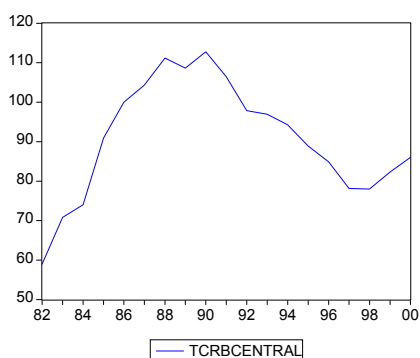


1. Introducción.

El tipo de cambio real se define como algún índice representativo de los precios externos y multiplicado por cociente entre el tipo de cambio nominales y los precios internos, es un indicador líder de competitividad a nivel internacional, para una correcta asignación de los recursos y una de las variables económicas más importantes, sobre todo en el contexto de un mundo abierto hace ya algunas décadas casi plenamente a los flujos comerciales, y más recientemente a los flujos de capitales internacionales.

En el caso de la economía chilena, el tipo de cambio real es hoy día quizá más importante que hace unos años. Esto debido a la creciente vinculación comercial de Chile con el exterior, y al más reciente dismantelamiento de las barreras a los capitales externos.



Como hemos dicho, el tipo de cambio real puede observarse como un indicador de competitividad. Para el caso chileno, mostramos el gráfico a continuación. Podemos distinguir claramente tres tendencias: la primera, desde 1982 hasta 1989 y con un pico en 1990, de competitividad creciente; la segunda, de 1990 hasta aproximadamente 1998, con un claro descenso y la tercera, una leve recuperación a partir de 1999.

En esta parte del trabajo, pretendemos modelar el tipo de cambio real chileno, usando como fuente informativa datos de 1978 hasta 2000 proporcionados por la base PIMA y el tipo de cambio real que reporta el Banco Central de Chile. Utilizaremos este modelo para determinar y proyectar el tipo de cambio nominal y varios deflatores, lo que afectará finalmente a casi todo el modelo integrado.

2. Descripción del Modelo.

Aunque no es nuestro objetivo desarrollar aquí completamente la modelación utilizada, diremos que el marco analítico corresponde a una economía pequeña, abierta al comercio internacional y con dos sectores, transable y no transable, siguiendo muy de cerca la

especificación de Larraín y Arellano (1996), sustituyendo sin embargo el gasto del gobierno por la absorción, y el modelo visto en clase. La forma general del modelo¹ es:

$$(1) \quad \text{Ln TCRM}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ Absorción}_{86,t} + \beta_2 \text{ Arancel}_t + \beta_3 \text{ Ln TI}_t + \beta_4 \text{ Tendencia}_t + \mu_t$$

En Donde:

Ln TCRM	es el Logaritmo natural del TC real de la importaciones,
Absorción₈₆	es la absorción a precios constantes de 1986,
Arancel	es la tasa de arancel promedio
Ln TI	es el logaritmo natural de los términos de intercambio, en este caso el cociente entre el deflactor de las exportaciones cobre y el deflactor de las importaciones totales,
Tendencia	es una tendencia lineal.

3. Información Adicional sobre las Variables Utilizadas.

Para los propósitos de este trabajo, utilizamos una muestra de 1978 hasta 2000 con datos anuales obtenidos en su mayoría de la base de datos PIMA.

El **Tipo de Cambio Real**, la variable dependiente, corresponde en este caso al tipo de cambio real de las importaciones (TCRM), en donde TCRM se define como $[DI \cdot (1 + AR)] / \text{DPIB}$, es decir, el deflactor de las importaciones totales multiplicado por uno más el arancel, dividido sobre el deflactor del PIB.

La **absorción**, es el gasto interno en pesos reales de 1986, como porcentaje del PIB. Se usa en lugar de la variable gasto de gobierno propuesta por Larraín y Arellano (1996), por ser más agregativa y porque nuestro propósito es calcular el tipo de cambio nominal y no estamos tan interesados, por ahora, en el impacto de la política fiscal.

El **Arancel**, se tomó el arancel promedio en porcentaje.

Los **términos de intercambio**, utilizando información proveniente de la base de datos PIMA, y considerando que el cobre es el principal producto de exportación en Chile, se definió como el cociente entre el deflactor de las exportaciones cobre sobre el deflactor de las importaciones totales.

¹ Tanto en la modelación como en la selección final de las variables que constituirían el modelo final, se tomó en consideración los trabajos de Edwards, Sebastián. (1988) y de Repetto, Andrea. (1992 y 1994), citados hacia el final de la sección.

La **tendencia**, es una tendencia lineal unitaria, que busca capturar los efectos de la diferencia de productividades entre los sectores transable y no transable.

4. Cointegración.

Para analizar si existe o no una relación de largo plazo entre las variables del modelo, es necesario determinar primero si son estacionarias o no. En caso de serlo tal relación existe. A continuación presentamos los resultados de la prueba estadística de Dickey Fuller Aumentada (ADF) para las principales variables de nuestro modelo:

VARIABLE	TIPO DE TEST	ADF	VALOR CRÍTICO*	RESULTADO	ORDEN de Integrac.
TCRBCENTRAL	Nivel	-2.034466	-2.9378	No Rech. Ho	I(1)
	1ª Dif.	-5.715786	-2.9399	Rech Ho	
TCRM	Nivel	-2.670314	-2.9378	No Rech. Ho	I(1)
	1ª Dif.	-3.867357	-2.9399	Rech Ho	
Absorción86	Nivel	-2.275923	-2.9378	No Rech. Ho	I(1)
	1ª Dif.	-4.571875	-2.9399	Rech Ho	
Arancel	Nivel	-3.560661	-2.9378	Rech Ho	I(0)
TI_Cobre	Nivel	-1.851798	-2.9378	No Rech. Ho	I(1)
	1ª Dif.	-5.519486	-2.9399	Rech. Ho	

En todos los casos se probó el modelo con 1 rezago y sin tendencia ni intercepto:
 $\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \xi_t$, $H_0: \gamma = 0 \rightarrow$ Serie No Estacionaria.
 Criterio: Si $ADF < \text{Crítico}$, Rechazo H_0 .
 * Valores Críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis nula, al 5%

Los resultados indican que, aunque las series no son estacionarias a excepción del arancel (lo cual era evidente), las relaciones de cointegración están balanceadas y aun puede existir una relación de largo plazo entre ellas. Para demostrarlo, recurriremos a un test de Cointegración de Dickey y Fuller, utilizando los valores críticos de Mackinnon.

Test de Dickey y Fuller		
Modelo con: 0 rezagos.		
Valor Estadístico PP	-3.937194	Valor Crítico* al 1%
		Valor Crítico* al 5%
		Valor Crítico* al 10%
En $\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \xi_t$, $H_0: \gamma = 0 \rightarrow$ Serie No Estacionaria.		
Criterio: Si ADF < Crítico, Rechazo H_0 .		
Resultado: Series Cointegran al 10%		
* Valores Críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis nula.		

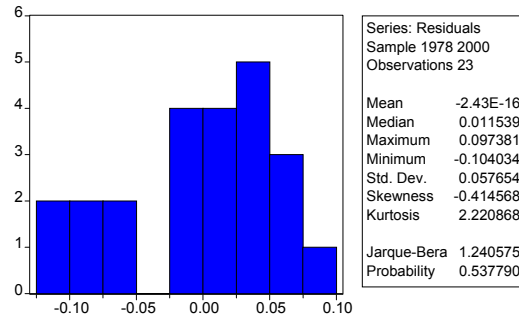
5. Resultado de la Estimación de Largo Plazo.

La salida de eviews con los resultados del modelo (1) se presentan a continuación:

Variable Dependiente: LOG(TCRM)				
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios				
Muestra: 1978 2000				
Observaciones Incluidas: 23				
Variable	Coefficiente	Error Std.	Estadístico T	Prob.
C	1.411070	0.366525	3.849863	0.0012
ABSORCION86	-1.551011	0.286044	-5.422281	0.0000
ARANCEL	2.386128	0.398459	5.988389	0.0000
LOG(TI_COBRE)	0.206274	0.075997	2.714238	0.0142
TENDENCIA	-0.010268	0.002148	-4.781255	0.0001
R Cuadrado	0.926563	Media Var. Depend.		-0.164744
R Cuadrado Ajustado	0.910243	Error Est. Var. Depend.		0.212751
Error Estándar	0.063739	Criterio de inf. Akaike		-2.478379
Suma error cuadrado	0.073128	Criterio de Schwarz		-2.231533
Log Verosimilitud	33.50136	Estadístico F		56.77671
Est. Durbin-Watson	1.650061	Prob(Estadístico F)		0.000000

Las principales características estadísticas dan cuenta de un buen ajuste: todos los coeficientes son significativos, un R cuadrado ajustado alto, sin muestras de heterocedasticidad, signos de acuerdo a la teoría. Con los datos del modelo notamos que, por ejemplo, para el caso del gasto interno, un aumento de 1% decrementa (aprecia) el tipo de cambio real en algo más que 1.6%. Esto es debido a que el coeficiente de -1.551 representa la semielasticidad, es decir, debe aun multiplicarse por el cociente absorción sobre PIB, que en los últimos años ha mostrado ser mayor a la unidad.

Además, como puede observarse en los siguientes gráficos, el ajuste es adecuado, los residuos muestran evidencia de ser esféricos, y no puede rechazarse la hipótesis nula de normalidad en ellos.

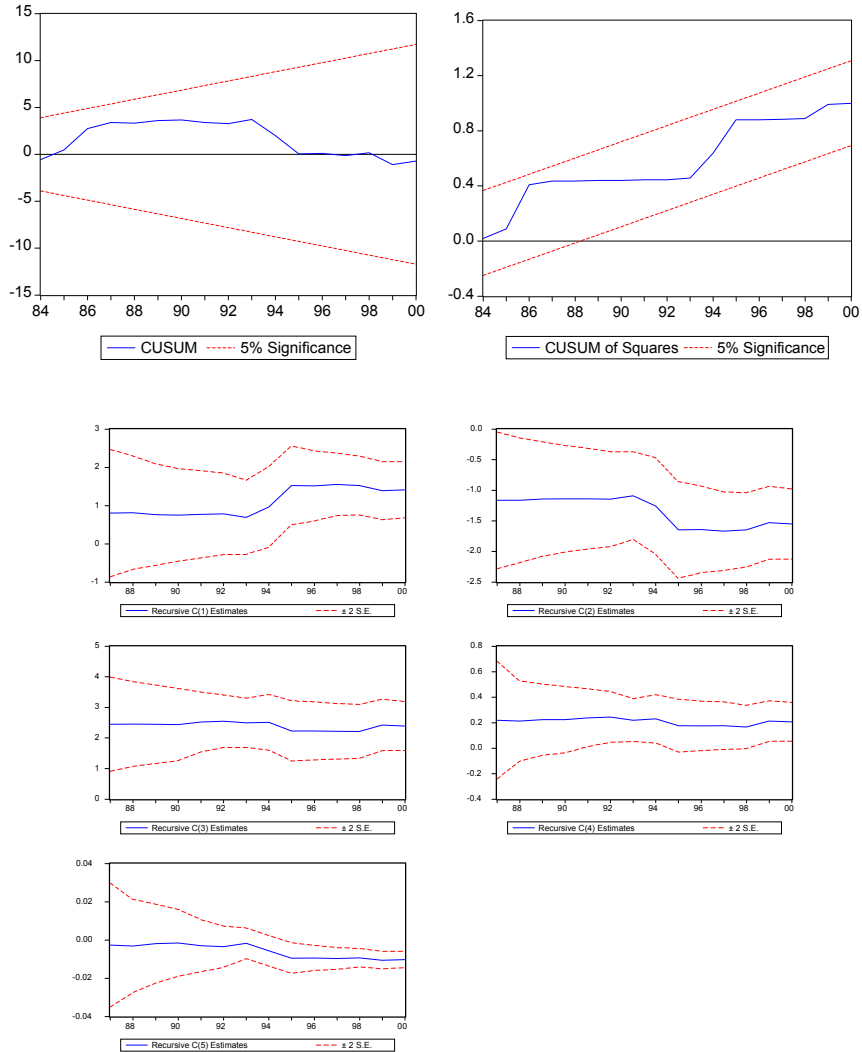


Además, como lo demuestran los test convencionales para detectar Autocorrelación y Heterocedasticidad, los errores son esféricos y cumplen con los postulados del modelo clásico de regresión:

Test de Breusch-Godfrey para detectar Autocorrelación, 2 rezagos(p).			
Estadístico F	0.317325	Probabilidad	0.732572
N*R ²	0.877504	Probabilidad	0.644841
H ₀ : p _i =0 ∀ i → No hay Autocorrelación.			
Criterio: Si (n - p)R ² > χ ² _p Rechazo H ₀ . χ ² crítico al 5% ≅ 6			
Resultado: No Rechazo H₀ .			

Test de White para detectar Heterocedasticidad, sin términos cruzados.			
Estadístico F	2.005260	Probabilidad	0.121767
N*R ²	12.28170	Probabilidad	0.139071
H ₀ : σ ² =σ ² → No hay Heterocedasticidad.			
Criterio: Si (n)R ² > χ ² _{gl reg aux} , Rechazo H ₀ . χ ² _{gl reg aux} crítico al 5% ≅ 15			
Resultado: No Rechazo H₀ .			

El análisis recursivo es favorable también. Tanto el test Cusum como el Cusum cuadrado y los coeficientes recursivos se encuentran dentro de las bandas respectivas de confianza al 5%



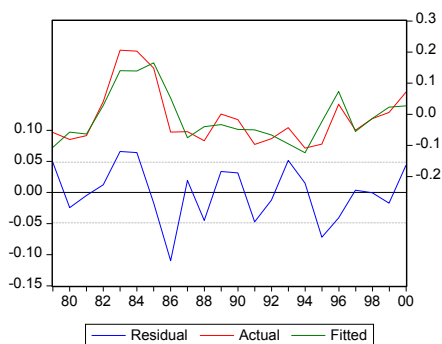
6. Modelo de Corrección de Errores.

Una vez verificada la existencia de un vector de cointegración, podemos continuar analizando la dinámica de corto plazo. Evidentemente, la tendencia no tiene lugar en el ajuste de corto plazo. Además, la variable términos de intercambio fue excluida debido a que no era estadísticamente significativa, y el arancel, al ser estacionario, no fue incluido en diferencias. El modelo final a estimar fue:

$$(2) \quad D(\ln TCRM_t) = \beta_0 + D(\beta_1 \text{ Absorción}_{86_t}) + \beta_2 \text{ Arancel}_t + \beta_3 \text{ RESIDTCR1}(-1) + \mu_t$$

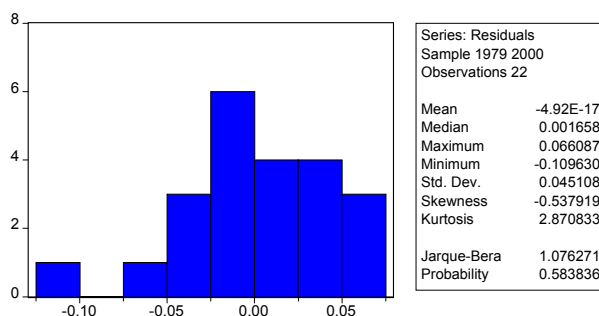
En donde RESIDTCR1(-1) representa el rezago del residuo de la ecuación de largo plazo. Los resultados del modelo de corrección de errores se presentan a continuación:

Variable Dependiente: D(LOG(TCRM))				
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios				
Muestra: 1979 2000				
Observaciones Incluidas: 22				
Variable	Coefficiente	Error Std.	Estadístico T	Prob.
C	-0.092110	0.032281	-2.853365	0.0106
D(ABSORCION86)	-0.884879	0.218049	-4.058160	0.0007
ARANCEL	0.589222	0.224705	2.622205	0.0173
RESIDTCR1(-1)	-1.009867	0.189665	-5.324483	0.0000
R Cuadrado	0.764767	Media Var. Depend.	-0.009079	
R Cuadrado Ajustado	0.725561	Error Est. Var. Depend.	0.093004	
Error Estándar	0.048722	Criterio de inf. Akaike	-3.042400	
Suma error cuadrado	0.042729	Criterio de Schwarz	-2.844029	
Log Verosimilitud	37.46640	Estadístico F	19.50662	
Est. Durbin-Watson	1.833436	Prob(Estadístico F)	0.000007	



En este caso, al igual que en la regresión de largo plazo, podemos observar un ajuste adecuado, y los errores comportándose sin una tendencia predecible. Esto lleva directamente a los resultados del test de normalidad de los errores Jarque-Bera, en el que no podemos rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuos.

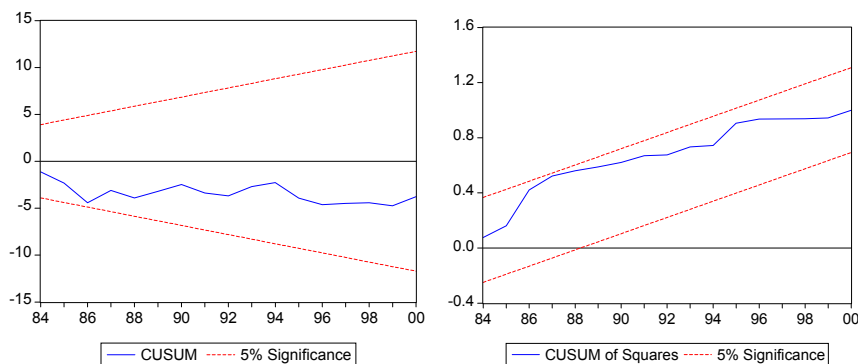
Además, como se observa en los test tradicionales, no puede rechazarse ambas hipótesis nula de no existencia de autocorrelación y de no existencia de heterocedasticidad, lo que da cuenta de errores bien comportados.

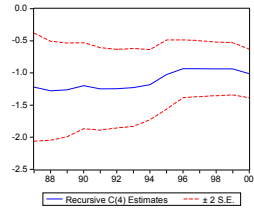
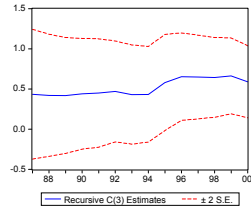
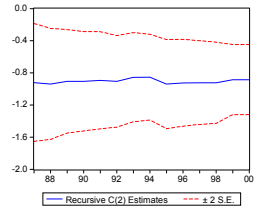
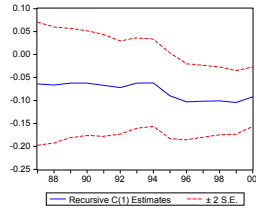


Test de Breusch-Godfrey para detectar Autocorrelación, 2 rezagos(p).			
Estadístico F	1.182019	Probabilidad	0.332058
$N \cdot R^2$	2.832102	Probabilidad	0.242670
$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0 \rightarrow$ No hay Autocorrelación. Criterio: Si $(n - p)R^2 > \chi^2_p$ Rechazo H_0 . χ^2 crítico al 5% $\cong 6$ Resultado: No Rechazo H_0.			

Test de White para detectar Heterocedasticidad, sin términos cruzados.			
Estadístico F	1.281487	Probabilidad	0.323257
$N \cdot R^2$	7.455459	Probabilidad	0.280770
$H_0: \sigma^2 = \sigma^2 \rightarrow$ No hay Heterocedasticidad. Criterio: Si $(n)R^2 > \chi^2_{gl \text{ reg aux}}$, Rechazo H_0 . $\chi^2_{gl \text{ reg aux}}$ crítico al 5% $\cong 14$ Resultado: No Rechazo H_0.			

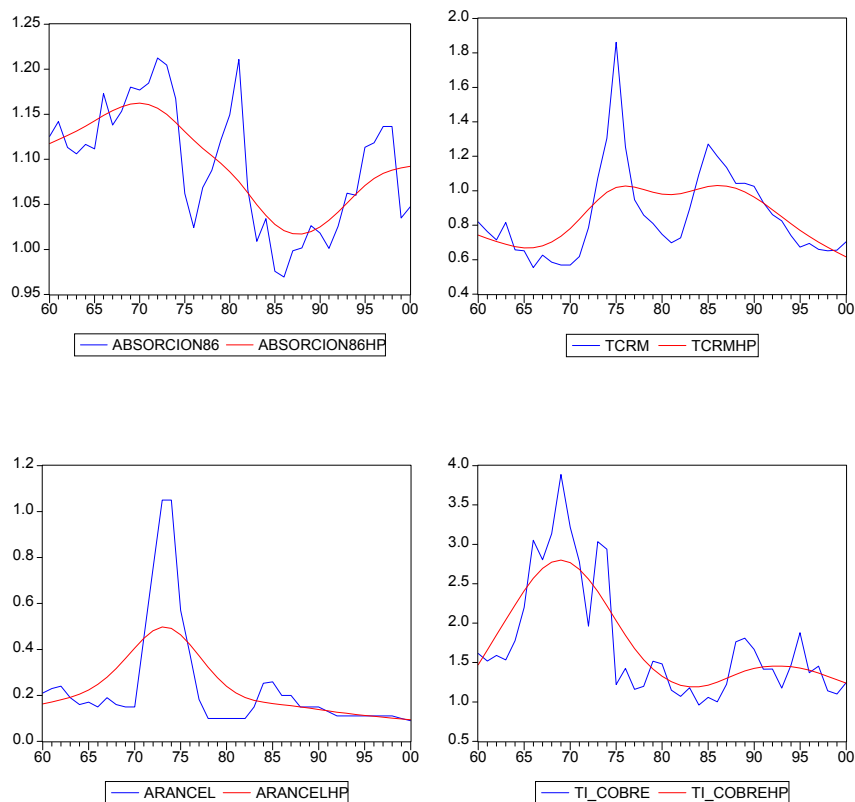
Las pruebas de estabilidad estándar también son satisfactorias:





7. Medición del grado de Desalineamiento.

Utilizando principalmente la metodología presentada por Hinkle y Montiel (1999), que consiste en calcular, para cada uno de los determinantes fundamentales del tipo de cambio, una serie respectiva "suavizada" que represente mejor su valor de tendencia, presentamos a continuación un ejercicio de calcular el **tipo de cambio real de equilibrio**. De acuerdo a la metodología citada, es posible filtrar la serie original para obtener la serie de tendencia de acuerdo a varios métodos diferentes entre sí: por ejemplo, desde un simple promedio móvil hasta una sofisticada metodología que recurre a la descomposición de Beveridge-Nelson. Nosotros optamos por hallar la tendencia de la serie de acuerdo al filtro de Hodrick y Prescott. Las series de fundamentos, junto con su tendencia, se presentan gráficamente a continuación:



El modelo final del tipo de cambio real de equilibrio estimado fue:

$$(3) \quad \text{Ln TCRMHP}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Absorción86HP}_t + \beta_2 \text{ArancelHP}_t + \beta_3 \text{Ln TIHP}_t + \beta_4 \text{Tendencia}_t + \mu_t$$

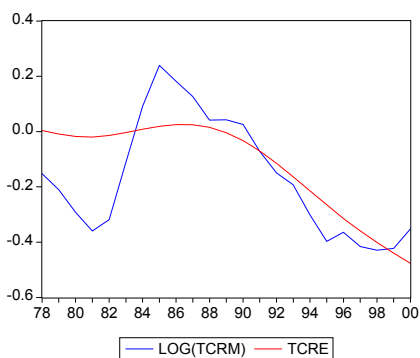
En donde el sufijo HP denota a la serie de tendencia obtenida después de aplicar el filtro de Hodrick y Prescott. Es decir, el mismo modelo (1) pero utilizando las series suavizadas. El resultado de la estimación se presenta a continuación:

Variable Dependiente: LOG(TCRMHP)				
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios				
Muestra: 1978 2000				
Observaciones Incluidas: 23				
Variable	Coefficiente	Error Std.	Estadístico T	Prob.
C	3.393613	0.037503	90.48933	0.0000
ABSORCION86HP	-2.721961	0.056045	-48.56756	0.0000
ARANCELHP	-0.245381	0.077704	-3.157914	0.0054
LOG(TI_COBREHP)	0.300837	0.015889	18.93414	0.0000
TENDENCIA	-0.022884	0.000664	-34.46333	0.0000
R Cuadrado	0.999565	Media Var. Depend.	-0.122670	
R Cuadrado Ajustado	0.999468	Error Est. Var. Depend.	0.168761	
Error Estándar	0.003891	Criterio de inf. Akaike	-8.070813	
Suma error cuadrado	0.000272	Criterio de Schwarz	-7.823967	
Log Verosimilitud	97.81435	Estadístico F	10343.55	
Est. Durbin-Watson	0.487448	Prob(Estadístico F)	0.000000	

A partir de estos resultados, podemos calcular el tipo de cambio real de equilibrio. Obviando los evidentes problemas de Autocorrelación (posiblemente debidos a problemas de muestra pequeña), lo que en realidad nos interesa es calcular el grado de **desalineamiento** que el tipo de cambio real muestra del tipo de cambio real de equilibrio recientemente calculado, en términos porcentuales:

Año	TCR Observado (1)	Log TCR Observado (2)	Log TCR Equilibrio (3)	Desalineamiento ² porcentual (2)-(3)
1978	0.8587139	-0.15231948	0.00400895	-15.63%
1979	0.81040825	-0.21021715	-0.00892746	-20.13%
1980	0.74721576	-0.29140129	-0.01750129	-27.39%
1981	0.69786073	-0.35973572	-0.01954623	-34.02%
1982	0.72715721	-0.31861258	-0.01400456	-30.46%
1983	0.89392192	-0.11213684	-0.00367645	-10.85%
1984	1.09523902	0.09097262	0.00811111	8.29%
1985	1.27082627	0.23966729	0.01886657	22.08%
1986	1.2	0.18232156	0.02520612	15.71%
1987	1.13506682	0.12669152	0.02453455	10.22%
1988	1.04286666	0.04197332	0.0151495	2.68%
1989	1.04381824	0.04288538	-0.00413214	4.70%
1990	1.02621752	0.02587973	-0.03297916	5.89%
1991	0.93135685	-0.07111278	-0.07035827	-0.08%
1992	0.86095642	-0.14971139	-0.11464709	-3.51%
1993	0.82490637	-0.19248539	-0.16349692	-2.90%
1994	0.74006263	-0.30102046	-0.21420308	-8.68%
1995	0.67243228	-0.39685387	-0.26493953	-13.19%
1996	0.69472367	-0.36424111	-0.31383423	-5.04%
1997	0.65995234	-0.41558766	-0.35925766	-5.63%
1998	0.65103826	-0.42918687	-0.40071748	-2.85%
1999	0.65519983	-0.42281501	-0.43889964	1.61%
2000	0.70323536	-0.35206365	-0.476176	12.41%

* Positivo es Depreciación Real de equilibrio, Negativo es Apreciación Real de equilibrio.



Así mismo, mostramos el gráfico comparativo entre el tipo de cambio real observado (línea con quiebres pronunciados) y su correspondiente valor de equilibrio calculado (línea suavizada) para el período muestral que nos ocupa.

² Calculado de acuerdo a Baffes, J. Elbadawi A. y O'connell, S. "Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate" Capítulo 10 de Hinkle y Montiel (1999)

8. Bibliografía utilizada en esta sección.

- Arellano, Soledad y Larraín, Felipe. (1996) "Tipo de Cambio Real y Gasto Público: un Modelo Económico para Chile". Cuadernos de Economía # 98, Abril.
- Edwards, Sebastián. (1988) "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries" Journal of Development Economics # 29, pp 311-341.
- Hinkle, Lawrence y Montiel, Peter. (1999) "Exchange Rate Misalignment" The World Bank. Oxford University Press 1999.
- Repetto, Andrea. (1992) "Determinantes de Largo Plazo del Tipo de Cambio Real: una Aplicación al Caso Chileno (1960-1990)" En Colección de Estudios CIEPLAN # 36.
- Repetto, Andrea. (1994) "Políticas Macroeconómicas y Tipo de Cambio Real: Chile, 1980-1991" En Colección de Estudios CIEPLAN # 39.