

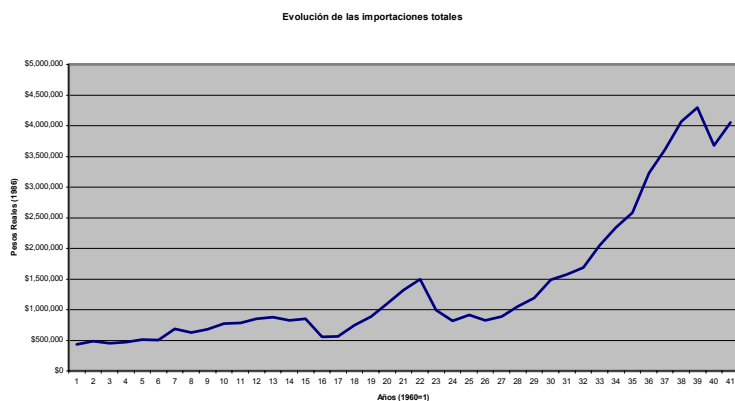
ECUACIÓN DE DEMANDA POR IMPORTACIONES

1. Marco Teórico.

La importancia del sector externo es innegable, sobre todo porque se trata de uno de los principales motores de crecimiento de la economía chilena. Esto es tan cierto que su comportamiento se ha convertido en un verdadero barómetro para verificar la evolución de la economía en su conjunto, debido a su impacto en el crecimiento del gasto interno. En este apartado, realizamos una estimación empírica de una función de demanda por importaciones. En contraste con diversos estudios empíricos previos, por ejemplo Rojas y Assael, (1994) y dado que dicha función constituye un insumo para la construcción final del modelo macro completo, la demanda a estimar es agregativa.

Sin embargo, un aspecto que dificulta el análisis de dicha función es que la economía chilena ha transitado durante el período de análisis por cambios importantes en su régimen arancelario y comercial. Esto simple hecho es suficiente para sospechar a priori la existencia de inestabilidad en los parámetros de la función a estimar. Esta intuición tiene como respaldo suficiente evidencia empírica¹, tanto internacionalmente como para el caso chileno.

Evolución de largo Plazo. Como puede observarse, las importaciones muestran tres etapas de crecimiento sostenido. La primera muestra un crecimiento bajo pero muy sostenido y constante, con bajos niveles de importación, y va aproximadamente de 1960 a 1975. La segunda, aproximadamente de 1976 a 1982, muestra un cambio pronunciado en la pendiente, lo que se traduce en mayores tasas de importaciones reales. Y el tercer período, desde 1985, con una tendencia sostenida tanto de los volúmenes como del crecimiento de las importaciones asociado con el alto crecimiento económico que experimentó el país en dicho período.



¹ Notoriamente Magee (1975) quién halla inestabilidad en la elasticidad ingreso de la demanda por importaciones, y Orcutt (1950) quién señaló como posible causa de inestabilidad el "efecto quantum", que postula que los cambios en la elasticidad precio son proporcionales al tamaño del cambio en los precios. Para Chile, existe evidencia en Rojas (1994) y De Gregorio (1984)

2. Especificación de la Forma Funcional.

Como una primera aproximación, se utilizó el modelo logarítmico lineal utilizado más comúnmente en la literatura²:

$$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln Y_t + \mu_t$$

En donde M_t representa las importaciones totales, P_t los precios domésticos y Y_t el nivel de ingreso de la economía.

3. Justificación del Modelo.

Así, intentando encontrar la especificación correcta del modelo final a estimar, realizamos la estimación del primer modelo, para poder constatar sus principales características econométricas y si los resultados están acordes o no con la teoría económica. La regresión dio como resultado:

Variable Dependiente: LOG(MT)				
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios				
Fecha: 08/31/01 Hora: 10:08				
Muestra (ajustada): 1961 2000				
Observaciones Incluidas: 40 (ajustado por puntos finales)				
Variable	Coefficiente	Error Std.	Estadístico T	Prob.
C	-9.027448	0.702325	-12.85365	0.0000
LOG(P)	0.013902	0.016619	0.836546	0.4082
LOG(PIB)	1.529042	0.050468	30.29746	0.0000
R Cuadrado	0.976277	Media Var. Depend.		13.93357
R Cuadrado Ajustado	0.974995	Error Est. Var. Depend.		0.670146
Error Estándar	0.105970	Criterio de inf. Akaike		-1.579278
Suma error cuadrado	0.415499	Criterio de Schwarz		-1.452612
Log Verosimilitud	34.58555	Estadístico F		761.3402
Durbin-Watson	0.701251	Prob(Estadístico F)		0.000000

Los resultados de la regresión anterior son, sin embargo, sospechosos. A pesar de tener un elevado ajuste, el logaritmo de los precios no es estadísticamente significativo para explicar el nivel de las importaciones. Además, un estadístico DW tan bajo señala evidentemente problemas de autocorrelación. En todo caso, si la especificación fuese correcta, las variables en el tiempo tenderían a cointegrar, lo que implica que el valor esperado del error de estimación debería ser cero y estacionario. Para probar esto recurrimos a un test de raíz unitaria robusto ante posibles cambios estructurales:

² Además de los trabajos antes citados, esta especificación se halla en los trabajos de Desormeaux (1986) y de Meller y Cabezas (1989)

Test de Phillips y Perron, modelo con intercepto y 2 rezagos.			
Valor Estadístico PP	-2.978031	Valor Crítico* al 1%	-4.2586
		Valor Crítico* al 5%	-3.5453
		Valor Crítico* al 10%	-3.1790
* Valores Críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis nula de la existencia de Raíz Unitaria. Resultado: Serie no Estacionaria			

4. Estimación econométrica del modelo final.

Por lo tanto, rechazamos la primera especificación por no existir una relación de largo plazo entre las variables explicativas y la dependiente. La posible causa del problema de no cointegración y la inestabilidad puede deberse a que se están omitiendo variables necesarias para explicar el comportamiento de largo plazo de las importaciones. Siguiendo a Rojas y Assael (1994), incluimos como candidatos adicionales al Consumo Privado, la Formación Bruta de Capital Fijo Real, y el Tipo de Cambio Real de las Importaciones.

4.1 Análisis de Cointegración.

Un paso previo a cualquier análisis de cointegración es determinar el grado de integración de cada una de las variables que intervienen en la especificación del modelo. Esta información se resume en el cuadro siguiente, en donde se realizaron test de Dickey y Fuller Aumentado (ADF), con y sin término de intercepto, con el propósito de determinar el orden de integración. Los resultados muestran que todas las series son integradas de orden 1, excepto la serie de Tipo de Cambio Real de las importaciones, que mostró un comportamiento estacionario. Así, puede intuirse que la relación lineal entre estas puede generar un vector de cointegración.

ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN: DICKEY FULLER AUMENTADO

VARIABLE	TEST RAÍZ UNIT.	MODELO			ADF	Valor Crítico al 5%	Resultado	Orden Integrac.
		CONSTANTE	TENDENCIA	REZAGO				
LogMt	Nivel	No	No	0	2.2339	-1.9492	No Recha.	
	1ª Dif.	Sí	No	0	-5.3042	-2.9378	Rechazo	I(1)
LogCP	Nivel	No	No	0	3.1804	-1.9492	No Recha.	
	1ª Dif.	Sí	No	0	-3.8377	-2.9378	Rechazo	I(1)
LogFBKF	Nivel	No	No	0	1.7487	-1.9492	No Recha.	
	1ª Dif.	Sí	No	0	-5.0592	-2.9378	Rechazo	I(1)
LogTCRM	Nivel	No	No	0	-2.074	-1.9495	Rechazo	I(0)
$H_0: \gamma_t=0$ en $\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$, con $\gamma_t=0 \rightarrow$ Raíz Unitaria: Serie No Estacionaria. Criterio: Si $ADF < \text{Valor Crítico}$, Rechazo H_0								

No obstante los resultados obtenidos del test anterior, debemos recordar que tenemos indicios serios de inestabilidad en los parámetros. Más adelante mostramos las pruebas formales para detectar este problema, sin embargo lo correcto ahora sería realizar el mismo análisis de cointegración, pero ahora usando la metodología de Phillips y Perron que es mucho más robusta que ADF en presencia de cambios estructurales.

ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN: PHILLIPS-PERRON.

VARIABLE	TEST RAÍZ UNIT.	MODELO			PP	Valor Crítico al 5%	Resultado	Orden Integrac.
		CONSTANTE	TENDENCIA	REZAGO				
LogMt	Nivel	No	No	1	2.0936	-1.9492	No Recha.	
	1ª Dif.	Sí	No	1	-5.3111	-2.9378	Rechazo	I(1)
LogCP	Nivel	No	No	1	2.6554	-1.9492	No Recha.	
	1ª Dif.	Sí	No	1	-3.9291	-2.9378	Rechazo	I(1)
LogFBKF	Nivel	No	No	1	1.7458	-1.9492	No Recha.	
	1ª Dif.	Sí	No	1	-5.0947	-2.9378	Rechazo	I(1)
LogTCRM	Nivel	No	No	3	-2.1758	-2.9358	Rechazo	I(0)

H₀: $\gamma_t=0$ en $\Delta Y_t=\gamma Y_{t-1}+\varepsilon_t$, con $\gamma_t=0 \rightarrow$ Raíz Unitaria: Serie No Estacionaria.
 Criterio: Si PP < Valor Crítico Rechazo, H₀

Luego es estos resultados, se optó por una especificación final de la forma funcional de la ecuación de importaciones a largo plazo de la forma siguiente:

$$\ln (MT) = \beta_0 + \beta_1 \ln (FBKF) + \beta_2 \ln (CP) + \beta_3 \ln (TCRM) + \beta_4 \text{Tendencia}$$

En donde:

- Ln (MT) Representa el Logaritmo natural de las importaciones totales,
- Ln (FBKF) Representa el Logaritmo natural de la formación bruta de capital,
- Ln (CP) Representa el Logaritmo natural del consumo privado,
- Ln (TCRM) Representa el Logaritmo natural del tipo de cambio real de las importaciones, en donde TCRM se define como $[DI*(1+AR)]/DPIB$, es decir, el deflactor de las importaciones totales multiplicado por uno más el arancel, dividido sobre el deflactor del PIB.

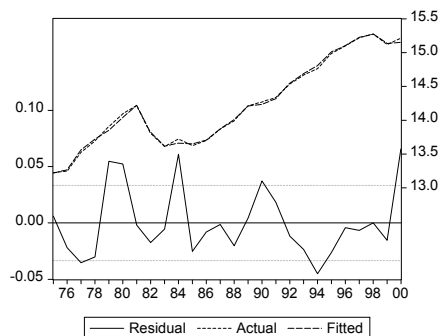
Y una tendencia de tipo lineal en que 1960=1, 1961=2, etc. Todas las variables monetarias son magnitudes reales en pesos de 1986.

4.2 Resultados de la estimación.

Variable Dependiente: LOG(MT)				
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios				
Fecha: 09/05/01 Hora: 15:38				
Muestra: 1975 2000				
Observaciones Incluidas: 26				
Variable	Coficiente	Error Std.	Estadístico T	Prob.
C	-4.013683	1.553226	-2.584096	0.0173
LOG(CP)	0.762355	0.152003	5.015383	0.0001
LOG(FBKF)	0.524375	0.060095	8.725696	0.0000
LOG(TCRM)	-0.355355	0.050469	-7.041029	0.0000
TENDENCIA	-0.012053	0.004127	-2.920290	0.0082
R Cuadrado	0.997732	Media Var. Depend.	14.22762	
R Cuadrado Ajustado	0.997301	Error Est. Var. Depend.	0.641418	
Error Estándar	0.033326	Criterio de inf. Akaike	-3.793919	
Suma error cuadrado	0.023323	Criterio de Schwarz	-3.551977	
Log Verosimilitud	54.32095	Estadístico F	2309.995	
Durbin-Watson	1.513400	Prob(Estadístico F)	0.000000	

La regresión anterior muestra un ajuste más que aceptable: en primer lugar, todos los coeficientes de la regresión son significativos al 1%, con un bajo error estándar; adicionalmente, todas las derivadas parciales muestran los signos esperados a priori dada la teoría económica; por último, el ajuste de la regresión es muy aceptable.

Los resultados de la regresión muestran son, además, razonables desde un punto de vista empírico. Por ejemplo, en el caso del consumo privado, nuestros resultados implican que un cambio porcentual de 1% en el CP ocasiona (considerando un ratio importaciones a consumo privado del orden de 70%) un cambio de 0.53% en las importaciones totales. En cuanto a la inversión, la regresión anterior indica que un incremento de un 1% en la FBKF (considerando un ratio importaciones a FBKF de alrededor de 1.7 veces) genera un incremento de alrededor de 0.88% en las importaciones totales.



Una manera sencilla de probar la existencia de un vector de cointegración entre las variables anteriores es examinar los residuos de un vector lineal de ellas y practicar el mismo test ADF que anteriormente realizamos, en busca de un

residuo estacionario. Los resultados se muestran a continuación y dan cuenta de que existe un vector de cointegración entre las variables, incluso a un nivel de significancia de 1%.

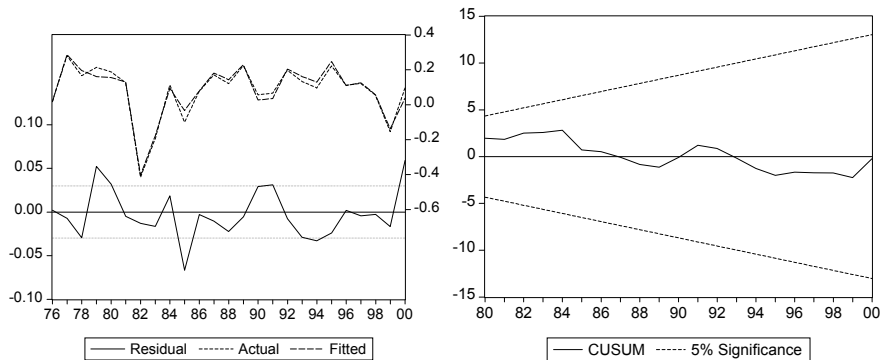
Test de Dickey y Fuller, modelo con intercepto y 2 rezagos.			
Valor Estadístico PP	-4.727231	Valor Crítico* al 1%	-5.2245
		Valor Crítico* al 5%	-4.4454
		Valor Crítico* al 10%	-4.0760
* Valores Críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis nula de la existencia de Raíz Unitaria.			

5. Modelo de corrección de errores.

Dado que hemos concluido que existe un vector de cointegración a largo plazo, nuestro siguiente paso consiste en analizar la dinámica de corto plazo. Para ello estimamos el modelo de corrección de errores correspondiente al vector de cointegración anterior. Los resultados de la estimación que incluye la variable dependiente original en primeras diferencias e incluyendo el término de error rezagado son los siguientes:

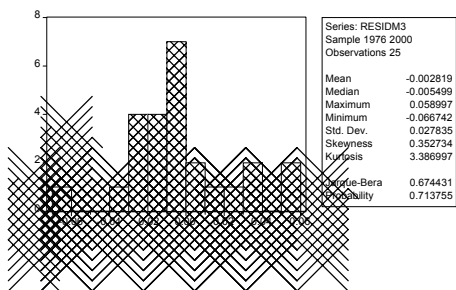
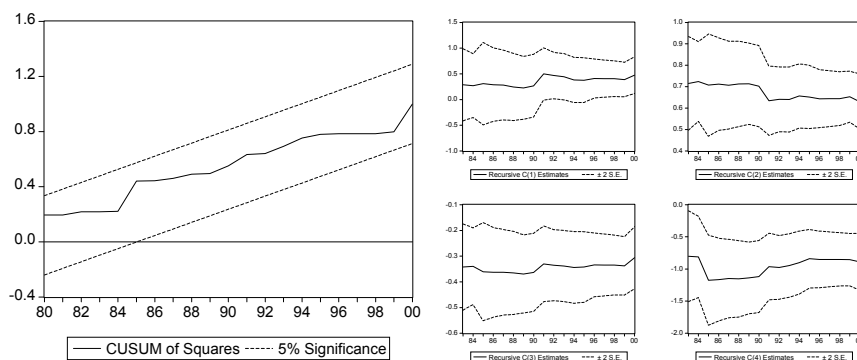
Variable Dependiente: D(LOG(MT))				
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios				
Fecha: 09/05/01 Hora: 16:27				
Muestra (ajustada): 1976 2000				
Observaciones Incluidas: 25 (ajustado por puntos finales)				
Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(CP))	0.475861	0.178195	2.670449	0.0143
D(LOG(FBKF))	0.629861	0.064290	9.797226	0.0000
D(LOG(TCRM))	-0.306158	0.060238	-5.082495	0.0000
RESIDM2(-1)	-0.890225	0.222435	-4.002188	0.0006
R Cuadrado	0.966682	Media Var. Depend.		0.079583
R Cuadrado Ajustado	0.961922	Error Est. Var. Depend.		0.153307
Error Estándar	0.029916	Criterio de inf. Akaike		-4.035222
Suma error cuadrado	0.018794	Criterio de Schwarz		-3.840202
Log Verosimilitud	54.44028	Estadístico F		203.0964
Durbin-Watson	1.709150	Prob(Estadístico F)		0.000000

Cabe mencionar que la constante en éste modelo se ha eliminado por ser estadísticamente no significativa. Como puede apreciarse, los coeficientes son altamente significativos como en el caso de largo plazo, las derivadas parciales mantienen el signo pero la magnitud del efecto es menor en el corto plazo en el consumo y el tipo de cambio y ligeramente superior en el caso de la formación bruta de capital. En magnitudes, un cambio de 1% en la FBKF genera a largo plazo un incremento de las importaciones de 0.524%, mientras que a corto plazo genera un incremento de 0.62%



6. Análisis de los residuos.

También, como puede observarse, se da un ajuste muy bueno en la relación de corto plazo. Algo que es muy importante, también, es que la regresión muestra coeficientes estructuralmente estables, como se desprende del análisis recursivo en que mostramos los tests de CUSUM, CUSUM cuadrado y coeficientes recursivos.



Cabe destacar, también, que del análisis de los residuos podemos concluir que no existe autocorrelación serial con uno, dos o tres rezagos. Tampoco existe evidencia de heterocedasticidad. Además, el test de Jarque-Bera No rechaza la hipótesis nula de residuos normales, como cabría esperar.

Test de Breusch-Godfrey para detectar Autocorrelación, 2 rezagos(p).			
Estadístico F	0.185370	Probabilidad	0.832281
N*R ²	0.216583	Probabilidad	0.897366
H ₀ : p _i =0 \forall i \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 H₀ .			

Test de White para detectar Heterocedasticidad, sin términos cruzados.			
Estadístico F	1.738188	Probabilidad	0.164933
N*R ²	11.62453	Probabilidad	0.168759
H ₀ : $\sigma^2 = \sigma^2$ \rightarrow No hay Heterocedasticidad, Criterio si $(n)R^2 > \chi^2$ Rechazo			
H ₀ : χ^2 crítico al 5% \cong 15 Resultado: No Rechazo H₀ .			

Bibliografía utilizada en esta sección:

- **Coeymans, J.E (1990)**, "Allocation of Resources and Sectoral Growth in Chile. An Econometric Approach", Tesis Doctoral, Universidad de Oxford.
- **Coeymans, J.E (1992)**, "Productividad, Salarios y Empleo en la Economía Chilena: Un enfoque de Oferta Agregada", Cuadernos de Economía # 87, Agosto de 1992.
- **Coeymans, J.E (2001)**, "Productividad y Desempleo: Consideraciones para un Análisis Prospectivo", Estudios de MIDEPLAN, Marzo 2001.
- **De Gregorio, J. (1984)**, "Comportamiento de las Exportaciones e Importaciones en Chile: un Estudio Económico", Colección de estudios de CIEPLAN # 13, Junio de 1984.
- **Desormeaux, J. y L.E. Bravo (1986)**, "Modelo Agregado de Balanza Comercial, Chile 1974-1982", Cuadernos de Economía # 70, Diciembre de 1986.
- **Magee, S.P. (1975)**, "Prices, Income and Foreign Trade: A survey of recent Economic Studies", en *International Trade and Finance: Frontiers for Research*, Cambridge University Press.
- **Meller, P. Y M. Cabezas (1989)**, "Estimación de las Elasticidades Ingreso y Precio de las Importaciones Chilenas 1974-1987", Colección de estudios de CIEPLAN # 26, Junio de 1989.
- **Orcutt, G. (1950)**, "Measurement of Price Elasticities in International Trade", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 32.
- **Rojas, Patricio y Assael, Paola. (1994)**, "Un análisis econométrico de la demanda por importaciones desagregadas en Chile: 1960-1992", Cuadernos de Economía # 93, Agosto de 1994.