

CAPÍTULO VI

RESULTADOS

Los resultados que se presentan en esta sección tienen como objetivo evaluar el efecto de variaciones en el tipo de cambio real sobre el diferencial de interés condicionado a distintos niveles de inflación y a distintos períodos inflacionarios. El modelo se estimó por *efectos fijos* y *efectos aleatorio*. Dada la naturaleza de la base de datos, (que considera n cortos y t largos), se procedió a realizar pruebas de autocorrelación y endogeneidad. En ambos casos se estimó por *efectos fijos* y *efectos aleatorios* mediante técnicas que controlan estos problemas. Asimismo como las variables en niveles utilizadas presentaron *raíz unitaria* se realizaron las pruebas de cointegración para cada país.

El análisis empírico del modelo lineal tiene como objetivo medir el efecto del tipo de cambio real sobre el diferencial de interés. En particular se busca probar la hipótesis de que dicho efecto depende de la evolución de la inflación.

Para instrumentar la hipótesis de esta investigación se siguieron dos especificaciones:

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 por la inflación.
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:
 - 2.1 Una manera es introduciendo 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.
 - 2.2 La otra opción fue estimar dos regresiones separadas para cada período.

En primer lugar se presentan los resultados del modelo completo sin la inclusión del efecto del tipo de cambio real sobre el diferencial de interés condicionado por la inflación.

Tabla 1. Modelo Completo			
Análisis de Datos de Panel			
	Efecto Fijo	Efecto Aleatorio	MCO
	DI	DI	DI
INF	0.730 (15.23)**	0.933 (10.77)**	0.933 (10.77)**
INFX	-0.693 (-10.41)**	-0.637 (-5.19)**	-0.637 (-5.19)**
LITCR	-8.510 (-9.11)**	-6.053 (-3.98)**	-6.053 (-3.98)**
LIMR	0.007 (1.45)	0.044 (4.96)**	0.044 (4.96)**
LYC	11.781 (2.75)**	8.861 (1.12)	8.861 (1.12)
CONSTANTE	44.406 (10.32)**	28.247 (4.03)**	28.247 (4.03)**
OBSERVACIONES	452	452	452
NÚMERO DE PAISES	5	0.34	0.34
R-CUADRADA	0.43		

Valor absoluto del t en paréntesis

*significativo al 5%;
** significativo al 1%

Donde INF es la inflación doméstica, INFX es la inflación externa, LITCR es el logaritmo del tipo de cambio real, LIMR es la oferta monetaria real y LYC mide el componente cíclico de la producción real.

Un primer resultado importante, en base a la prueba de Hausman¹ es que el estimador de *efectos aleatorios* converge al estimador de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Esta situación se presenta cuando el efecto inobservable u_i , es poco importante en términos relativos, ya que se tiene una varianza pequeña en relación a σ^2_u (Wooldrige 2002). Esta conclusión se constata en la tabla 1 por el hecho de que los coeficientes de la estimación de efectos aleatorios son iguales a los de MCO. Este resultado sugiere que el modelo propuesto no presenta el problema de variables omitidas por efectos fijos inobservables. En términos económicos lo anterior se puede interpretar como que los cinco países del estudio

¹ En este caso la prueba de Hausman indica que dado que el estimador de $\sigma_u = 0$, el estimador de efectos aleatorios ha degenerado a un pooled de OLS y por lo tanto dicha prueba deja de ser apropiada.

presentan una gran homogeneidad en relación a el comportamiento de las variables económicas analizadas. Esto se debe en gran parte a que el patrón de desinflación de cada uno de los países, se produjo en fechas muy similares.

No obstante que según el criterio de la prueba de Hausman *efectos aleatorios* sea mejor a *efectos fijos* se reportan ambas estimaciones.

En relación a los resultados obtenidos todas las variables individual y en conjunto son estadísticamente significativas, y dadas las hipótesis del capítulo anterior tienen el signo esperado (a excepción de la brecha de la producción). En particular en relación a la variable clave en este trabajo se presenta una relación inversa entre el tipo de cambio real y el diferencial de interés. Este resultado es propio de países como los que estamos considerando que a pesar de presentar un período de inflación alta, en los hechos ésta se ha mantenido en rangos moderados sin embargo, es posible que esta relación esté condicionada a distintos niveles inflacionarios. Esta hipótesis se prueba en las secciones siguientes.

6.1 Efectos del tipo de cambio real sobre el diferencial de interés condicionado a distintos niveles de inflación.

Se considera ahora la posibilidad de que haya un efecto combinado del tipo de cambio real y los niveles de inflación, es decir que el efecto del tipo de cambio real sobre el diferencial de interés esté influido por cambios en la tasa de inflación. Los resultados se presentan en la tabla 2.

Al introducir la variable multiplicativa del tipo de cambio real y la inflación se decidió no incluir la inflación en forma aislada por los problemas de multicolinealidad que distorsionan el valor de los coeficientes y vuelven impráctico el supuesto de *ceteris paribus*. De la misma forma que en el modelo anterior, la *prueba de hausman* indica que *efectos aleatorios* convergen a MCO.

Como se muestra en la tabla 2 todas las variables incluidas en el modelo (a excepción de la oferta de saldos reales) son estadísticamente significativas a un nivel del 1%. En particular el signo de la variable interactiva indica que hay un efecto combinado positivo del tipo de cambio real y del nivel de inflación sobre el diferencial de interés, es decir un

incremento de uno por ciento en el valor de la variable multiplicativa incrementa en 0.207 puntos porcentuales el diferencial de interés. Este resultado sugiere que a mayores niveles de inflación habrá un efecto positivo de traslado del tipo de cambio real sobre el diferencial de interés. Este efecto aunque es significativamente diferente de cero en términos estadísticos parece no ser muy grande desde el punto de vista económico. Esto puede deberse a que la inflación una vez que desciende de la fase de inflación moderada a la de inflación baja se mantiene más o menos estable en su nuevo nivel.

Tabla 2. Modelo con Variable interactiva		
Análisis de Datos de Panel		
	Efecto Fijo	Efecto Aleatorio
	DI	DI
INFLITCR	0.15 (14.33)**	0.207 (11.58)**
INFX	-0.639 (-9.80)**	-0.574 (-4.77)**
LITCR	-7.786 (-8.23)**	-7.257 (-4.72)**
LIMR	0.428 (1.0)	4.66 (6.53)**
LYC	9.751 (2.28)**	7.71 -0.97
CONSTANTE	39.72 (8.79)**	16.73 (2.26)**
OBSERVACIONES	452	452
NÚMERO DE PAISES	5	5
R-CUADRADA	0.43	0.34

Valor absolute del t estadístico en parentesis.
 * significativo al 5% ** significativo al 1%

6.2 Efectos del tipo de cambio real sobre el diferencial de interés condicionado a períodos de inflación alta y baja.

6.2.1 Modelo que incluye una variable interactiva que combina el tipo de cambio real y una variable dummy que separa dos regímenes inflacionarios

Enseguida se presentan los resultados del modelo econométrico que introduce una variable interactiva del tipo de cambio real y una variable dummy que toma el valor de

cero en el período de inflación alta o moderada y el valor de uno en la fase de inflación baja. Dada las hipótesis de este trabajo se esperaría que un mayor tipo de cambio real se reflejara en un menor diferencial de interés. Los resultados alcanzados se muestran en la tabla 3. Como se observa la variable interactiva arroja el signo negativo esperado y es significativa estadísticamente al nivel de 1%. En el período de inflación alta un incremento de 1% en el tipo de cambio real reduce el diferencial de interés en 0.043 de punto porcentual², mientras que en el período de inflación baja ante el mismo cambio en el tipo de cambio real el diferencial de interés se reduce en 0.0536, lo que ofrece cierto apoyo a la hipótesis de que en periodos de estabilidad de precios, se fortalece la relación inversa entre ambas variables. No obstante que el valor de la variable interactiva parece pequeño, es estadísticamente significativo.

Tabla 3. Modelo de Regimen de Inflacion		
Análisis de Datos de Panel		
	Efecto Fijo	Efecto Aleatorio
	DI	DI
LITCR	-7.916 (-8.90)**	-4.293 (-2.89)**
DUINFLITCR	-0.680 (-7.19)**	-1.073 (-6.25)**
INF	0.526 (9.82)**	0.605 (6.16)**
INFX	-0.662 (-10.47)**	-0.586 (-4.95)**
LIMR	.027 (4.95)**	.072 (7.50)**
LYC	7.968 (1.94)*	2.89 (0.38)
CONSTANTE	42.29 (10.34)**	21.398 (3.14)*
OBSERVACIONES	452	452
NÚMERO DE PAÍSES	5	5
R-CUADRADA	0.43	0.40

Valor Absoluto del estadístico t en parentesis.
* significativo al 5%; ** significativo al 1%

² Como se constata en este resultado, para el grupo de países analizados no se encuentra evidencia de una relación positiva entre el tipo de cambio real y el diferencial de interés. Esto se debe quizás a que este grupo de países durante el período de análisis de inflación “alta” nunca experimentó rangos de inflación como los ocurridos en América Latina en el mismo lapso.

6.2.2 Modelo completo que se estima para un período de inflación alta y otro de inflación baja

Como se indicó antes cuando se mostraron las características de los datos, el período de análisis puede dividirse claramente en dos subperíodos, uno de inflación moderada que va de 1980 a 1991 y el otro que se considera de inflación baja que va desde esa fecha hasta el año 2002, en consecuencia se decidió correr dos regresiones separadas, una para cada período, y evaluar si existe una modificación importante en el coeficiente del tipo de cambio real entre uno y otro lapso. Los resultados obtenidos se muestran en la tabla 4 y 5.

Tabla 4. Modelo de Período de Inflación Alta	
Análisis de Datos de Panel. Efectos aleatorios	
	Efecto Aleatorio
	DI
LITCR	2.419 (2.30)*
INF	0.687 (6.94)**
INFX	-0.474 (-4.04)**
LIMR	.179 (14.13)**
LYC	10.544 (2.17)*
CONSTANTE	-18.40 (-2.07)**
OBSERVACIONES	233
NÚMERO DE PAÍSES	5
R-CUADRADA	0.43

Valor Absoluto del estadístico t en parentesis
* significativo al 5%; ** significativo al 1%

Los resultados obtenidos de estas regresiones son importantes en este trabajo por que muestran una relación contrastante del efecto del tipo de cambio real sobre el diferencial de interés que no se habia visualizado en las regresiones anteriores. En particular cuando solo se considera la década de los ochenta, durante la cual la inflación fue mayor, un incremento en el tipo de cambio real causó un incremento de .0241 de punto porcentual en el diferencial de interés, mientras que en el segundo período de precios estables, la variación positiva del tipo de cambio real provocó una disminución de dicho diferencial de interés, de

-0.027 de punto porcentual. En estas tablas no se presentaron las estimaciones de *efectos fijos* dado que la prueba de Hausman sigue indicando que *efectos aleatorios* converge a MCO.

Tabla 5. Modelo de Periodo de Inflacion Baja	
Análisis de Datos de Panel. Efectos aleatorios	
	Efecto Aleatorio
	DI
LITCR	-2.781 (-2.17)*
INF	0.467 (2.11)**
INFX	-0.288 (-0.59)
LIMR	-.018 (-1.23)
LYC	10.31 (0.99)
CONSTANTE	19.025 (1.84)*
OBSERVACIONES	219
NÚMERO DE PAÍSES	5
R-CUADRADA	0.43

Valor absoluto del estadístico of t en parentesis
* significativo al 5%; ** significativo al 1%

Con respecto al resto de las variables muestran el signo esperado , a excepción del logaritmo de la cantidad real de dinero en el período de inflación alta. En particular, en forma consistente con el *efecto Fisher* un incremento de 1% en la inflación interna incrementa en alrededor de 0.687 de punto porcentual el diferencial de interés en el período de inflación alta y en 0.467 de punto porcentual en el período de estabilidad de precios, mientras que un incremento en la inflación externa de 1% reduce el diferencial de interés en -0.47 en el primer período y de -0.28 de punto porcentual en el segundo. En consecuencia el efecto de la inflación interna y externa sobre el diferencial de interés se reduce cuando la inflación se estabiliza en un bajo nivel. Por su parte el efecto de la brecha de la producción sobre el diferencial de interés es positivo y estadísticamente significativo, lo que es consistente con una regla de política monetaria que tiene entre los determinantes del diferencial de interés a un indicador de la desviación de la producción real con respecto a su tendencia. En relación a la cantidad de dinero real en algunos casos muestra un signo

contrario al esperado, y su valor es relativamente pequeño desde el punto de vista económico.

6.3 Pruebas de autocorrelación y corrección del problema.

Para evaluar lo robusto de los resultados se aplicaron las pruebas de autocorrelación a los dos modelos especificados y dado que se encontró evidencia de autocorrelación de primer orden AR(1) se aplicaron métodos de estimación para corregir el problema. Para la presentación de los resultados se seguirá la misma secuencia que la del apartado anterior. Primero se presentan los resultados de la estimación de la especificación 1 y luego los de la especificación 2.

Los resultados de la prueba de autocorrelación para la regresión con la variable multiplicativa del tipo de cambio real y los niveles de inflación (especificación 1) se presentan en el siguiente cuadro:

Tabla 6. Prueba de Autocorrelación	
Análisis de los Residuos	
	residuo
RESIDUO (-1)	0.937 (56.21)**
CONSTANTE	0.002 (-0.02)
OBSERVACIONES	447
R-CUADRADA	0.88

Valor Absoluto del estadístico t en parentesis
 * significativo al 5%; ** significativo al 1%
 Donde: residuos es $u[\text{ccode}] + e[\text{ccode},t]$
 Residuo (-1): $L. u[\text{ccode}] + e[\text{ccode},t]$

Claramente se encontró autocorrelación de primer orden AR(1) en los residuos de la ecuación estimada por *efectos aleatorios* de la tabla 6.

Para llevar a cabo la corrección del modelo con residuos de la forma AR(1) se utilizó la transformación de *Prais- Winsten*, que es una variante del método de *mínimos cuadrados generalizados factibles* (MCGF). Los resultados de la estimación se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 7. Correccion de Autocorrelacion					
Modelo Prais-Winsten					
					DI
	INFLITCR				0.037 (3.14)**
	INFX				-0.219 (2.40)**
	LITCR				-2.530 (-1.77)*
	LIMR				-0.016 (-1.57)
	LYC				5.706 (2.27)**
	CONSTANTE				18.394 (2.73)**
	OBSERVACIONES				452
	NÚMERO DE PAÍSES				5
Rhos	1	2	3	4	5
	0.81	0.98	0.85	0.96	0.97
	Wald $\chi^2(5) = 26.03$				
	Prob > $\chi^2 = 0.0001$				
Autocorrelación: panel-específico AR(1)					
Estadísticas z en paréntesis					
* significativo al 5%; ** significativo al 1%					

Los resultados de la estimación muestran que la variable multiplicativa del tipo de cambio real por la inflación es positiva y estadísticamente significativa a un nivel de 1%. La inflación externa y el tipo de cambio real muestran el signo esperado y son estadísticamente significativas a un nivel del 5%. Por su parte las variables de control, la brecha de la producción y la cantidad de dinero real muestran el signo esperado pero la primera no es estadísticamente significativa.

Enseguida se presentan las pruebas de autocorrelación para los períodos de inflación alta y baja. Asimismo dado que se encontró autocorrelación de primer orden AR(1), se presentan los resultados de las estimaciones por el método de Prais- Winsten. Los resultados son:

Tabla 8. Prueba de Autocorrelacion: Período de Inflación Alta

Analisis de los Residuos

	residuo
RESIDUO (-1)	0.89 (29.96)**
CONSTANTE	-0.014 (-0.11)
OBSERVACIONES	228
R-cuadrada	0.8

Valor Absoluto del estadístico t en parentesis
 * significativo al 5%; ** significativo at 1%
 Donde: residuos es $u[\text{ccode}] + e[\text{ccode},t]$
 Residuo (-1): $L. u[\text{ccode}] + e[\text{ccode},t]$

Se comprueba que hay autocorrelación de orden uno AR(1) en los errores, por lo que se estimó la ecuación por el método de Prais-Winsten. La regresión estimada es:

Tabla 9. Correccion de Autocorrelacion Período de inflación alta

Modelo Prais-Winsten

	DI
INF	0.265 (2.96)**
INFX	-0.262 (-2.31)**
LITCR	-0.711 (-1.31)*
LIMR	0.038 (1.51)*
LYC	4.361 (1.51)*
CONSTANTE	8.11 (0.73)
OBSERVACIONES	452
NÚMERO DE PAISES	5
Rhos	1 2 3 4 5
	.78 0.95 0.91 0.96 0.89
Wald $\chi^2(5) = 17.53$	
Prob > $\chi^2 = 0.0036$	
Autocorrelación: panel-específico AR(1)	
Estadísticas z en paréntesis	
* significativo al 5%; ** significativo al 1%	

Asimismo se realizaron la prueba de autocorrelación para el período de inflación baja que se muestra en la tabla siguiente.

Tabla 10. Prueba de Autocorrelacion: Periodo de inflacion Baja

Analisis de los Residuos

	residuo
RESIDUO (-1)	0.96 (65.28)**
CONSTANTE	0.005 -0.09
OBSERVACIONES	214
R-CUADRADA	0.95

Absolute value of t statistics in parentheses
 * significant at 5%; ** significant at 1%
 Donde: residuos es $u[\text{ccode}] + e[\text{ccode},t]$
 Residuo (-1): $L. u[\text{ccode}] + e[\text{ccode},t]$

Existe autocorrelación de primer orden AR(1) en los errores de la ecuación, por lo que se estima por *Prais-Winsten*:

Tabla 11. Correccion de Autocorrelacion

Período de inflación baja

Modelo Prais-Winsten

	DI
INF	0.078 (1.28)
INFX	0.076 (0.37)
LITCR	-4.49 (-2.63)**
LIMR	-0.005 (-0.49)
LYC	6.62 (1.93)*
CONSTANTE	25.91 (3.25)**
OBSERVACIONES	452
NÚMERO DE PAISES	5

Rhos	1	2	3	4	5
	0.92	0.98	0.88	0.91	0.94

Wald $\chi^2(5) = 17.12$
 Prob > $\chi^2 = 0.0043$

Autocorrelación: panel-específico AR(1)

Estadísticas z en paréntesis
 * significativo al 5%; ** significativo al 1%

Para motivos de la presente investigación uno de los resultados más importantes es el valor del coeficiente que mide el efecto del tipo de cambio real sobre el diferencial de interés. Mientras que en el período de inflación alta ese valor es de -0.7 en el periodo de inflación baja fue de -4.49, lo que da apoyo a la hipótesis de que la estabilidad de precios permite fortalecer la relación inversa entre el tipo de cambio real y el diferencial de tasas de interés.

6.4 Método de Variables instrumentales

En primer lugar se realiza la prueba de endogeneidad para la especificación econométrica 1 que incluye la variable multiplicativa del tipo de cambio real por la inflación. Después se presenta la estimación del modelo por Variables Instrumentales.

6.4.1 Prueba de endogeneidad

Se parte de que la inflación externa es una variable exógena y se prueba la endogeneidad para el resto de las variables. De acuerdo al método sugerido por Hausman, se procede por etapas. En primer lugar se regresa cada una de las variables explicativas que se sospecha son endógenas contra las variables explicativas exógenas y las variables rezagadas que se introducen como variables instrumentos. Una vez que se obtienen los residuos de cada una de estas estimaciones se corre la ecuación estructural que incluye todas las variables explicativas junto con los residuos obtenidos inicialmente. Enseguida se prueba la significancia estadística de cada una de ellas. En caso de resultar estadísticamente significativo alguna de ellas se concluye que la variable de la cuál se obtuvo es un variable endógena en el modelo. La ecuación estructural estimada es la siguiente:

Tabla 12. Prueba de Endogeneidad			
Análisis de Panel Data			
		DI	
	INFLITCR	0.305	(15.32)**
	INFX	-0.843	(-7.09)**
	LITCR	-13.59	(-9.19)**
	LIMR	.1109	(12.61)**
	LYC	1.61	(0.18)
ERROR 1	-0.138	ERROR 3	-0.276
	(-4.41)**		(-14.85)**
ERROR 2	14.83	ERROR 4	6.01
	(2.93)**		(0.46)
	CONSTANTE	55.72	(8.40)
	Observaciones	447	
	Número de países	5	

Valor absoluto del estadístico z en parentesis.
* significativo al 5%; ** significativo al 1%

Del análisis de la significancia estadística de los errores se concluye que las variables endógenas en el modelo son: la variable multiplicativa que combina el tipo de cambio real y el nivel de inflación (inflitcr), el logaritmo del tipo de cambio real (litr) y la cantidad de dinero real (limr).

6.4.2 Estimación del modelo por Variables Instrumentales

Una vez que se establece las variables endógenas en el modelo, se lleva cabo la estimación de la especificación 1, mediante el método de variables instrumentales para conjuntos de datos panel.

Tabla 13. Estimacion de Variables Instrumentales	
Analisis de Panel Data. Efectos Aleatorios	
	DI
INFLITCR	0.214 (10.47)**
LITCR	-8.409 (-4.89)**
LIMR	.048 (5.21)**
INFX	-0.669 (-4.90)**
LYC	8.09 (1.00)
CONSTANTE	38.56 (4.91)**
Instrumentadas: infliter liter limr	
Instrumentos: infx lyc L.infliter L.liter L.limr	
Wald $\chi^2(5) = 227.71$	Prob > $\chi^2 = 0.0000$
Observaciones	447
Numero de países	5
Valor absoluto del estadístico z en parentesis	
* significativa al 5%; ** significativa al 1%	

Los resultados de la estimación por *efectos aleatorios* mediante el método de variables instrumentales muestra resultados consistentes con los obtenidos anteriormente. En particular un incremento de 1% en la variable combinada del tipo de cambio real y la inflación incrementa el diferencial de interés en 0.21 de punto porcentual y es estadísticamente significativo a un nivel del 1%. El tipo de cambio real sigue afectando en forma negativa al diferencial de interés, ya que un incremento en 1% en dicha variable reduce en -0.084 de punto porcentual el diferencial de interés. Las otras dos variables que en el modelo se introducen como variables de control son estadísticamente significativas (a excepción de la brecha de la producción).

Enseguida se presenta la estimación de la especificación 2.1 por variables instrumentales:

Tabla 14. Estimacion de Variables Instrumentales	
Analisis de Panel Data. Efectos Aleatorios	
	DI
LITCR	-5.167 (-3.16)**
INF	0.624 (5.48)**
DUINFLITCR	-1.18 (-6.24)**
LIMR	.077 (7.69)**
INFX	-0.626 (-4.69)**
LYC	1.847 (0.24)
CONSTANTE	25.28 (3.39)**
Instrumentadas: liter inf duinfliter limr	
Instrumentos: infx lyc L.liter L.inf L.duinfliter L.limr	
Wald $\chi^2(6) = 315.14$	Prob > $\chi^2 = 0.0000$
Observaciones	447
Número de países	5
Valor absoluto del estadístico z en parentesis	
* significativa al 5%; ** significativa al 1%	

Los resultados son consistentes con los obtenidos en las regresiones anteriores. En particular se muestra que un incremento de 1% en el tipo de cambio real reduce el diferencial de interés en 0.0516 de punto porcentual en el periodo de inflación alta, mientras que el mismo incremento en el tipo de cambio real reduce el diferencial de interés en 0.0634 de punto porcentual en la fase de inflación baja. La tabla muestra también que un incremento en 1% en la inflación, incrementa el diferencial de interés en 0.62 puntos porcentuales, y la misma variación en la inflación importada reduce el diferencial de interés en un porcentaje similar. Finalmente el incremento en la brecha de la producción incrementa DI, aunque no es estadísticamente significativa.

6.5 Pruebas de cointegración

Dado que las variables en niveles utilizadas en las ecuaciones de regresión de este trabajo resultaron tener raíz unitaria, fue necesario llevar a cabo las pruebas de

cointegración para cada ecuación y para cada país para investigar si las ecuaciones estimadas son ecuaciones cointegradas.

Con la finalidad de investigar si los errores de la regresión de cointegración son estacionarios se recurre nuevamente a las pruebas de raíces unitarias ADF. En Davison y Mackinnon (1993) se plantea que los valores críticos que deben ser tomados en cuenta para una prueba de raíces unitarias sobre los residuales no son los mismos que los utilizados para una prueba de una serie de tiempo tradicional. Los resultados obtenidos se presentan en las siguiente tablas.

Tabla 15. Pruebas de cointegración						
Dickell-Fuller Aumentada (ADF)						
Errores	Prueba	Australia	Canadá	Nueva. Zelanda.	Noruega	Suecia
Ecuación 1	ADF	-4.94*	-5.11*	-5.70*	-3.95*	-4.56*
Ecuación 2	ADF	-4.74*	-5.08*	-5.67*	-4.41*	-4.37
Ecuación 3	ADF	-4.53*	-5.16*	-5.26*	-3.32**	-4.72*
Ecuación 4	ADF	-3.48*	-5.26*	-4.53*	-4.29*	-3.32**

Valores críticos para la prueba de cointegración sin tendencia temporal:
 * Significativo al 1% (-3.90)
 ** Significativo al 5% (-3.34)

Comparando los valores calculados con los valores críticos para cada estadístico de cada país se rechaza la hipótesis nula de no estacionaridad de los residuales a un nivel de significancia del 1%. Por lo tanto se puede concluir que existe una relación de largo plazo en cada una de las ecuaciones de regresión utilizadas en este trabajo.