

## CAPÍTULO V

### Hipótesis teórica, metodología y especificación econométrica

#### 5.1 Hipótesis teórica

La revisión de la literatura aporta algunas sugerencias sobre la relación entre el tipo de cambio y las tasas de interés y que interactúan con los niveles de inflación.

Los modelos que ofrece la teoría económica parten de una diferenciación muy marcada: En los modelos de *corto plazo* (del tipo IS-LM), en donde por hipótesis los precios se suponen *fijos*, las variaciones nominales se traducen en forma equivalente en variaciones reales. Esto posibilita que cambios en el sector monetario se trasmitan al sector real a través de variaciones en los precios relativos claves como son la tasa de interés y el tipo de cambio considerados en términos *reales*.

En consecuencia la literatura sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria, plantea que las autoridades monetarias influyen sobre el nivel de precios a través de cambios en la tasa de interés real y el tipo de cambio real que a su vez afectan a los diversos componentes de la demanda agregada, que terminan por modificar los niveles de inflación.

Por otro parte el *enfoque monetario del tipo de cambio* afirma que si los precios son completamente *flexibles*, modificaciones en la oferta monetaria nominal solo afectan los precios nominales (tipo de cambio nominal, salarios nominales, etc.) sin modificar los precios relativos de la economía.

Nuestro objetivo en este trabajo es buscar un elemento vinculante entre ambos enfoques, analizando la posibilidad de que cambios en una variable clave como es el tipo de cambio real pueda influir sobre el diferencial de la tasa de interés nominal interna y externa.

Como fue analizado en el capítulo II, si la *paridad del poder adquisitiva relativa* (PPA) esperada se combina con la *condición de paridad de intereses*, se puede deducir que las diferencias de tipos de interés igualan a las diferencias en las tasas de inflación entre países (efecto Fisher). Lo anterior implica que las tasas de interés real deberían ser

similares entre países. Asimismo si la paridad del poder adquisitivo se cumpliera el tipo de cambio real debería permanecer más o menos sin variación.

Estas conclusiones son resultado del supuesto sobre el que descansan: la neutralidad del dinero y la “dicotomía clásica”, que afirma que hay una separación entre el sector monetario y el sector real de la economía.

El carácter conflictivo entre ambas teorías se ha solucionado suponiendo que ambas corresponden a diferentes horizontes temporales de tiempo, posibilitando una complementariedad entre ellas.

En la práctica la relación entre las variables involucradas es más compleja que lo que la paridad del poder adquisitivo sugiere. Como fue motivado en el capítulo denominado “*Marco descriptivo*”, en los hechos, los tipos de cambio real tienden a fluctuar a través del tiempo y las tasas reales de interés difieren entre países.

En general las diferencias en los tipos de interés entre países dependen no sólo de las diferencias en la inflación esperada, sino también de las variaciones del tipo de cambio real. De esta forma se pueden relacionar de una manera que parece consistente las tasas de interés nominales y el tipo de cambio *real*. Para realizar dicho vínculo, se define la variación porcentual del tipo de cambio real de la siguiente forma:

$$\left( \frac{q^e - q}{q} \right) = \left[ \frac{E^e - E}{E} \right] - (\pi^e - \pi^{*e}) \quad (12)$$

donde  $q$  es el tipo de cambio real y  $q^e$  es el tipo de cambio real esperado dentro de un año.

La ecuación 12, si no se iguala a cero, muestra que la variación porcentual del tipo de cambio real se puede interpretar como una *desviación de la* paridad del poder adquisitivo (PPA) relativa, en el sentido en que es igual a la diferencia entre la variación del tipo de cambio nominal y el diferencial de la inflación interna y la inflación externa.

Ahora se introduce la condición *nominal* de la paridad de intereses, que es un principio de arbitraje válido en el mercado de activos internacionales, cuando existe *perfecta movilidad del capital*, es decir cuando los mercados financieros internacionales están estrechamente relacionados, se cumple que:

$$R - R^* = \left( \frac{E^e - E}{E} \right) \quad (13)$$

Se pueden combinar ambas ecuaciones, si se deja sólo del lado izquierdo de la ecuación 12, la variación porcentual del tipo de cambio nominal y se sustituye en la ecuación 13, se obtiene la siguiente expresión formal de las diferencias en las tasas de interés internacionales:

$$R - R^* = \left( \frac{q^e - q}{q} \right) + (\pi^e - \pi^{*e}) \quad (14)$$

Esta no es más que otra expresión de la paridad de intereses real. Si se reordena la ecuación se puede establecer que las diferencias entre las tasas reales de interés deben ser iguales a la tasa de variación esperada del tipo de cambio real.

En consecuencia si la paridad del poder adquisitivo relativa *no se verifica en forma exacta* la diferencia entre el tipo de interés interno y externo es la suma de dos componentes. El primer componente es la tasa esperada de depreciación *real* de la moneda local y el segundo es la diferencia entre la inflación local y externa.

La ecuación 14 también permite establecer un vínculo entre el tipo de cambio real y el diferencial de interés, ya que si se incrementa el tipo de cambio real spot o al contado, y por lo tanto se reduce la tasa de depreciación real esperada inducirá una reducción en el diferencial de tasas de interés.

En los hechos la anterior formulación permite descomponer la variación porcentual del tipo de cambio nominal en dos partes. La primera parte es la tasa de variación en el tipo de cambio *real* y la segunda parte corresponde a la diferencia entre la inflación interna y externa.

La presentación anterior tiene la ventaja que ha sido deducida de las dos condiciones de arbitraje importantes en la economía internacional, la paridad del poder adquisitivo en el mercado internacional de bienes y la paridad de intereses en el mercado internacional de activos. Asimismo se reconoce que en el corto plazo pueden ocurrir *desviaciones* con respecto a la paridad del poder adquisitivo relativa, lo cuál se capta en el modelo al permitir variaciones en el tipo de cambio real.

También se reconoce en la literatura que en la práctica no existe la movilidad perfecta de capitales; en este caso habría una *prima de riesgo* en las tasas de interés que puede ser afectada por las condiciones de oferta y demanda en el mercado de bonos y que podría ser capturada por los niveles de renta real ( $Y$ ) y de oferta de saldos reales en el mercado interno de dinero ( $M/P$ ).

Estas relaciones de causalidad pueden ser argumentadas mediante la teoría estándar de la *preferencia por la liquidez*. Un incremento en la renta real, *ceteris paribus*, incrementa la demanda real de dinero, y tiende a provocar un alza en las tasas de interés, que cuando existe una prima de riesgo se mantiene a través del tiempo. En este trabajo se introduce una versión modificada de esta relación, más precisamente se incorpora la idea de que dada una regla de política monetaria un incremento en la producción real por arriba de su tendencia,  $(y - \bar{y})$  induce al banco central a incrementar la tasa de interés.

Por otra parte un incremento en la cantidad de saldos reales presiona las tasas de interés hacia abajo que se puede sostener a través del tiempo, si existen impedimentos a la libre movilidad del capital. Estos efectos pueden ser agregados a la ecuación de la siguiente manera:

$$R - R^* = \frac{(q^e - q)}{q} + (\pi^e - \pi^{*e}) + (y - \bar{y}) - \frac{M^s}{P} \quad (15)$$

Dado que la inflación esperada interna ( $\pi^e$ ) y la externa ( $\pi^{*e}$ ) no son observadas directamente se tienen que realizar algunas suposiciones sobre sus determinantes. Nótese que para simplificar se dejan de lado  $Y^*$  y  $(M/P)^*$ . En este trabajo se supondrá que la inflación esperada externa es igual a la inflación observada. Esta hipótesis es plausible si se supone que en un período largo de tiempo los errores de predicción cuando la inflación es estable convergen a cero.

En relación a la inflación esperada interna ( $\pi^e$ ), se plantea la hipótesis que depende de la inflación observada (para captar el componente inercial en la formación de expectativas) y del tipo de cambio real vigente. Un incremento en el tipo de cambio real puede

incrementar la inflación futura por varios canales<sup>1</sup>. Por ejemplo, dado que un incremento en el tipo de cambio real (depreciación real), por definición implica que la variación en el tipo de cambio nominal es mayor al diferencial de inflación (ecuación 12), dicho incremento inducirá un incremento futuro en la inflación, lo que a través del *efecto Fisher* afectará el diferencial de interés. Sin embargo el impacto de el tipo de cambio real sobre la inflación dependerá del propio nivel de inflación. La intuición básica es que el grado de traslado depende positivamente del nivel de inflación.

La idea clave de que el efecto del tipo de cambio real sobre el diferencial de interés depende del propio nivel de inflación, se puede captar en el modelo empírico de dos formas alternativas: La primera es introduciendo una variable interactiva que resulta de multiplicar el tipo de cambio real por los niveles de inflación ( $\pi q$ ). Se esperaría que entre mayor sea el valor de esta variable, mayor será el diferencial de interés, inhibiendo la reducción en dicho diferencial que normalmente un incremento en el tipo de cambio real provoca. Una segunda forma de analizar este efecto es utilizando la metodología que algunos investigadores han seguido de separar el período de estudio en dos etapas. En países que han experimentado un proceso de desinflación, el primer período se definiría como de inflación alta<sup>2</sup> y el segundo como de inflación baja. La hipótesis que se plantea es que en la fase de precios estables, el efecto del tipo de cambio real sobre la inflación esperada es débil, en consecuencia el diferencial de interés se reduce<sup>3</sup>. En otras palabras se espera que el efecto negativo del tipo de cambio real sobre el diferencial de interés sea mayor cuando la economía se encuentra en una fase de estabilidad de precios, que cuando la inflación es alta, y donde se han institucionalizado mecanismos *inerciales* de fijación de precios y

---

<sup>1</sup> Existe un canal alternativo. En una economía abierta, el tipo de cambio real afecta el precio relativo entre bienes nacionales y extranjeros, lo que a su vez afecta tanto a la demanda nacional como externa por los bienes de producción doméstica, y así afecta la demanda agregada y la inflación (Larrain y Velasco, 2001)

<sup>2</sup> El concepto de “inflación alta” es una convención y no implica necesariamente que el grupo de países analizados hayan experimentado en esa etapa niveles de inflación cercanos a los identificados con una hiperinflación. De hecho las tasas de inflación que experimentaron los países analizados en este trabajo durante el período de inflación “alta”, estuvieron en un rango de 6 a 8%, que para los estándares Latinoamericanos se deberían de considerar realmente bajos.

<sup>3</sup> Esta idea está fundamentada en el modelo de determinación del tipo de cambio, en un sistema de tipos de cambio flexible y libre movilidad del capital, con precios rígidos en el corto plazo, que se presentó en el capítulo II de principios teóricos.

salarios<sup>4</sup>. Estas distintas hipótesis serán formalizadas en la especificación econométrica del modelo.

## 5.2 Datos

### 5.2.1 Fuente de los datos

Los países que se incluyen en este estudio son: Australia, Canadá, Nueva Zelanda, Noruega y Suecia. Todos ellos son pequeñas economías abiertas que experimentaron un importante proceso de desinflación a principios de la década de los noventa, por lo que es posible diferenciar claramente dos regímenes inflacionarios: Uno de inflación alta que va de 1980 a 1990. Y otro de inflación baja que va de principios de la década de los noventa hasta el año 2002.

Las variables a utilizar tienen una periodicidad trimestral y van de 1980 al 2002. Fueron obtenidas de la base de datos de las *Estadísticas Financieras Internacionales* del Fondo Monetario Internacional (FMI, 2003).

Las variables a utilizar son: El tipo de cambio nominal, unidades de moneda local por dólar, promedio del periodo ( $tc$ ) (línea wf); las tasas de interés de corto plazo ( $i$ ) (*Treasury bill rate*), porcentaje anual (60c); el índice de precios al consumidor ( $p$ ) (1995=100) (64); el dinero en millones de unidades de moneda local fin de periodo ( $m$ ) (34); el índice de producción industrial ( $y$ ) (1995=100) (66). Donde el número entre paréntesis corresponde al código de identificación en la base de datos del FMI.

### 5.2.2 Definición de variables

En base a las variables anteriores se hicieron las siguientes transformaciones:

**DI:** Se define como el *diferencial de interés* y es igual a la tasa de interés interna menos la tasa de interés externa. Donde la tasa de interés externa de referencia para Australia, Canadá y Nueva Zelanda, es la tasa de interés de

---

<sup>4</sup> Los distintos mecanismos que influyen sobre la inflación fueron analizados en el capítulo II.

corto plazo de Estados Unidos (Treasury bill rate), mientras que para Noruega y Suecia se tomó la tasa de interés de corto plazo de Alemania.

**INF:** Es la *inflación interna*, y es igual a la tasa de variación anual trimestre a trimestre del índice de precios al consumidor, con base 1995 = 100.

**INFX:** Es la *inflación externa* y se define igual que la interna. Donde el país externo son los mismos que se tomaron para definir la tasa de interés externa de corto plazo para cada país.

**LITCR:** Es el *logaritmo del tipo de cambio real* y es igual al tipo de cambio nominal multiplicado por el índice de precios al consumidor del país externo y dividido por el índice de precios al consumidor del país doméstico. Antes de utilizar el tipo de cambio nominal, se transformó a un índice con base en 1995 = 100. El objetivo de esta transformación fue evitar los saltos en el valor absoluto de esta variable de un país a otro que pudiera distorsionar los resultados econométricos. Donde el país externo son los mismos que se tomaron para definir la tasa de interés externa de corto plazo para cada país.

**LIMR:** Es el logaritmo de la oferta de dinero real y se obtiene dividiendo el indicador de la cantidad de dinero entre el índice nacional de precios al consumidor. De la misma forma que para el tipo de cambio nominal, la cantidad nominal de dinero se transformó en un índice con base 1995=100.

**LYC:** Para construir el componente cíclico de la producción industrial, primero se tomó el logaritmo la serie original (LY). Para calcular la tendencia de la serie se aplicó el filtro de Hodrick-Prescot. Posteriormente el componente cíclico se calculó como la diferencia entre la serie original y su correspondiente valor de tendencia. Debido a que la variable está expresada en logaritmo la fluctuación cíclica expresada como desviación de la tendencia representa el porcentaje por arriba o por debajo de la tendencia.

### 5.2.3 Características de los datos

Las características de los datos son importantes. Si las series de tiempo utilizadas son integradas de orden uno,  $I(1)$ , o no estacionarias, tiene importantes implicaciones en los resultados econométricos. Para analizar el orden de integración de las series se realizan las pruebas de raíz unitaria de las variables en niveles. La hipótesis nula es que las variables analizadas no tienen raíces unitarias y por lo tanto son estacionarias.

Tabla 1. Pruebas de Raíz Unitaria						
Dickey Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-Perron						
Variable:	Prueba	Australia	Canadá	N. Zelanda	Noruega	Suecia
DI	ADF	-1.8	-1.4	-2.0	-1.9	-2.1
	PP	-2.5	-1.9	-2.1	-1.6	-2.2
INF	ADF	-2.2	-2.4	-2.4	-2.5	-3.3
	PP	-1.9	-1.7	-2.2	-1.3	-3.3
INFX	ADF	-3.9	-3.9	-3.9	-2.2	-2.2
	PP	-4.2	-4.2	-4.2	-2.3	-2.3
LITCR	ADF	-1.3	-0.2	-1.8	-1.5	-1.6
	PP	-1.1	-0.1	-1.4	-1.5	-1.3
LIMR	ADF	0.5	-2.7	-1.0	-3.4	-2.9
	PP	0.6	-2.7	-0.9	-3.2	-3.3
LY	ADF	-2.6	-2.8	-1.5	-1.5	-1.6
	PP	-2.7	-2.3	-1.5	-1.9	-1.6

\* Significativo al 1%, H0: Existe raíz unitaria.  
 \*\*Significativo al 5%, H0: Existe raíz unitaria.  
 \*\*\*Significativo al 10%, H0: Existe raíz unitaria.

Los resultados en relación a las variables en *niveles* para los cinco países en estudio son claros en relación a la existencia de una raíz unitaria para casi todas las variables incluidas en la muestra. Por lo tanto se necesitarían diferenciar para que sean estacionarias. No obstante siendo aún estacionarias, si la ecuación de regresión donde se utilizan fuera una ecuación cointegrada, se justificaría la validez de los resultados.

### 5.3 Especificación del modelo

En base a la hipótesis teórica de este trabajo se estimará el efecto del tipo de cambio real sobre el diferencial de interés, y se probará si el coeficiente que relaciona ambas variables depende de la inflación. Por lo que en esta sección se describe la especificación econométrica y después se analizará la causalidad de los coeficientes de cada variable, en base a los signos que se obtendrán.

Para probar la hipótesis teórica se estimarán dos especificaciones alternativas:

1. En la primera se busca medir el efecto del tipo de cambio real sobre el diferencial de interés condicionado a distintos niveles de inflación. Lo anterior se logra introduciendo una variable interactiva que multiplica el tipo de cambio real y los *niveles* de inflación. La especificación estructural econométrica es:

$$R_{i,t} - R_{i,t}^* = \alpha_{i,t} + \delta_1 q_{i,t} + \delta_2 (q_{i,t} \pi_{i,t}) + \beta_1 \pi_{i,t} + \beta_2 \pi_{i,t}^* + \delta_{3i,t} (y_{i,t} - \bar{y}_{i,t}) + \beta_3 lmr_{i,t} + \mu_{i,t}$$

2. La segunda alternativa que se siguió fue medir el efecto del tipo de cambio real sobre el diferencial de interés condicionado a un período de inflación alta y a otro de inflación baja. Esto se logra de dos formas:

Una opción es introducir en el modelo una variable interactiva que multiplica el tipo de cambio real por una variable dummy que toma el valor de cero en el período de inflación alta y de uno en el período de inflación baja. La especificación estructural econométrica es:

$$R_{i,t} - R_{i,t}^* = \alpha_{i,t} + \delta_1 q_{i,t} + \delta_2 (q_{i,t} D_{i,t}) + \beta_1 \pi_{i,t} + \beta_2 \pi_{i,t}^* + \delta_{3i,t} (y_{i,t} - \bar{y}_{i,t}) + \beta_3 lmr_{i,t} + \mu_{i,t}$$

La otra alternativa es estimar dos regresiones separadas para cada período, donde cada especificación estructural es:

$$R_{i,t} - R_{i,t}^* = \alpha_{i,t} + \delta_1 q_{i,t} + \beta_1 \pi_{i,t} + \beta_2 \pi_{i,t}^* + \delta_{3i,t} (y_{i,t} - \bar{y}_{i,t}) + \beta_3 lmr_{i,t} + \mu_{i,t}$$

donde las variables se describen de la siguiente forma:

$R_{i,t}$ : Tasa de interés interna anual para el país i en el periodo t

$R_{i,t}^*$ : Tasa de interés externa anual para el país i en el período t.

$R_{i,t} - R_{i,t}^* = \text{DI}$	Es la diferencia entre la tasa de interés interna y la externa
$\pi = \text{INF}$ :	Tasa de variación del índice de precios al consumidor local para el país $i$ , en el período $t$ .
$\pi^* = \text{INFEX}$ :	Tasa de variación del índice de precios al consumidor externa para el país $i$ , en el período $t$ .
$q_{i,t} = \text{LITCR}$ :	Tipo de cambio real para el país $i$ , en el tiempo $t$ . Los valores están en logaritmos y son promedios del periodo.
$(y_{i,t} - \bar{y}_{i,t}) = \text{LYC}$ :	Es el componente cíclico de la producción y se define como la diferencia entre la serie original y sus correspondientes valores de tendencia.
$\text{lmr}_{i,t} = \text{LIMR}$ :	Base monetaria real para el país $i$ , en el período $t$ . Los valores están en logaritmos y la base monetaria nominal fue deflactada con el índice de precios al consumidor.
$D_{i,t} = \text{DUINF}$ :	Variable dicotómica que toma el valor de 1 para el régimen de inflación baja y de 0 para el régimen de inflación alta.
$\mu_{i,t}$ :	Es el término de error del modelo de datos de panel. Este error esta compuesto por el componente de error: $\mu_{i,t} : \varepsilon_i + v_{it}$ .

Para probar la hipótesis de cambio de régimen de inflación se empleará la técnica de *estudios de suceso* mediante el uso de variables dicotómicas. El desarrollo de las estimaciones serán realizadas por la técnica de modelos de datos de panel. Por lo que se ocupará estimaciones, tanto para observar *efectos fijos* como *efecto aleatorios*<sup>5</sup>. La metodología de estimación será descrita en la sección siguiente.

---

<sup>5</sup> Para elegir que método de estimación (efecto fijo ó efecto aleatorio) es el más apropiado para la técnica de este modelo de datos de panel, se ocupará la prueba de especificación de Hausman (1978). El test de Hausman esta dado por la siguiente expresión:  $H = q' [\text{var}(\hat{q}_1)]^{-1} \hat{q}_1$ , bajo la hipótesis nula de que las diferencias de los coeficientes no son sistemáticas. Si se acepta la Hipótesis nula la estimación por efectos aleatorios es la correcta, si se rechaza entonces se sugiere estimar por efectos fijos. Si se desea profundizar en el análisis de la metodología de datos de panel data ver: Baltagi (1995, 2002), Green (2000), Wooldridge (2002) y Johnston y Dinardo (1997).

### 5.3 Pruebas de hipótesis

Las hipótesis a probar para la especificación 1 son:

- **Hipótesis 1.**  $\delta_{qi,t} < 0$ , se espera que el tipo de cambio real esté asociado negativamente con el diferencial de la tasa de interés.
- **Hipótesis 2.**  $\delta_{q\pi} > 0$ , se espera que el coeficiente de la variable multiplicativa del tipo de cambio real por los niveles de inflación sea positiva.
- **Hipótesis 3.**  $\beta_{\pi} > 0$ , se espera que a mayor inflación interna, mayor será el diferencial de la tasa de interés.
- **Hipótesis 4.**  $\beta_{\pi} < 0$ , se espera que a mayor inflación externa menor sea el diferencial de la tasa de interés
- **Hipótesis 5.**  $\delta_{(y_{i,t} - \bar{y}_{i,t})} > 0$ , se espera que entre mayor sea la brecha de la producción mayor sea el diferencial de tasas de interés.
- **Hipótesis 6.**  $\beta_{mr} < 0$  Se espera que a mayor cantidad de saldos reales menor será el tipo de interés.

La especificación 2.1, mantiene las hipótesis 1 y 3, 4, 5y 6 y sustituye la hipótesis 2 por la siguiente:

- **Hipótesis 7.**  $\delta_{qD} < 0$ , se espera que el coeficiente de la variable interactiva que multiplica el tipo de cambio real por una variable dummy que toma el valor de 0 en el período de inflación alta y de 1 en el período de inflación baja sea negativo.

La especificación estructural 2.2 elimina cualquier término interactivo y se corre para dos períodos distintos. Esta especificación mantiene las hipótesis 1 y de la 3 a la 6, y agrega la siguiente:

- **Hipótesis 8.** La hipótesis que se busca probar es que el coeficiente del tipo de cambio real en el período de inflación baja es menor o más negativo que el coeficiente del tipo de cambio real en el período de inflación alta. Dado que se

trata de dos regresiones distintas no es posible probar la significancia estadística de la diferencia entre ambos períodos en el valor de este coeficiente.

Todas las hipótesis planteadas revisten interés económico, sin embargo el interés principal en este trabajo está centrado en la hipótesis 2, 7 y 8 debido a que se espera encontrar la existencia de una diferencia estadísticamente significativa en el coeficiente que mide el efecto de variaciones en el tipo de cambio real sobre el diferencial de interés cuando se modifica el nivel de inflación o cuando se transita de un régimen inflacionario a otro. De hecho se ha seleccionado un grupo de países que experimentaron un claro proceso de *desinflación*, a principios de la década de los noventa.

En lo que se refiere a la hipótesis 3, se esperaría como lo sugiere la *ecuación de Fisher*, que un incremento en la inflación interna incrementa el diferencial de interés. De la misma manera a mayor inflación externa menor será el diferencial de interés.

Las otras variables aunque son introducidas como variables de control para permitir aislar el efecto de los tipos de cambio sobre el tipo de interés, también revisten interés económico por si mismas. Es decir un incremento en los saldos reales debe reducir el tipo de interés; mientras que un incremento en la brecha de la producción industrial debería incrementarlo.

Mediante la metodología de *datos panel*, se estudiará un grupo de países conformado por Australia, Canadá, Nueva Zelanda, Suecia y Noruega. Estos países tienen la característica de ser pequeñas economías abiertas cuyos bancos centrales a principios de la década de los noventa comenzaron a aplicar el esquema denominado Objetivos de Inflación (*Inflation Targeting*), como eje de su política monetaria. Cabe aclarar que se ha dividido a la muestra en dos escenarios: uno de inflación “alta” y otro de inflación “baja”, con el fin de contar dos periodos que representen diferentes regimenes de inflación para un mismo país.

## 5.4 Metodología

Para llevar a cabo la investigación empírica<sup>6</sup> se utilizarán los métodos de estimación para conjuntos de datos panel. Se tiene un grupo de cinco países, con datos trimestrales que cubren un período de 22 años (1980-2002). El uso de esta estrategia de estimación permitirá extraer conclusiones generales sobre el efecto que produce el tipo de cambio real sobre el diferencial de interés, para un grupo de pequeñas economías abiertas que experimentaron un patrón similar de desinflación a principios de la década de los noventa.

Cuando se tiene a disposición una base de datos para  $n$  países en  $t$  períodos, como es el presente caso, se pueden utilizar varias técnicas de estimación alternativas. Se motivará el uso de esas técnicas mediante el siguiente modelo econométrico formal:

$$y_{it} = \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (16)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{it} = \boldsymbol{\alpha}_i + \boldsymbol{\eta}_{it} \quad (17)$$

donde el término de error  $\boldsymbol{\varepsilon}_{it}$  tiene dos componentes: El primer término,  $\boldsymbol{\alpha}_i$ , es llamado el *efecto individual* o *efecto inobservable* que captura todos los factores inobservables constantes en el tiempo pero que varían a través de los individuos y que influyen  $y_{it}$ . El segundo componente del error  $\boldsymbol{\eta}_{it}$  conocido como el *error ideosincrático* o error de variación temporal, ya que representa factores inobservables que cambian en el tiempo y entre los individuos e influyen en  $y_{it}$ .

Como suele suceder en econometría las distintos supuestos que se realicen con respecto a los errores conducen a distintas técnicas de estimación. Si se sigue esta estrategia de fijar los supuestos sobre el comportamiento de los errores del modelo a estimar, se puede generar una familia de métodos de estimación.

### ***Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)***

Si se supone que el *efecto inobservable* es cero ( $\boldsymbol{\alpha}_i = 0$ ), y además se adiciona que el *error ideosincrático* ( $\boldsymbol{\varepsilon}_{it} = \boldsymbol{\eta}_{it}$ ) posee todas las características óptimas, como para que los coeficientes sean *los mejores estimadores lineales e insesgados* (MELI), se está de regreso al modelo lineal clásico de regresión. En otras palabras si se supone que  $\boldsymbol{\varepsilon}_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma)$  para

---

<sup>6</sup> Esta sección se basa en Jhonston y DiNardo (1997), Wooldridge (2000 y 2002) y Baltagi (1995)

toda  $i$  y  $t$ , es decir si se supone que para un individuo dado, las observaciones no están serialmente correlacionadas; y a través de los individuos y el tiempo, los errores son homoscedásticos se está de vuelta el el modelo lineal clásico. En forma subsecuente se puede admitir formas de *heteroscedasticidad* y/o *autocorrelación* en el término de error y utilizar variantes de la técnica básica, como son las distintas formas de *mínimos cuadrados generalizados*(MCG).

### Estimación por *efectos aleatorios* y *efectos fijos*

Si se considera que el término de *error inobservable* sea distinto de cero ( $\alpha_i \neq 0$ ). Se tienen dos posibilidades: si efecto individual  $\alpha_i$  no está correlacionado con el conjunto de variables independientes  $X_{it}$ , se estima por *efectos aleatorios*; pero si se admite que  $\alpha_i$  está correlacionada con  $X_{it}$ , se estima por *efectos fijos*. En consecuencia la distinción clave entre ambos métodos no es si los efectos están fijos o no, la distinción relevante es si los efectos individuales están correlacionados o no con las variables explicatorias<sup>7</sup>.

En esta etapa del análisis como se hace convencionalmente se pueden agregar el supuesto clásicos de homoscedasticidad, sin embargo se puede demostrar que en *efectos aleatorios*, los errores  $\epsilon_{it}$  y  $\epsilon_{is}$  ( $t \neq s$ ) están correlacionadas (Wooldrige 2000) de la siguiente forma:

$$\text{Corr}(\epsilon_{it}, \epsilon_{is}) = \sigma_{\alpha}^2 / (\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\eta}^2) \quad (18)$$

En virtud de que los errores estándares combinados de MCO ignoran esta correlación serán incorrectos, lo mismo que los estadísticos de prueba. En este contexto, es lo que en *efectos aleatorios* justifica el uso de *mínimos cuadrados generalizados (MCG)* para resolver aquí el problema de la correlación serial. La derivación de la transformación de los MCG que elimina la correlación serial en los errores exige algebra matricial compleja. Pero la transformación misma es sencilla. Si se define:

$$\lambda = 1 - \left[ \sigma_{\eta}^2 / T\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\eta}^2 \right]^{1/2} \quad (19)$$

donde  $\lambda$  estará entre cero y uno. Luego la ecuación transformada resulta ser:

---

<sup>7</sup> Esta importante distinción entre *los efectos fijos* y *efectos aleatorios* fue motivada de la revisión del texto de Johnston y Dinardo (1997)

$$y_{i,t} - \lambda \bar{y}_i = \beta_0 (X_{i,t} - \lambda \bar{X}_{i,t}) + (\varepsilon_{i,t} - \lambda \varepsilon_i) \quad (20)$$

La transformación de MCG puede dar lugar a varias opciones. Cuando  $\lambda$  está cercana a cero, los estimadores de *efectos aleatorios* estarán próximos a los combinados<sup>8</sup> de MCO, situación que se presenta cuando el efecto individual  $\alpha_i$  es poco importante en términos relativos (ya que tiene una varianza pequeña en relación con  $\sigma^2_\eta$ ). Es más común que  $\sigma^2_\alpha$  sea grande en relación con  $\sigma^2_\eta$  en cuyo caso  $\lambda$  estará más cercana a uno, y el estimador MCG converge al estimador de efectos fijos (intragrupos). A medida que  $T$  crece  $\lambda$  tiende a uno, y esto hace que los estimadores de *efectos aleatorios* y los de *efectos fijos* sean muy similares.

El método de *efectos fijos* en la práctica es una manera de controlar *variables omitidas* que no varían a través del tiempo, pero que están fuertemente correlacionadas con las variables explicatorias  $X_{it}$ . La utilidad de la estimación de *efectos fijos* es precisamente que cuando existen estos componentes del error fijos a través del tiempo, la transformación de las variables que el método realiza (v.g. mediante el operador de diferencias) elimina dicho componente del error. La consecuencia de “eliminar”  $\alpha_i$ , es que la regresión de MCO *sobre los datos transformados produce estimadores insesgados de los coeficientes de las variables X*. Sin embargo este procedimiento tiene una limitación, ya que con los errores inobservables también se eliminan las variables explicatorias que se mantienen fijas a través del tiempo. Si, como se comentó anteriormente,  $\lambda=1$ , la ecuación transformada es ahora la de *efectos fijos de la forma siguiente*:

$$y_i - \bar{y}_i = (X_{it} - \bar{X}_i) \beta + (\eta_{it} - \bar{\eta}_{it}) \quad (21)$$

En este caso se transforman todas las variables sustrayendo la media de cada individuo específico y luego se regresa el combinado por MCO con las variables transformadas. Los términos invariantes en el tiempo han sido “eliminados”, por lo que si las variables  $X_{it}$  son estrictamente exógenas, entonces el estimador MCO del vector  $\beta$  será consistente. Este estimador se conoce como estimador *intragrupos* (Within estimator).

Dado que el investigador tiene dos opciones de estimación cuando utiliza un conjunto de datos panel, Hausman (1978) propuso una regla de decisión para elegir uno entre ambos.

---

<sup>8</sup> El término “combinados” se refiere a que en la estimación se usará combinaciones de datos tipo panel.

En realidad la comparación de las estimaciones de *efectos fijos* y *efectos aleatorios* es de hecho una prueba de si hay correlación entre  $\alpha_i$  y  $\mathbf{X}_{it}$  suponiendo que los errores idiosincráticos y las variables explicativas no se correlacionan en todos los períodos.

Sería interesante ahondar bajo que condiciones económicas en un modelo específico los errores inobservables  $\alpha_i$  se correlacionan o no con las variables explicatorias  $\mathbf{X}_{it}$ . Es probable que si el conjunto de datos se integra con  $n$  largos y  $t$  cortos se presente dicha correlación, mientras que si se trabaja con  $n$  cortos y  $t$  largos, cabe la posibilidad de que los  $\alpha_i$  no se correlacionen con las  $\mathbf{X}_{it}$ , y que *efectos aleatorios* sea el modelo adecuado.

### **Estimación por *efectos fijos* y *efectos aleatorios* utilizando *variables instrumentales***

Ya se ha precisado que si el *efecto individual* no observado  $\alpha_i$ , está correlacionado con las variables explicativas  $\mathbf{X}$ , la solución es estimar el modelo de *efectos fijos*. Un punto adicional, que no se había tomado en cuenta, es la posibilidad de que el error idiosincrático  $\eta_{it}$  esté correlacionado con las variables explicatorias  $\mathbf{X}_{it}$ . Si tal es el caso existirá un problema de *endogeneidad* y los estimadores MCO serán *sesgados e inconsistentes*. Una solución propuesta por los investigadores a este problema es la aplicación del *método de variables instrumentales* (VI). El método consiste básicamente en seleccionar un conjunto de variables  $\mathbf{Z}$ , llamadas *instrumentos*, que poseen dos características: Están correlacionadas con las variables  $\mathbf{X}$  explicatorias *endógenas*, pero no están correlacionadas con el término de perturbación  $\eta_{it}$ . En la práctica el estimador que usa variables instrumentales puede ser estimado por el procedimiento de *mínimos cuadrados en dos etapas* (MC2E). En la primera etapa se regresa cada una de las variables en la matriz  $\mathbf{X}$  sobre la  $\mathbf{Z}$  para obtener la matriz de los valores ajustados  $\hat{\mathbf{X}}$ . En la segunda etapa se regresa  $\mathbf{y}$  sobre  $\hat{\mathbf{X}}$  para obtener el vector estimado  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ .

Una cuestión crucial del método de variables instrumentales es la selección de los instrumentos adecuados. En primera instancia cualquier variable que se piense que sea exógena e independiente de las perturbaciones puede ser usada como instrumento de si misma. Mientras que en el análisis con series de tiempo, las variables rezagadas pueden ser usadas como instrumentos de los valores actuales y de las variables explicativas endógenas. En todo caso estos instrumentos deben poseer las propiedades a las que se refirió

anteriormente. Una cuestión adicional es cuántos instrumentos usar. El mínimo número es  $k$  (variables explicativas) incluyendo las variables que sirven como sus propios instrumentos, es decir se deben tener tantas variables exógenas como explicativas en la ecuación estructural. Para este estudio se empleará como variables instrumentales a las variables macroeconómicas rezagadas, debido a que sus propiedades permiten separar los efectos endógenos que posibilita estimar la relación entre el diferencial de intereses y el tipo de cambio real y la inflación interna y externa.

Dado que el estimador de MC2E es menos eficiente que el de MCO cuando las variables explicativas son exógenas, es útil una prueba sugerida por Hausman (1978) para contrastar la *endogenidad* de una variable explicativa que muestre si es necesario MC2E. La prueba es sencilla: se estima primero la forma reducida de la variable explicativa endógena regresándola sobre todas las variables explicativas (incluidas las de la ecuación estructural y las VI adicionales). Los residuos obtenidos se agregan a la ecuación estructural, se prueba su significancia estadística. Si el coeficiente es estadísticamente significativo se concluye que la variable analizada sí, es endógena.

### **Estimación por efectos fijos y efectos aleatorios con errores autocorrelacionados**

Un problema adicional que se presenta en conjuntos de datos de panel con  $n$  cortos y  $t$  largos, como es el caso de este trabajo, es la presencia de formas de autocorrelación de orden uno AR(1) o mayor en los errores de la ecuación estimada. La forma de detectar este problema se realiza de la misma manera que en un modelo de series de tiempo. Si los regresores son estrictamente exógenos, se hace la regresión de MCO o de *efectos aleatorios*, según sea el caso de  $y$  sobre las  $X_{it}$  y se obtienen los residuos  $\varepsilon_{it}$ . Luego se hace la regresión de  $\hat{\varepsilon}_{it}$  sobre  $\hat{\varepsilon}_{it-1}$  para obtener el coeficiente  $\hat{\rho}$  de  $\hat{\varepsilon}_{it-1}$  y su estadístico  $t$ . Luego se utiliza  $t_{\hat{\rho}}$  para probar  $H_0: \rho = 0$  contra  $H_1: \rho \neq 0$  en la forma usual. La corrección de este problema se puede motivar mediante algún método de *mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF)*. Primero se hace la regresión de MCO sobre las  $X_{it}$  y se obtienen los residuos  $\hat{\varepsilon}_{it}$ . Luego mediante un AR(1) se obtienen  $\hat{\rho}$  los cuales se usan como ponderadores en una ecuación de regresión semidiferenciada. Dependiendo de la forma de estimar  $\rho$ , se identifica a MCGF. En la práctica el método de *Prais-Winsten (PW)* el cuál se

aplicará en este trabajo utiliza un esquema interactivo, hasta que  $\hat{\rho}$  se estabilice en un determinado valor.

### Pruebas de raíz unitaria y de cointegración

Las pruebas estadísticas con las cuales se realizó el análisis de raíces unitarias fueron las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-Perron (PP). Las dos pruebas parten de un proceso autoregresivo de primer orden AR(1) para la serie analizada. Es decir, sea  $x_t$  una variable que sigue un proceso autoregresivo de orden uno, AR(1):

$$x_t = \beta + \rho x_{t-1} + u_t \quad (22)$$

donde  $u_t$  se asume que es ruido blanco y  $\beta$  es una constante. Dependiendo del valor de  $\rho$  pueden presentarse tres casos: i) si  $-1 < \rho < 1$  la variable  $x$  es estacionaria, ii) si  $\rho = 1$  entonces  $x$  es una caminata aleatoria con deriva y por lo tanto no es covarianza-estacionaria y; iii) si  $\rho > 1$ ,  $x$  es una serie de tiempo no estacionaria que diverge. Mediante una sencilla transformación de la ecuación anterior se obtiene:

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \xi_t \quad (23)$$

La hipótesis de estacionaridad se prueba mediante la comparación del valor absoluto de  $\gamma$  (donde  $\gamma = \rho - 1$ ). Las pruebas ADF y PP contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria o no estacionaridad ( $H_0 : \gamma = 0$ ) contra la hipótesis de estacionaridad ( $H_a : \gamma < 0$ ). La diferencia entre las pruebas ADF y PP está en la forma de controlar el problema de correlación serial. ADF corrige la correlación serial por medio de la inclusión de diferencias rezagadas de la variable endógena mientras que PP realiza una corrección no paramétrica del estadístico t sobre el coeficiente de  $\gamma$ . Para llevar a cabo el análisis de las series primero se analiza su gráfico para ver si esta presenta tendencia, se aplica la prueba ADF considerando una constante, constante y tendencia y sin constante ni tendencia. Finalmente se realiza la prueba de Phillips-Perron con el número de rezagos sugeridos por el criterio de Newey-West.

Dada que las variables que se utilizan en este trabajo están en niveles, y que al aplicarles la prueba de Dickey-Fuller resultaron ser no estacionarias, es decir poseen la característica de ser raíz unitaria, es necesario probar que las ecuaciones estimadas son ecuaciones *cointegradas*, y por lo tanto no están sujetas a la crítica de la regresión espúrea. Esto suele suceder cuando se estiman *ecuaciones de equilibrio de largo plazo*, que están fuertemente sustentadas en la teoría económica. Llevar a cabo esta prueba es relativamente sencillo ya que sólo se requiere recuperar los residuos de la ecuación estimada y aplicarles la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) o la de Philips-Perron (PP). Si la ecuación es cointegrada los residuos deben ser *estacionarios* o integrados de orden  $I(0)$ . Los valores críticos para la prueba de cointegración, con tendencia o sin tendencia, son diferentes y más elevados a los usados para las pruebas de raíces unitarias. En este trabajo se aplicarán estas pruebas a cada país para validar que lo que se ha estimado es una ecuación de cointegración.