividades y tienen la misma productividad.

3.3 Comportamiento de los salarios en México, Brasil y Chile

Los salarios mínimos reales en México presentan una tendencia negativa desde el año 2001, mientras que en Brasil y Chile se presenta una tendencia positiva en el mismo periodo, siendo Brasil el país que ofrece un mayor salario mínimo real (ver gráfico 3.1). Las políticas de crecimiento económico implementadas en los últimos años en Brasil, han puesto un especial énfasis en la mejora del salario mínimo como parte de la mejora a la distribución del ingreso; es por ese motivo que de los tres países de estudio, Brasil presenta un incremento del 35% en los salarios reales, con lo cual se argumenta que estos incrementos ayudaron a disminuir la desigualdad (Barros et al., 2016).

Cabe destacar que en Brasil, el salario mínimo es la quinta parte de lo que era en términos reales en la década de los años cincuenta, a pesar de ser un indicador importante en la actualidad y se utiliza de referencia para la fijación de algunos salarios y transferencias sociales (Medialdea, 2009); además, se ha observado que la situación del salario mínimo es muy parecida en los tres países.

Gráfico 3.1. Salario mínimo en México, Brasil y Chile



Fuente: Datos obtenidos de la CEPAL

Como se argumentó se en el capítulo dos, México, Brasil y Chile, tienen una aparente mejora en la distribución de su ingreso derivado de las mejores en el ingreso de los últimos deciles en el caso de México y de los primeros deciles en Chile y Brasil. s aparente, debido a que en estas cifras se reflejan algunas aportaciones que hace el gobierno en programas de bienestar social, pero en este trabajo no se tomó en cuenta esos programas. Además, aunque el salario mínimo

real ha incrementado, existe una gran proporción de personas que recibe menos de 1 salario mínimo.

En México por ejemplo, desde el año 2000, se ha observado un incremento en el número de trabajadores que ganan hasta uno y dos salarios mínimos, mientras que la proporción de personas que gana más de 5 salarios mínimo ha pasado de un 5.2 en el año 2006 a 3.3 en el año 2013¹⁹. Además, la capacidad de compra de los salarios de los trabajadores mexicanos se debilitó debido al proceso de control inflacionario en la segunda mitad de los años noventa.

Para medir la evaluación de los salarios en los países de estudio, se tomaron en cuenta diferentes unidades de medición debido a la falta de uniformidad en las medidas y la disponibilidad de los datos, es importante resaltar que las medidas de salarios tomadas en cuenta se tratan de mediciones únicamente del sector formal. En México se tomaron en cuenta las remuneraciones medias de la industria manufacturera²⁰, los cuales incluyen pagos en dinero antes de cualquier deducción efectuado durante el periodo de referencia para retribuir el trabajo normal o extraordinario de los obreros de planta y eventuales (ver gráfica 3.2). La proporción de personas que trabaja en la industria mexicana representó el 15.82% aproximadamente de la población económicamente activa y el 22.1%²¹ aproximadamente de la población que trabaja en el sector formal.

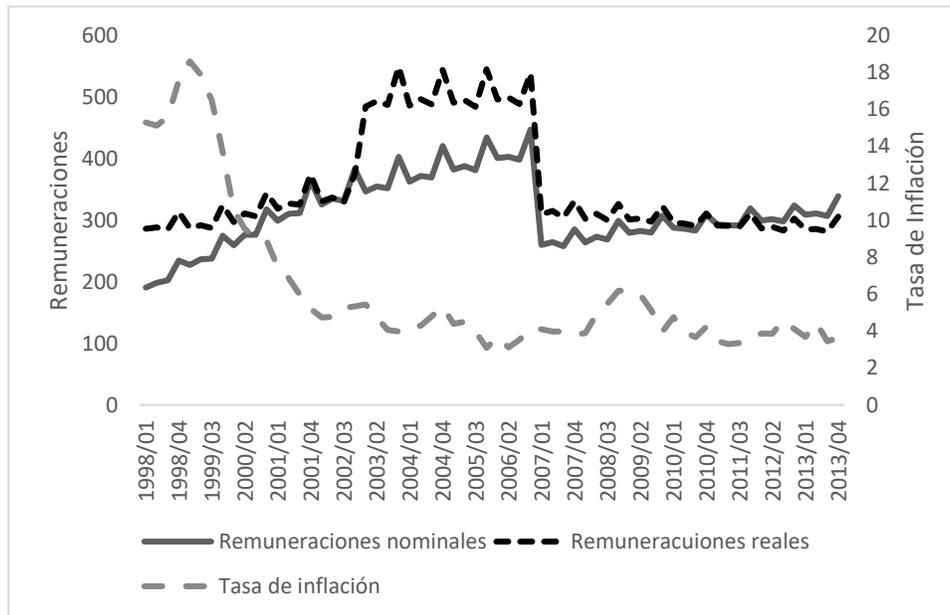
Como se puede observar en la gráfica 3.2, las remuneraciones medias de la industria manufacturera experimentaron un incremento en términos nominales y reales en el año 2001 y una disminución de las tasas de inflación; sin embargo, las remuneraciones reales se estabilizaron en el periodo del 2004 al 2008, y posterior a esta fecha, las remuneraciones en la industria manufacturera tuvieron una drástica caída, la cual fue acompañada por una baja de inflación, y se han mantenido estancadas hasta el año 2013; con lo cual se observa que mantener una baja inflación ha contribuido al estancamiento de los salarios en México.

¹⁹ Según los datos publicado por el IMSS en el año 2016.

²⁰ De 1998 a 2006, de acuerdo con la Encuesta Industrial Mensual (CMAP), que corresponde a 205 clases de actividad agrupadas en nueve divisiones de actividad económica; la muestra tiene una cobertura del 80% del valor de la producción bruta del sector manufacturero. De 2007 a la fecha de acuerdo con la Encuesta Industrial Mensual Ampliada (SCIAN), que corresponde a 230 clases de actividad agrupadas en veintiún subsectores de actividad económica y 7,238 establecimientos seleccionados, alcanzando una cobertura de 86% de los ingresos del sector.

²¹ Datos obtenidos del Banco Interamericano del Desarrollo: <http://www.iadb.org/es/investigacion-y-datos/>

Gráfico 3.2. Remuneraciones medias en la industria e inflación en México



Elaboración propia con datos del Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados, Secretaría del Trabajo y Previsión Social y Banco de México.

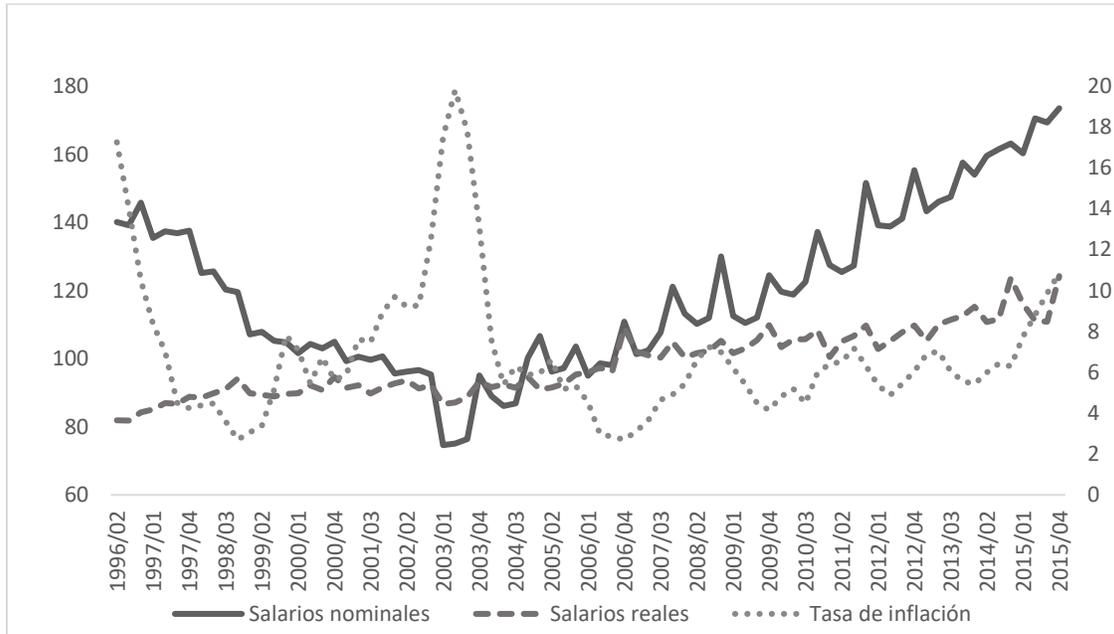
La economía mexicana ha presentado un fenómeno de baja inflación en el periodo de estudio, acompañado de un lento crecimiento y un deterioro en el mercado laboral, ya que el sector formal de la economía es incapaz de crecer con el dinamismo que la fuerza de trabajo requiere, y los pocos empleos que se crean han mostrado un creciente deterioro en su calidad, es decir, presentan pocas prestaciones, bajos salarios y empleos temporales (Ampudia, 2010). Además, la capacidad de compra de los salarios de los trabajadores mexicanos se debilitó debido al proceso de control inflacionario en la segunda mitad de los años noventa y la participación de la masa salarial en el PIB pasó de 30.1% en el año 2003 a 27.4 en el año 2013.

Para observar el comportamiento de los salarios con respecto a la inflación en Brasil, se tomó en cuenta la masa salarial de la industria, el cual representaba el 15.4%²² de la población económicamente activa en el año 2014. En la gráfica 3.3 se muestra la evolución de la masa salarial en términos reales y nominales y las variaciones en la inflación, se observa que en Brasil el salario nominal ha presentado un comportamiento en forma de curva inversa, primero presenta una caída hasta el año 2004 y posteriormente se observa un incremento de los salarios

²² Datos obtenidos del Banco Interamericano del Desarrollo

nominales; sin embargo, el salario real se ha mantenido estancado en el periodo donde se ha tenido como objetivo de política monetaria el control inflacionario.

Gráfico 3.3. Salarios Medios en la industria manufacturera y tasa de inflación en Brasil

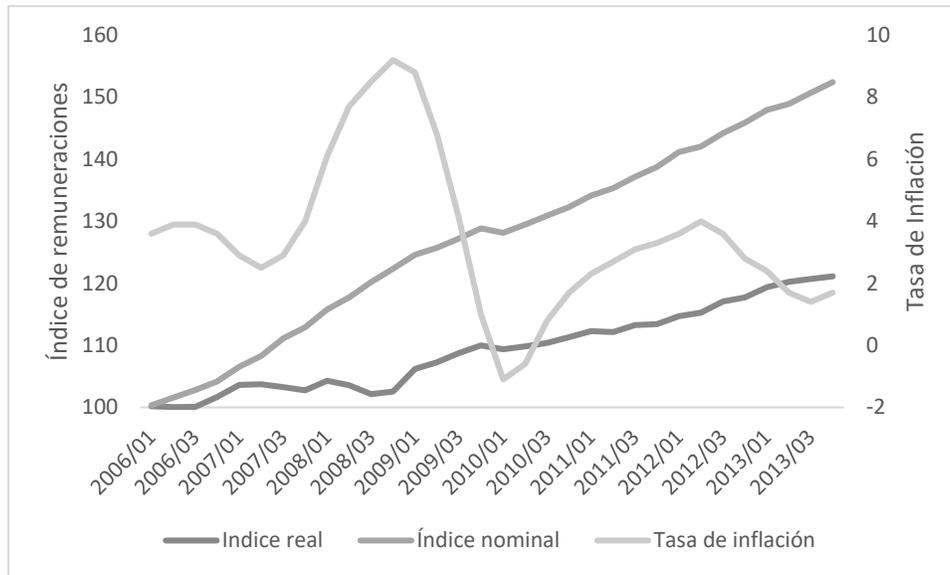


Elaboración propia con datos de Ipea Data.

En Chile, se tomó en cuenta el índice de remuneraciones nominales, el cual mide la evolución mensual de las remuneraciones ordinarias por horas ordinarias pagadas a los trabajadores con contratos definidos e indefinidos en la empresa; en la gráfica 3.4, se observa que los salarios no se han movido con la inflación, éstos han ido en incremento, aunque el incremento de los salarios reales ha sido muy poco.

En el anexo 7, se muestra la variación del índice de remuneraciones en términos reales y nominales, se observa que tienen la misma tendencia y se mueven en la misma dirección, a excepción del año 2007, donde la variación en términos reales se vuelve negativa, mientras la variación en términos nominales crece positivamente.

Gráfico 3.4. Índice de remuneraciones medias de la industria y tasa de inflación en Chile



Elaboración propia con datos del INE.

Desde 1997 al 2009, en Chile, la evolución del empleo total ha seguido una trayectoria complementaria a la actividad económica, es decir, se ha movido al mismo ritmo que el PIB, en periodos donde el PIB ha alcanzado los niveles más altos (ver gráfico 1.1), se han reportado disminuciones en el nivel de desempleo y viceversa. Esta tendencia, aunque ha sido muy leve, ha favorecido al empleo asalariado, la cual ha crecido su proporción de 64% en el 2002 a 69% en el año 2008. Además, los salarios mínimos y medios real registraron una tendencia creciente en el mismo periodo; sin embargo, es importante destacar que la brecha entre el salario mínimo y el salario promedio de la economía se ha incrementado de 36% en 1996 a 52% en el año 2009.

Para fines de esta investigación sólo se tomaron en cuenta los salarios del sector formal en México, Brasil y Chile, debido a la disponibilidad de la información, pero en el periodo de estudio el sector informal ha tenido un gran crecimiento y ha tomado fuerza en la economía de estos países, siendo Brasil el país donde se ha acentuado este fenómeno.

3.5 Análisis Econométrico para determinar el impacto del control inflacionario en los salarios

3.5.1 Metodología

Para probar la existencia de la relación de largo plazo entre la inflación y los salarios, se realizaron modelos de Cointegración de Johansen, uno para los salarios nominales y otro para los salarios reales.

Se dice que dos o más series están cointegradas si éstas se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y las diferencias entre ellas son estable, es decir, es estacionaria, aunque cada variable presente una tendencia estocástica.

Formalmente la cointegración se puede expresar de la siguiente manera Johansen (1988):

Sea Y_t un vector $P \times 1$ de series $I(1)$, toda combinación lineal de éstas es $I(1)$, pero si existe un vector de parámetros β de dimensiones $P \times 1$, tal que $\beta'Y_t$ es $I(0)$, entonces, las variables contenidas en Y_t están cointegradas. Es decir, la relación entre ellas se mantiene a través del tiempo.

Para conocer el número de vectores de cointegración, siguiendo a Johansen (1988), existen dos procedimientos que son la prueba de máxima verosimilitud y la prueba de la traza; en nuestro análisis se utilizará la prueba de la traza, la cual contrasta las siguientes hipótesis:

$$H_0 = r = 0, \quad \text{No existe vector de cointeración}$$

$$H_1 = r = 1, \quad \text{Existe 1 vector de cointeración}$$

se rechaza H_0 cuando el valor absoluto del estadístico es mayor al valor crítico del 5%, entonces, se continúa con las siguientes hipótesis:

$$H_0 = r \leq 1, \quad \text{Existe vector de cointeración como máximo}$$

$$H_1 = r = 2, \quad \text{Existe más de un vector de cointegración}$$

Actualmente es la estimación de la cointegración, se puede utilizar el Modelo Corrector de Errores (MCE), el cual realiza combinaciones lineales por niveles y evita las regresiones espurias. Es Engle y Granger (1987), quienes establecen una equivalencia entre los modelos de Corrector de Errores y los conceptos de cointegración; con lo cual, un MCE implica cointegración y la cointegración implica un MCE.

Así, suponiendo que se tienen dos series escalares Y_t y Z_t , ambas I (1); un modelo Autorregresivo y un modelo de Rezago Distribuido (ADL):

$$Y_t = \alpha Y_t + \beta_0 Z_t + \beta_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

donde $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$; restando a ambos lados Y_{t-1} y sumando y restando $\beta_1 Z_{t-1}$ en el lado derecho de la ecuación, se tiene:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \Delta Z_t + (\alpha - 1)[Y - KZ]_{t-1} \quad (3.7)$$

donde $K = \frac{(\beta_0 + \beta_1)}{(1-\alpha)}$, β_0 es el coeficiente de impacto, el cual mide los efectos de corto plazo de los cambios en Z_t , mientras K mide el efecto de largo plazo de un cambio de Z_t sobre Y_t . Para poder realizar esto, las variables tienen que ser estacionarias (Engle y Granger, 1987).

3.5.2 Datos

Para los análisis de cointegración mediante los modelos de correcto de errores, se utilizarán las siguientes variables:

a) México, series trimestrales de 1998 al 2014:

- Índice de Precios al Consumidor (IPC), obtenido del INEGI
- Logaritmo de las remuneraciones nominales medias en la industria Manufacturera (salariosn), obtenidas de Centro de Estudios de las Finanzas Públicas²³ y utilizadas en logaritmos.
- Logaritmo de las remuneraciones reales medias en la industria Manufacturera (salariosr), obtenidas de Centro de Estudios de las Finanzas Públicas utilizadas en logaritmos.
- Logaritmo del Producto Interno Bruto de México (PIB), obtenido del INEGI.
- Se utilizaron también dos variables dummy que nos ayudaron a controlar los cambios estructurales del PIB y los salarios.

²³ <http://www.cefp.gob.mx/>

b) Brasil, series trimestrales de 1996 al 2015:

- Índice de Precios al Consumidor (IPC), obtenido del IBGE.
- Logaritmo de la masa salarial nominal de la industria (salariosn), obtenida en Ipea Data.
- Logaritmo de la masa salarial real de la industria (salariosr), obtenida en Ipea Data.
- Logaritmo del Producto Interno Bruto de Brasil (PIB), obtenido del IBGE.
- Se utilizaron también dos variables dummy que nos ayudaron a controlar los cambios estructurales del PIB y en la masa salarial.

c) Chile, series trimestrales de 1996 al 2014

- Índice de Precios al Consumidor (IPC), obtenido del INE.
- Índice nominal de remuneraciones (salariosn), obtenido del INE.
- Índice real de remuneraciones (salariosr), obtenido del INE.
- Diferencia del Producto Interno Bruto de Brasil (PIB), obtenido del INE.

3.5.3 Software

El software que se utilizó fue R, versión 3.3.3. El primer paso para ajustar un modelo de cointegración y el modelo corrector de errores, se tiene que comprobar que las series que se van a utilizar son no estacionarias; para esto se hicieron las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (ADF), utilizando la función *ur.df*, del paquete “*urca*”. Los resultados se muestran en los anexo 5 y 8.

Una vez que se comprobó que todas las variables utilizadas son I (1), se hizo la prueba de Cointegración de Johansen en el programa estadística EViews 10 y finalmente se estimó en este mismo programa el Modelo Corrector de Errores.

3.5.4 Resultados

Los resultados de la existencia de los vectores de cointegración según Johansen para la relación de los salarios reales, el índice de precios al consumidor y el producto interno bruto, se muestra a continuación:

Tabla 3.1. No. de vectores de Cointegración

	México				Brasil				Chile			
	test	10pct	5pct	1pct	test	10pct	5pct	1pct	test	10pct	5pct	1pct
r<=2	10.85	10.49	12.25	16.26	11.97	10.49	12.25	16.26	8.09	10.49	12.25	16.26
r<=1	29.42	22.76	25.32	30.45	34.38	22.76	25.32	30.45	32.2	22.76	25.32	30.45
r=0	70.26	39.06	42.44	48.45	63.99	39.06	42.44	48.45	78.67	39.06	42.44	48.45

Elaboración propia con resultados del análisis econométrico

En la tabla 3.1 se observa, que con un 95% de confianza existen como máximo un vectores de cointegración para el análisis México, Brasil y Chile, con lo que afirmamos que en los salarios reales, la inflación y la productividad, medida por la diferencia del PIB, mantienen una relación estable de largo plazo.

Tabla 3.2. No. de vectores de Cointegración

	México				Brasil				Chile			
	test	10pct	5pct	1pct	test	10pct	5pct	1pct	test	10pct	5pct	1pct
r<=2	11.23	10.49	12.25	16.26	8.58	10.49	12.25	16.26	11.17	10.49	12.25	16.26
r<=1	30.54	22.76	25.32	30.45	26.43	22.76	25.32	30.45	38.14	22.76	25.32	30.45
r=0	70.54	39.06	42.44	48.45	48.42	39.06	42.44	48.45	103.03	39.06	42.44	48.45

Elaboración propia con resultados del análisis econométrico

En la tabla 3.2 se observa, que con un 95% de confianza existen como máximo un vectores de cointegración para México y Brasil y dos en el caso de Chile, con lo que afirmamos que en los salarios nominales, la inflación y la productividad, medida por la diferencia del PIB, mantienen una relación estable de largo plazo.

Tabla 3.3. Modelos Corrector de Errores para México

	Coeficientes de velocidad de ajuste			Coeficientes de velocidad de ajuste	
	Salariosn	Inflación		Salariosr	Inflación
Salariosn(-1)	0.7857	0.074	Salariosr(-1)	-0.0299	0.0080
Inflación (-1)	-0.0006	0.872	Inflación (-1)	0.0826	0.0397
PIB (-1)	-0.9596	-0.831	PIB (-1)	-0.6366	0.1990
Salariosn (-2)	0.1711	-0.252	Salariosr(-2)	0.0157	-0.2938
Inflación (-2)	0.0195	0.021	Inflación (-2)	0.0986	0.1688
PIB (-2)	0.9745	0.904	PIB (-2)	0.3549	1.3896
coeficientes de cointegración			coeficientes de cointegración		
Salariosn	1		Salariosr	1	
Inflación	0.7311		Inflación	0.674	
PIB	1.2751		PIB	-0.347	

Resultados del análisis econométrico

En la tabla 3.3, observamos que en el periodo de estudio, la variable que más influye en los salarios reales y nominales en el corto plazo es el PIB con coeficiente negativo en el periodo anterior y positivo en dos periodos anteriores; la inflación mantiene una relación positiva y posteriormente negativa con los salarios nominales, sin embargo, no se crean círculos como lo supone el Nuevo Consenso Macroeconómico, porque el impacto de los salarios en la inflación es muy pequeño, lo que supone que disminución en los salarios traería un incremento de la inflación. En el largo plazo se mantiene una relación estable entre los salarios (nominales y reales), el producto interno bruto y el índice de precios al consumidor; además, se observa que los salarios nominales son más sensibles a la inflación que los salarios reales.

Estos resultados explican la situación en México, debido a que en el periodo donde se ha implementado la política monetaria de metas de inflación, los salarios han permanecido estancados, debido a que la inflación se ha mantenido baja, la cual tiene un efecto positivo en los salarios nominales, por tal motivo también se han mantenido bajos, y aunque existe una relación de largo plazo entre estas variables, si la inflación no se mueve, los salarios tampoco se moverán. Además, el crecimiento económico en México también es un factor que influye en la determinación de los salarios nominales y este país se ha caracterizado por un lento crecimiento económico, lo cual ha perjudicado a los salarios.

Tabla 3.4. Modelos Corrector de Errores para Brasil

	Coeficientes de velocidad de ajuste			Coeficientes de velocidad de ajuste	
	Salariosn	Inflación		Salariosr	Inflación
			constant	0.010	-0.065
Salariosn(-1)	-0.2692	-3.0228	Salariosr(-1)	-0.3806	-16.6966
Inflación (-1)	-0.0033	0.5148	Inflación (-1)	-0.0026	0.4593
PIB (-1)	1.2728	-17.4007	PIB (-1)	0.3256	-8.6120
Salariosn (-2)	-0.1209	-0.6682	Salariosr(-2)	-0.2072	-10.3161
Inflación (-2)	0.0064	-0.0541	Inflación (-2)	-0.0009	-0.1384
PIB (-2)	0.4146	22.1704	PIB (-2)	-0.5823	27.9650
coeficientes de cointegración			coeficientes de cointegración		
Salariosn.l1	1		Salariosr.l1	1	
Inflación	-0.26040802		Inflación	-0.00522221	
PIB	0.06741443		PIB	-0.43540089	
			trend.l1	0.83608	

Resultados del análisis econométrico

En la tabla 3.4 se presentan los resultados del modelo corrector de errores y el vector de cointegración y se observa que en Brasil, la variable que se ajusta con mayor velocidad a los salarios nominales presentes en el corto plazo es el PIB con signo positivo; mientras que los salarios reales es la variable que más impacto a los mismos salarios reales en el corto plazo con signo negativo, seguid del PIB.

En el largo plazo, el índice de precios al consumidor es la variable que más influye en los salarios nominales con signo negativo, es decir, un incremento inflacionario traerá como resultados una disminución en los salarios nominales. El coeficiente del vector de cointegración de la inflación es menor en los salarios reales que en los salarios nominales; por lo que se ejerce una mayor influencia de la inflación sobre los salarios nominales, como se observa en el gráfico 3.3.

Brasil es el país que se ha caracterizado por tener una inflación alta, con lo cual se confirma que ésta ha contribuido al estancamiento de los salarios tanto reales como nominales.

Tabla 3.5. Modelos Corrector de Errores para Chile

Coeficientes de velocidad de ajuste			Coeficientes de velocidad de ajuste		
		Salariosn	Inflación		
		Salariosn	Inflación	Salariosr	Inflación
constant		0.0066	-0.150	constant	0.0088 0.2256
Salariosn(-1)		0.0035	-22.153	Salariosr (-1)	0.1141 -43.6576
Inflación (-1)		0.0026	1.3973	Inflación (-1)	-0.0049 1.2181
PIB (-1)		2.94E-09	4.75E-08	PIB (-1)	5.67E-10 -1.50E-08
Salariosn (-2)		0.519	32.922	Salariosr (-2)	-0.5353 9.3980
Inflación (-2)		-0.001	-0.766	Inflación (-2)	0.0029 -0.6169
PIB (-2)		7.31E-10	3.79E-08	PIB (-2)	-6.92E-10 5.63E-08
coeficientes de cointegración			coeficientes de cointegración		
Salariosn		1		Salariosr	1
Inflación		0.12251		Inflación	0.106665
PIB		9.90E-07		PIB	6.32E-07
trend		-5.761938231		trend	-5.378992

Resultados del análisis econométrico

En la tabla 3.5, se observa que en Chile, en el largo plazo, la variable que más influye en los salarios nominales y reales es el índice de precios al consumidor con signo negativo, con lo que se sugiere que una disminución de la inflación, trae como consecuencia una disminución de los salarios nominales y viceversa.

Chile se ha caracterizado por mantener una inflación baja y estable en el periodo de estudio, con lo que se han visto perjudicados sus salarios, siendo los salarios nominales más sensibles a los cambios en la inflación.

En México y Chile, existe un comportamiento similar en el largo plazo en las variables, en el largo plazo la relación de la inflación es positiva con los salarios nominales; mientras que en Brasil, el impacto de la inflación en los salarios es negativa.

En estos análisis se realizaron las pruebas correspondientes que validan los supuestos que se tienen que cumplir para evitar resultados espurios, los cuales se muestran en el anexo 9.

3.6 Consideraciones Finales

En la determinación de los salarios existen dos posturas muy marcadas, una que es la de los monetaristas, que argumentan que existe una relación entre la inflación y los salarios; aunque desde los clásicos se hacía esta relación, era de forma implícita y no había una teoría al respecto. Por otro lado, están los nuevos Keynesianos que argumentan que la inflación no tiene una relación directa con la fijación de los salarios, y que éstos son fijados por los empresarios y dependen de la motivación que los empresarios quieran dar a sus empleados para incrementar la eficiencia de los trabajadores.

Los monetaristas explican la relación de los salarios y la inflación mediante la Curva de Phillips, la cual originalmente es la relación funcional negativa no lineal, entre la tasa de cambio de los salarios monetarios y el nivel de desempleo laboral, la cual representa una pendiente negativa que implica que para disminuir el desempleo a través de la demanda agregada, es fundamental contar con salarios más altos, lo cual nos llevaría a una inflación más alta porque se incrementan los costos de producción.

En el análisis econométrico realizado, comprobamos que esto se cumple en los tres países, debido en el largo plazo existe una relación entre los salarios nominales y reales con la inflación, aunque en el caso de México y Brasil, la variable que más impacto tiene en el largo plazo en los salarios nominales y reales respectivamente, es el PIB.

En el corto plazo en Brasil y México, la variable que más impacto tiene en la determinación de los salarios es en PIB; mientras que, Chile presenta un comportamiento diferente, en este país la variable que más influye en la determinación de los salarios nominales es el monto de los salarios de periodos anteriores y segundo término la inflación, presentando una relación positiva en el corto plazo y largo plazo, por lo que la baja inflación traerá salarios nominales más altos. Chile se ha caracterizado por mantener una inflación baja y estable, incluso la más baja de los periodos de estudio; además, en el corto plazo, la inflación influye en los salarios y los salarios influyen en la inflación, formando un ciclo como lo argumentan la teoría dominante de la inflación, pero en este caso un incremento de la inflación trae como consecuencia incremento en los salarios y éstos traen en primera instancia una disminución de la inflación pero posteriormente este incremento provoca un incremento de la inflación.

En Brasil y México no ocurre este fenómeno de olas inflacionarias en el corto plazo. En México un incremento de la inflación trae un incremento en los salarios reales y nominales; y en Brasil, un incremento de la inflación trae una disminución de los salarios reales y nominales.

Con respecto a los resultados obtenidos con los salarios reales, observamos en los tres países se mantiene una relación a largo plazo, pero el coeficiente es más pequeño que el que se tiene en los salarios nominales, siendo en Chile y México un impacto positivo y en Brasil negativo.

Los tres países de estudio se han caracterizado por mantener su inflación baja en el periodo de estudio; sin embargo, el resultado de esta inflación baja ha sido el incremento del trabajo informal, el estancamiento de los salarios reales y nominales, ya que éstos reaccionan a la inflación, si ella no se mueve, por consecuencia los salarios tampoco se moverán, lo cual ha llevado a la población al desempleo voluntario o a moverse al sector informal.

Conclusiones

La política monetaria de metas de inflación implementada en México, Brasil y Chile, ha tenido como principal objetivo la estabilidad de precios, este objetivo se ha cumplido, observamos que los tres países lograron bajar su inflación a un dígito. Chile presenta la inflación más baja en el periodo de estudio, pero aun así bajó su inflación de 11.44% en el año 1994, a 1.79% en el año 2013; mientras que México pasó de una inflación de 34.77% en el año 1994, a $\pm 4\%$ desde el año 2002, Brasil por su parte pasó de una inflación de 28.46% en el año 1999 a 8.29% en el año 2013; siendo este último país el que ha presentado la inflación más alta en el periodo de estudio. Los tres países han mantenido su inflación dentro del límite establecido por sus bancos centrales en casi todo el periodo, las excepciones se han observado en los años de crisis financiera presentada a nivel mundial.

A diferencia de Brasil y México, el Banco Central de Chile desarrolla su política monetaria en un marco conceptual de metas de inflación desde 1991, aunque formalmente se considera que se adoptó este modelo hasta 1999, razón por la cual en el periodo de estudio presenta las menores tasas de inflación.

El marco de política monetaria de metas de inflación, sugiere la utilización de la regla de Taylor como único instrumento de control inflacionario, la cual es conocida también como regla de interés a corto plazo; con esta regla, Taylor sugiere de manera normativa que cuando la inflación aumente por encima de la meta establecida por el Banco Central, o el producto real se eleve por encima de su nivel potencial; se debe tener como regla de política aumentar la tasa de interés para retornar con ello a la meta de inflación o cerrar la brecha del producto potencial (Esquivel, 2010). Sin embargo, se ha probado que esta regla sólo se ha utilizado en economías cerradas, pero en economías abiertas se tiene que incorporar los efectos del tipo de cambio (Ball, 1999).

Después de hacer los análisis econométricos en los tres países de estudio, se comprobó que se viola el supuesto de paridad descubierta de tasas de interés, con lo que sugiere que la tasa de interés no es el único instrumento de política monetaria, sino que se puede utilizar al tipo de cambio como segundo instrumento de política como lo sugiere Ball (1999).

Además, en México el tipo de cambio nominal juega un papel muy importante en la determinación de la inflación presente, ya que es la variable estadísticamente significativa que más influye en ésta, lo cual contradice lo que afirma el Banco de México, que el único instrumento de política para el control inflacionario es la tasa de interés, también se observa que la inflación de México reacciona a los cambios de la tasa de interés de otro país, esto es en forma negativa, es decir, cuando la tasa de interés de referencia de la Fed incrementa, la inflación en México disminuye y cuando el peso sufre una depreciación en términos nominales, la tasa de inflación tiende a bajar. Con estos resultados se observa que el Banco de México no es del todo autónomo.

En el análisis de impulso respuesta realizado para México, se observa que un movimiento en la tasa de interés tiene un impacto positivo más grande en el índice de precios al consumidor, y sus efectos duran más, que el impacto positivo que tienen los movimientos del tipo de cambio nominal, los cuales después del periodo $t+4$ se vuelven negativos y tienden a desaparecer. Por lo que podemos concluir que en México, en el corto plazo la tasa de interés es el instrumento de mayor reacción en la inflación, pero no es el único, aun se sigue utilizando el tipo de cambio como instrumento de política monetaria y en el largo plazo éste tiene mayores efectos en la inflación.

A diferencia de México, en Brasil, la inflación reacciona poco ante los movimientos de la tasa de interés; en cambio, la reacción al tipo de cambio nominal es positiva y significativa, ésta disminuye con el tiempo, pero no desaparece. Además, el Banco Central de Brasil tampoco es del todo independiente, ya que su inflación reacciona a la tasa de interés de la Fed, un incremento de ésta, trae una disminución de la inflación presente.

En Chile, en el análisis econométrico realizado, el tipo de cambio no es estadísticamente significativo en la inflación presente; sin embargo, en el análisis de impulso respuesta, se observa que movimientos en éste, impactan negativamente la inflación y ésta no desaparece con el tiempo; estos efectos son más pronunciados que los efectos de la inflación con movimientos de la tasa de interés, pero los efectos de la tasa de interés son en el corto plazo.

Cabe resaltar que aunque los tres países de estudio se han caracterizado por reducir su inflación a un dígito, un crecimiento económico lento, altas tasas de desempleo, incremento del empleo informal y un tipo de cambio real apreciado, cada uno de ellos tiene sus diferencias en los

instrumentos de política que utiliza. En estos países, la tasa de interés si juega un papel importante en el control inflacionario en el corto plazo, aunque también se toma en cuenta el tipo de cambio, pero sus efectos son más lentos. Mientras que en Brasil, el instrumento más sensible a la inflación es el tipo de cambio nominal. Existen dos diferencias significativas entre estos países, las cuales podrían explicar este fenómeno, México y Chile han presentado bajas tasas de interés e inflación, mientras éstas han sido altas en Brasil.

En el caso de Chile, no se puede concluir que la política monetaria de metas de inflación ha ayudado a bajar la inflación porque ya tenían una inflación baja cuando se aplicó este régimen, pero este periodo se ha caracterizado por una inflación estable.

Otro aspecto importante que se debe resaltar, es que el modelo de metas de inflación en México, Brasil y Chile, se utiliza un índice de condiciones monetarias que toma en cuenta a la tasa de interés pasada, al tipo de cambio como lo propuso Ball (1999), en la modificación de la regla de Taylor.

Además del estancamiento del crecimiento económico y el incremento del desempleo, que ya se han mencionado anteriormente, la política monetaria de metas de inflación no ha contribuido a disminuir la brecha de la distribución del ingreso; contrario a la hipótesis monetarista que dice que abatir la inflación debería de hacer más equitativa la distribución del ingreso, en el análisis bayesiano elaborado, comprobamos que en estos tres países, esta política no ha ayudado a reducir la brecha de la distribución del ingreso. También se comprobó en el análisis bayesiano realizado, que la política monetaria de metas de inflación ha tenido un impacto significativo en la brecha de la distribución del ingreso en México y Brasil, pero en el caso de Chile el impacto ha sido muy pequeño.

Con la evidencia empírica mostrada en este trabajo observamos que los países de México, Brasil y Chile, tienen una distribución del ingreso desigual, si medimos ésta por el índice de Gini, los tres países presentan coeficientes por arriba del 0.5, y recordemos que para medir la desigualdad en la distribución del ingreso, han existido pequeñas reducciones en este índice en el periodo de estudio, sin embargo, estas reducciones no son estadísticamente significativas.

En el caso de México, observamos que no se necesita tener bajas tasas de inflación para tener una mejor distribución del ingreso, el análisis econométrico comprobó que con tasas de inflación menores al 10% y mayores al 16% aproximadamente, se reduce la brecha de la distribución del ingreso y entre más bajas son las tasas de inflación o más altas, la brecha es más corta; las tasas de inflación presentadas en el periodo de estudio, suponen una reducción no significativa en la

brecha de la distribución del ingreso en este país. Sin embargo, la inflación no es una variable que provoque un cambio significativo en la brecha en el caso de México con lo que el control inflacionario no ha tenido impacto, a diferencia de la tasa de interés, que presentan una relación no lineal con la brecha de la distribución del ingreso, se reduce la brecha cuando se tienen tasas de interés menores a un 10%, pero también superiores al 27% aproximadamente, por lo que no se tienen que tener bajas tasas de interés para tener mejoras en la brecha de la distribución del ingreso.

Además, en México, la inflación es causa y consecuencia de la distribución del ingreso. Con esto ponemos en duda las afirmaciones de algunos economistas que aseguran que ante procesos inflacionarios se redistribuye el ingreso y los más afectados son las personas de ingresos fijos o los que tienen menores ingresos.

En Brasil, bajas tasas de inflación traen como consecuencia una reducción en la brecha de la distribución del ingreso; sin embargo, en el periodo donde se ha implementado la política monetaria de metas de inflación, se muestra un incremento de la brecha de la distribución del ingreso; recordemos que Brasil se ha caracterizado por tener altas tasas de inflación.

En el caso de Chile se presenta una relación positiva entre la inflación y la brecha de la distribución del ingreso; sin embargo, en el umbral donde se ha encontrado la inflación en Chile, no se muestra una mejora en la distribución del ingreso.

En el análisis bayesiano que se realizó para medir el impacto de las variables monetarias en los ingresos de los deciles de los extremos se comprobó que en México, ni la tasa de interés ni la tasa de inflación son variables distributivas. En Brasil, la tasa de interés y la inflación han favorecido el incremento de los ingresos de los deciles altos. En Chile, las bajas tasas de inflación han contribuido a mejorar la brecha de la distribución del ingreso, pero esta mejora no ha sido significativa.

Por lo explicado anteriormente, la política monetaria de metas de inflación no ha contribuido a mejorar la distribución del ingreso, sino que ha beneficiado a las personas que poseen más riqueza y ha perjudicado a la clase asalariada, para corroborar esta afirmación, se realizó un análisis econométrico donde se midió la relación que tienen los salarios reales y nominales con la inflación.

En el caso de México, Brasil y Chile, existe una relación estable de largo plazo de la inflación y los salarios reales y nominales; en los tres países, los salarios nominales son más sensibles a la inflación que los salarios reales.

En Chile, la inflación no juega un papel determinante en la fijación de los salarios nominales en el corto plazo, pero en el largo plazo es la variable que más influye y a diferencia que en México y Brasil, la fijación de los salarios nominales si crea un círculo en la inflación, debido a que los salarios del periodo anterior es la variable que más influye en la inflación presente, una disminución del salarios del periodo anterior trae como resultado un incremento de la inflación, aunque el índice de precios al consumidor mantiene una relación positiva con dos periodos anteriores, pero su velocidad de ajuste es menor.

En México, en el corto plazo existe una relación negativa entre los salarios nominales y la inflación, aunque en este país, en el corto plazo, el PIB es la variable que más influye en la determinación de los salarios nominales. En México y Chile, existe una relación positiva de los salarios reales y nominales con la inflación en el largo plazo, mientras que en Brasil es esta relación es negativa.

México ha mantenido una inflación baja y estable, por lo que sus salarios reales y nominales se han mantenido estancandos; Brasil, ha presentado una inflación más alta que México, pero de un dígito, lo cual se ve reflejado en sus salarios reales, porque un incremento en la inflación trae como consecuencia una disminución de los salarios reales y nominales en Brasil. Chile por su parte, presenta una relación positiva de los salarios con la inflación y como la inflación se ha mantenido baja, los salarios reales han caído también.

Con todo lo anterior, podemos afirmar que la política monetaria de metas de inflación implementada en México, Brasil y Chile, no sigue los esquemas declarados por los Bancos Centrales y además ha traído repercusiones a los salarios, los cuales han permanecido estancados y han llevado a estos países a una distribución del ingreso desigual.

Bibliografía

Ampudia, N., 2010. Traspaso del tipo de cambio en el proceso de formación de precios y distribución del ingreso. *Política monetaria con elevado traspaso del tipo de cambio, La experiencia mexicana con metas de inflación, México: FES-UNAM, DGAPA y Plaza y Valdés*, pp.25-55.

Arestis, P., 2009. *New Consensus Macroeconomics: A Critical Appraisal*. Levy Economics Institute of Bard College (No. 564). Working Paper.

Arestis, P., Ferrari-Filho, F. y Paula, L., 2006. Inflation targeting in emerging countries: the case of Brazil. En *Proceedings of the 34 th Brazilian Economics Meeting _ANPEC*.

Arestis, P. y Sawyer, M. (2004). On the effectiveness of monetary policy and of fiscal policy. *Review of Social Economy*, 62:441–463.

Argitis, G. y Pitelis, C., 2001. Monetary policy and the distribution of income: Evidence for the United States and the United Kingdom. *Journal of Post Keynesian Economics*, 23, pp.617-638.

Ball, L.M., 1999. Policy rules for open economies. En *Monetary policy rules* (pp. 127-156). University of Chicago Press.

Ball, L., 2000. *Policy rules and external shocks* (No. w7910). National Bureau of Economic Research.

Ball, L.M. and Sheridan, N., 2004. Does inflation targeting matter?. In *The inflation-targeting debate* (pp. 249-282). University of Chicago Press.

Barros, R., de Carvalho, M., Franco, S., Mendonça, R. Calva, 2016. Los mercados, el Estado y la dinámica de la de la desigualdad en Brasil. *La disminución de la desigualdad en la América Latina:¿ Un decenio de progreso?*. L.F.L. and Lustig, N., pp. 193-242. Fondo de Cultura Económica.

Bernanke, B.S. y Mishkin, F.S., 1997. *Inflation targeting: a new framework for monetary policy?* (No. W 5893). National Bureau of Economic Research.

Bidard, C. y Klimovsky, E. 2014, *Capital, salarios y crisis: un enfoque clásico*, traducción de María Guadalupe Benítez Toriello, Siglo XXI Editores, Universidad Autónoma Metropolitana, Azcapotzalco, México.

Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. 1994. *The wage curve*. MIT press.

Blecker, R. A. 2011. Open economy models of distribution and growth. *A modern guide to Keynesian macroeconomics and economic policies*, Edward Elgar, pags. 215–239.

Bourgúes, P., 1981. *Los salarios: son responsables de la inflación?: crítica de la teoría de la inflación salarial*. Nuestro Tiempo.

Bulow, J.I. y Summers, L.H., 1986. A theory of dual labor markets with application to industrial policy, discrimination, and Keynesian unemployment. *Journal of Labor Economics*, 4(3, Part 1), pp.376-414.

Calvo, G., 1979. Quasi-Walrasian theories of unemployment. *The American Economic Review*, 69(2), pp.102-107.

Calvo, G.A., 1985. The inefficiency of unemployment: the supervision perspective. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(2), pp.373-387.

Calvo, G.A. y Reinhart, C.M., 2002. Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(2), pp.379-408.

Calvo, G.A. y Wellisz, S., 1978. Supervision, loss of control, and the optimum size of the firm. *Journal of Political Economy*, 86(5), pp.943-952.

Cahuc, P., Carcillo, S., Zylberberg, A. and McCuaig, W., 2014. *Labor economics*. MIT press.

Carvalho, F.J.C. y Filho, F.F., 2004. El presidente Lula da Silva en el primer tercio de su mandato. *Investigación económica*, pp.55-74.

CASEN. Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional, fecha de consulta: junio 2016, disponible en: http://www.ine.cl/canales/chile_estadistico/familias/ingresos_gastos.php

Chahad, J. P. y Luque C.A., (1984). *Relatório de andamento: Aspectos gerais do mercado de trabalho; Abordagem sobre a questão de emprego; Absorção de mão de obra; Un modelo general de mercado de trabalho; Nota sobre restrições externas e emprego*. FIPE. San Pabro, febrero (mimeo).

Clarida, R., Gali, J. y Gertler, M., 1999. The science of monetary policy: A new Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, No. 37. Pp.1661-1707.

Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kueng, L. y Silvia, J., 2012. *Innocent bystanders? Monetary policy and inequality in the US* (No. w18170). National Bureau of Economic Research.

Cortazar, R. (1983). Wages in the Short Run: Chile 1964-1981. CIEPLAN, *Notas Técnicas*. No.56.

Cortés, F. 1998. Procesos socioeconómicos y desigualdad en la distribución del ingreso. El papel del sector informal. *Sociológica*, 13(37):41–75.

Cortés, F. 2000. *La distribución del ingreso en México en épocas de estabilización y reforma económica*. Ciesas.

Cortés, F. 2001. *Acerca de la reforma y la desigualdad económica*. CLACSO.

Cortés, F. 2003. El ingreso y la desigualdad en su distribución en México. *Universidad Autónoma del Estado de México*.

Cortés, F., 2011. Desigualdad económica y poder en México. *CEPAL*

Cortés, F., 2013. Medio siglo de desigualdad en el ingreso en México. *Economía UNAM*, 10(29), pp.12-34.

Cruz, J., 2013. *La distribución del ingreso y los modelos de desarrollo en México*. UNAM, Instituto de Investigaciones Económicas.

Davidson, P., 1972. Money and the real World. The *Economic Journal*, pp. 101–115.

de Freitas Barbosa, A., Rogério Barbosa, V.C., Gomes de Freitas, G., Dowbor, M. y Ricardo, L.A., 2012. The real brazil: the inequality behind the statist. *CEBRAP*.

de México, B., 2007, Instrumentación de la Política Monetaria a través de un Objetivo Operacional de Tasa de Interés. *Informe sobre la Inflación Julio-Septiembre 2007*

de México, B., 2009. Principales indicadores salariales en México. *Banco de México, México*.

de México, B., 2013. Esquema de objetivos de inflación. *Política monetaria e inflación*.

del Valle, L., Pacheco, L., Toro Lozano, G., Tokman, V., O'Donnell, G., Reed, C., Larrea, C., Prieto, M., Francis, D., Antoine, P., et al. 2000. Equidad, desarrollo y ciudadanía. Technical report, CEPAL, Santiago (Chile).

Díaz, d.L.A. y Greenham, L., 2001. Política monetaria y tasas de interés: experiencia reciente para el caso de México. *Economía Mexicana Nueva Época*, **10(2)**, pp. 213–258.

Dobb, M., 1927. *Salarios*. Tercera edición. México (1973). Fondo de Cultura Económica.

Engle, R.F. and Granger, C.W., 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pp.251-276.

Esquivel, G., 2010. De la inestabilidad macroeconómica al estancamiento estabilizador: el papel del diseño y conducción de la política económica. *Los grandes problemas de México*, 9, pp.35-77.

Esquivel, G., Lustig, N. and Scott, J., 2016. Un decenio de reducción de la desigualdad en México. ¿ Fuerzas del mercado o acción del Estado. LF López-Calva y N. Lustig (comps.), :¿ *Un decenio de progreso?*. L.F.L. and Lustig, N., pp.243- 300. Fondo de Cultura Económica.

Ferrari Filho, F. y Juliana Fabris, M., 2009. El régimen de metas de inflación en Brasil, 1999-2008: evaluación crítica y desempeño macroeconómico. *Investigación económica*, 68(SPE.), pp.147-167.

Ferreira, A.C.N. & Vernengo, M., 2007. Lula's social policies: New wine in old bottles?. *Political Economy of Brazil: Recent Economic Performance*, pp. 73–93.

Ferreira, A. C. N. y Vernengo, M. 2013. *Capitalismo Tardío, Periférico y Rentista: Reflexiones sobre la trayectoria Brasil*. Benemérita Universidad Autónoma de Puebla, Facultad de Economía, Ediciones de Educación y Cultura.

Flood, R.P. y Rose, A.K., 2001. Uncovered interest parity in crisis: The interest rate defence in the 1990s, Working paper No. 01/207, *International Monetary Fund*, Washintong.

Foster, J.E. y Wan, H.Y., 1984. Involuntary unemployment as a principal-agent equilibrium. *The American Economic Review*, 74(3), pp.476-484.

Frenkel, R., 1986. Salarios e inflación en América Latina. Resultados de investigaciones recientes en la Argentina, Brasil, Colombia, Costa Rica y Chile. *Desarrollo Económico*, pp.587-622.

Friedman, M., 1968. The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, Vol. 58, núm.1:1–17.

Friedman, M. (1970). La contrarrevolución en la teoría monetaria. *In Primera conferencia del ciclo Wincott, pronunciada en la Senate House de la Universidad de Londres el*, volumen 16, pags 31–32.

Friedman, M., 1976. Inflación y desempleo. *Económicas y Empresariales en la Universidad Nacional de Educación a Distancia*, (3), pp.100-114.

Friedman, J., LaFleur, M., Reinecke, G., Baizán, F., Faúndez, S., Pérez Caldentey, E., Velásquez, M. and Yévenes, C., 2011. Apertura, brecha salarial y sindicalización en Chile: Un análisis microeconómico. *CEPAL*, Serie Comercio Internacional No.115

Galindo, L., 2007. El régimen de metas de inflación y la estructura de tasas de interés: Evidencia empírica para un debate. *NACIONES UNIDAS, COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMERICA LATINA Y EL CEPAL*.

Galindo, L.M. y Catalán, H.O.R.A.C.I.O., 2010. El mercado laboral en México, ¿Una curva de salarios?. *Comercio Exterior*, 60(3), pp.221-232.

Galindo, L.M. y Guerrero, C., 2003. La regla de Taylor para México: un análisis econométrico. *Investigación económica*, pp.149-167.

Galindo, L.M. y Ros, J., 2006. Banco de México: política monetaria de metas de inflación. *Economía, UNAM*, 3(009).

Geweke, J., 2005. *Contemporary Bayesian econometrics and statistics*, vol. 537. John Wiley & Sons.

Gnos, C. y Rochon, L.P., 2007. The new consensus and post-Keynesian interest rate policy. *Review of Political Economy*, 19(3), pp.369-386.

Gornemann, N., Kuester, K. y Nakajima, M., 2014. *Doves for the rich, hawks for the poor? distributional consequences of monetary policy*. Tech. rep., Working Paper, Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Gramacy, R.B., 2007. tgp: an R package for Bayesian nonstationary, semiparametric nonlinear regression and design by treed Gaussian process models. *Journal of Statistical Software*, 19(9), p.6.

Gramacy, R.B. y Lee, H.K., 2008. Gaussian processes and limiting linear models. *Computational Statistics & Data Analysis*, 53(1), pp.123-136.

Gramacy, R.B. y Lee, H.K., 2008a. Bayesian treed Gaussian process models with an application to computer modeling. *Journal of the American Statistical Association*, 103(483).

Granger, C.W., 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.424-438.

Hein, E., 2002. *Monetary Policy and Wage Bargaining in the EMU: Restrictive ECB policies, high unemployment, nominal wage restraint and rising inflation* (No. 103). WSI-Diskussionspapier.

Hein, E., 2006. Wage bargaining and monetary policy in a Kaleckian monetary distribution and growth model: trying to make sense of the NAIRU. *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*, 3(2), pp.305-329.

Jackman, S., 2009. *Bayesian analysis for the social sciences* (Vol. 846). John Wiley & Sons.

Johansen, S., 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), pp.231-254.

Jones, S. R. G., 1985. *Dual labor markets, productivity and unemployment*. Department of Economics, University of British Columbia.

Kaldor, N. 1960. *Essays on value and distribution*. G. Duckworth.

Kalecki, M., 1937. A Theory of the Business Cycle. *The Review of Economic Studies*, Vol. 4, Issue 2: 77-97.

Katz, L.F., 1986. Efficiency wage theories: A partial evaluation. *NBER macroeconomics annual*, 1, pp.235-276.

Keynes, J.M., 1936. *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*. Trad. De Eduardo Homero. 4ta. Edición. México (2003). Fondo de Cultura económica.

Koot, R.S., 1969. *Wage determination and the role of wages in the inflationary process: a study of Chile and Mexico*. Center for Research of the College of Business Administration, Pennsylvania State University.

Laos, E.H., 2000. Crecimiento económico, distribución del ingreso y pobreza en México. *Comercio exterior*, **50(7)**, pp. 863–873.

Laval Z., J.E., 2007. La política monetaria del Banco Central de Chile en el marco de metas de inflación, *Banco Central de Chile*, Santiago Chile.

García, A. y Perrotini, I., 2014. Modus operandi del nuevo consenso macroeconómico en Brasil, Chile y México. *Problemas del desarrollo*, 45(179), pp.35-63.

García, C.J. y Mejía, J., 2012. *Optimal macroeconomic stabilization policy of food, metal, and energy price cycles in small open economies*.

- Lavoie, M., 1992. Foundations of post-Keynesian analysis. *Aldershot, Edward Elgar*, 461.
- Ledit, O., 2011. The redistributive effects of monetary policy. *University of Zurich Department of Economics Working Paper* (44).
- Lewis, W.A., 1960. Desarrollo económico con oferta ilimitada de mano de obra. *El trimestre económico*, 27(108 (4)), pp.629-675.
- Lipsey, R.G., 1960. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957: a further analysis. *Economica*, pp.1-31.
- Lopes, F.L. y Lara Resende, A. (1981), Sabre as causas da recente aceleração inflacionária. *Texto para Discussão*. No. 6, PUC, Río de Janeiro.
- Lustig, N., Pessino, C., y Scott, J. 2014. The impact of taxes and social spending on inequality and poverty in Argentina, Bolivia, Brasil, Mexico, Peru and Uruguay introduction to the special issue. *Public Finance Review*, 42(3):287–303.
- Mandel, E., 1985. "El capital": cien años de controversias en torno a la obra de Karl Marx. Siglo XXI.
- Mántey, G., 2005. Salarios, dinero e inflación en economías periféricas: un marco teórico alternativo para la política monetaria. *Inflación, crédito y salarios: nuevos enfoques de política monetaria para mercados imperfectos*, Mexico City: DF Porrúa, pp.69-99.
- Mántey de Anguiano, G., 2009a. Intervención esterilizada en el mercado de cambios en un régimen de metas de inflación: la experiencia de México. *Investigación económica*, 68 (SPE), pp.47-78.
- Mántey, G., 2009b. El miedo a flotar y la intervención esterilizada en el mercado de cambios como instrumento de la política monetaria en México. *G. Mántey y T. López (coords.), Política monetaria con elevado traspaso del tipo de cambio. La experiencia mexicana con metas de inflación. Ciudad de México: Plaza y Valdés.*
- Mántey, G., 2011. La política de tasa de interés interbancaria y la inflación en México. *Investigación económica*, 70(277), pp.37-68.
- Mántey, G. y Levy, N., 2005. *Inflación, crédito y salarios: nuevos enfoques de política monetaria para mercados imperfecto.*
- Marinakakis, A.E., 2006. La rigidez de los salarios en Chile. *Revista de la CEPAL.*

Marx, K. (1867), *El capital Tomo I (3ª. ed.) (1999). Vol.1,(2ª reimpresión, 2001)*. México. Fondo de Cultura Económica.

Medialdea, B., 2009. Ajuste salarial en Brasil: 1994-2007. *Álvarez Peralta et al, Ajuste y Salario. Las consecuencias del neoliberalismo en América Latina y Estados Unidos*, pp.81-110.

Modiano, E, (1983). A Dinâmica de Salários e Preços na Economia Brasileira: 1966/81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, abril.

Mishkin, F.S., 2000. *Inflation targeting in emerging market countries* (No. w7618). National Bureau of Economic Research.

Mishkin, F.S. y Posen, A.S., 1998. *Inflation targeting: lessons from four countries* (No. w6126). National Bureau of Economic Research.

Moore, B.J., 1989. The effects of monetary policy on income distribution. *Macroeconomic Problems and Policies of Income Distribution*, Aldershot: Edward Elgar.

Morley, S. A. 2000. *La distribución de ingreso en América Latina y el Caribe*. CEPAL.

Novales, A., 1993. *Econometría*. MacGraw-Hill.

Ocampo, J.A., 2000. *Equidad, desarrollo y ciudadanía*. Alfaomega.

Orozco, M.M. Impactos del déficit fiscal en la economía (Perspectiva teórica y evidencia empírica. *La Intervención del Estado: de Keynes a los Poskeynesianos*, pp.149-156.

Padoa-Schioppa, T., 2003. Central banks and financial stability: exploring the land in between. *The Transformation of the European Financial System*, pp.269-310.

Perrotini, I. 2014. Precios de activos y política monetaria en la nueva síntesis neoclásica. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas (REMEF): nueva época*, 9(1):89–102.

Phelps, E. S., 1967. *Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time*. *Economica*, Vol. 34, núm.135: 254–281.

Phillips, A.W., 1958. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957. *económica*, 25(100), pp.283-299.

Pfaff, B., 2008. VAR, SVAR and SVEC models: Implementation within R package vars. *Journal of Statistical Software*, 27(4), pp.1-32.

Pinto, A. 1967. *Distribución del Ingreso en América Latina*. Editorial Universitaria de Buenos Aires.

Ricardo, D. 1817 *Principios de economía política y tributación*. 8ª reimpresión. México (2014). Fondo de Cultura Económica.

Ríos, M.A.G., 2000. Los orígenes de la inflación, en *Apuntes de teoría y política monetaria*. Juan Carlos Martínez Coll. pp. 85-110.

Rochon, L.P. 2010. Metas de inflación, distribución del ingreso y la tasa de interés justa, en G. Mántey y T.S. López (coords.), *Política monetaria con elevado traspaso del tipo de cambio: la experiencia mexicana con metas de inflación*. Universidad Nacional Autónoma de México, FES Acatlán.

Rochon, L.P. y Rossi, S., 2007. Metas de inflación, desempeño económico y distribución del ingreso. *Del Sur hacia el Norte: economía política del orden económico internacional emergente*, p. 83.

Rochon, L. P., y Setterfield, M., 2007. Interest rates, income distribution, and monetary policy dominance: Post Keynesians and the "fair rate" of interest. *Journal of Post Keynesian Economics*, 30(1), 13-42.

Rodríguez Acosta, M., 2009. Salarios de eficiencia en un modelo de crecimiento económico. *Serie Documentos de trabajo; No. 62*.

Romer, D., 1996. *Advanced macroeconomics*. New York: McGraw-Hill companies.

Ros, J., 2013. *Algunas tesis equivocadas sobre el estancamiento económico de México*. El Colegio de Mexico AC.

Ros, J., 2015. Central bank policies in Mexico: targets, instruments, and performance. *Comparative Economic Studies*, 57(3), pp.483-510.

Rotemberg, J.J. y Woodford, M., 1999. Interest rate rules in an estimated sticky price model. *In Monetary policy rules* (pp. 57-126). University of Chicago Press.

Rowland, P., 2002. *Uncovered interest parity and the USD/COP exchange rate*. Banco de la República.

Sanches, D., 2012. The optimum quantity of money. *Business Review*, (Q4), pp.8-15.

Sánchez, G.V., 2006. *Introducción a la teoría económica un enfoque latinoamericano*. Pearson Educación.

Schattan, J., 2005. Distribución del ingreso y pobreza en Chile. *Polis: Revista Latinoamericana*, (11), p.19.

Setterfield, M., 2007. The rise, decline and rise of incomes policies in the US during the post-war era: an institutional-analytical explanation of inflation and the functional distribution of income. *Journal of Institutional Economics*, 3(2), p.127.

Serrano, J., 2003. Iniciación a la estadística bayesiana, *Grupo Editorial la Muralla*, Madrid, España.

Shapiro, C. y Stiglitz, J.E., 1984. Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *The American Economic Review*, 74(3), pp.433-444.

Shaikh, A., 2004. Labor Market Dynamics within Rival Macroeconomic Frameworks.”. In George Argyrous, Gary Mongiovi y Mathew Forstater, *Growth, distribution and effective demand: Alternatives to economic orthodoxy*, pp.127-143. Armonk, N.Y: M.E. Sharpe.

Shaikh, A., 2016. *Capitalism: Competition, conflict, crises*. Oxford University Press.

Solow, R.M., 1979. Another Possible Source of Stickiness. *Journal of Macroeconomics* 1:pp.79-82.

Stiglitz, J.E., 2015. *La gran brecha: Qué hacer con las sociedades desiguales*. Taurus.

Svensson, L.E., 2000. Open-economy inflation targeting. *Journal of international economics*, 50(1), pp.155-183.

Svensson, L.E., 2003. *What is wrong with Taylor rules? Using judgment in monetary policy through targeting rules* (No. w9421). National Bureau of Economic Research.

Taylor, J.B., 1999. A historical analysis of monetary policy rules. In *Monetary policy rules* (pp. 319-348). University of Chicago Press.

Taylor, L., 2009. *Reconstructing macroeconomics: Structuralist proposals and critiques of the mainstream*. Harvard University Press.

Tobin, J., 1995. Inflation and unemployment. *The American Economic Review*, 3/1/1972, Vol. 62, Issue 1/2, p. 1-18.

Torres, A., 2002. Un análisis de las tasas de interés en México a través de la metodología de reglas monetarias. *Documento de Investigación*, 11.

Tuirán Gutiérrez, A. y Gutiérrez, A. T. 2005. *La desigualdad en la distribución del ingreso monetario en México*. Number C/339.20972 T8.

Vernengo, M., 2008. The Political Economy of Monetary Institutions in Brazil: The Limits of the Inflation-targeting Strategy, 1999–2005. *Review of Political Economy*, 20(1), pp.95-110.

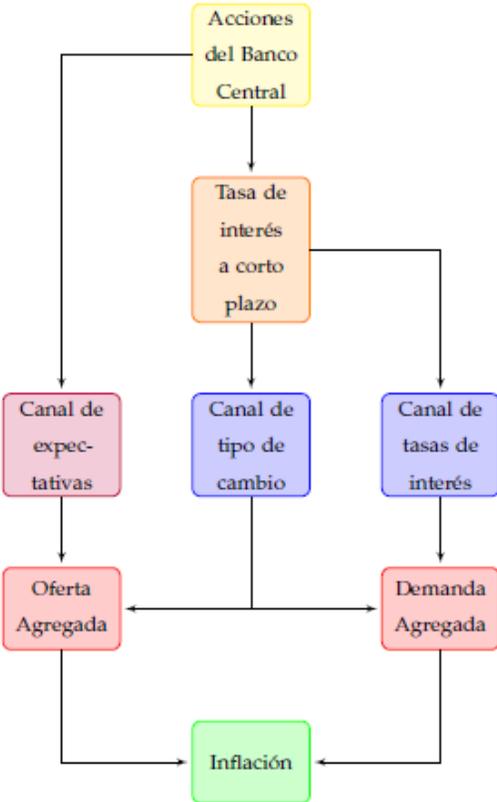
Woodford, M. (2001), The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy, *The American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association. (May), pp. 232-237.

Yellen, J., 1984. Efficiency wage models of unemployment. *The American Economic Review*, 74 (2), Papers and Proceedings of the Ninety-Sixth Annual Meeting of the American Economic Association, 489-493.

Anexos

Anexo 1

Mecanismo de Transmisión de la Política Monetaria



Anexo 2

Inflation Targeting in Brazil

Year	Regulation	Date	Target (%)	Tolerance Intervals (p.p.)	Upper and Lower Limits (%)	Actual Inflation (IPCA, % p.a.)
1999			8	2	6-10	8.94
2000	Resolution 2,615	6/30/1999	6	2	4-8	5.97
2001			4	2	2-6	7.67
2002	Resolution 2,744	6/28/2000	3.5	2	1.5-5.5	12.53
2003 ^{1/}	Resolution 2,842	6/28/2001	3.25	2	1.25-5.25	9.30
	Resolution 2,972	6/27/2002	4	2.5	1.5-6.5	
2004 ^{1/}	Resolution 2,972	6/27/2002	3.75	2.5	1.25-6.25	7.60
	Resolution 3,108	6/25/2003	5.5	2.5	3-8	
2005	Resolution 3,108	6/25/2003	4.5	2.5	2-7	5.69
2006	Resolution 3,210	6/30/2004	4.5	2	2.5-6.5	3.14
2007	Resolution 3,291	6/23/2005	4.5	2	2.5-6.5	4.46
2008	Resolution 3,378	6/29/2006	4.5	2	2.5-6.5	5.90
2009	Resolution 3,463	6/26/2007	4.5	2	2.5-6.5	4.31
2010	Resolution 3,584	7/1/2008	4.5	2	2.5-6.5	5.91
2011	Resolution 3,748	6/30/2009	4.5	2	2.5-6.5	6.50
2012	Resolution 3,880	6/22/2010	4.5	2	2.5-6.5	5.84
2013	Resolution 3,991	6/30/2011	4.5	2	2.5-6.5	5.91
2014	Resolution 4,095	6/28/2012	4.5	2	2.5-6.5	6.41
2015	Resolution 4,237	6/28/2013	4.5	2	2.5-6.5	
2016	Resolution 4,345	6/25/2014	4.5	2	2.5-6.5	

^{1/} The Open Letter, of 1/21/2003, adjusted the targets to 8.5% for 2003 and 5.5% for 2004.

Fuente: Banco Central de Brasil

Anexo 3

Siguiendo con la Hipótesis de la Paridad descubierta de tasas de interés, se reescribe la ecuación 1.9 y 1.11, y se realiza un despeje de la siguiente manera:

$$E_t S_{t+T} (1 + r_t^*) = S_t (1 + r_t)$$

Paso 1. Despejamos el término $(1 + r_t^*)$ que se encuentra multiplicando al segundo término haciendo la operación contraria:

$$E_t S_{t+T} = \frac{S_t (1 + r_t)}{(1 + r_t^*)}$$

Paso 2. Restamos de los dos términos S_t y factorizamos:

$$E_t S_{t+T} - S_t = \frac{S_t(1+r_t)}{(1+r_t^*)} - S_t$$

$$E_t S_{t+T} - S_t = S_t \left[\frac{(1+r_t)}{(1+r_t^*)} - 1 \right]$$

Paso 3. Pasamos S_t que se encuentra multiplicando en el segundo término al primer término realizando la operación contraria.

$$\frac{(E_t S_{t+T} - S_t)}{S_t} = \left[\frac{(1+r_t)}{(1+r_t^*)} - 1 \right]$$

Paso 4. Finalmente tomamos $(1+r_t^*)$ como denominador en el segundo término y realizamos la resta correspondiente:

$$\frac{(E_t S_{t+T} - S_t)}{S_t} = \left[\frac{(1+r_t) - (1+r_t^*)}{(1+r_t^*)} \right]$$

$$\frac{(E_t S_{t+T} - S_t)}{S_t} = \left[\frac{1+r_t - 1 - r_t^*}{(1+r_t^*)} \right]$$

$$\frac{(E_t S_{t+T} - S_t)}{S_t} = \left[\frac{(r_t - r_t^*)}{(1+r_t^*)} \right]$$

Anexo 4

Pruebas de Raíces Unitarias para probar estacionalidad

Pruebas de raíces unitarias para México						
Variable	Tipo	No. De retardos	Estadístico	Valor crítico		
				1%	5%	10%
IPC	Constante y tendencia	1	-2.7715	-3.51	-2.89	-2.58
TI	Constante y tendencia	4	-2.9854	-3.51	-2.89	-2.58
TCN	Constante y tendencia	1	-5.1381	-3.51	-2.89	-2.58
PIB	tendencia	4	-3.582	-4.04	-3.45	-3.15
TIEU	tendencia	1	-3.1944	-4.04	-3.45	-3.15
IPC	Constante y tendencia	1	-3.9845	-3.51	-2.89	-2.58
TI	tendencia	4	-3.2172	-4.04	-3.45	-3.15
TCN	Constante y tendencia	8	-2.7667	-3.51	-2.89	-2.58
PIB	tendencia	1	3.8237	-2.6	-1.95	-1.61
TIEU	tendencia	4		-2.6	-1.95	-1.61
IPC	Constante y tendencia	1	-5.1941	-3.51	-2.89	-2.58
TI	Constante y tendencia	1	-3.3669	-3.51	-2.89	-2.58
TCN	Constante y tendencia	1	-3.5774	-3.51	-2.89	-2.58
PIB	tendencia	4	-3.3993	-4.04	-3.45	-3.15
TIEU	tendencia	4	-4.2039	-4.04	-3.45	-3.15

Anexo 5

a) Resultados del Modelo de Paridad de tasas de interés descubierta para México

Corto Plazo

Ajuste del modelo

Prueba Wald, $\beta_1 = 1$

```
Time series regression with "ts" data:
Start = 1994(2), End = 2013(12)

Call:
dynlm::dynlm(formula = lTCN ~ L(lTCN, 1) ~ L(TRM - TREU, 1),
  data = datats)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.018110 -0.006166 -0.001291  0.003738  0.043456

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   0.0041727  0.0006720   6.210 2.36e-09 ***
L(TRM - TREU, 1) 0.0005582  0.0001027   5.438 1.34e-07 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Linear hypothesis test

Hypothesis:
L(TRM - TREU,1)

Model 1: restricted model
Model 2: lTCN ~ L(lTCN, 1) ~ L(TRM - TREU, 1)

      Res.Df  RSS Df Sum of Sq    F    Pr(>F)
1       238 8779.1
2       237   0.0  1     8779 94797438 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Pruebas de Causalidad de Granger

```
Granger causality test

Model 1: diffTCN ~ Lags(diffTCN, 1:4) + Lags(diffTI, 1:4)
Model 2: diffTCN ~ Lags(diffTCN, 1:4)
      Res.Df Df    F    Pr(>F)
1         226
2         230 -4  6.7376 3.86e-05 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Granger causality test

Model 1: diffTI ~ Lags(diffTI, 1:4) + Lags(diffTCN, 1:4)
Model 2: diffTI ~ Lags(diffTI, 1:4)
      Res.Df Df    F    Pr(>F)
1         226
2         230 -4  3.4116 0.009862 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Largo Plazo

Ajuste del modelo

```
Time series regression with "ts" data:
Start = 1999(11), End = 2013(12)

Call:
dynlm::dynlm(formula = lTCN ~ L(lTCN, 1) ~ L(TRM - TREU, 1),
  data = datats)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.0136904 -0.0037933 -0.0005564  0.0033632  0.0288007

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   1.967e-03  4.655e-04   4.225 3.91e-05 ***
L(TRM - TREU, 1) 8.598e-05  2.685e-04   0.320  0.749
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Pruebas de Causalidad de Granger

```

Granger causality test

Model 1: diffTCN ~ Lags(diffTCN, 1:12) + Lags(diffTI, 1:12)
Model 2: diffTCN ~ Lags(diffTCN, 1:12)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1      133
2      145 -12  0.9803 0.4709

Granger causality test

Model 1: diffTI ~ Lags(diffTI, 1:12) + Lags(diffTCN, 1:12)
Model 2: diffTI ~ Lags(diffTI, 1:12)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1      133
2      145 -12  3.894 4.04e-05 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

b) Resultados del Modelo de Paridad de tasas de interés descubierta para Brasil

Corto Plazo

Ajuste del modelo

```

Time series regression with "ts" data:
Start = 1996(3), End = 2013(4)

Call:
dynlm::dynlm(formula = lTCN - L(lTCN, 1) ~ L(TRB - TREU, 1),
  data = datats)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.20638 -0.05117 -0.01435  0.03440  0.41868

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -0.013984  0.020489  -0.683   0.497
L(TRB - TREU, 1) 0.002651  0.001753   1.513   0.135

```

Pruebas de Causalidad de Granger

```

Granger causality test

Model 1: diffTCN ~ Lags(diffTCN, 1:9) + Lags(diffTI, 1:9)
Model 2: diffTCN ~ Lags(diffTCN, 1:9)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1      42
2      51 -9  4.5091 0.0003489 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
>

Granger causality test

Model 1: diffTI ~ Lags(diffTI, 1:9) + Lags(diffTCN, 1:9)
Model 2: diffTI ~ Lags(diffTI, 1:9)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1      42
2      51 -9  1.4642  0.193

```

Largo Plazo

Ajuste del modelo

Time series regression with "ts" data:
Start = 2007(2), End = 2013(7)

Call:
dynlm::dynlm(formula = LTCN - L(LTCN, 1) ~ L(TRB - TREU, 1),
data = datats)

Residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-0.110404	-0.026080	-0.005432	0.025847	0.164412

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-0.035524	0.036880	-0.963	0.338
L(TRB - TREU, 1)	0.004119	0.004074	1.011	0.315

Pruebas de Causalidad de Granger

Granger causality test

Model 1: diffTCN ~ Lags(diffTCN, 1:1) + Lags(diffTI, 1:1)
Model 2: diffTCN ~ Lags(diffTCN, 1:1)

	Res.Df	Df	F	Pr(>F)
1	74			
2	75	-1	0.4098	0.5241

Granger causality test

Model 1: diffTI ~ Lags(diffTI, 1:1) + Lags(diffTCN, 1:1)
Model 2: diffTI ~ Lags(diffTI, 1:1)

	Res.Df	Df	F	Pr(>F)
1	74			
2	75	-1	0.3192	0.5738

c) Resultados del Modelo de Paridad de tasas de interés descubierta para Chile

Corto Plazo

Ajuste del modelo

Time series regression with "ts" data:
Start = 1995(6), End = 2013(12)

Call:
dynlm::dynlm(formula = LTCN - L(LTCN, 1) ~ L(TRCH - TREU, 1),
data = datats)

Residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-0.073777	-0.015497	-0.001192	0.013694	0.152394

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	1.524e-03	1.702e-03	0.895	0.372
L(TRCH - TREU, 1)	-6.714e-06	7.080e-04	-0.009	0.992

Residual standard error: 0.02503 on 221 degrees of freedom
Multiple R-squared: 4.068e-07, Adjusted R-squared: -0.004524
F-statistic: 8.991e-05 on 1 and 221 DF, p-value: 0.9924

Pruebas de Causalidad de Granger

Granger causality test

```
Model 1: diffTCN ~ Lags(diffTCN, 1:2) + Lags(diffTI, 1:2)
Model 2: diffTCN ~ Lags(diffTCN, 1:2)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1      216
2      218 -2  0.2522 0.7773
```

Granger causality test

```
Model 1: diffTI ~ Lags(diffTI, 1:2) + Lags(diffTCN, 1:2)
Model 2: diffTI ~ Lags(diffTI, 1:2)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1      216
2      218 -2  2.1347 0.1208
```

Largo Plazo

Ajuste del modelo

Time series regression with "ts" data:
Start = 2007(5), End = 2013(12)

Call:

```
dynlm::dynlm(formula = lTCN - L(lTCN, 1) ~ L(TICH - TIEU, 1),
  data = datats)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.080427	-0.019115	-0.000839	0.015009	0.155031

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-0.0007826	0.0038695	-0.202	0.840
L(TICH - TIEU, 1)	0.0004699	0.0013015	0.361	0.719

Pruebas de Causalidad de Granger

Granger causality test

```
Model 1: diffTCN ~ Lags(diffTCN, 1:2) + Lags(diffTI, 1:2)
Model 2: diffTCN ~ Lags(diffTCN, 1:2)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1       56
2       58 -2  1.933 0.1543
```

Granger causality test

```
Model 1: diffTI ~ Lags(diffTI, 1:2) + Lags(diffTCN, 1:2)
Model 2: diffTI ~ Lags(diffTI, 1:2)
  Res.Df Df      F Pr(>F)
1       56
2       58 -2  1.0343 0.3622
```

Anexo 6

a) Resultados se la estimación del modelo VAR para México.

Selección de los retardos óptimos:

```
AIC(n)  HQ(n)  SC(n)  FPE(n)
      10     10     3     10
```

\$criteria

	1	2	3	4	5
AIC(n)	-1.562407e+01	-1.626756e+01	-1.694700e+01	-1.742067e+01	-1.758301e+01
HQ(n)	-1.536889e+01	-1.580824e+01	-1.628353e+01	-1.655305e+01	-1.651126e+01
SC(n)	-1.498164e+01	-1.511119e+01	-1.527669e+01	-1.523641e+01	-1.488482e+01
FPE(n)	1.640503e-07	8.661120e-08	4.442079e-08	2.828148e-08	2.493841e-08
	6	7	8	9	10
AIC(n)	-1.754687e+01	-1.788502e+01	-1.824583e+01	-1.862628e+01	-1.942224e+01
HQ(n)	-1.627097e+01	-1.640498e+01	-1.656164e+01	-1.673795e+01	-1.732977e+01
SC(n)	-1.433473e+01	-1.415894e+01	-1.400581e+01	-1.387232e+01	-1.415434e+01
FPE(n)	2.733346e-08	2.111853e-08	1.646522e-08	1.311426e-08	7.273576e-09

Covariance matrix of residuals:

	IPC	TI	TCN	PIB
IPC	2.021597	3.161111	1.220e-02	6.601e-03
TI	3.161112	20.41324	3.449e-02	-1.693e-02
TCN	0.012202	0.03449	1.593e-04	-1.419e-05
PIB	0.006601	-0.01693	-1.419e-05	3.842e-04

Correlation matrix of residuals:

	IPC	TI	TCN	PIB
IPC	1.0000	0.4921	0.67988	0.23683
TI	0.4921	1.0000	0.60482	-0.19121
TCN	0.6799	0.6048	1.00000	-0.05735
PIB	0.2368	-0.1912	-0.05735	1.00000

Diagram of fit and residuals for IPC

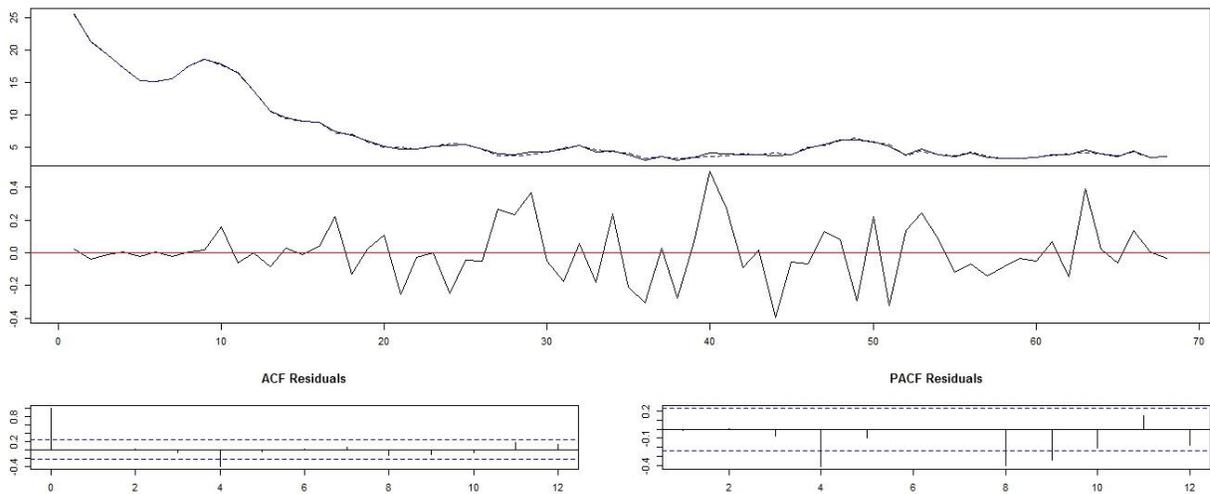
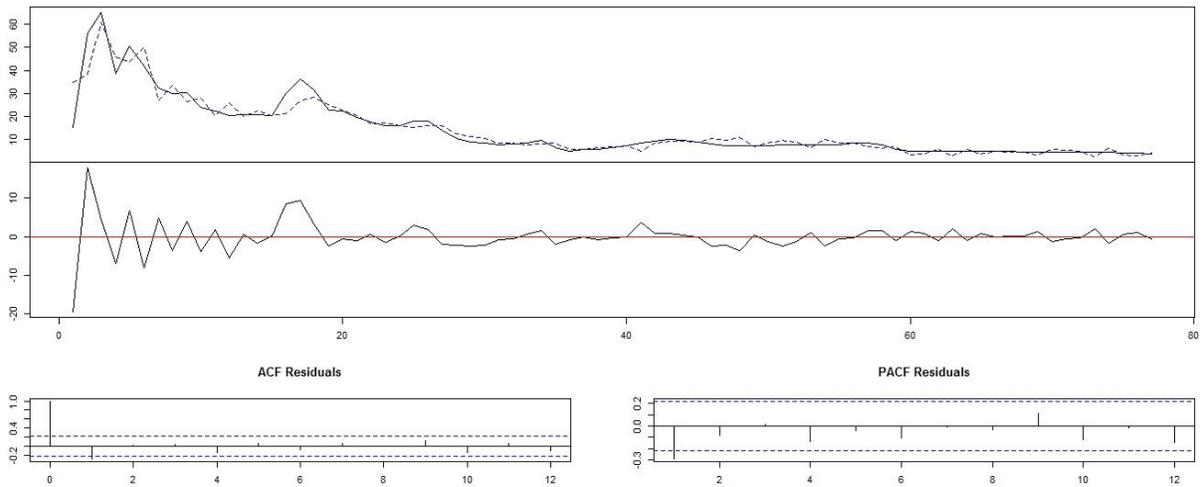


Diagram of fit and residuals for TI



Pruebas de los residuales:

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object plct
 Chi-squared = 266.53, df = 240, p-value = 0.1152

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object plct
 Chi-squared = 690, df = 800, p-value = 0.998

\$IPC

ARCH test (univariate)

data: Residual of IPC equation
 Chi-squared = 17.531, df = 18, p-value = 0.4869

\$TI

ARCH test (univariate)

data: Residual of TI equation
 Chi-squared = 14.216, df = 18, p-value = 0.7149

\$TCN

ARCH test (univariate)

data: Residual of TCN equation
 Chi-squared = 12.387, df = 18, p-value = 0.8266

\$PIB

ARCH test (univariate)

data: Residual of PIB equation
 Chi-squared = 12.19, df = 18, p-value = 0.8373

Pruebas de Causalidad

\$Granger

Granger causality H0: TCN do not Granger-cause IPC TI PIB

data: VAR object plct

F-Test = 14.078, df1 = 9, df2 = 252, p-value < 2.2e-16

\$Instant

H0: No instantaneous causality between: TCN and IPC TI PIB

data: VAR object plct

Chi-squared = 28.05, df = 3, p-value = 3.546e-06

\$Granger

Granger causality H0: TI do not Granger-cause TCN PIB IPC

data: VAR object plct

F-Test = 13.515, df1 = 9, df2 = 252, p-value < 2.2e-16

\$Instant

H0: No instantaneous causality between: TI and TCN PIB IPC

data: VAR object plct

Chi-squared = 23.093, df = 3, p-value = 3.862e-05

b) Resultados del modelo VAR para Brasil.

Selección de los retardos óptimos:

AIC(n)	HQ(n)	SC(n)	FPE(n)
10	10	3	10

\$criteria

	1	2	3	4	5
AIC(n)	-1.081795e+01	-1.168926e+01	-1.240156e+01	-1.268869e+01	-1.278417e+01
HQ(n)	-1.054671e+01	-1.120104e+01	-1.169635e+01	-1.176649e+01	-1.164498e+01
SC(n)	-1.012586e+01	-1.044350e+01	-1.060213e+01	-1.033559e+01	-9.877395e+00
FPE(n)	2.006621e-05	8.456437e-06	4.222741e-06	3.278509e-06	3.153771e-06
	6	7	8	9	10
AIC(n)	-1.344430e+01	-1.422391e+01	-1.439389e+01	-1.469655e+01	-1.540089e+01
HQ(n)	-1.208812e+01	-1.265074e+01	-1.260373e+01	-1.268940e+01	-1.317676e+01
SC(n)	-9.983852e+00	-1.020979e+01	-9.826100e+00	-9.575086e+00	-9.725758e+00
FPE(n)	1.778615e-06	9.273906e-07	9.399869e-07	8.995650e-07	6.405226e-07

Covariance matrix of residuals:

	IPC	TI	TCN	PIB
IPC	1.1430098	0.708341	0.0002331	1.160e-03
TI	0.7083407	13.150520	0.0541829	-3.945e-03
TCN	0.0002331	0.054183	0.0094003	-3.547e-04
PIB	0.0011602	-0.003945	-0.0003547	9.943e-05

Correlation matrix of residuals:

	IPC	TI	TCN	PIB
IPC	1.000000	0.1827	0.002249	0.1088
TI	0.182703	1.0000	0.154106	-0.1091
TCN	0.002249	0.1541	1.000000	-0.3669
PIB	0.108836	-0.1091	-0.366926	1.0000

Diagram of fit and residuals for IPC

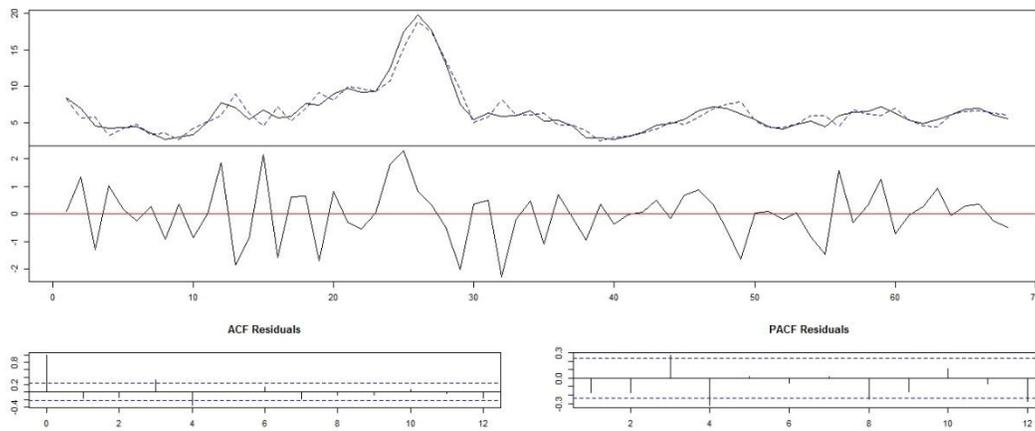
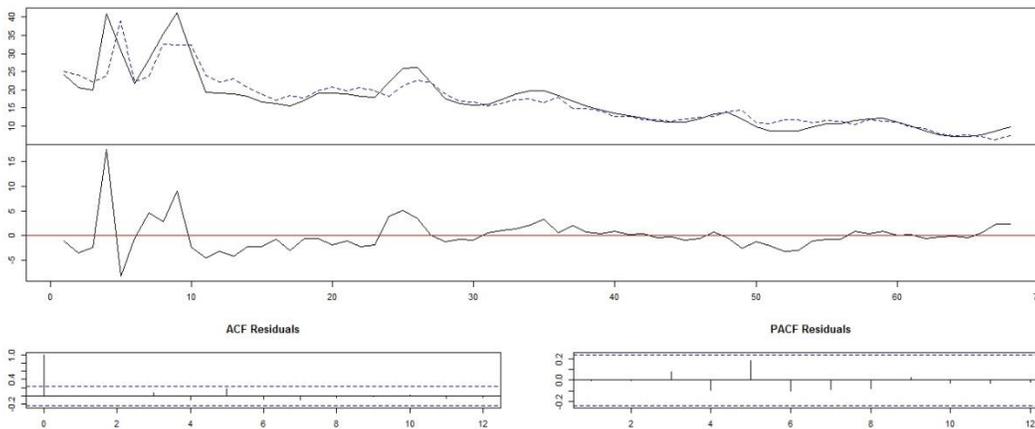


Diagram of fit and residuals for TI



Pruebas de los residuales:

Portmanteau Test (asymptotic)	ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object plct Chi-squared = 246.37, df = 240, p-value = 0.3751	data: Residuals of VAR object plct Chi-squared = 600, df = 800, p-value = 1
\$IPC	\$TCN
ARCH test (univariate)	ARCH test (univariate)
data: Residual of IPC equation Chi-squared = 8.2773, df = 10, p-value = 0.6018	data: Residual of TCN equation Chi-squared = 2.9413, df = 10, p-value = 0.9828
\$TI	\$PIB
ARCH test (univariate)	ARCH test (univariate)
data: Residual of TI equation Chi-squared = 30.327, df = 10, p-value = 0.0007571	data: Residual of PIB equation Chi-squared = 1.3807, df = 10, p-value = 0.9993

Pruebas de Causalidad

\$Granger

Granger causality H0: TCN do not Granger-cause IPC TI PIB

data: VAR object plct
F-Test = 2.698, df1 = 9, df2 = 216, p-value = 0.005397

\$Instant

H0: No instantaneous causality between: TCN and IPC TI PIB

data: VAR object plct
Chi-squared = 8.7776, df = 3, p-value = 0.0324

\$Granger

Granger causality H0: TI do not Granger-cause IPC TCN PIB

data: VAR object plct
F-Test = 1.7729, df1 = 9, df2 = 216, p-value = 0.07477

\$Instant

H0: No instantaneous causality between: TI and IPC TCN PIB

data: VAR object plct
Chi-squared = 4.0404, df = 3, p-value = 0.2571

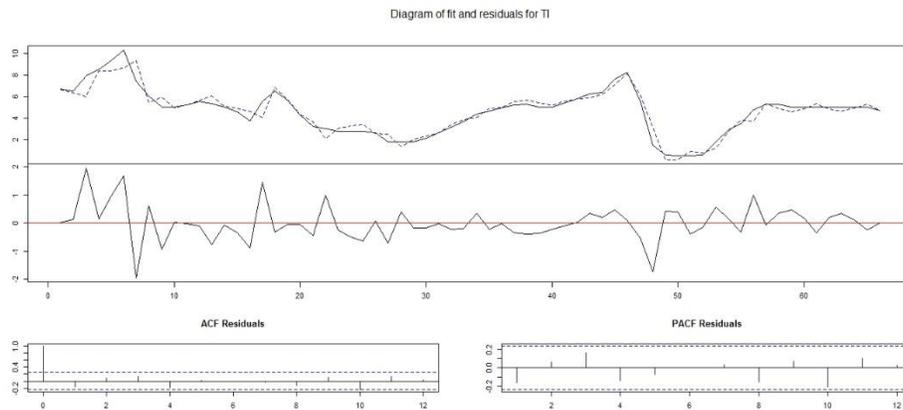
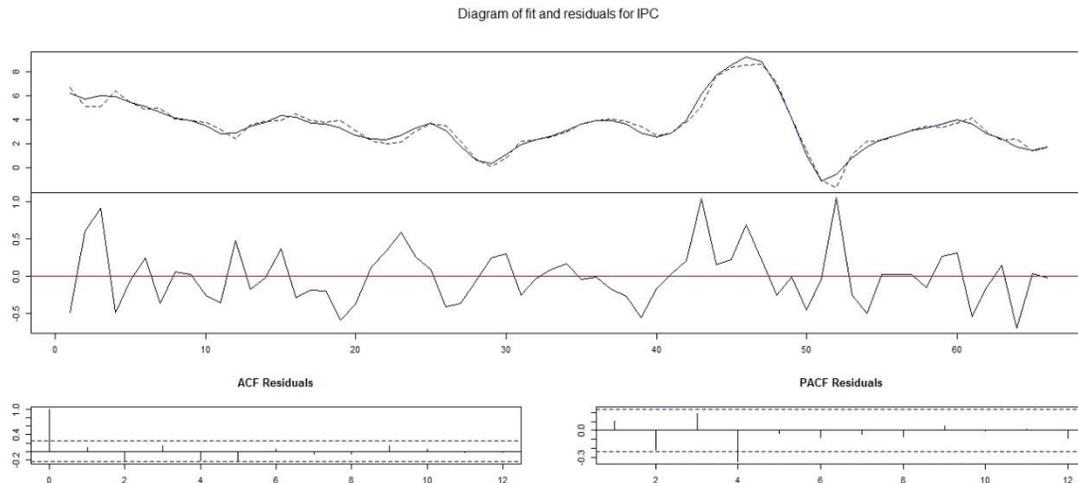
c) Resultados de la estimación del modelo VAR para Chile.

Selección de los retardos óptimos:

AIC(n) HQ(n) SC(n) FPE(n)
 10 10 4 10

§criterias

	1	2	3	4	5
AIC(n)	-9.218958e+00	-1.064060e+01	-1.076790e+01	-1.177472e+01	-1.232505e+01
HQ(n)	-8.945887e+00	-1.014907e+01	-1.005792e+01	-1.084628e+01	-1.117815e+01
SC(n)	-8.520843e+00	-9.383993e+00	-8.952801e+00	-9.401131e+00	-9.392969e+00
FPE(n)	9.929571e-05	2.414396e-05	2.166124e-05	8.203360e-06	5.022907e-06
	6	7	8	9	10
AIC(n)	-1.258086e+01	-1.254931e+01	-1.292739e+01	-1.334629e+01	-1.424878e+01
HQ(n)	-1.121551e+01	-1.096549e+01	-1.112512e+01	-1.132557e+01	-1.200960e+01
SC(n)	-9.090289e+00	-8.500240e+00	-8.319828e+00	-8.180243e+00	-8.524237e+00
FPE(n)	4.265360e-06	5.043671e-06	4.200381e-06	3.642797e-06	2.187569e-06



Pruebas de los residuales:

```
Portmanteau Test (asymptotic)                                ARCH (multivariate)
data: Residuals of VAR object p1ct                          data: Residuals of VAR object p1ct
Chi-squared = 232.26, df = 224, p-value = 0.3384            Chi-squared = 580, df = 800, p-value = 1

$IPC                                                         $TCN
ARCH test (univariate)                                       ARCH test (univariate)
data: Residual of IPC equation                               data: Residual of TCN equation
Chi-squared = 13.444, df = 15, p-value = 0.5681            Chi-squared = 10.958, df = 15, p-value = 0.7555

$TI                                                          $PIB
ARCH test (univariate)                                       ARCH test (univariate)
data: Residual of TI equation                               data: Residual of PIB equation
Chi-squared = 12.878, df = 15, p-value = 0.6117            Chi-squared = 13.844, df = 15, p-value = 0.5374
```

Pruebas de Causalidad

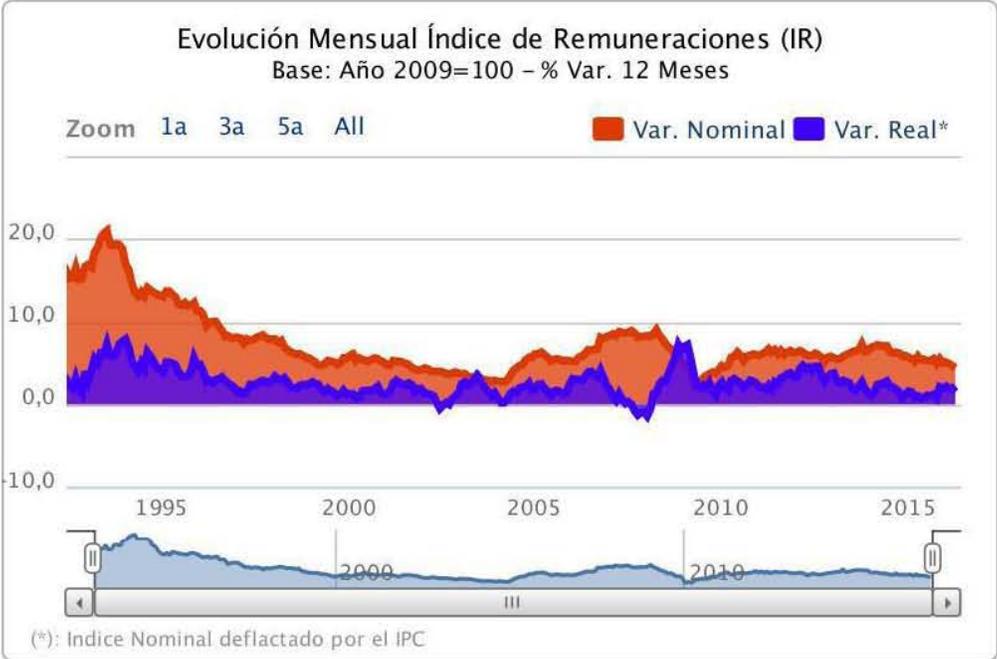
```
$Granger
Granger causality H0: TCN do not Granger-cause IPC TI PIB
data: VAR object p1ct
F-Test = 1.4678, df1 = 12, df2 = 192, p-value = 0.1392

$Instant
H0: No instantaneous causality between: TCN and IPC TI PIB
data: VAR object p1ct
Chi-squared = 5.6414, df = 3, p-value = 0.1304

$Granger
Granger causality H0: TI do not Granger-cause IPC TCN PIB
data: VAR object p1ct
F-Test = 3.4228, df1 = 12, df2 = 192, p-value = 0.0001441

$Instant
H0: No instantaneous causality between: TI and IPC TCN PIB
data: VAR object p1ct
Chi-squared = 5.7916, df = 3, p-value = 0.1222
```

ANEXO 7



ANEXO 8

Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE)

Pruebas de raíces unitarias para Salarios						
Variable	Tipo	Raíces Unitarias con primeras diferencias				
		No. De retardos	Estadístico	Valor crítico		
				1%	5%	10%
Salarios nominales México	Constante y tendencia	1	-6.3014	-3.51	- 2.89	- 2.58
Salarios nominales Brasil	Constante y tendencia	1	-4.6731	-3.51	- 2.89	- 2.58
Salarios nominales Chile	Constante y tendencia	1	-7.7135	-3.51	- 2.89	- 2.58
Salarios reales México	Constante y tendencia	1	-5.7281	-3.51	- 2.89	- 2.58
Salarios reales Brasil	Constante y tendencia	2	-3.6501	-3.58	- 2.93	- 2.6
Salarios reales Chile	Constante y tendencia	1	-8.0219	-3.51	- 2.89	- 2.58

Anexo 9

a) Modelo correctos de errores y pruebas de los supuestos para México

Salarios Nominales

Vector Autoregression Estimates
Date: 10/06/17 Time: 15:07
Sample (adjusted): 1998Q3 2013Q4
Included observations: 62 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	RIMN	IPC	PIB
RIMN(-1)	0.785688 (0.11228) [6.99780]	0.073510 (0.21819) [0.33691]	-0.073119 (0.03608) [-2.02643]
RIMN(-2)	0.171060 (0.11288) [1.51541]	-0.252223 (0.21937) [-1.14979]	0.064991 (0.03628) [1.79153]
IPC(-1)	-0.000623 (0.07060) [-0.00882]	0.872133 (0.13719) [6.35704]	-0.021549 (0.02269) [-0.94980]
IPC(-2)	0.019478 (0.06724) [0.28970]	0.021329 (0.13066) [0.16323]	0.019886 (0.02161) [0.92031]
PIB(-1)	-0.959628 (0.47792) [-2.00792]	-0.831406 (0.92876) [-0.89517]	0.553505 (0.15359) [3.60374]
PIB(-2)	0.974470 (0.47954) [2.03208]	0.904285 (0.93191) [0.97035]	0.450130 (0.15411) [2.92079]
BREAK	-0.046334 (0.03223) [-1.43778]	-0.030353 (0.06263) [-0.48467]	-0.020962 (0.01036) [-2.02402]
D2007	-0.214976 (0.03017) [-7.12657]	0.019301 (0.05862) [0.32925]	-0.000495 (0.00969) [-0.05106]
R-squared	0.871853	0.934981	0.965409
Adj. R-squared	0.855241	0.926552	0.960925
Sum sq. resids	0.042797	0.161626	0.004420
S.E. equation	0.028152	0.054709	0.009047
F-statistic	52.48435	110.9317	215.3002
Log likelihood	137.6569	96.46359	208.0360
Akaike AIC	-4.182480	-2.853664	-6.452776
Schwarz SC	-3.908011	-2.579195	-6.178307
Mean dependent	2.493671	0.719177	7.055892
S.D. dependent	0.073992	0.201869	0.045769
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.13E-10	
Determinant resid covariance		7.47E-11	
Log likelihood		458.9305	
Akaike information criterion		-14.03002	
Schwarz criterion		-13.20661	
Number of coefficients		24	

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky(Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 11/13/17 Time: 18:01
 Sample: 1998Q1 2013Q4
 Included observations: 62

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.651857	4.390813	1	0.0361
2	-0.206871	0.442222	1	0.5061
3	-0.937017	9.072673	1	0.0026
Joint		13.90571	3	0.5038

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.400760	0.927646	1	0.3355
2	2.196342	1.668487	1	0.1965
3	5.837379	20.79769	1	0.0000
Joint		23.39382	3	0.3703

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	5.318459	2	0.0700
2	2.110708	2	0.3481
3	29.87036	2	0.0000
Joint	37.29953	6	0.2045

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 10/14/17 Time: 01:48
 Sample: 1998Q1 2013Q4
 Included observations: 62

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	13.53959	9	0.1397	1.545102	(9, 119.4)	0.1399
2	25.29424	9	0.0027	3.031714	(9, 119.4)	0.0027
3	7.482665	9	0.5870	0.832826	(9, 119.4)	0.5873

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	13.53959	9	0.1397	1.545102	(9, 119.4)	0.1399
2	53.79519	18	0.0000	3.440794	(18, 130.6)	0.0000
3	113.2826	27	0.0000	5.903547	(27, 126.2)	0.0000

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Salarios Reales

Vector Error Correction Estimates
 Date: 10/14/17 Time: 02:05
 Sample (adjusted): 1998Q4 2013Q4
 Included observations: 61 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
RIMR(-1)	1.000000		
IPC(-1)	0.710743 (0.16998) [4.18130]		
PIB(-1)	3.625249 (0.81780) [4.43293]		
C	-28.63150		
Error Correction:	D(RIMR)	D(IPC)	D(PIB)
CointEq1	-0.141890 (0.05782) [-2.45418]	-0.103019 (0.10850) [-0.94946]	-0.006739 (0.01710) [-0.39413]
D(RIMR(-1))	-0.029927 (0.10565) [-0.28326]	0.007966 (0.19828) [0.04018]	-0.061030 (0.03124) [-1.95338]
D(RIMR(-2))	0.015701 (0.10640) [0.14757]	-0.293829 (0.19967) [-1.47156]	-0.019318 (0.03146) [-0.61400]
D(IPC(-1))	0.082585 (0.07927) [1.04178]	0.039700 (0.14877) [0.26685]	-0.016949 (0.02344) [-0.72301]
D(IPC(-2))	0.098641 (0.08114) [1.21569]	0.168752 (0.15227) [1.10821]	-0.039935 (0.02399) [-1.66431]
D(PIB(-1))	-0.636579 (0.58900) [-1.08078]	0.198963 (1.10537) [0.18000]	-0.476576 (0.17418) [-2.73613]
D(PIB(-2))	0.354926 (0.47698) [0.74412]	1.389569 (0.89514) [1.55235]	0.057532 (0.14105) [0.40788]
C	0.007111 (0.00475) [1.49755]	-0.012683 (0.00891) [-1.42315]	0.003518 (0.00140) [2.50537]
D2007	-0.219626 (0.03261) [-6.73505]	0.014861 (0.06120) [0.24284]	0.002078 (0.00964) [0.21553]
BREAK	-0.034963 (0.03627) [-0.96406]	0.001006 (0.06806) [0.01478]	-0.018568 (0.01072) [-1.73131]
R-squared	0.618327	0.090794	0.423048
Adj. R-squared	0.550973	-0.069654	0.321233
Sum sq. resids	0.047439	0.167078	0.004149
S.E. equation	0.030499	0.057237	0.009019
F-statistic	9.180267	0.565878	4.155069
Log likelihood	131.8001	93.39989	206.1189
Akaike AIC	-3.993446	-2.734422	-6.430127
Schwarz SC	-3.647401	-2.388378	-6.084082
Mean dependent	0.000501	-0.010345	0.002739
S.D. dependent	0.045514	0.055342	0.010947
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.73E-10		
Determinant resid covariance	1.01E-10		
Log likelihood	442.2286		
Akaike information criterion	-13.41733		
Schwarz criterion	-12.27538		
Number of coefficients	33		

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky(Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 11/13/17 Time: 18:11
 Sample: 1998Q1 2013Q4
 Included observations: 62

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.944940	9.226747	1	0.2045
2	-0.082837	0.070907	1	0.7900
3	-1.042946	11.23994	1	0.0008
Joint		20.53760	3	0.4302

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.655209	7.077603	1	0.0078
2	2.127901	1.964771	1	0.1610
3	5.358226	14.36650	1	0.0002
Joint		23.40888	3	0.0852

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	16.30435	2	0.0003
2	2.035677	2	0.3614
3	25.60645	2	0.0000
Joint	43.94647	6	0.2305

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 11/13/17 Time: 18:09
 Sample: 1998Q1 2013Q4
 Included observations: 62

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.907762	9	0.7491	0.653233	(9, 117.0)	0.7493
2	22.71534	9	0.0069	2.696869	(9, 117.0)	0.0069
3	7.525598	9	0.5826	0.837779	(9, 117.0)	0.5829

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.907762	9	0.7491	0.653233	(9, 117.0)	0.7493
2	31.35116	18	0.0262	1.843800	(18, 127.8)	0.0266
3	43.73511	27	0.0220	1.735152	(27, 123.3)	0.0230

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

b) Modelo correctos de errores y pruebas de los supuestos para Brasil

Salarios Nominales

Vector Error Correction Estimates
Date: 10/14/17 Time: 23:28
Sample (adjusted): 1997Q1 2015Q4
Included observations: 76 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LSN(-1)	1.000000		
IPC(-1)	-0.260408 (0.06741) [-3.86279]		
LPIB(-1)	0.165100 (1.11734) [0.14776]		
C	-5.078209		
Error Correction:	D(LSN)	D(IPC)	D(LPIB)
CointEq1	-0.006516 (0.00881) [-0.74000]	0.636437 (0.15000) [4.24287]	-0.001560 (0.00147) [-1.06159]
D(LSN(-1))	-0.269174 (0.11069) [-2.43184]	-3.022811 (1.88546) [-1.60322]	-0.005098 (0.01847) [-0.27606]
D(LSN(-2))	-0.120889 (0.10680) [-1.13191]	-0.668188 (1.81926) [-0.36729]	0.012979 (0.01782) [0.72844]
D(IPC(-1))	-0.003275 (0.00628) [-0.52175]	0.514785 (0.10693) [4.81420]	-0.000799 (0.00105) [-0.76279]
D(IPC(-2))	0.006445 (0.00613) [1.05160]	-0.054124 (0.10440) [-0.51844]	-0.000344 (0.00102) [-0.33620]
D(LPIB(-1))	1.272772 (0.60051) [2.11949]	-17.40072 (10.2292) [-1.70109]	0.386138 (0.10018) [3.85446]
D(LPIB(-2))	0.414583 (0.59821) [0.69304]	22.17044 (10.1899) [2.17572]	-0.026268 (0.09980) [-0.26322]
C	-0.004940 (0.00848) [-0.58239]	-0.060605 (0.14448) [-0.41948]	0.004813 (0.00141) [3.40141]
D1	0.118488 (0.06268) [1.89050]	-0.470150 (1.06763) [-0.44037]	-0.051591 (0.01046) [-4.93416]
D2	-0.264037 (0.06766) [-3.90250]	4.401222 (1.15250) [3.81884]	-0.021723 (0.01129) [-1.92460]
R-squared	0.361564	0.569792	0.409678
Adj. R-squared	0.274504	0.511128	0.329180
Sum sq. resids	0.246160	71.42647	0.006851
S.E. equation	0.061071	1.040298	0.010188
F-statistic	4.153065	9.712698	5.089267
Log likelihood	109.9959	-105.4809	246.0978
Akaike AIC	-2.631470	3.038970	-6.213100
Schwarz SC	-2.324795	3.345646	-5.906424
Mean dependent	0.002293	0.004737	0.006148
S.D. dependent	0.071700	1.487853	0.012439
Determinant resid covariance (dof adj.)	4.11E-07		
Determinant resid covariance	2.69E-07		
Log likelihood	251.3589		
Akaike information criterion	-5.746288		
Schwarz criterion	-4.734259		
Number of coefficients	33		

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 10/14/17 Time: 23:32
 Sample: 1996Q2 2015Q4
 Included observations: 76

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	1.101135	12.99317	1	0.0003
2	0.744241	6.892901	1	0.0087
3	-0.506587	3.479060	1	0.0622
Joint		23.36513	3	0.0538

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.012095	8.729910	1	0.0031
2	4.526323	1.054474	1	0.3045
3	3.743514	0.796512	1	0.3721
Joint		10.58090	3	0.0142

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	21.72308	2	0.0000
2	7.947375	2	0.0188
3	4.275572	2	0.1179
Joint	33.94603	6	0.0618

*Approximate p-values do not account for coefficient

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 10/14/17 Time: 23:33
 Sample: 1996Q2 2015Q4
 Included observations: 76

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	11.60282	9	0.2366	1.308822	(9, 148.6)	0.2368
2	3.638106	9	0.9336	0.399693	(9, 148.6)	0.9336
3	18.90305	9	0.0260	2.184965	(9, 148.6)	0.0261

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	11.60282	9	0.2366	1.308822	(9, 148.6)	0.2368
2	16.11120	18	0.5848	0.894687	(18, 164.5)	0.5857
3	42.66372	27	0.0283	1.662178	(27, 161.3)	0.0290

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Salarios Reales

Vector Error Correction Estimates

Date: 10/14/17 Time: 23:45

Sample (adjusted): 1997Q1 2015Q4

Included observations: 76 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LSIR(-1)	1.000000		
IPC(-1)	-0.005222 (0.00226) [-2.30581]		
LPIB(-1)	-0.435401 (0.03477) [-12.5229]		
C	0.836080		
Error Correction:	D(LSIR)	D(IPC)	D(LPIB)
CointEq1	-0.241508 (0.10803) [-2.23553]	17.16673 (3.37876) [5.08077]	-0.044322 (0.03407) [-1.30092]
D(LSIR(-1))	-0.380628 (0.14840) [-2.56494]	-16.69662 (4.64120) [-3.59748]	-0.020002 (0.04680) [-0.42741]
D(LSIR(-2))	-0.207187 (0.13242) [-1.56459]	-10.31606 (4.14159) [-2.49084]	0.016234 (0.04176) [0.38874]
D(IPC(-1))	-0.002636 (0.00334) [-0.78951]	0.459301 (0.10442) [4.39852]	-0.000993 (0.00105) [-0.94336]
D(IPC(-2))	-0.000859 (0.00303) [-0.28334]	-0.138381 (0.09485) [-1.45888]	-0.000172 (0.00096) [-0.17981]
D(LPIB(-1))	0.325619 (0.31541) [1.03238]	-8.611978 (9.86457) [-0.87302]	0.389663 (0.09947) [3.91743]
D(LPIB(-2))	-0.582338 (0.31168) [-1.86836]	27.96500 (9.74811) [2.86876]	-0.047447 (0.09829) [-0.48270]
C	0.009789 (0.00441) [2.21797]	-0.065426 (0.13804) [-0.47397]	0.004959 (0.00139) [3.56263]
D1	0.028410 (0.03274) [0.86767]	-0.214709 (1.02404) [-0.20967]	-0.052401 (0.01033) [-5.07475]
D2	-0.071068 (0.03438) [-2.06709]	3.919107 (1.07527) [3.64475]	-0.019277 (0.01084) [-1.77795]
R-squared	0.357524	0.605943	0.426791
Adj. R-squared	0.269913	0.552208	0.348626
Sum sq. resids	0.066885	65.42443	0.006652
S.E. equation	0.031834	0.995630	0.010039
F-statistic	4.080837	11.27650	5.460133
Log likelihood	159.5103	-102.1455	247.2156
Akaike AIC	-3.934483	2.951197	-6.242517
Schwarz SC	-3.627807	3.257873	-5.935841
Mean dependent	0.005114	0.004737	0.006148
S.D. dependent	0.037257	1.487853	0.012439
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.00E-07		
Determinant resid covariance	6.56E-08		
Log likelihood	305.0186		
Akaike information criterion	-7.158384		
Schwarz criterion	-6.146355		
Number of coefficients	33		

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
 Date: 10/14/17 Time: 23:43
 Sample: 1996Q2 2015Q4
 Included observations: 76

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	32.45707	9	0.0002	3.927495	(9, 148.6)	0.0002
2	13.42569	9	0.1443	1.523672	(9, 148.6)	0.1444
3	27.02844	9	0.0014	3.210888	(9, 148.6)	0.0014

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	32.45707	9	0.0002	3.927495	(9, 148.6)	0.0002
2	41.93751	18	0.0011	2.515135	(18, 164.5)	0.0011
3	65.48538	27	0.0000	2.733746	(27, 161.3)	0.0001

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Normalidad

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	1.212914	15.01619	1	0.0001
2	0.357292	1.805743	1	0.1790
3	-0.395964	2.195857	1	0.1384
Joint		19.01779	3	0.1056

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	5.819090	0.128285	1	0.7202
2	3.581958	1.373014	1	0.2413
3	3.708683	1.627163	1	0.2021
Joint		3.128463	3	0.3722

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	15.14448	2	0.0005
2	3.178757	2	0.2041
3	3.823020	2	0.1479
Joint	22.14625	6	0.2027

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

c) Modelo correctos de errores y pruebas de los supuestos de normalidad, homogeneidad y para Chile

Salarios Nominales

Vector Error Correction Estimates

Date: 10/15/17 Time: 01:35

Sample (adjusted): 1997Q1 2003Q4

Included observations: 28 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LIRN(-1)	1.000000		
IPC(-1)	0.122506 (0.02486) [4.92876]		
DIFF(-1)	9.90E-07 (7.6E-08) [12.9764]		
C	-5.761938		
Error Correction:	D(LIRN)	D(IPC)	D(DIFF)
CointEq1	-0.003650 (0.00220) [-1.66126]	-0.075461 (0.28035) [-0.26917]	-3547463. (299371.) [-11.8497]
D(LIRN(-1))	0.003521 (0.18896) [0.01863]	-22.15311 (24.1092) [-0.91887]	-24157711 (2.6E+07) [-0.93835]
D(LIRN(-2))	0.519112 (0.17816) [2.91381]	32.92236 (22.7302) [1.44840]	-63078670 (2.4E+07) [-2.59878]
D(IPC(-1))	0.002573 (0.00128) [2.01447]	1.397320 (0.16298) [8.57358]	-178013.8 (174038.) [-1.02285]
D(IPC(-2))	-0.000711 (0.00138) [-0.51490]	-0.766328 (0.17628) [-4.34719]	407194.8 (188242.) [2.16315]
D(DIFF(-1))	2.94E-09 (1.7E-09) [1.78228]	4.75E-08 (2.1E-07) [0.22528]	1.699834 (0.22504) [7.55355]
D(DIFF(-2))	7.31E-10 (9.1E-10) [0.80045]	3.79E-08 (1.2E-07) [0.32505]	0.899826 (0.12437) [7.23497]
C	0.006598 (0.00336) [1.96561]	-0.150200 (0.42827) [-0.35072]	1279245. (457323.) [2.79725]
R-squared	0.555109	0.816453	0.944018
Adj. R-squared	0.399397	0.752212	0.924424
Sum sq. resids	0.000463	7.540303	8.60E+12
S.E. equation	0.004813	0.614016	655675.3
F-statistic	3.564975	12.70914	48.17937
Log likelihood	114.4031	-21.36309	-410.0355
Akaike AIC	-7.600223	2.097364	29.85968
Schwarz SC	-7.219593	2.477993	30.24031
Mean dependent	0.013590	-0.067857	61512.96
S.D. dependent	0.006210	1.233500	2385044.
Determinant resid covariance (dof adj.)	3080008.		
Determinant resid covariance	1122452.		
Log likelihood	-314.2252		
Akaike information criterion	24.37323		
Schwarz criterion	25.65785		
Number of coefficients	27		

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Date: 10/15/17 Time: 01:41

Sample: 1996Q1 2013Q4

Included observations: 28

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.263021	0.322840	1	0.5699
2	-0.526806	1.295112	1	0.2551
3	0.183671	0.157430	1	0.6915
Joint		1.775383	3	0.6203

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.327330	2.055439	1	0.1517
2	1.948295	1.290430	1	0.2560
3	2.487698	0.306195	1	0.5800
Joint		3.652064	3	0.3016

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.378279	2	0.3045
2	2.585542	2	0.2745
3	0.463626	2	0.7931
Joint	5.427447	6	0.4903

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 10/15/17 Time: 01:42

Sample: 1996Q1 2013Q4

Included observations: 28

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	8.015693	9	0.5326	0.899828	(9, 36.7)	0.5353
2	11.94096	9	0.2167	1.410463	(9, 36.7)	0.2195
3	13.50309	9	0.1411	1.627977	(9, 36.7)	0.1436

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	8.015693	9	0.5326	0.899828	(9, 36.7)	0.5353
2	25.96682	18	0.1005	1.614592	(18, 34.4)	0.1112
3	33.58080	27	0.1786	1.340044	(27, 26.9)	0.2262

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.