



UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS
DEPARTAMENTO DE INGENIERÍA INDUSTRIAL
DEPARTAMENTO DE INGENIERÍA DE MINAS

**IMPACTO DE VARIABLES MACROECONÓMICAS EN EL CICLO DE PRECIOS
DE COMMODITIES MINERALES**

TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE MAGÍSTER EN ECONOMÍA APLICADA
TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE MAGÍSTER EN MINERÍA
MEMORIA PARA OPTAR AL TÍTULO DE INGENIERO CIVIL INDUSTRIAL

FERNANDO ANDRÉS ACOSTA BARRIGA

PROFESOR GUÍA:
VIVIANA FERNÁNDEZ MATURANA

MIEMBROS DE LA COMISIÓN:
CHRISTIAN MOSCOSO WALLACE
EDUARDO CONTRERAS VILLABLANCA
FRANCISCO WALTHER SALAMANCA

SANTIAGO DE CHILE
2009



**UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE CIENCIAS FISICAS Y MATEMATICAS
DEPARTAMENTO DE INGENIERÍA INDUSTRIAL
DEPARTAMENTO DE INGENIERÍA DE MINAS**

**IMPACTO DE VARIABLES MACROECONÓMICAS EN EL CICLO DE PRECIOS
DE COMMODITIES MINERALES**

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE MAGÍSTER EN ECONOMÍA APLICADA
TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE MAGÍSTER EN MINERÍA
MEMORIA PARA OPTAR AL TÍTULO DE INGENIERO CIVIL INDUSTRIAL**

FERNANDO ANDRÉS ACOSTA BARRIGA

**PROFESOR GUÍA:
VIVIANA FERNÁNDEZ MATURANA**

**MIEMBROS DE LA COMISIÓN:
CHRISTIAN MOSCOSO WALLACE
EDUARDO CONTRERAS VILLABLANCA
FRANCISCO WALTHER SALAMANCA**

**SANTIAGO DE CHILE
2009**

**RESUMEN DE LA TESIS PARA OPTAR AL TÍTULO DE
INGENIERO CIVIL INDUSTRIAL Y A LOS GRADOS DE
MAGÍSTER EN ECONOMÍA APLICADA Y
MAGÍSTER EN MINERÍA**

**POR : FERNANDO ANDRÉS ACOSTA BARRIGA
PROF. GUÍA : VIVIANA FERNÁNDEZ MATURANA
FECHA : 20 DE NOVIEMBRE DE 2009**

**IMPACTO DE VARIABLES MACROECONÓMICAS EN EL CICLO DE PRECIOS
DE COMMODITIES MINERALES**

Durante los últimos años los niveles de precios de los *commodities* han alcanzado valores sumamente altos, y los metales de uso industrial han tenido un rol importante en este *boom*. La explicación que se encuentra en la literatura es que ellos se ven directamente influenciados por las variaciones de la economía mundial, por lo que presentan un comportamiento cíclico, con períodos de precios altos y bajos.

En este trabajo se realiza un estudio acerca de los precios de cinco metales industriales: aluminio, cobre, estaño, plomo y zinc. Lo que se busca es encontrar una relación entre el patrón temporal que se observa en sus precios con indicadores de la actividad macroeconómica mundial. En este caso se utilizan variables macroeconómicas de siete países importantes de la OCDE más China: índices de producción industrial, tasas de interés y tipos de cambio.

Para esto, se utiliza la herramienta econométrica conocida como El Filtro de Kalman. Con ella, mediante una representación denominada Estado-Espacio, se obtiene un componente común a las cinco series de precios en estudio, que se postula es capaz de representar el estado general de la economía. Posteriormente se relaciona este factor con las variables macroeconómicas mencionadas, donde se estima una regresión entre el factor común y estos indicadores. Además, para sensibilizar estos resultados, mediante el uso de los Filtros de Hodrick-Prescott y Pasabanda, para cada serie se extrae un componente de tendencia y un componente cíclico, con la idea de ver la relación que existe entre ellos y los indicadores de la economía global.

Finalmente se motiva un análisis acerca de la competitividad de países ricos en recursos mineros. Se pretende plantear la discusión de si tener una producción diversificada de metales provoca que una determinada empresa y país alcance una posición más competitiva en el mercado de estos *commodities*.

Los resultados principales muestran que los precios de los *commodities* considerados en el análisis se ven afectados por un factor común a ellos. Al momento de relacionar este factor con los indicadores macroeconómicos no se encuentra una relación significativa, lo que cambia al utilizar nuevas variables representativas de estas economías (PIB e importaciones totales de China). Del análisis que se hace con las dos técnicas para filtrar las series de precios, se obtienen resultados que indican que el estaño es el metal que presenta las mayores diferencias con el resto.

Respecto a la discusión sobre competitividad, se plantea que empresas con una dotación más diversificada de recursos son más competitivas al ser capaces de adoptar estrategias globales, las que les permiten acceder con mayor facilidad al recurso escaso, la tierra, y asegurar su producción en el largo plazo.

ABSTRACT

During the last years the levels in the prices of *commodities* have reached extremely high values, and the metals for industrial use have had an important role in this *boom*. The explanation that one finds in the literature is that they are directly influenced by the variations of the world economy, so they present a cyclical behavior, with periods of high and low prices.

In this research a study is realized about the prices of five industrial metals: aluminum, copper, tin, lead and zinc. The aim is to find a relation between the temporary pattern that is observed in their prices with indicators of the macroeconomic world activity. In this case there are used macroeconomic variables of seven important countries of the OECD and China: industrial production indexes, interest rates and exchange rates.

To achieve this is used an econometric tool known as *The Kalman Filter*. By means of a *State-Space* representation, a common component of the five price series is obtained, which is postulated is capable of representing the *general state* of the economy. Later, this factor is related to the mentioned macroeconomic variables, where a regression is estimated between the common factor and these indicators. In addition, to sensitize these results, by means of the use of the *Hodrick-Prescott* and *Band-Pass Filters*, for each one of the series is extracted a trend component and a cyclical component, with the idea to see the relation that exists between them and the indicators of the global economy.

Finally an analysis is realized about the competitiveness for countries abundant in mining resources. The purpose is to analyze if to have a diversified production of metals provokes that a certain company and the country reaches a more competitive position on the metals market.

The principal results show that the prices of the *commodities* considered in the analysis are affected by a common factor to them. When the common factor is related to the indicators of the economy one does not find a significant relation, but it changes when using other indicators. From the analysis that is done by *Hodrick-Prescott* and *Band-Pass* filtering techniques, there are obtained results that reinforce what one concludes with the analysis by means of *The Kalman Filter*.

In relation to the discussion on competitiveness, one raises that companies with a more diversified endowment of resources are more competitive since they are capable of adopting global strategies, which allow them to accede with major facility to the scarce resource, the land, and to assure its production in the long term.

AGRADECIMIENTOS

En primer lugar quiero agradecer a la profesora guía y quien tuvo la idea de realizar este trabajo, Viviana Fernández, por toda su ayuda, consejos y buena disposición para responder mis dudas. Estoy seguro que le irá muy bien en su nueva casa Universitaria.

Debo agradecer muy especialmente al profesor Christian Moscoso por su asistencia para el desarrollo de este trabajo y por su gran ayuda durante el último tiempo que pasé en la Facultad. Gracias a su apoyo pude obtener ambos grados de Magister, el Postítulo Internacional y el Master en Economía de Minerales en Australia. Me alegro que esté superando el difícil momento por el que tuvo que pasar.

A los profesores Eduardo Contreras y Francisco Walther. Por haber aceptado formar parte de esta comisión, por su excelente disposición y consejos que ayudaron a mejorar este trabajo.

También debo mencionar a Julián Ortiz, quien a pesar de no formar parte de esta comisión fue de gran ayuda durante mi estadía en el Departamento de Ingeniería de Minas, y quien además creo que fue el mejor profesor que tuve en la Universidad.

Quiero dar una mención especial a los funcionarios de ambos Departamentos. Por parte del CEA a Olga Barrera por su ayuda cada vez que tuve alguna duda. Por Minas a Juanita, Verónica, Ingrid y Carlos quienes también fueron un apoyo importante en este Departamento.

No puedo dejar de mencionar a la mejor banda de rock del mundo, *Pearl Jam*. Para mí su música ha sido muy importante durante muchos años y obviamente en las duras jornadas de trabajo y estudio no sólo en el desarrollo de este trabajo, sino que durante mi larga estadía en la Escuela.

A todos los amigos que conocí durante mi paso por la Universidad, tanto en el Departamento de Minas como en Industrias. Muy especialmente a quienes conozco desde que entramos juntos en *séptimo básico* al que es por lejos el mejor colegio de Chile y que para mí es tan importante como la *Escuela de Ingeniería, El Instituto Nacional*, y tuvimos la suerte de continuar siendo compañeros en la Universidad: Pedro Araya, Carlos Aravena, Abel Gárate, Felipe Ríos y Rodrigo Zúñiga.

En último lugar, pero sin duda lo más importante, quiero agradecer a mis hermanos Adolfo, Sofía y Rafael por todo su apoyo. Por supuesto a mi padre, gracias a quien pude estudiar por un tiempo más de lo normal y además quien me dejó la mejor herencia del mundo: ser *colocolino*. Y obviamente, a la persona más importante en mi vida y a quien le debo todo: mi madre.

Finalmente, quiero destacar a mis abuelos. A Mercedes y Adolfo que no están con nosotros y a mi abuela Celia a quien quiero mucho y sé que estará contenta con este logro. Muy especialmente quiero darle las gracias a quien admiro y de quien he aprendido mucho, mi abuelo Julio, pues para mí su vida representa un ejemplo de superación y ahora sólo quiero que sepa que siempre he estado, estoy, y estaré orgulloso de ser su nieto.

A mi abuelo Julio

ÍNDICE DE CONTENIDOS

CAPÍTULO 1: INTRODUCCIÓN Y OBJETIVOS.....	1
1.1.-Introducción.....	1
1.2.-Objetivos	2
1.2.1.-Objetivo General.....	2
1.2.2.-Objetivos Específicos.....	2
1.3.-Alcances.....	3
1.4.-Estructura del Trabajo	3
CAPÍTULO 2: ANTECEDENTES TEÓRICOS.....	4
2.1.-Producción Mundial.....	4
2.2.-El Boom de los Commodities.....	7
2.3.-Commodities, Ciclo Económico y Análisis de Factores	10
2.4.-Filtros.....	18
2.4.1.-Filtro de Kalman.....	18
• Presentación.....	18
• Predicciones Basadas en el Algoritmo	19
• Estimación de Parámetros por Máxima Verosimilitud.....	20
2.4.2.-Filtro de Hodrick-Prescott	23
2.4.3.-Filtro de Pasabanda.....	25
• Descripción del Filtro.....	25
• Aproximación de Christiano y Fitzgerald.....	28
CAPÍTULO 3: ANÁLISIS.....	30
3.1.-Presentación de los Datos	30

3.1.1.-Testeo Preliminar.....	30
3.1.2.-Variables Macroeconómicas.....	35
3.2.-Análisis Exploratorio de Factores.....	36
3.3.-Resultados de los Filtros	38
3.3.1.-Filtro de Kalman	38
3.3.2.-Filtro de Hodrick-Prescott	46
3.3.3.-Filtro de Pasabanda	51
3.4.-El Ciclo Económico y el Factor Común	55
3.4.1.-Variables Macroeconómicas.....	55
3.4.2.-Variables Macroeconómicas y su Relación con los Resultados de Filtros.....	60
• Factor Común Filtro de Kalman	60
• Componentes Filtro de Hodrick-Prescott.....	64
• Componentes Filtro de Pasabanda	68
3.4.3.-Extensiones	72
• Elección de submuestras.....	72
• Datos trimestrales.....	74
• Competitividad de Países Ricos en Recursos.....	76
CAPÍTULO 4: CONCLUSIONES	79
REFERENCIAS	83
ANEXOS.....	85
Anexo A: Precios de Metales	86
A.1.-Descripción y Estadísticas.....	87
• Usos.....	87
• Histogramas y Gráficos de Correlación.....	89
- <i>Series Mensuales</i>	89
- <i>Serie anuales</i>	92
A.2.-Tests de Series Univariadas	95

Autocorrelación Simple y Parcial	95
- Series Mensuales.....	97
- Series Anuales.....	100
Resultados Ajuste de Modelos	103
- Series Mensuales.....	103
- Series Anuales.....	104
Tests de Raíz Unitaria Dickey-Fuller y Phillips Perron.....	105
- Series Mensuales.....	105
- Series Anuales.....	106
Estadísticas Series Transformadas	107
- Series Mensuales.....	107
- Series Anuales.....	108
Autocorrelación Simple y Parcial Datos Transformados.....	110
- Series Mensuales.....	111
- Series Anuales.....	114
Tests de Raíz Unitaria Dickey-Fuller y Phillips Perron Datos Transformados.....	117
- Series Mensuales.....	117
- Series Anuales.....	118
• Análisis de Normalidad	119
Tests de Distribución Normal y Jarque Bera.....	119
- Series Mensuales.....	120
- Series Anuales.....	120
Test SRT	121
- Series Mensuales.....	121
- Series Anuales.....	121
• Análisis de Heterocedasticidad	122
Definición del Modelo a Utilizar	122
Tests de Heterocedasticidad de White, Breusch-Pagan-Godfrey, Harvey y ARCH	122
• Análisis de Independencia	127
Tests de Ljung-Box y Box-Pierce.....	127
- Series Mensuales.....	128
- Series Anuales.....	128
Tests Turning Points y Von Neumann Ratio	128
- Series Mensuales.....	130
- Series Anuales.....	130
Test BDS.....	130
- Series Mensuales.....	131
- Series Anuales.....	132
• Análisis de Memoria	133
Test R/S y Exponente de Hurst.....	133
- Series Mensuales.....	134
- Series Anuales.....	136
Test Geweke & Porter-Hudak (GPH)	138
- Series Mensuales.....	139
- Series Anuales.....	139
A.3.-Tests de Series Multivariadas	140
• Análisis de Cointegración.....	140
Tests de Durbin Watson y Engle & Granger	140

- Series Mensuales.....	142
- Series Anuales.....	143
Test de Johansen.....	144
- Series Mensuales.....	146
- Series Anuales.....	146
• Análisis de Causalidad.....	154
<i>Test de Causalidad a la Granger.....</i>	<i>154</i>
- Series Mensuales.....	157
* Caso Bivariado.....	157
* Caso Multivariado.....	158
- Series Anuales.....	163
* Caso Bivariado.....	163
* Caso Multivariado.....	164

Anexo B: Resultados Filtros 167

B.1.-Estadísticas.....	168
• Histogramas y Gráficos de Correlación.....	168
+ <i>Filtro de Kalman.....</i>	<i>168</i>
- Series Mensuales.....	168
- Series Anuales.....	169
+ <i>Filtro de Hodrick-Prescott.....</i>	<i>170</i>
- Series Mensuales.....	170
+ <i>Filtro de Pasabanda.....</i>	<i>172</i>
- Series Mensuales.....	172
• Análisis de Estacionaridad.....	176
<i>Tests de Raíz Unitaria Dickey-Fuller y Phillips Perron.....</i>	<i>176</i>
+ <i>Filtro de Kalman.....</i>	<i>176</i>
- Series Mensuales.....	176
- Series Anuales.....	177
+ <i>Filtro de Hodrick-Prescott.....</i>	<i>178</i>
- Series Mensuales.....	178
+ <i>Filtro de Pasabanda.....</i>	<i>179</i>
- Series Mensuales.....	179
<i>Estadísticas Series Transformadas.....</i>	<i>180</i>
+ <i>Filtro de Kalman.....</i>	<i>180</i>
- Series Mensuales.....	180
- Series Anuales.....	181
+ <i>Filtro de Hodrick-Prescott.....</i>	<i>182</i>
- Series Mensuales.....	182
+ <i>Filtro de Pasabanda.....</i>	<i>183</i>
- Series Mensuales.....	183
<i>Tests de Raíz Unitaria Dickey-Fuller y Phillips Perron Datos Transformados.....</i>	<i>184</i>
+ <i>Filtro de Kalman.....</i>	<i>184</i>
- Series Mensuales.....	184
- Series Anuales.....	185
+ <i>Filtro de Hodrick-Prescott.....</i>	<i>186</i>
- Series Mensuales.....	186
+ <i>Filtro de Pasabanda.....</i>	<i>187</i>

- <i>Series Mensuales</i>	187
Anexo C: Variables Macroeconómicas.....	188
C.1.-Descripción y Estadísticas	189
• Características	189
• Histogramas y Gráficos de Correlación.....	190
- <i>Series Mensuales</i>	190
- <i>Series Anuales</i>	201
C.2.-Tests de Series Univariadas	212
• Análisis de Estacionaridad.....	212
<i>Tests de Raíz Unitaria Dickey-Fuller y Phillips Perron</i>	212
- <i>Series Mensuales</i>	212
- <i>Series Anuales</i>	213
<i>Datos Transformados</i>	214
- <i>Series Mensuales</i>	214
- <i>Series Anuales</i>	216
<i>Tests de Raíz Unitaria Dickey-Fuller y Phillips Perron Datos Transformados</i>	218
- <i>Series Mensuales</i>	218
- <i>Series Anuales</i>	219
Anexo D: El Ciclo Económico y el Factor Común.....	220
D.1. Análisis de Causalidad	221
• Causalidad entre Índices de Producción Industrial y el Factor Común	221
- <i>Series Mensuales</i>	221
- <i>Series Anuales</i>	222
• Causalidad entre Tasas de Interés y el Factor Común	223
- <i>Series Mensuales</i>	223
- <i>Series Anuales</i>	224
• Causalidad entre Tipos de Cambio y el Factor Común	225
- <i>Series Mensuales</i>	225
- <i>Series Anuales</i>	226
Anexo E: Resultados Series Anuales.....	227
E.1. Presentación y Estadísticas	228
E.2. Resumen de Test Aplicados a los Datos	229
E.3. Análisis Exploratorio de Factores.....	231
E.4. Análisis Dinámico de Factores	232
E.6. El Ciclo Económico y el Factor Común	237

Índice de Figuras

Figura 1. Producción Primaria Mundial Anual de cada Commodity. Período 1945-2006.....	4
Figura 2. Características de la Duración de los Ciclos de Precios de algunos Metales.	7
Figura 3. Precios de Commodities en el Tiempo.	8
Figura 4. Intensidad de Uso de algunos Metales en China.	9
Figura 5. Factores que Afectan el Precio de Commodities.....	13
Figura 6. Componentes Cíclicos de cada Serie de Precios.	15
Figura 7. Componentes Reales del Súper Ciclo y Primer Componente Principal.	16
Figura 8. Esquema Filtro de Kalman.....	22
Figura 9. Precios Mensuales de cada Commodity. Período 1971-2007.	31
Figura 10. Precios de Commodities y Factores Kalman. Aluminio y Cobre. Series Mensuales.	43
Figura 11. Precios de Commodities y Factores Kalman. Estaño y Plomo. Series Mensuales.....	44
Figura 12. Precios de Commodities y Factores Kalman. Zinc. Series Mensuales.	45
Figura 13. Precios de Commodities y Componentes Hodrick Prescott. Aluminio y Cobre. Series Mensuales.	48
Figura 14. Precios de Commodities y Componentes Hodrick Prescott. Estaño y Plomo. Series Mensuales.	49
Figura 15. Precios de Commodities y Componentes Hodrick Prescott. Zinc. Series Mensuales.....	50
Figura 16. Precios de Commodities y Componentes Pasabanda. Aluminio y Cobre. Series Mensuales.	52
Figura 17. Precios de Commodities y Componentes Pasabanda. Estaño y Plomo. Series Mensuales.....	53
Figura 18. Precios de Commodities y Componentes Pasabanda. Zinc. Series Mensuales.....	54
Figura 19. Producción Industrial Países OCDE y China. Series Mensuales.	55
Figura 20. Tasas de Interés Países OCDE y China. Series Mensuales.....	56
Figura 21. Tipos de Cambio Países OCDE y China. Series Mensuales.	56
Figura 22. Factor Común Real y Estimado (en Diferencias). Series Mensuales.	63
Figura 23. Componentes Hodrick-Prescott Precios de Commodities y Producción Industrial OCDE. Aluminio y Cobre. Series Mensuales.	65
Figura 24. Componentes Hodrick-Prescott Precios de Commodities y Producción Industrial OCDE. Estaño y Plomo. Series Mensuales.	66
Figura 25. Componentes Hodrick-Prescott Precios de Commodities y Producción Industrial OCDE. Zinc. Serie Mensual.	67
Figura 26. Componentes Pasabanda Precios de Commodities y Producción Industrial OCDE. Aluminio y Cobre. Series Mensuales.	69
Figura 27. Componentes Pasabanda Precios de Commodities y Producción Industrial OCDE. Estaño y Plomo. Series Mensuales.	70
Figura 28. Componentes Pasabanda Precios de Commodities y Producción Industrial OCDE. Zinc. Serie Mensual. ..	71
Figura 29. Tasas de Crecimiento Anual de la Producción de Cobre de Mina. Chile y el Mundo.	77
Figura 30. Relevancia de la Producción Chilena de Cobre (Porcentaje sobre el Total Mundial).	77
Figura 31. Histogramas de las Series de Datos. Series Mensuales.	89
Figura 32. Gráficos de Correlación Precios (1/2). Series Mensuales.....	90
Figura 33. Gráficos de Correlación Precios (2/2). Series Mensuales.....	91
Figura 34. Histogramas de las Series de Datos. Series Anuales.....	92
Figura 35. Gráficos de Correlación Precios (1/2). Series Anuales.	93
Figura 36. Gráficos de Correlación Precios (2/2). Series Anuales.	94
Figura 37. ACF y PACF Aluminio y Cobre. Series Mensuales.	97

Figura 38. ACF y PACF Estaño y Plomo. Series Mensuales.	98
Figura 39. ACF y PACF Zinc. Serie Mensual.	99
Figura 40. ACF y PACF Aluminio y Cobre. Series Anuales.....	100
Figura 41. ACF y PACF Estaño y Plomo. Series Anuales.	101
Figura 42. ACF y PACF Zinc. Serie Anual.....	102
Figura 43. Datos Transformados. Precios Mensuales de cada Commodity. Período 1971-2007.	107
Figura 44. Datos Transformados. Precios Anuales de cada Commodity. Período 1971-2007.	109
Figura 45. ACF y PACF Datos Transformados. Aluminio y Cobre. Series Mensuales.	111
Figura 46. Figura 47. ACF y PACF Datos Transformados. Estaño y Plomo. Series Mensuales.	112
Figura 48. ACF y PACF Datos Transformados. Zinc. Serie Mensual.	113
Figura 49. ACF y PACF Datos Transformados. Aluminio y Cobre. Series Anuales.....	114
Figura 50. ACF y PACF Datos Transformados. Estaño y Plomo. Series Anuales.	115
Figura 51. ACF y PACF Datos Transformados. Zinc. Series anual.	116
Figura 52. Test R/S. Series Mensuales.	134
Figura 53. Test R/S. Series Anuales.	136
Figura 54. Histogramas Factores Filtro de Kalman. Series Mensuales.	168
Figura 55. Histogramas Factores Filtro de Kalman. Series Anuales.....	169
Figura 56. Histogramas Componente Cíclico Hodrick-Prescott. Series Mensuales.	170
Figura 57. Histogramas Componente de Tendencia Hodrick-Prescott. Series Mensuales.....	171
Figura 58. Histogramas Componente Cíclico Pasabanda. Series Mensuales.	172
Figura 59. Histogramas Componente de Tendencia Pasabanda. Series Mensuales.	173
Figura 60. Datos Transformados. Factor Común y Factores Específicos. Series Mensuales.	180
Figura 61. Datos Transformados. Factor Común y Factores Específicos. Series Anuales.....	181
Figura 62. Histogramas Producción Industrial Países OCDE y China (1/2). Series Mensuales.	190
Figura 63. Histogramas Producción Industrial Países OCDE y China (1/2). Series Mensuales.	191
Figura 64. Histogramas Tasas de Interés Países OCDE y China (1/2). Series Mensuales.....	192
Figura 65. Histogramas Tasas de Interés Países OCDE y China (1/2). Series Mensuales.....	193
Figura 66. Histogramas Tipos de Cambio Países OCDE y China (1/2). Series Mensuales.	194
Figura 67. Histogramas Tipos de Cambio Países OCDE y China (1/2). Series Mensuales.	195
Figura 68. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (1/4). Series Mensuales.	196
Figura 69. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (2/4). Series Mensuales.	197
Figura 70. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (3/4). Series Mensuales.	198
Figura 71. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (4/4). Series Mensuales.	199
Figura 72. Histogramas Producción Industrial Países OCDE y China (1/2). Series Anuales.	201
Figura 73. Histogramas Producción Industrial Países OCDE y China (2/2). Series Anuales.	202
Figura 74. Histogramas Tasas de Interés Países OCDE y China (1/2). Series Anuales.	203
Figura 75. Histogramas Tasas de Interés Países OCDE y China (2/2). Series Anuales.	204
Figura 76. Histogramas Tipos de Cambio Países OCDE y China (1/2). Series Anuales.	205
Figura 77. Histogramas Tipos de Cambio Países OCDE y China (2/2). Series Anuales.....	206
Figura 78. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (1/4). Series Anuales.....	207
Figura 79. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (2/4). Series Anuales.....	208
Figura 80. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (3/4). Series Anuales.....	209
Figura 81. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (4/4). Series Anuales.....	210

Figura 82. Datos Transformados. Producción Industrial Mensual. Período 1971-2006.....	214
Figura 83. Datos Transformados. Tasas de interés Mensuales. Período 1971-2006.....	215
Figura 84. Datos Transformados. Tipos de Cambio Mensuales. Período 1971-2006.....	215
Figura 85. Datos Transformados. Producción Industrial Anual. Período 1971-2006.....	216
Figura 86. Datos Transformados. Tasas de Interés Anuales. Período 1971-2006.....	216
Figura 87. Datos Transformados. Tipos de Cambio Anuales. Período 1971-2006.....	217
Figura 88. Precios Anuales de cada Commodity. Período 1971-2007.....	228
Figura 89. Precios de Commodities y Factores Kalman. Aluminio y Cobre. Series Anuales.....	234
Figura 90. Precios de Commodities y Factores Kalman. Estaño y Plomo. Series Anuales.....	235
Figura 91. Precios de Commodities y Factores Kalman. Zinc. Series Anuales.....	236
Figura 92. Producción Industrial Países OCDE y China. Series Anuales.....	237
Figura 93. Tasas de Interés Países OCDE y China. Series Anuales.....	237
Figura 94. Tipo de Cambio Países OCDE y China. Series Anuales.....	238
Figura 95. Factor Común Real y Estimado (en Diferencias). Series Anuales.....	243

Índice de Tablas

Tabla 1. Estadísticas Básicas Precios. Series Mensuales	30
Tabla 2. Resumen de Tests Aplicados a los Datos. Series Mensuales (1/2).	32
Tabla 3. Resumen de Tests Aplicados a los Datos. Series Mensuales (2/2).	33
Tabla 4. Análisis Exploratorio de Factores. Series Mensuales.	37
Tabla 5. Ponderadores y Coeficientes del Modelo Filtro de Kalman. Series Mensuales.....	39
Tabla 6. Resultados Tests de Estacionaridad Aplicados a Factores. Series Mensuales.....	40
Tabla 7. Parte de la Varianza Explicada por cada Factor. Series Mensuales.	41
Tabla 8. Correlación entre Factores y Precios. Series Mensuales.	41
Tabla 9. Correlación entre Precios y Componentes de Ciclo y Tendencia Hodrick-Prescott. Series Mensuales.....	46
Tabla 10. Resultados Tests de Estacionaridad Componentes Filtro de Hodrick-Prescott. Series Mensuales.....	47
Tabla 11. Correlación entre Precios y Componentes de Períodos Pasabanda. Series Mensuales.	51
Tabla 12. Resultados Tests de Estacionaridad Componentes Filtro de Pasabanda. Series Mensuales.	51
Tabla 13. Correlación entre Indicadores Macroeconómicos y Precios de Metales. Series Mensuales.	59
Tabla 14. Correlación entre Indicadores Macroeconómicos y Factor Común. Series Mensuales.	60
Tabla 15. Resultados Test de Causalidad Factor Común e Indicadores Macroeconómicos. Series Mensuales.....	61
Tabla 16. Resultados Regresión Factor Común con Variables Macroeconómicas (1). Series Mensuales.....	62
Tabla 17. Resultados Regresión Factor Común con Variables Macroeconómicas (2). Series Mensuales.....	63
Tabla 18. Correlación entre Componentes Filtro de Hodrick-Prescott. Precios y Variables Macroeconómicas. Series Mensuales.....	64
Tabla 19. Correlación entre Componentes Filtro de Pasabanda Precios y Variables Macroeconómicas. Series Mensuales.....	68
Tabla 20. Correlación entre Factores y Precios. Series Mensuales, Enero 1971-Enero 1981.	72
Tabla 21. Correlación entre Factores y Precios. Series Mensuales, Febrero 1981- Febrero 1991.	72
Tabla 22. Correlación entre Factores y Precios. Series Mensuales, Marzo 1991- Noviembre 2006.	73
Tabla 23. Correlación entre Nuevos Indicadores Macroeconómicos y Factor Común. Series Trimestrales.	74
Tabla 24. Resultados Regresión Factor Común con Variables Macroeconómicas. Series Trimestrales.	75
Tabla 25. Coeficiente de Correlación Precios. Series Mensuales.....	91
Tabla 26. Coeficiente de Correlación Precios. Series Anuales.	94
Tabla 27. Características ACF y PACF para la Elección de un Modelo.	96
Tabla 28. Resumen Resultados Ajuste Modelo ? ? ? ? . Series Mensuales.....	103
Tabla 29. Resumen Resultados Ajuste Modelo ? ? ? ? . Series Anuales.	104
Tabla 30. Resultados Tests de Raíz Unitaria Precios. Series Mensuales.....	105
Tabla 31. Resultados Tests de Raíz Unitaria Precios. Series Anuales.	106
Tabla 32. Estadísticas Básicas Series de Precios. Datos Transformados. Series Mensuales.....	107
Tabla 33. Correlación Precios. Datos Transformados. Series Mensuales.....	108
Tabla 34. Estadísticas Básicas Series de Precios. Datos Transformados. Series Anuales.	108
Tabla 35. Correlación Precios. Datos Transformados. Series Anuales.	109
Tabla 36. Resultados Tests de Raíz Unitaria Precios. Datos Transformados. Series Mensuales.....	117
Tabla 37. Resultados Tests de Raíz Unitaria Precios. Datos Transformados. Series Anuales.	118
Tabla 38. Tests de Normalidad Skewness, Kurtosis y Jarque Bera. Series Mensuales.	120
Tabla 39. Tests de Normalidad Skewness, Kurtosis y Jarque Bera. Series Anuales.....	120

Tabla 40. Test de Normalidad SR. Series Mensuales.....	121
Tabla 41. Test de Normalidad SR. Series Anuales.....	121
Tabla 42. Tests de Heterocedasticidad Residuos ? ? ? ?. Series Mensuales.....	125
Tabla 43. Tests de Heterocedasticidad Residuos ? ? ? ?. Series Mensuales.....	126
Tabla 44. Test de Independencia L-B y B-P. Series Mensuales.....	128
Tabla 45. Test de Independencia L-B y B-P. Series Anuales.....	128
Tabla 46. Test de Independencia Puntos de Cambio y RVN. Series Mensuales.....	130
Tabla 47. Test de Independencia Puntos de Cambio y RVN. Series Anuales.....	130
Tabla 48. Test de Independencia BDS. Series Mensuales.....	131
Tabla 49. Test de Independencia BDS. Series Anuales.....	132
Tabla 50. Test de Wald exponente de Hurst. Series Mensuales.....	135
Tabla 51. Test de Wald exponente de Hurst. Series Anuales.....	137
Tabla 52. Resultados Test Geweke & Porter Hudak. Series Mensuales.....	139
Tabla 53. Resultados Test Geweke & Porter Hudak. Series Anuales.....	139
Tabla 54. Tests de Cointegración Durbin Watson y Engle & Granger. Series Mensuales.....	142
Tabla 55. Tests de Cointegración Durbin Watson y Engle & Granger. Series Anuales.....	143
Tabla 56. Tests de Cointegración de Johansen. Series Mensuales.....	146
Tabla 57. Tests de Cointegración de Johansen. Serie Anuales.....	146
Tabla 58. Ecuación Normalizada 1. Test de Cointegración de Johansen. Series Anuales.....	147
Tabla 59. Test de Dickey-Fuller Residuos Relación de Cointegración (Ecuación Normalizada 1).....	147
Tabla 60. Ecuación Normalizada 2. Test de Cointegración de Johansen. Series Anuales.....	148
Tabla 61. Test de Dickey-Fuller Residuos Relación de Cointegración (Ecuación Normalizada 2).....	149
Tabla 62. Ecuación Normalizada 3. Test de Cointegración de Johansen. Series Anuales.....	150
Tabla 63. Test de Dickey-Fuller Residuos Relación de Cointegración (Ecuación Normalizada 3).....	151
Tabla 64. Ecuación Normalizada 4. Test de Cointegración de Johansen. Series Anuales.....	152
Tabla 65. Test de Dickey-Fuller Residuos Relación de Cointegración (Ecuación Normalizada 4).....	153
Tabla 66. Test de Causalidad a la Granger. Caso Bivariado. Series Mensuales.....	157
Tabla 67. VAR no Restringido. Test de Causalidad a la Granger. Series Mensuales (1/4).....	158
Tabla 68. VAR no Restringido. Test de Causalidad a la Granger. Series Mensuales (2/4).....	159
Tabla 69. VAR no Restringido. Test de Causalidad a la Granger. Series Mensuales (3/4).....	160
Tabla 70. VAR no Restringido. Test de Causalidad a la Granger. Series Mensuales (4/4).....	161
Tabla 71. Resultados Ecuación ? ? ? ?. Test de Causalidad a la Granger. Series Mensuales.....	161
Tabla 72. Test de Causalidad a la Granger. Caso Multivariado. Series Mensuales.....	162
Tabla 73. Test de Causalidad a la Granger. Caso Bivariado. Series Anuales.....	163
Tabla 74. VAR no Restringido. Test de Causalidad a la Granger. Series Anuales (1/2).....	164
Tabla 75. VAR no Restringido. Test de Causalidad a la Granger. Series Anuales (2/2).....	165
Tabla 76. Resultados Ecuación ? ? ? ?. Test de Causalidad a la Granger. Series Mensuales.....	165
Tabla 77. Test de Causalidad a la Granger. Series Anuales.....	166
Tabla 78. Coeficiente de Correlación. Datos Transformados. Factor Común y Componentes Cíclicos. Factores Específicos y Componentes de Tendencia. Filtros de Kalman y Hodrick-Prescott. Series Mensuales.....	174
Tabla 79. Coeficiente de Correlación. Datos Transformados. Factor Común y Componentes Cíclicos. Factores Específicos y Componentes de Tendencia. Filtros de Kalman y Pasabanda. Series Mensuales.....	174
Tabla 80. Coeficiente de Correlación. Componentes Cíclicos y Componentes de Tendencia. Filtros de Hodrick-Prescott y Pasabanda. Series Mensuales.....	175

Tabla 81. Resultados Tests de Raíz Unitaria Factores Filtro de Kalman. Series Mensuales.....	176
Tabla 82. Resultados Tests de Raíz Unitaria Factores Filtro de Kalman. Series Anuales.	177
Tabla 83. Resultados Tests de Raíz Unitaria Componentes Cíclicos y de Tendencia Hodrick-Prescott. Series Mensuales.....	178
Tabla 84. Resultados Tests de Raíz Unitaria Componentes Cíclicos y de Tendencia Pasabanda. Series Mensuales...	179
Tabla 85. Estadísticas Básicas Datos Transformados. Factores Kalman. Series Mensuales.....	180
Tabla 86. Estadísticas Básicas Datos Transformados. Factores Kalman. Series Anuales.	181
Tabla 87. Estadísticas Básicas Datos Transformados. Componentes Hodrick-Prescott. Series Mensuales.....	182
Tabla 88. Estadísticas Básicas Datos Transformados. Componentes Pasabanda. Series Mensuales.	183
Tabla 89. Resultados Tests de Raíz Unitaria. Datos Transformados. Factores Filtro de Kalman. Series Mensuales...	184
Tabla 90. Resultados Tests de Raíz Unitaria. Datos Transformados. Factores Filtro de Kalman. Series Anuales.	185
Tabla 91. Resultados Tests de Raíz Unitaria. Datos Transformados. Componente de Tendencia Filtro de Hodrick-Prescott. Series Mensuales.....	186
Tabla 92. Resultados Tests de Raíz Unitaria. Datos Transformados. Componente de Tendencia Filtro de Pasabanda. Series Mensuales.	187
Tabla 93. Estadísticas Básicas Producción industrial. Series Mensuales.	191
Tabla 94. Estadísticas Básicas Tasas de Interés. Series Mensuales.	193
Tabla 95. Estadísticas Básicas Tipos de Cambio. Series Mensuales.	195
Tabla 96. Correlación Producción Industrial entre Países. Series Mensuales.....	199
Tabla 97. Correlación Tasas de Interés entre Países. Series Mensuales.....	200
Tabla 98. Correlación Tipos de Cambio entre Países. Series Mensuales.....	200
Tabla 99. Estadísticas Básicas Producción industrial. Series Anuales.....	202
Tabla 100. Estadísticas Básicas Tasas de Interés. Series Anuales.....	204
Tabla 101. Estadísticas Básicas Tipos de Cambio. Series Anuales.	206
Tabla 102. Correlación Producción Industrial entre Países. Series Anuales.....	210
Tabla 103. Correlación Tasas de Interés entre Países. Series Anuales.....	211
Tabla 104. Correlación Tipos de Cambio entre Países. Series Anuales.	211
Tabla 105. Resultados Tests de Raíz Unitaria Indicadores Macroeconómicos. Series Mensuales.	212
Tabla 106. Resultados Tests de Raíz Unitaria Indicadores Macroeconómicos. Series Anuales.....	213
Tabla 107. Resultados Tests de Raíz Unitaria. Datos Transformados. Indicadores Macroeconómicos. Series Mensuales.	218
Tabla 108. Resultados Tests de Raíz Unitaria. Datos Transformados. Indicadores Macroeconómicos. Series Anuales.	219
Tabla 109. Test de Causalidad a la Granger. Factor Común Filtro de Kalman e Índices de Producción Industrial. Series Mensuales.....	221
Tabla 110. Test de Causalidad a la Granger. Factor Común Filtro de Kalman e Índices de Producción Industrial. Series Anuales.	222
Tabla 111. Test de Causalidad a la Granger. Factor Común Filtro de Kalman y Tasas de Interés. Series Mensuales.	223
Tabla 112. Test de Causalidad a la Granger. Factor Común Filtro de Kalman y Tasas de Interés. Series Anuales.	224
Tabla 113. Test de Causalidad a la Granger. Factor Común Filtro de Kalman y Tipos de Cambio. Series Mensuales.	225
Tabla 114. Test de Causalidad a la Granger. Factor Común Filtro de Kalman y Tipos de Cambio. Series Anuales. ..	226
Tabla 115. Estadísticas Básicas Precios. Series Anuales.	228
Tabla 116. Resumen de Tests Aplicados a los Datos. Series Anuales (1/2).	229
Tabla 117. Resumen de Tests Aplicados a los Datos. Series Anuales (2/2).	230
Tabla 118. Análisis Exploratorio de Factores. Series Anuales.	231

Tabla 119. Ponderadores y Coeficientes del Modelo Filtro de Kalman. Series Anuales.....	232
Tabla 120. Resultados Tests de Estacionaridad Aplicados a Factores. Series Anuales.....	233
Tabla 121. Parte de la Varianza Explicada por cada Factor. Series Anuales.	233
Tabla 122. Correlación entre Factores y Precios de los Metales. Series Anuales.....	233
Tabla 123. Correlación entre Indicadores Macroeconómicos y Precios de Metales. Series Anuales.....	239
Tabla 124. Correlación entre Indicadores Macroeconómicos y Factor Común. Series Anuales.	240
Tabla 125. Resultados Test de Causalidad entre el Factor Común y los Indicadores Macroeconómicos. Series Anuales.	241
Tabla 126. Resultados Regresión Factor Común con Variables Macroeconómicas (1). Series Anuales.....	242
Tabla 127. Resultados Regresión Factor Común con Variables Macroeconómicas (2). Series Anuales.....	242

CAPÍTULO 1: INTRODUCCIÓN Y OBJETIVOS

1.1.-Introducción

Durante los últimos años se ha dado un *gran ciclo* en el precio de algunos *commodities*, los que han presentado una duración poco común de valores elevados. Según datos del FMI, en el año 2007 el precio del cobre aumentó en un 357% anual con respecto al 2002, y el aluminio un 95% en el mismo período (valores nominales).

Este trabajo busca estimar el impacto que tienen distintas variables macroeconómicas en el precio de determinados metales, con el objeto de contar con un estudio que muestre de manera cuantitativa de qué forma la situación internacional afecta el valor de mercado de estos minerales. Esto es particularmente importante para Chile, que tiene una economía fuertemente basada en la exportación de este tipo de recursos. Contar con estudios que indiquen las maneras en que éstos se pueden ver afectados siempre será útil, pues son una fuente de información que puede ser utilizada para tomar las medidas necesarias una vez identificadas las variables relevantes.

Los *commodities* se caracterizan por tener períodos de alzas y bajas en su cotización. Una primera explicación para esto es la existencia de *shocks* de demanda, que frente a una oferta inelástica (al menos en el corto plazo), provoca un aumento en el nivel de precios. Luego, una vez que la oferta se ajusta a la mayor demanda, disminuyen las presiones sobre los precios, permitiendo que éstos lleguen nuevamente a su equilibrio de largo plazo. Independiente de esto, es interesante notar que algunos metales muestran tendencias similares en la evolución de sus valores de mercado. Por lo tanto deben existir otros factores que tengan un impacto común sobre todos ellos y que incidan en este patrón temporal de su cotización. Entre estos factores se puede pensar en las tasas de interés de las economías, el nivel de producción en ellas, el tipo de cambio y la inflación.

Existe una amplia variedad de estudios económicos relacionados al tema del comportamiento de los precios de los metales y su variabilidad. **Moore (1980, 1988)**, realiza un estudio de la influencia del ciclo económico en el precio mediante el análisis de factores comunes. Los movimientos de corto plazo en los precios se atribuyen a la inelasticidad de la oferta, lo que provoca que los precios estén más expuestos a la demanda, que a su vez refleja efectos macroeconómicos (**Davutyan y Roberts, 1991; Grilli y Yang, 1981; Labys et al., 1998 y Slade, 1981**).

En este estudio se sigue el trabajo de **Labys, Achou y Terraza (1999)**. En su investigación, estos autores analizan la existencia de factores específicos a cada metal y un factor común (que explica por qué los precios de *commodities* metales presentan tendencias similares). Posteriormente relacionan este factor a variables indicativas del ciclo económico mundial. Los resultados más importantes obtenidos por estos autores son que el factor común explica entre el 71% y el 16% de la varianza de los metales considerados en su estudio. Los factores específicos a su vez explican entre el 81% y el 63% de la misma. Además, el efecto de la producción industrial es de suma importancia, mientras las otras variables tienen una incidencia mucho menor.

Los metales considerados en este estudio son aluminio, cobre, estaño, plomo y zinc, cada uno de los cuales se transa en la Bolsa de Metales de Londres. Los datos corresponden a precios mensuales, desde Enero de 1971 a Mayo de 2007. Las variables económicas elegidas para el estudio son el nivel de producción industrial, tasas de interés y el tipo de cambio. Estos datos se obtienen del Fondo Monetario Internacional (FMI), que entrega anualmente un inventario con estadísticas de la economía mundial.

1.2.-Objetivos

1.2.1.-Objetivo General

- Realizar un estudio acerca del comportamiento de los precios de algunos *commodities* minerales de acuerdo al ciclo económico internacional, donde el rápido crecimiento de la actividad mundial y otras variables estuvieron detrás del fuerte aumento que tuvo el precio de algunos metales hasta el tercer trimestre del año 2006¹. Se busca realizar una evaluación cuantitativa del efecto que tienen estas variables macroeconómicas sobre los precios de estos metales.

1.2.2.-Objetivos Específicos

- Estudiar la existencia de factores comunes que puedan justificar los patrones similares que se observan en la tendencia de los precios de los *commodities* considerados.
- Cuantificar el impacto que estas variables macroeconómicas tienen en esto. Y ver qué importancia relativa tienen cada una de ellas.
- Finalmente, a partir de este trabajo se busca motivar un tema interesante de tratar en mayor profundidad y que aquí sólo se analiza de modo general: la competitividad de países ricos en recursos minerales. Esto desde el punto de vista de si es útil diversificar la base productiva considerando el efecto que el ciclo económico tiene sobre los precios.

Una observación importante se debe hacer en este punto. Esto es que existen muchas otras variables que influyen en los precios de los metales más allá de las condiciones económicas de los mercados, que son las que representan los costos de operación. Por ejemplo, las regulaciones medioambientales cada vez son más fuertes, por lo que las operaciones mineras son más caras. También influye el envejecimiento de los depósitos y el avance tecnológico. En la hipótesis de este trabajo los movimientos del ciclo económico *-ceteris paribus-* afectan los precios de los metales en estudio.

¹ Se realiza el estudio hasta esa fecha ya que al momento de recolectar la información los datos del FMI se encontraban actualizados hasta entonces.

1.3.-Alcances

Se espera que el estudio indique o muestre que los *shocks* macroeconómicos influyen en el ciclo de precios de estos *commodities*, lo que permitiría explicar por qué éstos muestran semejanzas en el movimiento histórico de sus precios. De especial interés en este caso es el impacto del crecimiento de la economía de China (su nivel de producción industrial), sobre todo en el caso del cobre, pues entre las explicaciones que se han dado para explicar su alto valor, se encuentra la gran demanda de insumos por parte del país asiático.

El principal software utilizado en el desarrollo de este trabajo es GAUSS 7.0. Para la obtención de estadísticas relevantes y otros resultados complementarios también se usaron los softwares EVIEWS 6.0, STATA 10, MATLAB 7.0 y GSLIB.

1.4.-Estructura del Trabajo

En el desarrollo de este trabajo se utilizan series de tiempo mensuales y anuales. Con el objeto de no sobrecargar la presentación, en el cuerpo principal se presenta el estudio y análisis solamente para el caso de precios de *commodities* con datos mensuales. En la sección Anexos se detallan los tests realizados diferenciando cuando se utilizan datos en distinta frecuencia. En el último punto de dicha sección se dan los resultados utilizando series anuales.

CAPÍTULO 2: ANTECEDENTES TEÓRICOS

2.1.-Producción Mundial

En este punto se describe a grandes rasgos la producción mundial de cada uno de los cinco *commodities* considerados para esta investigación (USSG; 2008). La Figura 1 muestra la producción primaria total anual de cada uno de estos metales entre 1945 y 2006. En la sección Anexos se da una descripción y principales usos de cada uno, ver página 87.

- **Aluminio**

El aluminio primario se produjo en 42 países en 2006. China, Rusia, Canadá, y los Estados Unidos, en orden decreciente, produjeron más de la mitad del total mundial. La producción mundial primaria metálica aumentó en el 5% con respecto a 2005, principalmente debido a un aumento del 20% de la producción en China.

Se espera que la demanda mundial por aluminio se incremente a una tasa ligeramente menor que los años pasados y que la demanda por parte de China para permanezca fuerte. La consolidación de productores primarios se espera que continúe como consecuencia de la globalización de los mercados de materias primas.

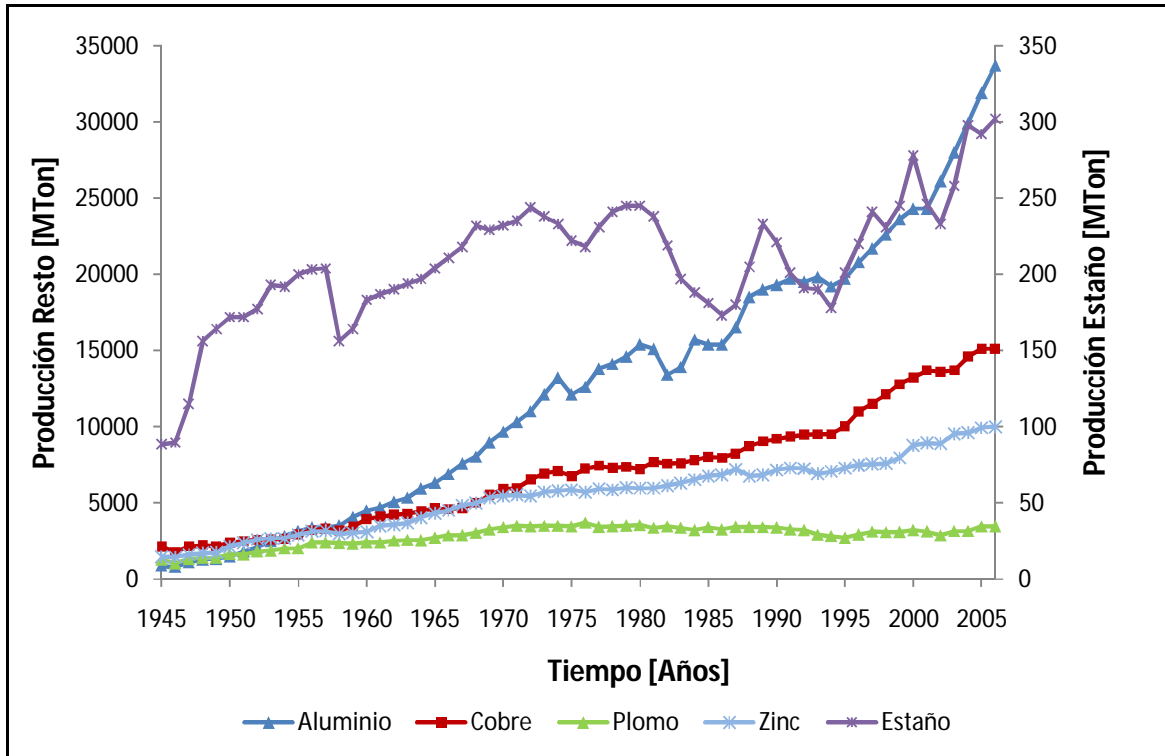


Figura 1. Producción Primaria Mundial Anual de cada Commodity. Período 1945-2006.

El precio de productor² de Estados Unidos (Alcoa) fue desechado en 1986. Los precios se comenzaron a determinar en la Bolsa de Metales de Londres en 1979 y progresivamente se impuso sobre el precio de productor.

- **Cobre**

La producción global de cobre se mantuvo inalterada en 2006. Debido a déficits de producción en Chile, Indonesia, y México, la producción global de mina no alcanzó su nivel previsto, y la utilización en la capacidad minera cayó por quinto año consecutivo. Estados Unidos produce aproximadamente el 8% de la producción mundial detrás de Chile, que genera el 36% del total. China representa el 21% de consumo global de este metal.

Los productores chilenos y de África Central establecieron un precio de productor entre 1961 y 1966, año en que colapsó. La mayor parte de las ventas fuera de los Estados Unidos subsecuentes se han basado en los precios determinados por la Bolsa de Metales de Londres (LME por sus siglas en inglés). Dentro de ese país ese tipo de precios continuó hasta bien entrados los años ochenta.

- **Estaño**

Durante el año 2006 el suministro de estaño tuvo un déficit moderado. Como consecuencia de esto, el precio de este metal aumentó en un 17% a partir del año 2005. De los 20 países en los cuales se produjo, los primeros cinco dan cuenta del 93% de la producción mundial, correspondiente a 304.000 t. China fue el productor principal (41% de la producción mundial), seguida de Indonesia (30%), Perú (13%), Bolivia (6%) y Brasil (4%). Las reservas de estaño en el mundo se estiman en 6,1 millones de toneladas métricas. La mayor parte de estas reservas se encuentran en Asia y Sudamérica.

La mayor parte del comercio de estaño estaba controlado por las operaciones del International Tin Council (ITC) entre 1964 hasta 1985. Con el colapso del ITC los precios se volvieron enteramente determinados por el mercado.

- **Plomo**

La producción minera mundial de plomo aumentó en 20,000 t o 1%, a 3,47 Mt en 2006 en relación a 2005. De los 38 países en los cuales se extrajo, los primeros 5 generaron el 79% de la producción mundial total. China fue el productor principal, con el 35% del total, seguido de Australia con el 20%, los Estados Unidos con un 12%, Perú con el 9% y México con un 3%.

Dentro de Estados Unidos el precio de productor persiste, pero la gran mayoría de la industria del plomo ha utilizado los precios establecidos por la LME como la base para ellos.

² Este tipo de práctica se genera cuando existen pocos oferentes y muchos usos finales y clientes. Los precios en general son determinados por una firma o productor líder y son seguidos por los otros oferentes.

- **Zinc**

Globalmente, el crecimiento en la demanda por zinc superó la producción de zinc refinado en 2006, que se vio restringida por una escasez de concentrados. China, el principal consumidor de zinc refinado, representó aproximadamente el 30% del consumo de zinc refinado en 2006. Estados Unidos, el segundo consumidor más importante, alcanzó el 10% del consumo mundial. De los consumidores más importantes, Bélgica, China, Francia, Alemania, India, la República de Corea, y los Estados Unidos aumentaron el consumo en 2006; Italia, Japón y Taiwán lo disminuyeron. A nivel regional, el consumo de este metal aumentó en todas las regiones del mundo, excepto África. La producción mundial de mina se elevó a 10 Mt en 2006. Los productores principales de concentrado, en orden descendente, fueron China, Australia, y Perú.

La mayoría de los negocios globales se basan en los precios de la LME. Dentro de los Estados Unidos el precio de productor perduró hasta 1993. En todos los otros lugares este tipo de precio se mantuvo entre 1964 y 1988.

2.2.-El Boom de los Commodities

De acuerdo a diversos estudios, está casi en la naturaleza de los *commodities* presentar movimientos en su cotización con un comportamiento cíclico. La razón de esto es que las decisiones de oferta que toman los agentes (como llevar a cabo la explotación en una mina), se hacen antes de conocer el precio final de venta del producto. Los productores no conocen con certeza ni la demanda futura por el *commodity* ni el detalle de las decisiones de producción de otros productores, por lo que a nivel agregado se tiene una suma de decisiones independientes de producción. Mientras mayor sea el rezago entre las decisiones de inversión y la puesta en marcha y el real aumento de la producción, más prolongado será el ciclo de precios.

Dentro de los trabajos que estudian este comportamiento, los autores **Labys, Lesourd y Badillo (1998)** analizan la existencia de ciclos de precio en metales, con foco en los movimientos de corto plazo³. Su interés se basa en que estas fluctuaciones de precios son interesantes no sólo a raíz de la inestabilidad que imponen en los mercados, sino porque además reflejan cambios en la actividad económica. Sus resultados más importantes apoyan la existencia de un comportamiento cíclico en las fases de expansión, contracción y duración para un grupo de *commodities*. Esto sugiere la existencia de actividad cíclica de más corto plazo a la que se pensaba con anterioridad a su trabajo. Además, encontraron la presencia de dos tipos de ciclos, el último de los cuales es de naturaleza estocástica e invariante en el tiempo. El primer ciclo se caracteriza por una periodicidad en general menor a 12 meses, mientras el segundo tiene una periodicidad mayor a un año.

La Figura 2 siguiente ilustra algunos de sus resultados (valores corresponden a meses):

Cycles	Aluminum	Copper	Gold	Lead	Silver	Tin	Tungsten	Zinc
Expansion phase								
Number	10.0	13.0	4.0	7.0	7.0	6.0	6.0	7.0
Min duration	7.0	7.0	12.0	7.0	8.0	13.0	7.0	6.0
Max duration	31.0	28.0	41.0	48.0	29.0	42.0	68.0	64.0
Mean duration	18.7	13.5	22.8	21.9	18.3	25.2	25.8	19.7
Amplitude	0.39	0.46	0.61	0.65	0.76	0.49	0.78	0.66
Contraction phase								
Number	8.0	11.0	7.0	9.0	10.0	5.0	5.0	8.0
Min duration	6.0	6.0	7.0	8.0	6.0	9.0	14.0	11.0
Max duration	33.0	46.0	29.0	56.0	47.0	41.0	113.0	32.0
Mean duration	18.2	17.2	19.4	21.3	23.1	43.0	45.4	28.8
Amplitude	0.48	0.44	0.48	0.59	0.58	0.58	1.03	0.67
Overall cycle								
Number	18.0	24.0	11.0	16.0	17.0	11.0	11.0	15.0
Min duration	7.0	6.0	7.0	7.0	6.0	9.0	7.0	6.0
Max duration	41.0	46.0	41.0	56.0	47.0	42.0	113.0	64.0
Mean duration	39.3	30.7	42.2	43.2	41.4	68.2	71.2	48.5
Amplitude	0.53	0.45	0.53	0.65	0.69	0.53	0.94	0.69

Figura 2. Características de la Duración de los Ciclos de Precios de algunos Metales.

³ Los metales analizados son: aluminio, cobre, oro, plomo, níquel, plata, estaño, tungsteno y zinc.

Los distintos *commodities* tienen comportamientos diferentes en cuanto la duración de sus ciclos y a los mecanismos que provocan los mismos. Los *commodities* industriales tienen un nivel de producción más volátil, pues la demanda se ve fuertemente afectada por el ciclo económico mundial. Aún cuando todos los *commodities* son sensibles a la capacidad de repuesta, la duración de los *booms* y caídas en el sector asociado a los minerales, metales y al petróleo tienden a ser de mayor duración que en los mercados agrícolas, pues hay mayores rezagos entre la inversión en nuevas instalaciones y el aumento en la producción y oferta de ellos. Los cambios de producción reflejan principalmente *shocks* de demanda, y precios y cantidades se mueven en tándem, aumentando en períodos de alta demanda y disminuyendo cuando ésta se contrae. En el caso de los *commodities* agrícolas, la situación es diferente, pues los precios se tienden a mover en dirección opuesta a los *shocks* de oferta (suben cuando la oferta cae y caen cuando ésta se expande).

La demanda global por metales y minerales se relajó bruscamente a principios de los noventa y volvió a sus tasas de tendencia sólo a partir de 1997. Tal como en el caso del petróleo, el aumento de precios de los metales que comenzó en 2003 no fue producto de un aumento inusitado de la demanda, sino que reflejaba principalmente bajos inventarios y una capacidad de producción deprimida. De hecho, la alta correlación existente durante los años 2003-2006 entre el precio de metales y el precio de minerales y petróleo no es algo común (**Banco Mundial, 2008**). Históricamente la correlación entre estos *commodities* ha sido más baja, pues precios más altos del petróleo tienden a afectar negativamente la producción industrial y la demanda por metales.

El gran aumento de precios de los *commodities* de los últimos cinco años ha sido el más pronunciado del siglo, tanto por su duración como por la cantidad de *commodities* involucrados, tal como se aprecia de la Figura 3:

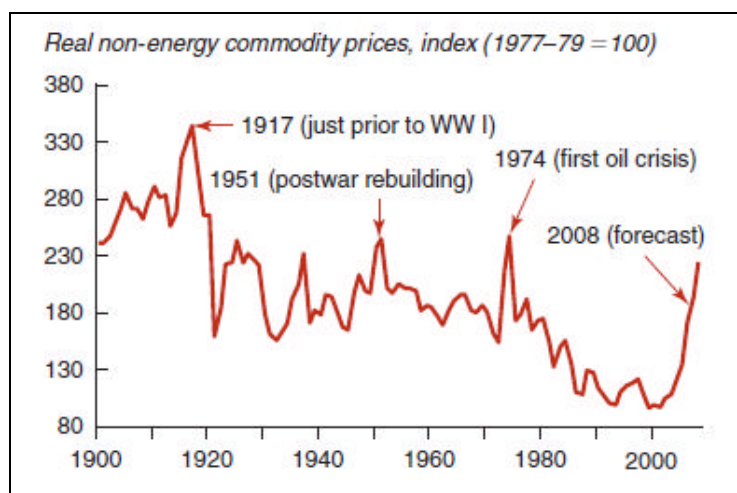


Figura 3. Precios de Commodities en el Tiempo⁴.

Entre las causas fundamentales que explican el aumento de la demanda por materias primas se encuentra el incremento de la intensidad de uso de metales por parte de China. Esto comenzó en el año 1995, pero se hizo notar con mucha más fuerza a comienzos del nuevo milenio.

⁴ Banco Mundial, 2008. “*Commodities at the crossroads 2009*”.

Los motivos de esto son el aumento de la inversión en infraestructura de ese país y su *boom* de exportaciones. Según el Banco Mundial (2008), en la actualidad la intensidad de uso de metales en China es cuatro veces superior al de países industrializados y dos veces superior a la de países en vías de desarrollo⁵. La Figura 4 ilustra esto:

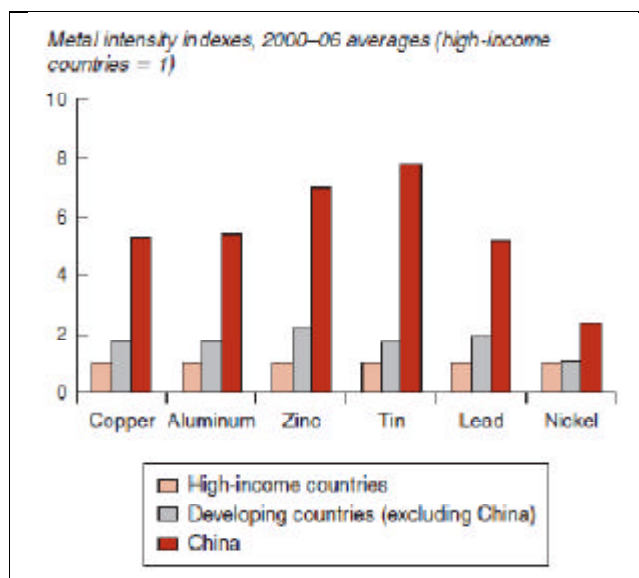


Figura 4. Intensidad de Uso de algunos Metales en China⁶.

En relación a los efectos sobre la economía de los países en vías de desarrollo, la situación internacional, como la ralentización de la economía, los afectará básicamente a través de mecanismos indirectos, como la caída que ahora se evidencia en los precios de los *commodities* y una baja en sus exportaciones. En relación a los metales, muchos de ellos han caído sustancialmente en los últimos meses debido a la baja en la demanda y a una mejora en los prospectos por el lado de la oferta. En particular, los precios del zinc han caído cerca de tres cuartas partes y los del plomo han caído más de un 60%. El cobre es uno de los metales que mantuvo precios altos en la primera mitad de 2008. A pesar de sufrir una caída en la demanda, numerosas interrupciones en la oferta junto con huelgas y demoras en comenzar nuevas operaciones contribuyeron a mantener los precios altos. Éstos cayeron en la segunda mitad a causa de la crisis y el debilitamiento de la economía mundial. El aluminio ha mantenido precios altos, pues su demanda aún se mantiene alta y el costo de la electricidad ha aumentado (ésta representa un input importante en su producción) (**Banco Mundial, 2008**).

De acuerdo al Banco Mundial (2008), al tomar un índice conjunto para metales y minerales, se esperaba que sus precios caigan en un 25% en 2009 y en un 5% adicional en 2010 en relación a 2008.

⁵ La intensidad de uso de metales se define como la razón entre la demanda por metales y el Producto Interno Bruto. A medida que un país se desarrolla, este indicador aumenta, al pasar de una actividad agrícola a una más industrializada, para luego disminuir una vez que hay un cambio productivo al sector servicios.

⁶ Banco Mundial, 2008. "Commodities at the crossroads 2009".

2.3.-Commodities, Ciclo Económico y Análisis de Factores

Existe una cantidad importante de trabajos de investigación relacionados al tema de *commodities* y su vinculación a la actividad económica mundial, los que utilizan de manera intensiva herramientas de econometría y estudio de series de tiempo multivariadas.

A continuación se realiza un breve resumen de algunas de estas investigaciones. También se incluyen algunos trabajos de análisis de factores no ligados al estudio de *commodities*, pero que también son utilizados como referencia para este trabajo.

Grilli y Yang (1981) realizan un estudio del comportamiento de los precios de *commodities* desde 1948 a 1980 a nivel global y sectorial. Su propósito es hacer un análisis que considere diferentes *commodities*, a diferencia de investigaciones pasadas que analizaban un solo mercado. Para los autores si bien estos trabajos eran importantes, no se hacían cargo de otros temas relevantes, como la influencia que tiene el ciclo económico en países industrializados sobre los precios relativos de los *commodities* (en relación al precio de bienes manufacturados), lo que para algunos países se aproxima a sus términos de intercambio. Tampoco había estudios acerca de cómo las tasas de interés o los tipos de cambio afectaban el precio de los *commodities*.

A partir de modelos de equilibrio simple de determinación de precios, muestran que el ciclo económico tiene un efecto mucho más fuerte en el precio de metales que en *commodities* ligados a la industria de alimentos. La producción industrial tiene un efecto positivo en el precio relativo. Por otra parte, cambios en las tasas de interés influyen de forma negativa el precio, siendo este efecto más fuerte y significativo en los metales y en materias primas agrícolas no relacionadas a los alimentos. A su vez, la inestabilidad en el tipo de cambio también afecta el precio, esta vez de un modo positivo. La volatilidad del tipo de cambio parece influenciar el comportamiento de accionistas, que tienden a diversificar su patrimonio de corto plazo en diferentes tipos de activos, incluyendo *commodities*.

Entre sus conclusiones destacan la importancia de integrar los determinantes reales y monetarios en el análisis del comportamiento en los precios de *commodities*. Cambios anuales en sus precios (sin considerar al petróleo) relativos a productos manufacturados, dependen de la actividad económica de países industrializados, del crecimiento de la base monetaria internacional y otros factores que afectan la demanda de otros *commodities* importantes.

Engle y Watson (1981) utilizan un modelo de series de tiempo multivariadas para estimar la tasa de salario no observada de la ciudad de Los Ángeles.

La idea del paper es que la medición de esta tasa en una Región se complica por la diferencia de salarios dentro de ella y por la diferencia en la mixtura de habilidades entre las industrias del lugar. De esa forma, lo que los autores hacen es separar los movimientos de la tasa de salario a nivel metropolitano en un componente nacional, un componente a nivel metropolitano global y un componente específico a la industria analizada. Proponen que existe una justificación económica para esta descomposición, pues el componente nacional mide no sólo los cambios de la economía de Estados Unidos como un todo a través de la inflación y el ciclo económico, sino que también captura los cambios tecnológicos, de preferencias, en la oferta o demanda de productos de alguna industria nacional y los resultados de alguna negociación colectiva que pueden afectar el sueldo de una Región particular. En tanto, el componente metropolitano refleja la demanda y oferta de trabajo en el

mercado laboral del área. Finalmente, el factor específico considera las situaciones particulares de la industria y la Región.

El modelo se plantea en la forma “*Estado-Espacio*”, realizan un *Análisis Dinámico* de factores mediante del *Filtro de Kalman* y se estiman los parámetros mediante *Máxima Verosimilitud*. Posteriormente realizan una comparación entre las predicciones hechas por su este modelo con una regresión simple y concluyen que el error de predicción es menor en el primer caso.

Stock y Watson (1988) desarrollan un modelo de series de tiempo que define de modo implícito una variable que se puede considerar como un indicador del *estado general* de la economía. El modelo se basa en la hipótesis de que los *comovimientos* en muchas variables macroeconómicas tienen un elemento común que se puede capturar por una variable subyacente que no es observada, la que representa el indicador anterior. El modelo que se estima es lineal en las variables no observadas, por lo que se utiliza el *Filtro de Kalman* para construir una *Función Gaussiana de Verosimilitud* y luego estimar los parámetros desconocidos del modelo mediante *Máxima Verosimilitud*.

Se utilizan datos de producción industrial, ingreso real individual, ventas reales del comercio y manufactura y empleo en establecimientos no agrícolas desde 1959 a 1987. Luego de realizar la estimación encuentran que la variable subyacente se encuentra altamente correlacionada con las series oficiales del Departamento de Comercio de Estados Unidos (utilizadas para medir el estado global de la economía). Otra de las conclusiones importantes es que al incorporar algunas variables tradicionales (como los inventarios de manufactura y comercio), se obtienen predicciones útiles del crecimiento de estas series.

Pindyck y Rotenberg (1990) analizan la existencia de un fenómeno denominado *exceso de comovimiento*, que se produce cuando los precios de un determinado número de *commodities* que en teoría no están relacionados tienden a moverse en conjunto. Este *comovimiento* es mayor a lo que pueden explicar ciertas variables macroeconómicas que tienen un efecto común a todos ellos, como la inflación, las tasas de interés, tipos de cambio y variaciones en la demanda agregada.

En su estudio utilizan datos mensuales (desde 1960 a 1985) de siete *commodities*: algodón, trigo, cobre, oro petróleo, cacao y madera. La idea es cubrir un espectro amplio de insumos que no estén relacionado entre sí (o al menos su correlación sea lo más baja posible). Como resultado de su estudio obtienen que las variables macroeconómicas que utilizan no son capaces de explicar completamente el patrón en los precios de los *commodities* analizados, aunque también plantean que esto puede ser producto de no considerar otras variables que también pueden ser importantes, por lo que su modelo podría estar incompleto (entre las variables consideradas están la producción industrial, el índice de precios al consumidor y tasas de interés). Otra explicación que se da es que en realidad las variables macroeconómicas utilizadas no son exógenas, y cambios de precio de varios *commodities* individuales pueden tener un efecto importante en ellas.

En caso de que en realidad exista este *exceso de comovimiento*, uno de los motivos que lo pueden provocar es que existan restricciones de liquidez, es decir que la caída en el precio de un *commodity* afecte a los demás debido a que perjudica a los especuladores que poseen varios *commodities* al mismo tiempo. Otra explicación es que los actores en el mercado de *commodities* reaccionen en tándem frente a factores no económicos, burbujas o “efectos

sicológicos del mercado”. Finalmente, otra conclusión relevante de su investigación es que los precios pueden presentar ruido (reversión a la media de alta frecuencia), en cuyo caso ni las variables macroeconómicas ni los precios de otros *commodities* podrían explicar la mayor parte de los cambios en los precios mensuales de *commodities* individuales.

Palaskas y Varangis (1991) realizan un estudio como respuesta al trabajo de Pindyck y Rotenberg, y analizan si los precios de ciertos *commodities* tienen el patrón de movimiento descrito por estos últimos aun cuando no están correlacionados (no tienen elasticidades cruzadas), y si los *shocks* comunes a todos ellos no pueden explicar el *comovimiento*.

En su investigación, utilizan técnicas de cointegración en series de tiempo y modelos de corrección de errores para datos mensuales y anuales. Con esto realizan tests para determinar si existe una relación de largo plazo entre precios de *commodities* no relacionados, y todos ellos aceptan la hipótesis de *comovimiento*. Luego examinan si existe *exceso de comovimiento* de corto plazo que no pueda ser explicado por variables macroeconómicas.

En un resultado similar al de Pindyck y Rotenberg, Palaskas y Varangis también encuentran que el poder explicativo de las variables macroeconómicas se reduce al pasar de datos de baja frecuencia (anuales) a datos de alta frecuencia (mensuales). Sus conclusiones indican que no es claro que exista este *exceso de comovimiento*, ya que al usar datos mensuales, ni las variables macroeconómicas ni los precios de otros *commodities* pueden explicar la mayor parte de la variación de algún *commodity* particular, aunque los tests que aplican pueden ser inadecuados, ya que existen errores que no se distribuyen de forma normal. Sin embargo, cuando se utilizan datos anuales el poder explicativo de las variables macroeconómicas es mucho más alto (de hecho pueden dar cuenta prácticamente de todo el *comovimiento*), pero los precios de otros *commodities* aun no son capaces de explicar las variaciones de un *commodity* determinado.

Finalmente, y como complemento a las razones entregadas por Pindyck y Rotenberg, plantean otra causa de por qué se puede dar el exceso de *comovimiento*. Sugieren que los agentes toman un tiempo para distinguir entre *shocks* macroeconómicos y *shocks* específicos a la oferta de cada *commodity* particular. Si se da el último y afecta a uno o más mercados de *commodities*, los agentes lo pueden confundir con un *shock* macro y pueden tomar posesiones más largas en unos y más cortas en otros *commodities*. Luego se produce el ajuste en caso que se obtenga la información correcta.

Borensztein y Reinhart (1994) analizan las fluctuaciones en los mercados de *commodities*, tomando un punto de vista más amplio que el utilizado hasta entonces, que consistía básicamente en encontrar una relación estable y predecible entre el precio de los *commodities* y algunas variables macroeconómicas, principalmente el nivel de producción industrial y el tipo de cambio real del dólar estadounidense. Los autores destacan que a principios de la década del 80 la producción industrial en países desarrollados era baja y el dólar se encontraba apreciado casi en un 50 por ciento en términos reales, lo que era consistente con la visión “por el lado de la demanda” de la debilidad en el precio real de *commodities*.

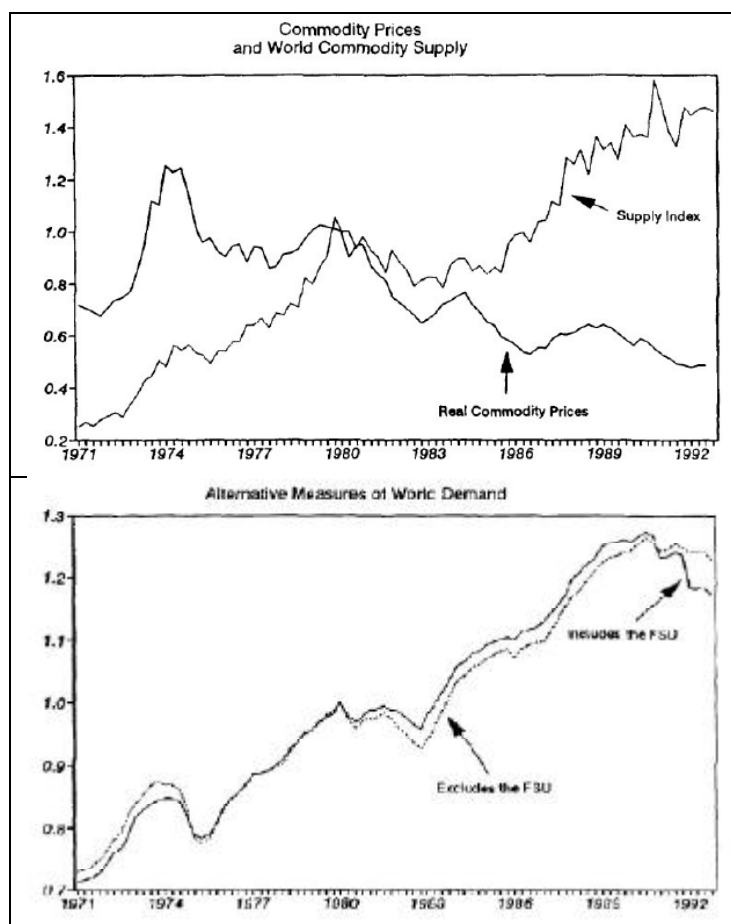


Figura 5. Factores que Afectan el Precio de Commodities⁷.

Sin embargo, después de 1984, a pesar de que existía un dólar debilitado y un resurgimiento en el nivel de producción en países industrializados, el precio real de los *commodities* continuaba bajo, lo que generaba un *puzzle* con los análisis previos. Como ilustra la Figura 5, se puede ver que durante esos años la evolución de los precios fue acompañada por un incremento en el volumen de las importaciones de países desarrollados. Para ellos, la caída en los precios no se debía completamente a un desplazamiento interior de la demanda, sino que un movimiento hacia afuera de la curva de oferta también tiene que haber jugado un rol preponderante.

Lo que hacen entonces, es considerar en el análisis la oferta de *commodities* y la demanda agregada de países del Este de Europa y la Unión Soviética, además de los tradicionales países industrializados. Sus conclusiones principales indican que, tal como se espera en teoría, la oferta de *commodities* afecta su precio de una manera negativa y predecible. Al considerar este efecto se reduce la sobreestimación de los precios de *commodities* que el marco tradicional de análisis (hasta entonces) lograba predecir. Finalmente puntualizan que aunque el modelo estructural no es superior a un *random walk* para predecir precios a corto plazo (1 a 4 trimestres), sí lo hace para períodos más largos (más de 1 año).

⁷ Fuente: “*The Macroeconomic Determinants of Commodity Prices*”, 1994.

Engel y Valdés (2001) hacen un estudio de diferentes modelos para predecir el precio del cobre a mediano plazo. A partir de otros trabajos, encuentran que el *camino aleatorio* tiene en la mayoría de los casos mejores resultados que modelos econométricos más complejos (los que usualmente miden su capacidad predictiva al interior de la muestra de datos). Concluyen que el supuesto de que la serie de precios de este metal sigue un *camino aleatorio* es una hipótesis difícil de rechazar cuando se comparan proyecciones fuera de muestra menores a un año. Para plazos medianos (dos a cinco años), los mejores resultados los entrega un modelo autoregresivo de primer orden.

Cuddington y Liang (2003) encuentran que la volatilidad de los precios reales de los *commodities* primarios, definidos como el precio nominal de los mismos deflactado por un índice de manufactura, es más alto bajo regímenes de tipo de cambio flexible que con tipo de cambio fijo. En su estudio consideran datos de 1854 a 1992, donde identifican tres períodos con tipo de cambio flexible y tres con tipo de cambio fijo. A partir de la investigación, concluyen que el *puzzle* de por qué la volatilidad de los precios de *commodities* varía con el tipo de cambio se puede relacionar con el *puzzle* relacionado a los principales determinantes del tipo de cambio. Los resultados indican que el mecanismo que relaciona el tipo de cambio con el precio de *commodities* es distinto al que existe entre el primero y el precio de bienes manufacturados, lo que parece reflejar las diferentes estructuras de mercado de ambos bienes.

Gerlach y Yin (2004) utilizan el modelo desarrollado por Stock y Watson para construir estimadores trimestrales de la actividad económica en Hong Kong. Las variables que utilizan son el índice de precios de propiedades, ventas del retail, el índice Hang Seng y el total de exportaciones como índices coincidentes.

Para estimar el componente común no observado y desarrollar el índice de compósitos coincidentes se realiza un *Análisis Dinámico* de factores, donde se estiman los parámetros mediante el *Filtro de Kalman y Máxima Verosimilitud*. Se asume que cada variable cuenta con un factor común y un componente idiosincrático, cuyas innovaciones se encuentran no correlacionadas para todos los rezagos y adelantos. Luego de estimar su modelo prueban la utilidad del mismo al medir su capacidad de predicción del factor no observado en los primeros nueve meses de 2003. Una vez hecho esto, se estudia la relación entre el PIB y el componente común, y se aprecia que el modelo dinámico es capaz de dar cuenta de las fluctuaciones de la actividad económica de Hong Kong de modo razonable.

Cuddington y Jerret (2008) estudian la existencia de “*súper ciclos*” en los precios de metales. Para ello utilizan la técnica del *Filtro de Pasabanda* para extraer componentes cíclicos particulares de las series de tiempo en estudio. Ellos definen un “*súper ciclo*” como aquel que cuenta con dos características. Primero como aquellos ciclos de períodos largos con precios altos entre 10 a 35 años; y segundo, que son amplios en el sentido que afectan una variedad importante de *commodities* industriales, como metales y otros recursos no renovables.

Los metales considerados en su análisis son aluminio, cobre, estaño, níquel, plomo y zinc. Plantean que el uso del *Filtro de Pasabanda* es adecuado para el estudio de los “*súper ciclos*”, ya que se puede definir el rango de periodicidades cíclicas que los constituyen y mediante este Filtro extraerlas. De esa forma, cada serie de precio se divide en la suma de un componente que representa la tendencia de largo plazo (aquella que tiene todos sus componentes cíclicos con períodos superiores a 70 años), el “*súper ciclo*” (SC, donde las alzas de precio duran entre

10 y 35 años y por ende el ciclo completo va desde 20 hasta 70 años) y componentes cíclicos más cortos (10 a 20 años).

La Figura 6 resume los resultados al filtrar cada serie.

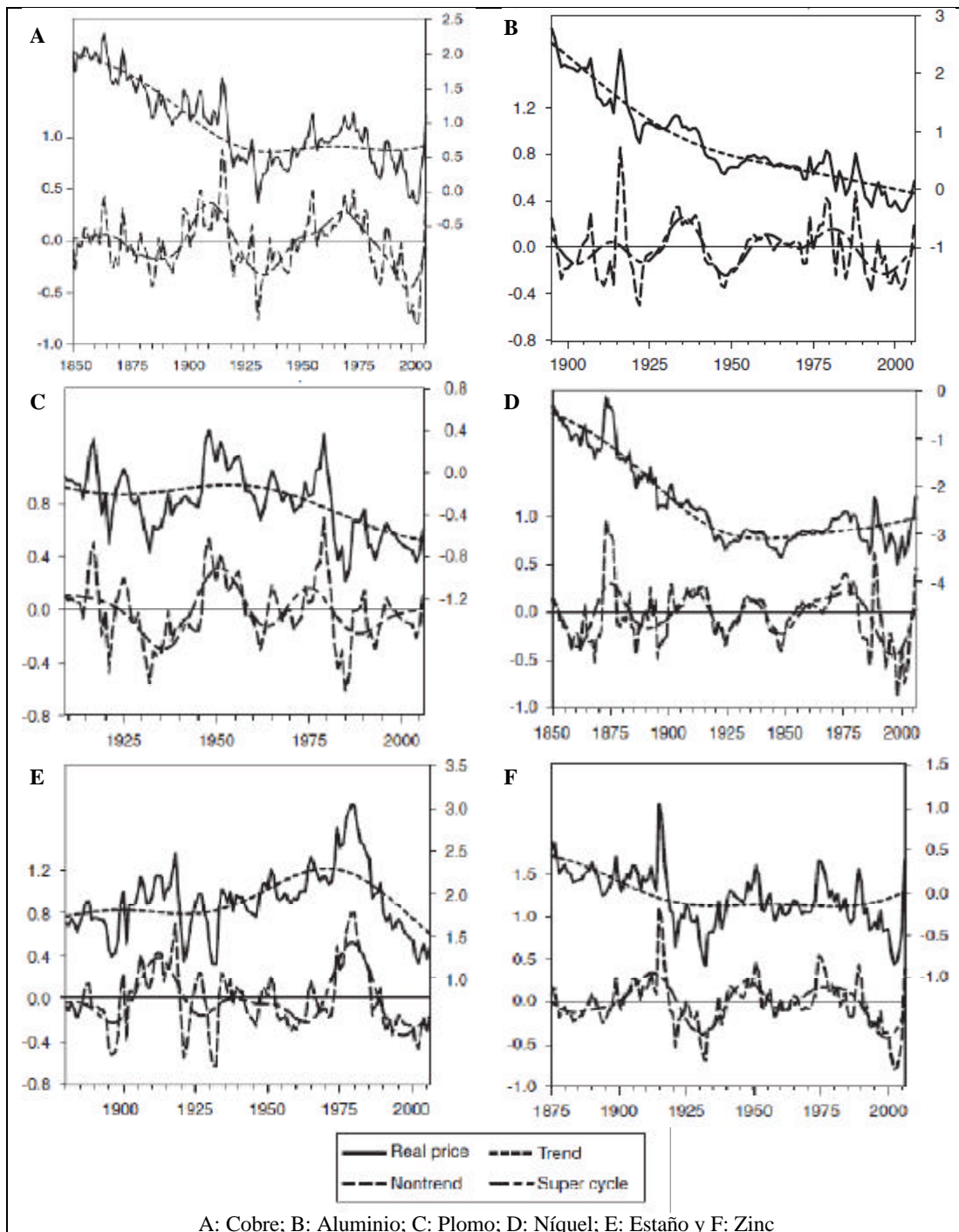


Figura 6. Componentes Cíclicos de cada Serie de Precios⁸.

⁸ Fuente: "Super Cycles in Real Metal Prices?", 2008.

Se puede ver por ejemplo que para el caso del cobre (parte inferior en el gráfico A), la importancia de los ciclos de corta duración (como el *ciclo económico*) es importante. Esto se refleja en el grado en que difiere el componente del “*súper ciclo*” (SC) con el de “*no tendencia*”, donde este último se define como la suma del factor de “*otros ciclos*” más el de “*súper ciclo*”.

Para estimar la importancia de coeficientes comunes que pueden afectar al componente que representa el “*súper ciclo*” y que no son observados, utilizan un *Análisis de Componentes Principales*. Después de este análisis, obtienen que el primer componente principal es capaz de explicar el 66% de la *co-variación* conjunta de los SCs de estos metales. Así obtienen que hay una correlación positiva entre estos componentes para los seis metales en estudio, como ilustra la Figura 7 a continuación.

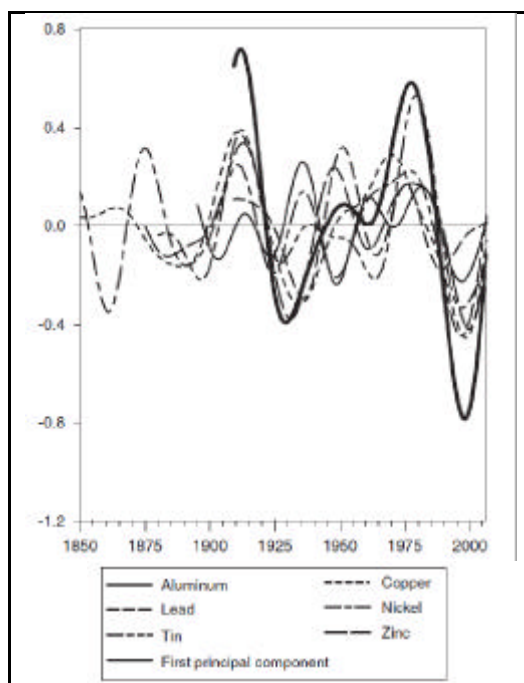


Figura 7. Componentes Reales del Súper Ciclo y Primer Componente Principal⁹.

Entre sus conclusiones se destaca que encuentran evidencia considerable que apoya la existencia de tres “*súper ciclos*” para el precio real de estos metales, definidos en su investigación como aquellos componentes cíclicos con fases de expansión entre 10 a 35 años. La amplitud de este tipo de ciclos es alta, con variaciones entre 20 y 40% sobre y bajo las tendencias de largo plazo. Además, del análisis por correlaciones simples y por componentes principales encuentran que los “*súper ciclos*” de estos *commodities* se encuentran altamente correlacionados. Finalmente, la evidencia estadística a partir del uso del *Filtro de Pasabanda* es consistente con la idea de los analistas en inversiones y expertos de mercado que el precio de los metales entró en la fase temprana de un “*súper ciclo*” al comienzo del siglo XXI.

Cuddington y Jerret (2008) extienden su trabajo previo y en este caso analizan la existencia de “*súper ciclos*” en el caso del acero y otros metales relacionados. Al igual que para el caso

⁹ Fuente: “*Super Cycles in Real Metal Prices?*”, 2008.

de la investigación anterior, la motivación para este estudio es que este tipo de análisis es importante tanto desde el punto de vista público como privado. Las compañías mineras necesitan tener información sobre el nivel de precios actual y las tendencias y ciclos futuros para tomar sus decisiones de inversión. Por otra parte, los gobiernos de aquellos países donde la actividad minera juega un rol preponderante en la economía y entrega ingresos significativos producto de los impuestos también tienen interés en los precios y en sus pronósticos.

Para realizar su investigación los autores utilizan datos anuales para el acero, el hierro y molibdeno (las series de precios son de 156, 109 y 92 años respectivamente). Utilizan la misma herramienta que permite filtrar las series, el *Filtro de Pasabanda*, y nuevamente dividen las series de precio en tres componentes: un componente de tendencia de largo plazo, el componente de “*súper ciclo*” (SC) y uno que representa otros componentes cíclicos (este filtro se aplica a las series de tiempo con el objeto de “dejar pasar” algunas frecuencias y remover los componentes de frecuencias más altas y más bajas que la deseada).

Después de aplicar este Filtro, obtienen que los tres componentes SCs tienen amplitudes diferentes, pero que crecen en conjunto a principios de 1900. Posteriormente, durante 1940-60, el componente SC del hierro se mueve en una fase distinta, y luego de 1960 vuelven a estar en la misma fase. La correlación entre los componentes SC del acero y molibdeno es más alta (0,87) a la que existe entre el hierro y estos dos metales (0,38 con el molibdeno y 0,30 con el acero). Posteriormente realizan un *Análisis de Componentes Principales* (PCA por sus siglas en inglés) de estos SCs, con el que identifican tres componentes comunes no observables que de manera conjunta explican el comportamiento de estos metales. Utilizan el análisis PCA para descomponer la matriz de varianza-covarianza de los SCs de las tres series de precios. Los resultados indican que el primer componente principal explica el 86% de la *co-variación* en el grupo de componentes SC.

Como conclusión obtienen que la presencia de “*súper ciclos*” en los precios del acero, hierro y molibdeno es clara. Filtrar mediante la técnica de *Pasabanda* genera más soporte a la existencia de estos ciclos prolongados con periodicidad entre 35-70 años. Además, algo cierto relacionado a estos SCs es que si ellos son de verdad provocados por el lado de la demanda, mientras existan continuos movimientos hacia afuera en la curva de demanda sobre una curva de oferta con pendiente ascendente, niveles de precio sobre la tendencia se pueden sostener. Así, la tarea analítica es tratar de entender la gran demora en la respuesta de la oferta a esta sostenida alta demanda.

2.4.-Filtros

2.4.1.-Filtro de Kalman¹⁰

- **Presentación**

Si y_t representa un vector de n variables observadas en t , se puede representar una gran cantidad de modelos dinámicos para y_t en términos de un vector de variables no observadas x_t de dimensión n , denominado el vector de estado. La representación *Estado-Espacio* de la dinámica de y está dada por el siguiente sistema de ecuaciones:

Ecuación de estado o de transición:

$$x_{t+1} = \Phi x_t + \Gamma \epsilon_t \quad (2.4.1)$$

Ecuación de observación o de medición:

$$y_t = \Theta x_t + \nu_t \quad (2.4.2)$$

Donde Φ y Θ son matrices de parámetros de dimensión $n \times n$ y $n \times n$ respectivamente y ν_t es un vector de n variables exógenas (o variables predeterminadas).

El vector ϵ_t de dimensión n y el vector ν_t de dimensión n representan *ruido blanco*:

$$\epsilon_t \sim N(0, \Sigma) \quad (2.4.3)$$

$$\nu_t \sim N(0, \Omega) \quad (2.4.4)$$

Es decir,

$$\begin{bmatrix} \epsilon_t \\ \nu_t \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \Sigma & 0 \\ 0 & \Omega \end{bmatrix} \right) \quad (2.4.5)$$

Donde Σ y Ω son matrices de dimensión $n \times n$ respectivamente. Las innovaciones ϵ_t y ν_t no están correlacionadas para todos los rezagos:

$$\text{Cov}(\epsilon_t, \nu_s) = 0 \quad (2.4.6)$$

El hecho que y_t sea exógena significa que no provee información acerca de x_{t+1} o x_t para $t > 0$ más allá de la contenida en y_t .

El sistema anteriormente descrito se utiliza típicamente para describir una serie finita de observaciones y_1, \dots, y_T para las cuales se necesitan supuestos acerca de los valores iniciales del vector de estado x_0 . Se asume que x_0 no está correlacionada ni con ϵ_t ni ν_t :

¹⁰ Basado en Hamilton, 1994 y Harvey, 1989.

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_T &= (X_T' X_T)^{-1} X_T' y_T \\ \hat{\beta}_T &= (X_T' X_T)^{-1} X_T' y_T \end{aligned} \quad (2.4.7)$$

El algoritmo construye un estimador de β , basado en información disponible en T , con $\hat{\beta}_T$.

Los parámetros que resultan de la estimación son $\hat{\beta}_T$.

- **Predicciones Basadas en el Algoritmo**

Se considera el modelo definido por las ecuaciones (2.4.1) a (2.4.6). Sea $\hat{\beta}_T$ el estimador óptimo de β basado en observaciones hasta T incluyendo y_T . Se define $\hat{\Sigma}_T$ la matriz de varianza-covarianza de los errores del estimador:

$$\hat{\Sigma}_T = (X_T' X_T)^{-1} \sigma^2 \quad (2.4.8)$$

Predicción de y_T

Se define

$$\begin{aligned} \hat{y}_T &= X_T \hat{\beta}_T \\ \hat{y}_T &= X_T \hat{\beta}_T \end{aligned}$$

Donde \hat{y}_T denota la proyección lineal de y_T en X_T y una constante

Se asume que y_T no contiene información más allá de la contenida en X_T ,

$$y_T = X_T \beta + \epsilon_T \quad (2.4.9)$$

$$\hat{y}_T = X_T \hat{\beta}_T \quad (2.4.10)$$

$$\hat{y}_T = X_T \hat{\beta}_T \quad (2.4.11)$$

$$\hat{y}_T = X_T \hat{\beta}_T \quad (2.4.12)$$

Actualización de \hat{x}_t :

Luego \hat{x}_t se puede actualizar cuando se tiene una nueva observación de y_t :

$$\hat{x}_{t|t} = \hat{x}_{t|t-1} + K_t (y_t - H_t \hat{x}_{t|t-1}) \quad (2.4.13)$$

Así

$$\hat{x}_{t|t} = \hat{x}_{t|t-1} + K_t (y_t - H_t \hat{x}_{t|t-1}) \quad (2.4.14)$$

$$\hat{x}_{t|t} = \hat{x}_{t|t-1} + K_t (y_t - H_t \hat{x}_{t|t-1}) + \hat{x}_{t|t-1} - \hat{x}_{t|t-2} \quad (2.4.15)$$

con $K_t = P_{t|t-1} H_t^T (H_t P_{t|t-1} H_t^T + R_t)^{-1}$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t H_t P_{t|t-1} \quad (2.4.16)$$

Predicción de \hat{x}_t :

$$\hat{x}_{t|t} = \hat{x}_{t|t-1} \quad (2.4.17)$$

$$\hat{x}_{t|t} = \hat{x}_{t|t-1} + K_t (y_t - H_t \hat{x}_{t|t-1}) + \hat{x}_{t|t-1} - \hat{x}_{t|t-2} \quad (2.4.18)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t H_t P_{t|t-1} \quad (2.4.19)$$

Los valores de partida para el *Filtro de Kalman* se pueden especificar en términos de \hat{x}_0 y P_0 o $\hat{x}_{0|0}$ y $P_{0|0}$. Dadas estas condiciones iniciales se obtiene un estimador del vector de estado cada vez que se tenga una nueva observación.

Si el proceso x_t es estacionario, la recursión comienza al imponer la media y la varianza de x_t igual a sus valores de estado estacionario.

• **Estimación de Parámetros por Máxima Verosimilitud**

La teoría tradicional de *Máxima Verosimilitud* se basa en situaciones cuando un conjunto de n observaciones y_1, \dots, y_n son independiente e idénticamente distribuidas. La función de densidad conjunta está dada por:

$$f(y_1, \dots, y_n) = \prod_{t=1}^n f(y_t) \quad (2.4.20)$$

Donde

$f(y_1, \dots, y_n)$: Densidad de probabilidad conjunta del n set de observaciones

Cuando se tienen las observaciones, y_1, \dots, y_T se interpreta como la *Función de Verosimilitud* y el estimador de *Máxima Verosimilitud* se encuentra al maximizar esta función respecto a θ .

En el caso de las series de tiempo las observaciones no son independientes, por lo tanto la ecuación (2.4.20) no es aplicable. Por esta razón se utiliza la función de densidad de probabilidad condicional, y se escribe la función de densidad conjunta como:

$$L(\theta) = \prod_{t=1}^T f(y_t | y_{1:t-1}, \theta) \quad (2.4.21)$$

Donde

$f(y_t | y_{1:t-1}, \theta)$: Distribución de y_t condicional en el conjunto de información en $y_{1:t-1}$, es decir $f(y_t | y_{1:t-1}, \theta) = g(y_t | \mathcal{I}_{t-1}, \theta)$

Se definen las innovaciones ε_t como la diferencia entre y_t y su mejor estimador basado en información hasta $t-1$ más cualquier variable exógena en t (\mathcal{I}_{t-1}):

$$y_t = \hat{y}_t + \varepsilon_t \quad (2.4.22)$$

Se define ahora la matriz de varianza-covarianza de las innovaciones, Σ (dada por la ecuación (2.4.12)) como función solamente de los parámetros del modelo (conocidos). La *Función de Máxima Verosimilitud* puede escribirse en términos de las innovaciones como sigue:

$$L(\theta) = \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \varepsilon_t' \Sigma^{-1} \varepsilon_t\right\} \quad (2.4.23)$$

Donde θ representa el vector de parámetros desconocidos.

Un esquema del algoritmo se ilustra en la Figura 8:

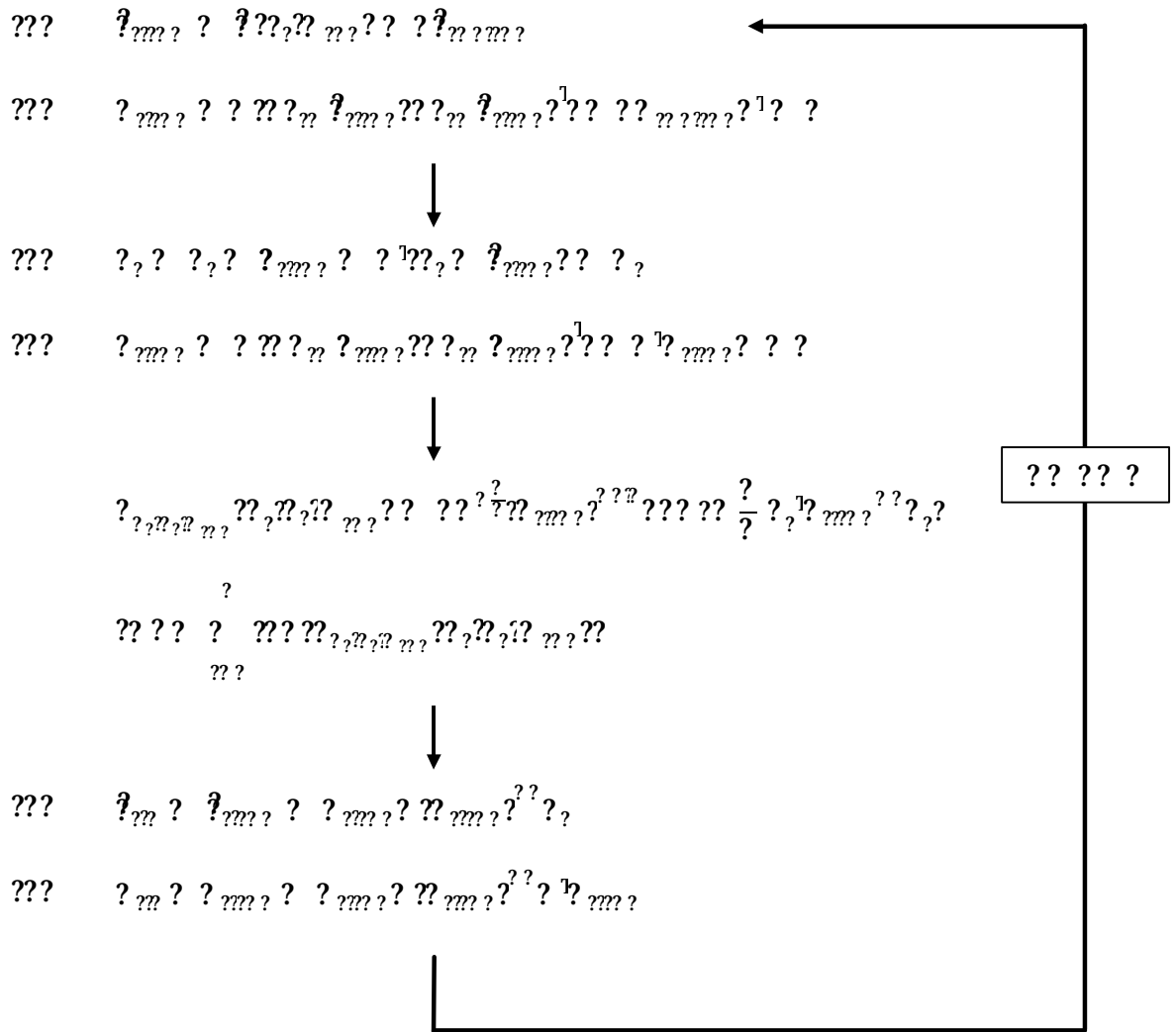


Figura 8. Esquema Filtro de Kalman.

2.4.2.-Filtro de Hodrick-Prescott

Una herramienta que permite descomponer una serie de tiempo de interés en dos componentes, uno cíclico y otro de tendencia, es el *Filtro de Hodrick-Prescott*.

La idea básica es expresar la serie como la suma de una *tendencia secular* y una desviación transitoria de dicha tendencia, denominada *ciclo*:

$$y_t = \tau_t + c_t \quad (2.4.24)$$

Para la ecuación anterior se debe contar con alguna definición preliminar de qué se entiende por *ciclo* y *tendencia*. Esto porque tales componentes no son observadas, y cualquier descomposición se debe sustentar en una base conceptual.

El *Filtro de Hodrick-Prescott* extrae el componente de tendencia τ_t , resolviendo:

$$y_t = \tau_t + c_t \quad (2.4.25)$$

La suavidad del componente de *tendencia* o *crecimiento* se mide por la suma de los cuadrados de su segunda diferencia: $\sum (y_{t+2} - 2y_{t+1} + y_t)^2 = \sum (y_{t+2} - 2y_{t+1} + y_t)^2$, donde τ representa el operador de rezagos.

En la ecuación (2.4.25), el parámetro λ controla la *suavidad* de la serie de tendencia ajustada τ_t ($\lambda > 0$). Es decir, cuando $\lambda \rightarrow 0$, la tendencia se aproxima a la serie real, mientras que si $\lambda \rightarrow \infty$ la tendencia se vuelve lineal (en este último caso la primera diferencia $\tau_t - \tau_{t-1}$ tiende a una constante y la solución del problema a un ajuste por mínimos cuadrados de una tendencia lineal).

El término c_t corresponde al componente cíclico o desviaciones de la senda de largo plazo (se espera que en un horizonte amplio su promedio sea cero).

La ecuación (2.4.25) se puede expresar como:

$$y_t = \tau_t + c_t \quad (2.4.26)$$

Representando esta última ecuación en forma matricial:

$$\begin{bmatrix} \dot{y} \\ \dot{z} \\ \dot{w} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a & b & c \\ d & e & f \\ g & h & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ z \\ w \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} j \\ k \\ l \end{bmatrix} \quad (2.4.27)$$

Donde el término $\begin{bmatrix} j \\ k \\ l \end{bmatrix}$ representa:

$$\begin{bmatrix} j \\ k \\ l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 G_1 & \gamma_2 G_2 & \gamma_3 G_3 \\ \gamma_1 G_4 & \gamma_2 G_4 & \gamma_3 G_4 \\ \gamma_1 G_5 & \gamma_2 G_5 & \gamma_3 G_5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ z \\ w \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_1 g_1 & \gamma_2 g_2 & \gamma_3 g_3 \\ \gamma_1 g_4 & \gamma_2 g_4 & \gamma_3 g_4 \\ \gamma_1 g_5 & \gamma_2 g_5 & \gamma_3 g_5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ z \\ w \end{bmatrix}$$

La condición de primer orden es:

$$\begin{bmatrix} \dot{y} \\ \dot{z} \\ \dot{w} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a & b & c \\ d & e & f \\ g & h & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ z \\ w \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} j \\ k \\ l \end{bmatrix} \quad (2.4.28)$$

Y el componente cíclico se puede obtener como:

$$\begin{bmatrix} \dot{y} \\ \dot{z} \\ \dot{w} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a & b & c \\ d & e & f \\ g & h & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ z \\ w \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} j \\ k \\ l \end{bmatrix} \quad (2.4.29)$$

El parámetro γ , que controla la aceleración en el componente de tendencia (las variaciones en la tasa de crecimiento del componente de tendencia) debe ser positivo para garantizar que se alcanza un mínimo.

2.4.3.-Filtro de Pasabanda

- **Descripción del Filtro**

Para construir un *Filtro de Pasabanda* (en inglés *Band-Pass Filter*) para la extracción de los datos se deben cumplir los siguientes criterios (Everts, M.; 2006):

1. La aplicación del Filtro de Pasabanda debe resultar en una serie estacionaria.
2. El Filtro debe extraer un rango especificado de periodicidades.
3. Debe dejar las propiedades del componente extraído sin afectar.
4. No debe introducir cambios de fase, es decir, no debería alterar las relaciones de tiempo entre series en cualquier frecuencia.

Everts, M (2006) describe en detalle cada uno de los puntos anteriores. Aquí solamente se presenta un breve resumen a modo de introducción.

Se asume que una serie se puede escribir como la suma ponderada de procesos estrictamente periódicos. Una función arbitraria que se repite cada cierto período consiste de oscilaciones armónicas, es decir funciones *seno* y *coseno* con diferentes fases y amplitudes y frecuencias bien definidas. Es decir, la serie de tiempo puede ser representada mediante la suma infinita de funciones *seno* y *coseno*. La *Ecuación de Fourier* se puede escribir como:

$$x(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} [A_k \cos(2\pi f_k t + \phi_k) + B_k \sin(2\pi f_k t + \psi_k)] \quad (2.4.30)$$

Donde $f_k = \frac{1}{T_k}$. La ecuación anterior se puede representar mediante la relación de *Euler*:

$$x(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} C_k e^{i(2\pi f_k t + \phi_k)} \quad (2.4.31)$$

Luego $x(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} C_k e^{i(2\pi f_k t + \phi_k)}$ y $s_{f_k}(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} C_k e^{i(2\pi f_k t + \phi_k)}$

Al definir $C_k = \frac{1}{2} [A_k - iB_k] e^{-i\phi_k}$, para $f_k > 0$; $C_{-k} = \frac{1}{2} [A_k + iB_k] e^{-i\phi_k}$ para $f_k < 0$ y $C_0 = \frac{1}{2} [A_0 - iB_0] e^{-i\phi_0}$ para $f_k = 0$, queda:

$$x(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} C_k e^{i(2\pi f_k t + \phi_k)} \quad (2.4.32)$$

Así, el *Filtro de Pasabaja* ideal toma la forma:

$$\frac{Y(\omega)}{X(\omega)} = \frac{1}{1 - \alpha e^{-j\omega T}} \quad (2.4.33)$$

Con una función de frecuencia:

$$Y(\omega) = \frac{1}{1 - \alpha e^{-j\omega T}} X(\omega) \quad (2.4.34)$$

Mientras que $\alpha < 1$ para $\omega = 0$, para $\omega = \pi/T$ y $\omega = 2\pi/T$ para $\omega = \pi/T$.

La definición de ganancia y fase de un filtro lineal en forma compleja está dada por:

$$H(\omega) = |H(\omega)| e^{j\phi(\omega)} \quad (2.4.35)$$

Donde $|H(\omega)|$ corresponde a la ganancia y $\phi(\omega)$ es la fase del filtro. El primer término indica la magnitud del cambio en la amplitud de los componentes cíclicos. La fase se refiere al grado de desplazamiento de estos componentes.

Si una serie de tiempo no se ve afectada, el *Filtro de Pasabaja* ideal que permite pasar a las frecuencias entre $0 \leq \omega < \pi/T$, debe tener una ganancia de 1 para $0 \leq \omega < \pi/T$ y 0 para $\omega > \pi/T$. Luego,

$$H(\omega) = \begin{cases} 1 & 0 \leq \omega < \pi/T \\ 0 & \omega > \pi/T \end{cases} \quad (2.4.36)$$

Por donde ningún cambio de fase debe ocurrir, la fase del Filtro $H(\omega)$ debe ser 0, por lo que es necesario que $\phi(\omega) = 0$ para $0 \leq \omega < \pi/T$. Entonces:

$$H(\omega) = \frac{1}{2} \left[1 + e^{-j\omega T} \right] \quad (2.4.37)$$

Los pesos individuales w_n del *Filtro de Pasabaja* se pueden obtener a partir de la *Transformada de Fourier*. La ecuación (2.4.34) queda:

$$Y(\omega) = \frac{1}{2} \frac{1}{1 - \alpha e^{-j\omega T}} X(\omega) \quad (2.4.38)$$

Mientras que $s_{\omega}^2 = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} |x[n]|^2$.

Como ω_c y ω_s para ω_c y ω_s , se pueden determinar los pesos individuales para ω_c y ω_s .

$$w_c = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\omega_c}{\omega_s} \right) \quad w_s = \frac{1}{2} \left(1 - \frac{\omega_c}{\omega_s} \right) \quad (2.4.39)$$

Aplicando la *Ecuación de Euler*, $e^{j\omega n} = \cos(\omega n) + j \sin(\omega n)$. Luego, $\cos(\omega_c n) = \frac{1}{2} (e^{j\omega_c n} + e^{-j\omega_c n})$ y $\sin(\omega_c n) = \frac{1}{2j} (e^{j\omega_c n} - e^{-j\omega_c n})$.

Recapitulando,

$$H(\omega) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{\omega_s} \cos(\omega_c n) + j \frac{1}{\omega_s} \sin(\omega_c n) \right) \quad (2.4.40)$$

El *Filtro de Pasabanda* es una combinación de dos *Filtros de Pasabaja*. Para construir un *Filtro de Pasabanda ideal* que permita frecuencias de banda ω_c y ω_s , un *Filtro de Pasabaja* con frecuencia ω_c es sustraído a un *Filtro de Pasabaja* de frecuencia ω_s .

Así, si la función de respuesta de frecuencia de dos *Filtros de Pasabaja* se caracterizan por $H_c(\omega)$ y $H_s(\omega)$, el *Filtro de Pasabanda* tiene una función de respuesta de frecuencia igual a:

$$H(\omega) = H_s(\omega) - H_c(\omega) \quad (2.4.41)$$

De la ecuación (2.4.38) se tiene que los pesos son:

$$w_c = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\omega_c}{\omega_s} \right) \quad w_s = \frac{1}{2} \left(1 - \frac{\omega_c}{\omega_s} \right) \quad (2.4.42)$$

Usando (2.4.41) y (2.4.42) se tiene:

$$H(\omega) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{\omega_s} \cos(\omega_c n) + j \frac{1}{\omega_s} \sin(\omega_c n) \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{1}{\omega_s} \cos(\omega_s n) + j \frac{1}{\omega_s} \sin(\omega_s n) \right) \quad (2.4.43)$$

Con $T = \frac{1}{f_m}$ y $\tau = \frac{1}{f_n}$, donde f_m y f_n son la máxima y mínima duración de los ciclos a ser extraídos, respectivamente.

En consecuencia, el *Filtro de Pasabanda ideal* es un Filtro lineal simétrico de la forma:

$$H(f) = \begin{cases} 1 & \text{si } f_m \leq f \leq f_n \\ 0 & \text{de otro modo} \end{cases} \quad (2.4.44)$$

Con una función de respuesta de frecuencia:

$$H(f) = \begin{cases} 1 & \text{si } f_m \leq f \leq f_n \\ 0 & \text{de otro modo} \end{cases} \quad (2.4.45)$$

Y pesos de la forma:

$$h(t) = \begin{cases} \frac{1}{2T} & \text{si } -T \leq t \leq T \\ 0 & \text{de otro modo} \end{cases} \quad (2.4.46)$$

Sin embargo, el Filtro descrito por las ecuaciones (2.4.44) a (2.4.46) corresponden a un *Filtro de Pasabanda ideal*, y para calcularlo sería necesario un proceso de media móvil infinito, lo que requiere series de largo infinito. Por esta razón se deben realizar aproximaciones. En el punto siguiente se presenta la aproximación de Christiano y Fitzgerald. Para mayor detalle sobre otras aproximaciones (Baxter y King), ver **Everts, M.; 2006**.

- **Aproximación de Christiano y Fitzgerald**

Christiano y Fitzgerald consideran el caso en que f_n existe sólo para $f_m \leq f \leq f_n$ y minimizan la función:

$$J(f) = \int_{-T}^T |h(t) - H(f)|^2 dt \quad (2.4.47)$$

Donde $H(f)$ es la función de respuesta de frecuencia del *Filtro de Pasabaja ideal*, $h(t)$ es la función de respuesta del Filtro

aproximado y $f_{\gamma}(\omega)$ representa la función de densidad espectral de x_{γ} . Esta formulación de la función de pérdida expresa que la solución al problema depende de las características de las series de tiempo de los datos filtrados, la función de densidad espectral.

El Filtro de Christiano y Fitzgerald no elimina las tendencias en una serie de datos x_{γ} . Luego, antes de aplicar este Filtro las tendencias determinísticas o estocásticas deben ser removidas.

Como resumen a lo que encuentran, el *Filtro de Pasabanda* de acuerdo a Christiano y Fitzgerald se puede escribir de la siguiente manera:

$$\hat{y}_{\gamma} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{1}{\sqrt{1 - \alpha^2}} \frac{1 - \alpha^2 e^{i\omega} + \alpha^4}{1 - 2\alpha e^{i\omega} + \alpha^2} \hat{y}_{\gamma}(\omega) e^{-i\omega} d\omega \quad (2.4.48)$$

Con una función de respuesta de frecuencia:

$$\hat{y}_{\gamma} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{1 - \alpha^2 e^{i\omega} + \alpha^4}{1 - 2\alpha e^{i\omega} + \alpha^2} \hat{y}_{\gamma}(\omega) e^{-i\omega} d\omega \quad (2.4.49)$$

Y pesos:

$$\hat{y}_{\gamma} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{1 - \alpha^2 e^{i\omega} + \alpha^4}{1 - 2\alpha e^{i\omega} + \alpha^2} \hat{y}_{\gamma}(\omega) e^{-i\omega} d\omega \quad (2.4.50)$$

Para $\alpha \in (0, 1)$. Los pesos w_{γ} quedan definidos por:

$$w_{\gamma} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{1 - \alpha^2 e^{i\omega} + \alpha^4}{1 - 2\alpha e^{i\omega} + \alpha^2} \hat{y}_{\gamma}(\omega) e^{-i\omega} d\omega \quad (2.4.51)$$

Donde ω_{\max} denota el máximo y ω_{\min} la mínima duración de los ciclos.

CAPÍTULO 3: ANÁLISIS

3.1.-Presentación de los Datos

En este trabajo se utilizan series de precios de cinco metales no ferrosos: cobre, aluminio, plomo, estaño y zinc. Se considera el período comprendido entre Enero de 1971 a Mayo de 2007. Estos datos se obtienen de un resumen de estadísticas de la economía mundial entregadas anualmente por el Fondo Monetario Internacional.

A continuación se presentan las estadísticas básicas asociadas a cada uno (datos en [US\$/Ton]):

Estadística	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Número de observaciones	437	437	437	437	437
Media	1.399,645	2.105,584	7.939,853	616,014	1.030,585
Desviación estándar	490,989	1.136,012	3.576,267	271,784	574,589
Mediana	1.371,100	1.766,130	6.610,400	543,640	924,340
Máximo	3.578,100	8.059,190	17.460,600	2.106,000	4.381,450
Mínimo	537,900	1.005,310	3.448,030	222,670	271,170

Tabla 1. Estadísticas Básicas Precios. Series Mensuales.

3.1.1.-Testeo Preliminar

Antes de comenzar a trabajar con los datos, es importante tener una idea clara de sus características y la estructura de las series de precios a utilizar. El gráfico de la página siguiente (Figura 3), muestra la evolución de las cinco series en el tiempo. A partir del mismo, se observa que si bien existen claras diferencias en el nivel de precios, al menos da la impresión que las series siguen cierta regularidad o tienen un patrón común en su movimiento, tanto en períodos de alza como de baja.

La razón que puede explicar lo anterior es que estos metales se utilizan de forma intensiva en la industria de la construcción, y en ciertas aplicaciones algunos son sustitutos de otros.

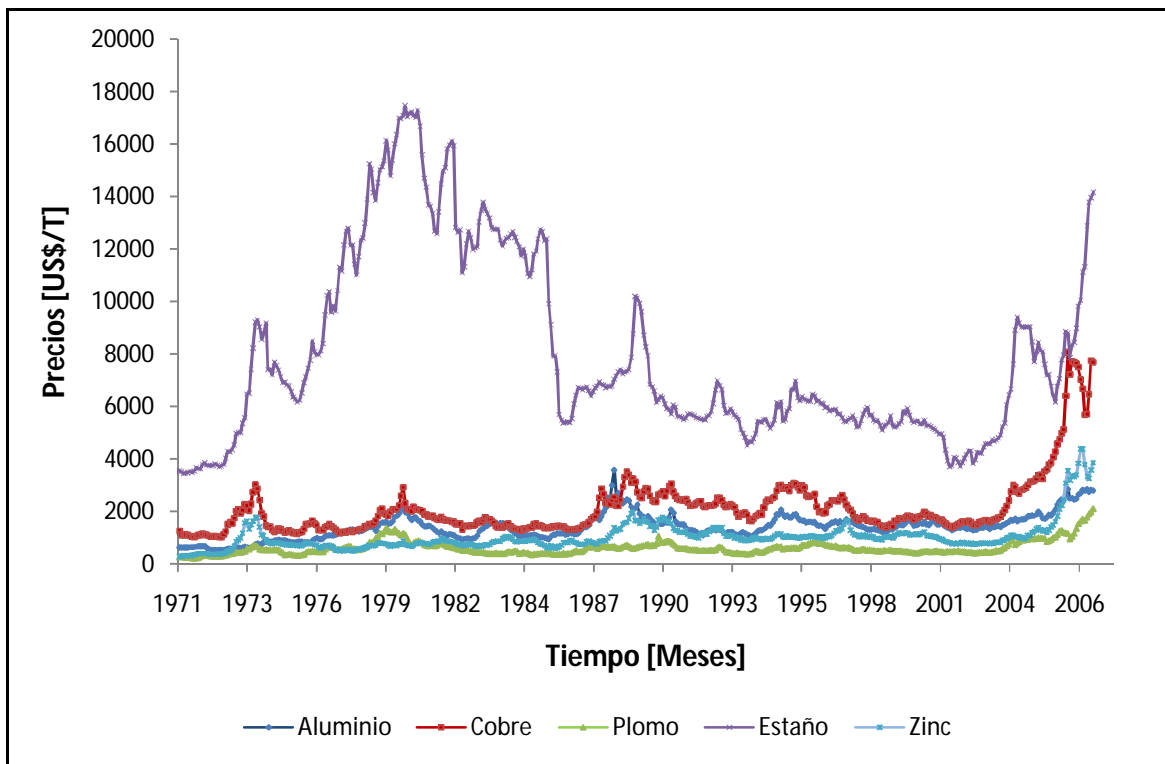


Figura 9. Precios Mensuales de cada Commodity. Período 1971-2007.

Antes de comenzar con el análisis se realizan algunos tests para caracterizar las variables con las que se trabaja. Por ejemplo si las series presentan alguna tendencia, son estacionarias, están correlacionadas, etc. El detalle de cada uno se presenta en la sección de Anexos, donde en cada uno se diferencia cuando la frecuencia de los datos es mensual o anual (ver Anexo A: Precios de Metales página 86). Para mayores antecedentes sobre los tests aplicados se puede consultar **Cromwell (1994a-1994b)**, **Enders (2004)** y **Hamilton (1994)**.

Un resumen con los resultados de las pruebas realizadas se presenta en las tablas de las páginas siguientes (Tabla 2 y Tabla 3).

Se hacen dos tipos de tests:

- Tests de Series Univariadas

El primero es el test de *raíz unitaria*. Se aplican el de *Dickey-Fuller* aumentado y *Phillips Perron*. Con ambos no se rechaza la hipótesis nula de *raíz unitaria*, por lo tanto las series de precio son no estacionarias o integradas de orden uno (???). Esto es consistente con la literatura previa. Por ejemplo, **Engel y Valdés (2001)** encuentran que los modelos que mejor predicen el precio del cobre son el *camino aleatorio* y uno autoregresivo de primer orden.

Test	Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Número de Observaciones	437	437	437	437	437
Tests de Series Univariadas					
<i>Proceso que mejor se ajusta</i> (??, ?? o ????)					
– Modelo	Random walk	Random walk	Random walk	Random walk	Random walk
Tests de Estacionaridad (¿Se rechaza la hipótesis de presencia de raíz unitaria?)					
o Datos en niveles					
– Dickey-Fuller Aumentado	No	No	No	No	No
– Phillips Perron	No	No	No	No	No
o Datos en primeras diferencias de logaritmo					
– Dickey-Fuller Aumentado	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– Phillips Perron	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Tests de Normalidad (¿Se rechaza la hipótesis de normalidad de las series?)					
– Test de Distribución Normal	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– Jarque Bera	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– SRT	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Tests de Heterocedasticidad (¿Se rechaza la hipótesis de errores homocedásticos?)					
– White	Sí	Sí	Sí	No	Sí
– Breusch-Pagan-Godfrey	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– Harvey	Sí	Sí	Sí	No	Sí
– ARCH	Sí	Sí	Sí	No	Sí
Tests de Independencia (¿Se rechaza la hipótesis de independencia?)					
– Ljung-Box	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– Box-Pierce	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– Turning Points	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– Von Neumann Ratio	No	No	No	No	No
– BDS	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Tests de Memoria (¿Se rechaza la hipótesis de no persistencia?)					
– R/S y Exponente de Hurst	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– Geweke & Porter-Hudak	No	Sí	No	Sí	No

Tabla 2. Resumen de Tests Aplicados a los Datos. Series Mensuales (1/2).

Test	Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Tests de Series Multivariadas					
Tests de Cointegración					
(¿Se rechaza la hipótesis de no cointegración?)					
– Durbin Watson	No	No	No	No	No
– Engle-Granger*	No	Sí	Sí	No	No
– Johansen	No	No	No	No	No
Tests de Causalidad					
(¿Se rechaza la hipótesis de no causalidad?)					
– Granger ⁺	No	No	No	No	No
* Resultados asociados a cada serie cuando es utilizada como variable dependiente.					
+ Resultados caso multivariado.					

Tabla 3. Resumen de Tests Aplicados a los Datos. Series Mensuales (2/2).

Para proceder con más tests se trabaja con la primera diferencia del logaritmo de las series, que sí son estacionarias (En la sección Anexos se muestra el detalle y una descripción completa de los datos transformados, ver página 107).

En segundo lugar se analiza el comportamiento de las diferencias del logaritmo de los precios (el retorno). Se realizan los contrastes de *heterocedasticidad* a un modelo autoregresivo de primer orden.

Al hacer los contrastes de *heterocedasticidad* (White, Breusch-Pagan-Godfrey y ARCH), se encuentra que mientras con series mensuales se rechaza de modo consistente la presencia de errores *homocedásticos* (salvo para el estaño), con datos anuales ocurre lo contrario (en este caso el plomo es el único metal para el cual es posible rechazar la hipótesis nula con dos de los tests aplicados). Además, es interesante notar que en este último caso resulta más difícil rechazar la hipótesis de independencia de los datos (*Ljung-Box*, *Box-Pierce*, *Turning Points*, *Von Neumann Ratio* y *BDS*), de hecho ninguno de los tests aplicados lo permite. Esto es un indicativo de que para frecuencias más bajas es más difícil construir modelos que puedan representar la evolución de la serie en cuestión. Esto porque en caso que la serie ?? sea independiente el proceso es aleatorio, por lo que no es posible construir un modelo determinístico. Salvo el test de *Von Neumann*, todas las otras pruebas rechazan la hipótesis nula de independencia lineal, por lo que se considera que las series en primeras diferencias de logaritmo son no independientes.

También se estudia si las series tienen una distribución normal. Los tests de distribución normal (*kurtosis* y *skewness*), *Jarque Bera* y *SRT* rechazan que las series se distribuyan de esta manera.

Por último se estudia la *memoria* de las series, mediante el análisis *R/S* y el exponente de *Hurst*. De este análisis no se pueden obtener resultados concluyentes.

- Tests de Series Multivariadas

En primera instancia se analiza si las series en logaritmos son cointegradas. Para esto se utilizan en primer lugar los tests de *Durbin Watson* y *Engle & Granger*. Ellos se aplican a una regresión donde cada variable se considera como variable dependiente y el resto como variables explicativas (más una constante). Los resultados de *DW* no rechazan la hipótesis nula, mientras *E&G* rechaza que las series sean no cointegradas solamente para el caso en que cobre y plomo se toman como variables dependientes.

Enseguida se aplica el test de *Johansen*, que no encuentra evidencia de cointegración para un intervalo de confianza de 95%.

Con series anuales resulta más difícil rechazar la hipótesis de que las series no están cointegradas.

Finalmente se aplica el test de *Causalidad a la Granger*. Para ello se analizan el caso *bivariado* y *multivariado*. En el primero se aplica el test para estudiar la presencia de causalidad entre cada par de variables transformadas. En este caso se acepta la hipótesis nula para la mayoría de los pares de series. Sólo se rechazan: “*la primera diferencia del logaritmo del aluminio (cobre, zinc, estaño) no causa a la Granger a la primera diferencia del cobre (aluminio, estaño, zinc)*”, respectivamente.

En el caso *multivariado* se quiere ver si alguna de las variables transformadas *causa a la Granger* conjuntamente al resto. En todos los casos se rechaza la hipótesis de que alguna de las series ayude a predecir el comportamiento del resto de manera conjunta (no se rechaza la hipótesis nula). Estos resultados son similares en ambos casos (frecuencia anual y mensual).

3.1.2.-Variables Macroeconómicas

Algo que afecta el consumo de metales es el grado de industrialización de los países y las perspectivas de crecimiento del sector industrial. Tanto el Producto Interno Bruto (PIB) de los países como el nivel de demanda y consumo están sujetos a las variaciones de la economía mundial o ciclo económico. En este trabajo se han considerado algunos países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) debido a que el total de sus países miembros contribuyen con cerca de tres cuartos del PIB mundial y demandan la mayor parte de la producción mundial de metales. Sin embargo, también es necesario considerar el aporte de países de industrialización emergente, pues ellos muestran una mayor intensidad de uso y su participación en el consumo de *commodities* es importante, tal como el caso de China (su ingreso a la Organización Mundial de Comercio y el *boom* de la actividad manufacturera que generó su acceso tiene un rol preponderante en el aumento de la demanda por metales. La inversión total en China aumentó del 36% del PIB en 1990 a un 45% en la actualidad, debido al aumento de la actividad manufacturera como a la rápida urbanización. En 2007 más del 50% del acero chino y el 44% de la demanda por cobre se utilizaba en construcción e infraestructura).

Para el estudio se utilizan indicadores de la actividad macroeconómica de 7 países de la OCDE: Alemania, Canadá, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón y el Reino Unido. Además, debido a su importancia en la economía mundial y en el *boom* de precios que han experimentado los *commodities*, también se incluyen variables de la actividad de China.

Se consideran los tipos de cambio, tasas de interés y niveles de producción industrial. Un aumento en el nivel de producción industrial está asociado a mayor demanda por *commodities*, y por ende a un aumento de sus precios. Mayores tasas de interés reducen los incentivos de inversión, y tienen el efecto opuesto. Los tipos de cambio afectarían positivamente el precios de los *commodities* (ver **Grilli y Yang; 1981**).

3.2.-Análisis Exploratorio de Factores

Antes del *Análisis Dinámico* se realiza un análisis exploratorio de factores. Lo que se hace en este punto es definir dos factores que puedan explicar la variabilidad que presentan los precios de los cinco metales considerados. De esta forma, el modelo utilizado es

$$P_{jt} = \alpha_j + \beta_{1j}F_{1t} + \beta_{2j}F_{2t} + \epsilon_{jt} \quad (3.2.1)$$

Donde los términos ϵ_{jt} indican que dicha relación no es exacta. Los parámetros β_{1j} se denominan *pesos*. Así por ejemplo, β_{1j} es el *peso* de la variable P_{jt} en el factor F_{1t} .

Este análisis no considera la evolución temporal de las variables, por lo que no se utiliza el subíndice del tiempo. Aunque no corresponde al trabajo propiamente tal que se realiza en esta Tesis, esto permitirá tener una primera impresión de la relación existente entre las series en estudio al considerar factores comunes no observables en ellas.

La varianza de P_{jt} se puede calcular como:

$$\text{Var}(P_{jt}) = \beta_{1j}^2 \text{Var}(F_{1t}) + \beta_{2j}^2 \text{Var}(F_{2t}) + \text{Var}(\epsilon_{jt}) \quad (3.2.2)$$

Si se suponen factores y errores independientes, con $\text{Cov}(F_{1t}, F_{2t}) = 0$, $\text{Cov}(F_{1t}, \epsilon_{jt}) = 0$, $\text{Cov}(F_{2t}, \epsilon_{jt}) = 0$ y $\text{Cov}(\epsilon_{jt}, \epsilon_{kt}) = 0$, se tiene

$$\text{Var}(P_{jt}) = \underbrace{\beta_{1j}^2 \text{Var}(F_{1t}) + \beta_{2j}^2 \text{Var}(F_{2t})}_{\text{Communality}} + \underbrace{\text{Var}(\epsilon_{jt})}_{\text{Varianza específica}} \quad (3.2.3)$$

La parte explicada por los factores comunes se denomina *communality*. La varianza específica es la proporción de la varianza que no es explicada por los factores comunes.

La covarianza entre dos variables está dada por:

$$\text{Cov}(P_{jt}, P_{kt}) = \beta_{1j}\beta_{1k}\text{Cov}(F_{1t}, F_{1t}) + \beta_{2j}\beta_{2k}\text{Cov}(F_{2t}, F_{2t}) \quad (3.2.4)$$

Es importante notar que los pesos no son únicos, y existe una infinidad de valores de β_{1j} que conducen a las varianzas y covarianzas teóricas, lo que es fácilmente observable al plotear los valores de los pesos en un gráfico β_{1j} vs β_{2j} . Aunque esto puede significar una desventaja, en ocasiones se tiene algún conocimiento previo sobre los resultados esperados, por lo que se puede utilizar esta propiedad para buscar el valor de los pesos más adecuado de acuerdo a cierto criterio.

A continuación se muestran los resultados obtenidos del análisis de factores para las series mensuales de precios con datos estandarizados. Para esto se utiliza el software EVIEWS. No se realiza rotación de factores. El *peso* de los factores se denota por β_{1j} para diferenciarlo del valor teórico β_{1j} . La varianza observada se denota por $\text{Var}(P_{jt})$.

Variable	Varianza Observada	Pesos de los factores		Communality	Porcentaje explicado
??	??	??	??	??	??
??	??	??	??	??	??
Aluminio	1,000	0,766	0,080	0,593	59,316
Cobre	1,000	0,976	-0,155	0,977	97,660
Estaño	1,000	0,188	0,636	0,440	43,984
Plomo	1,000	0,861	0,455	0,948	94,835
Zinc	1,000	0,904	-0,201	0,858	85,762
Total	5,000	3,133*	0,682*	3,816	76,311

* Suma de pesos al cuadrado

Tabla 4. Análisis Exploratorio de Factores. Series Mensuales.

A partir de la tabla anterior se puede ver que al ser la varianza del estaño mucho mayor a la del resto de los metales (detalle en Tabla 1, página 30), al considerar 2 factores comunes éstos dan cuenta de la misma en una proporción menor que para el resto de los *commodities*. Estos factores además explican en mayor medida la variabilidad del cobre y plomo, los metales que tienen la mayor covarianza. Finalmente, también es interesante notar que utilizando datos anuales el análisis de factores puede explicar una mayor parte de la varianza total (detalle de los resultados utilizando series anuales en Anexo E.3. Análisis Exploratorio de Factores, página 231).

De esta forma, parece haber un factor común que afecta el movimiento de forma importante en al menos cuatro de las series de precios en estudio, que se postula corresponde a un indicador del estado global de la economía mundial. A continuación se explora esto en mayor profundidad siguiendo el modelo dinámico de factores propuesto por **Engle y Watson (1981)**.

3.3.-Resultados de los Filtros

3.3.1.-Filtro de Kalman

En esta sección se presenta el modelo dinámico de factores que se usa para extraer el componente común no observable en las series de precios. La idea básica aquí es que algunos precios muestran patrones de dispersión similares alrededor de su media. Si existe una varianza común entre los precios de los metales en estudio entonces éstos tienden a moverse en conjunto.

Primero se plantea el modelo aplicado a este caso y luego cómo se puede representar en la forma *Estado-Espacio*.

Para identificar el factor común se escribe la *ecuación de medición* (ecuación (2.3.2)), de la siguiente forma:

$$P_{it} = \alpha_i + \beta_i F_t + \gamma_i \epsilon_{it} \quad (3.3.1)$$

Donde:

- P_{it} : Precio del metal i en el período t
- α_i : pesos o ponderadores del factor común F_t del metal i
- β_i : pesos o ponderadores del factor específico ϵ_{it} del metal i (ϵ en total)

Siguiendo el trabajo de **Labys, Achou y Terraza (1999)**, se asume que los factores siguen un proceso autoregresivo de primer orden, con lo cual la *ecuación de transición* (2.3.1) está dada por la ecuación de factores:

$$F_t = \rho F_{t-1} + \eta_t \quad (3.3.2)$$

y

$$F_t = \rho F_{t-1} + \eta_t \quad (3.3.3)$$

En la forma *Estado-Espacio*, el sistema es el siguiente:

$$\begin{bmatrix} P_{1t} \\ P_{2t} \\ P_{3t} \\ P_{4t} \\ P_{5t} \\ P_{6t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \beta_1 & \gamma_1 \\ \alpha_2 & \beta_2 & \gamma_2 \\ \alpha_3 & \beta_3 & \gamma_3 \\ \alpha_4 & \beta_4 & \gamma_4 \\ \alpha_5 & \beta_5 & \gamma_5 \\ \alpha_6 & \beta_6 & \gamma_6 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t \\ F_t \\ F_t \\ F_t \\ F_t \\ F_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \\ \epsilon_{4t} \\ \epsilon_{5t} \\ \epsilon_{6t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \eta_t \\ \eta_t \\ \eta_t \\ \eta_t \\ \eta_t \end{bmatrix}$$

$$\begin{matrix}
 \beta_1 \\
 \beta_2 \\
 \beta_3 \\
 \beta_4 \\
 \beta_5 \\
 \beta_6
 \end{matrix}
 =
 \begin{matrix}
 \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \gamma_4 & \gamma_5 & \gamma_6 \\
 \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \gamma_4 & \gamma_5 & \gamma_6 \\
 \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \gamma_4 & \gamma_5 & \gamma_6 \\
 \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \gamma_4 & \gamma_5 & \gamma_6 \\
 \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \gamma_4 & \gamma_5 & \gamma_6 \\
 \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \gamma_4 & \gamma_5 & \gamma_6
 \end{matrix}
 +
 \begin{matrix}
 \epsilon_1 \\
 \epsilon_2 \\
 \epsilon_3 \\
 \epsilon_4 \\
 \epsilon_5 \\
 \epsilon_6
 \end{matrix}$$

Mediante el *Filtro de Kalman* descrito en el punto de antecedentes teóricos, se estiman los valores para el factor común, los factores específicos, los coeficientes del proceso $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$ y los ponderadores. Al igual que en estudio exploratorio, se utilizan datos estandarizados.

La tabla siguiente resume los resultados:

Metal	Factor común $\beta_{??}$	Factores específicos de cada metal $\beta_{??}$
Aluminio	0,011 <i>(300,565)</i>	0,016 <i>(370,949)</i>
Cobre	0,023 <i>(653,844)</i>	0,024 <i>(379,393)</i>
Estaño	0,013 <i>(946,009)</i>	0,037 <i>(3043,243)</i>
Plomo	0,018 <i>(327,283)</i>	0,016 <i>(279,756)</i>
Zinc	0,014 <i>(466,470)</i>	0,019 <i>(534,193)</i>
Coeficiente autoregresivo ρ	Factor común 0,979 <i>(142,888)</i>	Factor específico
Aluminio		0,978 <i>(94,374)</i>
Cobre		0,976 <i>(82,958)</i>
Estaño		0,974 <i>(173,428)</i>
Plomo		0,982 <i>(91,983)</i>
Zinc		0,986 <i>(102,454)</i>

Estadísticos t en cursiva y entre paréntesis.

Tabla 5. Ponderadores y Coeficientes del Modelo Filtro de Kalman. Series Mensuales.

Al aplicar los tests de raíz unitaria a los procesos autoregresivos de factores no es posible rechazar la hipótesis nula (los coeficientes autoregresivos son cercanos a la unidad), como muestra la tabla siguiente:

Test	Factor Común	Factor Específico				
		Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Tests de series univariadas						
Tests de estacionaridad (¿Se rechaza la hipótesis de presencia de raíz unitaria?)						
○ Datos en niveles						
– Dickey-Fuller Aumentado	No	No	No	No	No	No
– Phillips Perron	No	No	No	No	No	No
○ Datos en primeras diferencias						
– Dickey-Fuller Aumentado	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– Phillips Perron	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Tabla 6. Resultados Tests de Estacionaridad Aplicados a Factores. Series Mensuales.

Sea α_j^2 la parte de la varianza del metal j que es explicada por el factor F , con $\alpha_j^2 = \beta_j' \beta_j$. Entonces se puede descomponer la varianza de cada serie de precios en:

$$\sigma_j^2 = \alpha_j^2 + \sigma_{\epsilon_j}^2 \quad (3.3.4)$$

Como las varianzas de las innovaciones al componente común y a los componentes específicos se normalizan a 1, se estima α_j^2 como sigue:

$$\alpha_j^2 = \frac{\frac{\sigma_j^2}{\sigma_j^2}}{\frac{\sigma_j^2}{\sigma_j^2} + \frac{\sigma_{\epsilon_j}^2}{\sigma_j^2}} \quad (3.3.5)$$

La siguiente tabla muestra los resultados.

Metal	Factor común $\lambda_{??}$	Factores específicos del metal $\lambda_{??}$
Aluminio	33,287	66,658
Cobre	51,307	48,686
Estaño	13,203	86,790
Plomo	53,334	46,649
Zinc	26,644	73,352

Tabla 7. Parte de la Varianza Explicada por cada Factor. Series Mensuales.

Al expandir los coeficientes de correlación entre las distintas series de precios para incluir los factores específicos y el factor común, se obtiene lo siguiente:

?	Factor común	Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Factor común	/	0,849	0,931	0,922	0,304	0,862
Factor específico	/	0,904	0,777	0,891	0,955	0,897
Aluminio		/	0,736	0,696	0,194	0,676
Cobre		0,736	/	0,770	0,085	0,914
Plomo		0,696	0,770	/	0,451	0,688
Estaño		0,194	0,085	0,451	/	0,042
Zinc		0,676	0,914	0,688	0,042	/

Tabla 8. Correlación entre Factores y Precios. Series Mensuales.

De los resultados indicados en la Tabla 5, se aprecia que el cobre y plomo tienen los mayores ponderadores asociados al factor común. El estaño en cambio presenta las mayores diferencias entre los valores de *lambdas* asociados a cada factor, lo que de cierta forma es esperable según los análisis previos, en particular considerando el resultado del estudio exploratorio (en ese caso utilizando dos factores comunes ellos explicaban cerca del 44% de la varianza del estaño, mientras que para el cobre y plomo esto superaba el 90%).

Se puede ver (Tabla 7 y Tabla 8), que justamente para aquellos metales con mayor correlación, el factor común puede explicar en mayor parte su varianza. A diferencia del cobre, plomo y zinc, el factor específico explica una mayor proporción de la variabilidad presente en los precios de estaño (casi el doble de lo que ocurre con otros metales).

En línea con lo anterior, de acuerdo a los valores de la Tabla 8 el factor común tiene una alta correlación con los precios de metales que presentan mayores similitudes (en particular el cobre y plomo tienen un λ sobre 0,9). Además, en el caso del estaño el factor específico tiene una correlación extremadamente alta con dicho metal, a diferencia de lo que sucede con el

factor común, que alcanza un valor de 0,304. El precio del aluminio también alcanza un *coeficiente de Pearson* elevado con su factor específico.

Al igual que en el caso de los precios de *commodities*, los tests de *raíz unitaria* no permiten rechazar su existencia. Al tomar primeras diferencias las series pasan a ser estacionarias.

Como se pretende relacionar este factor común a indicadores macroeconómicos mundiales, el resultado anterior (al menos de forma preliminar pues una correlación solamente indica cuán fuerte es la relación entre dos variables sin tomar en cuenta aspectos de causalidad), hace pensar que al menos cuatro de los cinco metales en estudio se ven influenciados en mayor o menor medida por una variable común a todos ellos. De la misma manera, esto también hace suponer que el estaño presenta ciertas particularidades que hacen que si bien a modo general sus precios muestren una tendencia similar al de los otros metales, éstos tengan una variabilidad mucho más alta.

Las Figuras siguientes muestran la evolución de los precios con sus respectivos factores (datos estandarizados).

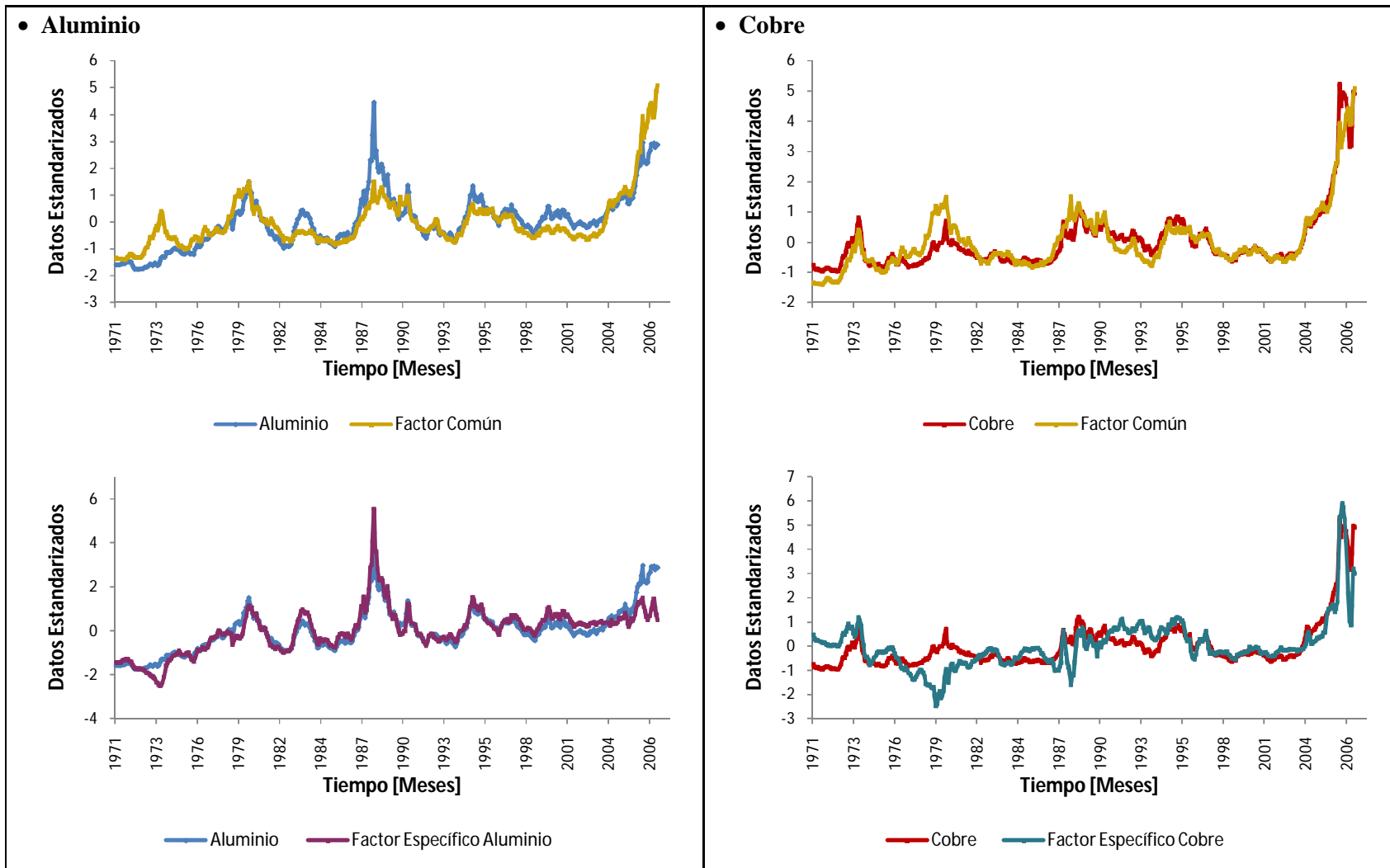


Figura 10. Precios de Commodities y Factores Kalman. Aluminio y Cobre. Series Mensuales.

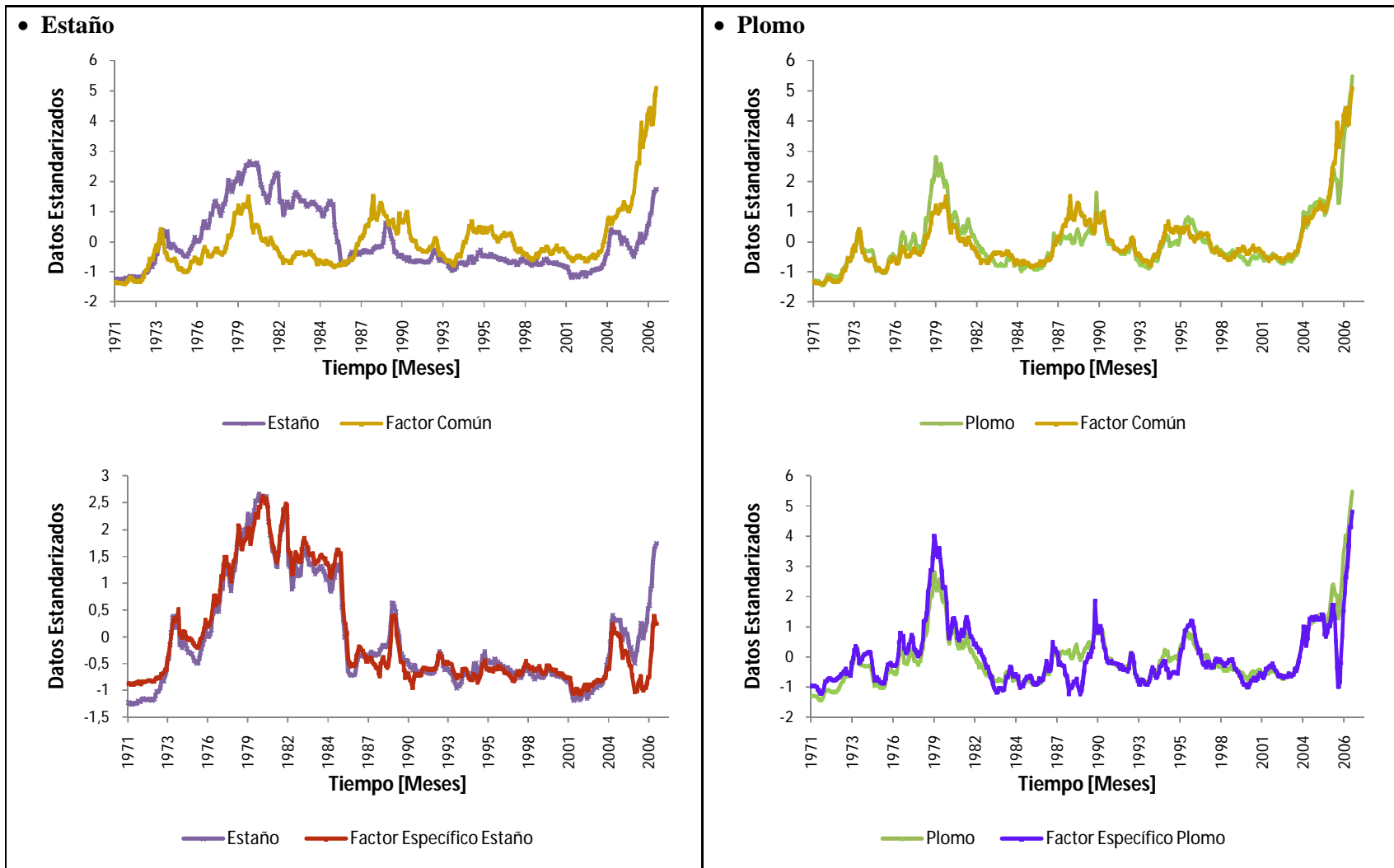


Figura 11. Precios de Commodities y Factores Kalman. Estaño y Plomo. Series Mensuales.

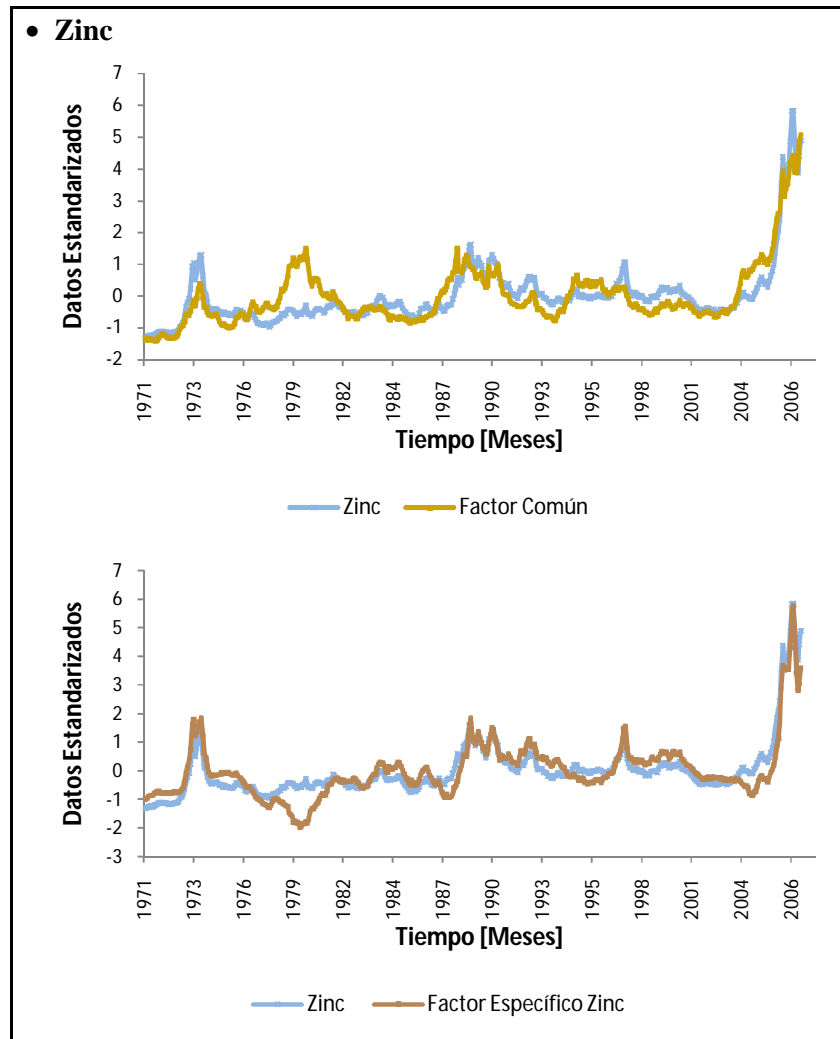


Figura 12. Precios de Commodities y Factores Kalman. Zinc. Series Mensuales.

3.3.2.-Filtro de Hodrick-Prescott

Para aplicar Hodrick-Prescott, siguiendo a **Maravall, A. y Del Río, A; (2001)**, se escoge un valor para λ estándar igual a 14.400 (este valor se encuentra programado por defecto en E-VIEWS para series mensuales).

Notar que a diferencia de lo que se hace en el *Análisis Dinámico* mediante el *Filtro de Kalman* donde se obtiene un factor común a todas las series de precios, aquí para cada una de ellas se extraen componentes particulares a cada una.

La tabla siguiente resume la correlación que se encuentra entre los componentes cíclicos y de tendencia (o crecimiento) y cada metal:

?	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Componente					
– <i>Ciclo</i>	0,513	0,393	0,355	0,484	0,468
– <i>Tendencia</i>	0,928	0,953	0,959	0,937	0,942

Tabla 9. Correlación entre Precios y Componentes de Ciclo y Tendencia Hodrick-Prescott. Series Mensuales.

La parte cíclica de los precios muestra un comportamiento errático, con constantes variaciones, lo que explica su baja correlación con las series de precios.

Las Figuras siguientes muestran la evolución temporal de cada serie junto a sus componentes de ciclo y de tendencia obtenidos después de filtrar mediante *Hodrick-Prescott*.

Los resultados de los tests de *raíz unitaria* se detallan en la Tabla 10.

Test	Aluminio	Componente Cíclico				Zinc
		Cobre	Plomo	Estaño		
Tests de series univariadas						
Tests de estacionaridad (¿Se rechaza la hipótesis de presencia de raíz unitaria?)						
○ Datos en niveles						
– <i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– <i>Phillips Perron</i>	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Componente de Tendencia						
	Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc	
○ Datos en niveles						
– <i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	No	No	No	No	No	No
– <i>Phillips Perron</i>	No	No	No	No	No	No
○ Datos en primeras diferencias						
– <i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	No	No	No	No	No	No
– <i>Phillips Perron</i>	No	No	No	No	No	No
○ Datos en primeras diferencias						
– <i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– <i>Phillips Perron</i>	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Tabla 10. Resultados Tests de Estacionaridad Componentes Filtro de Hodrick-Prescott. Series Mensuales.

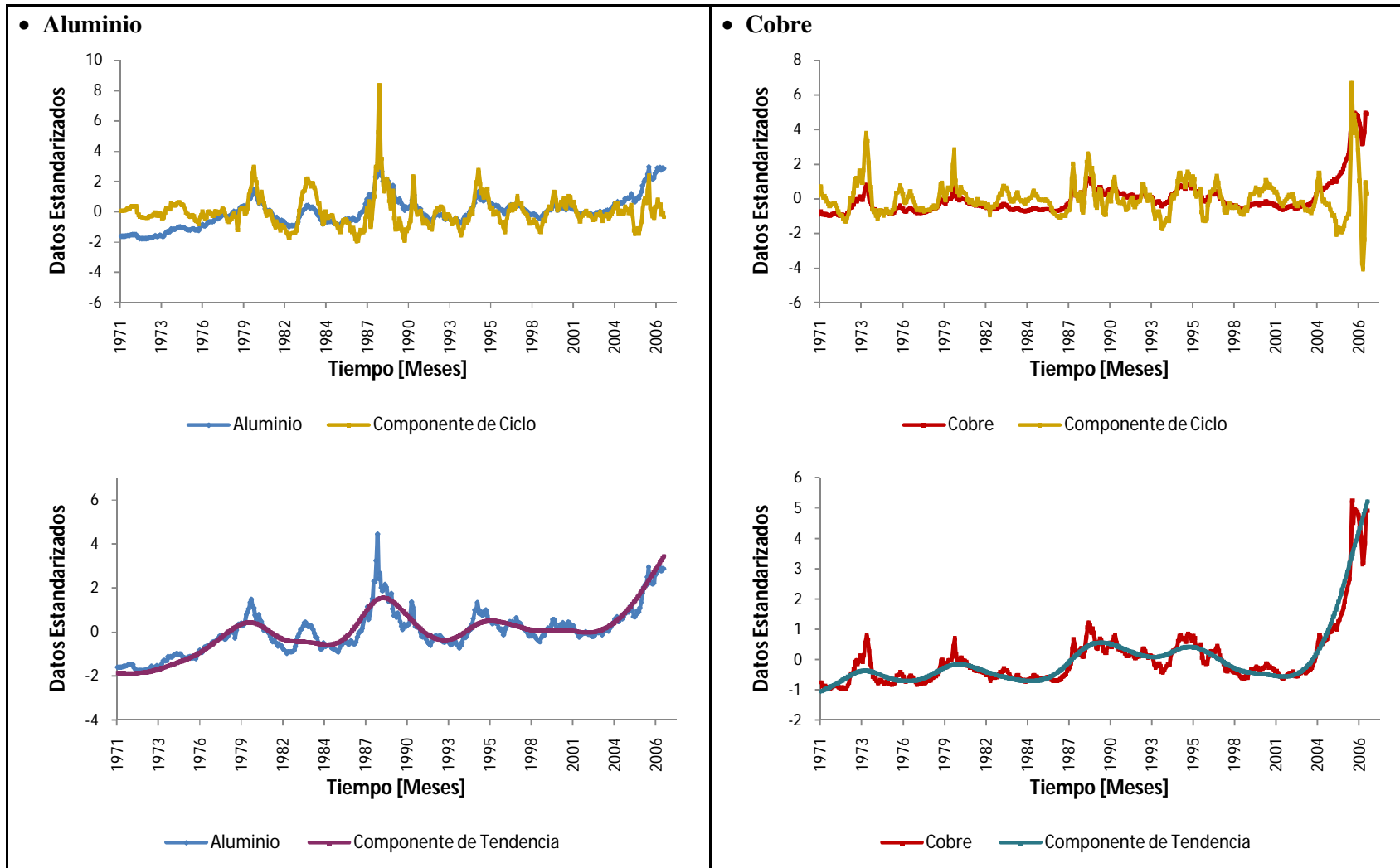


Figura 13. Precios de Commodities y Componentes Hodrick Prescott. Aluminio y Cobre. Series Mensuales.

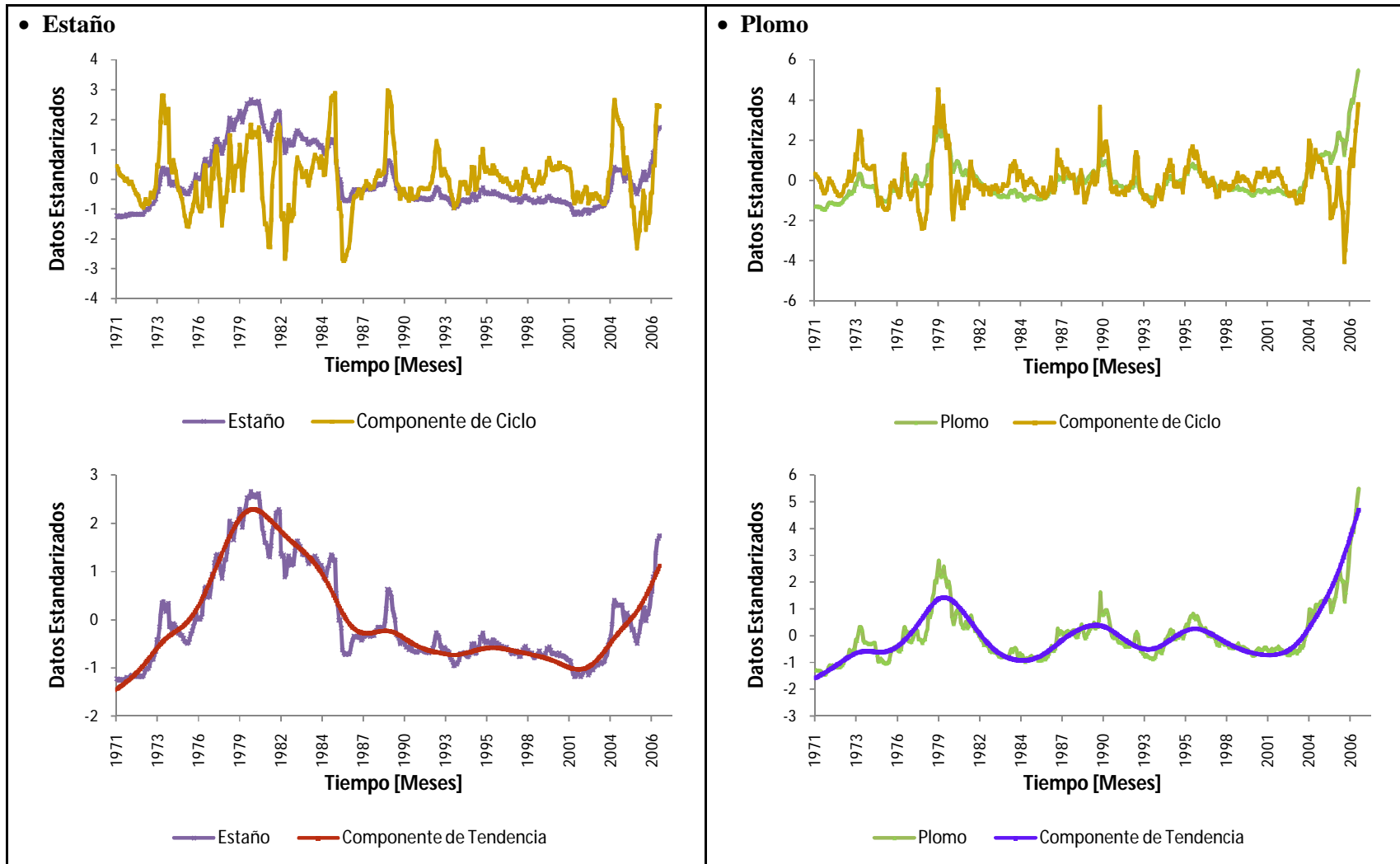


Figura 14. Precios de Commodities y Componentes Hodrick Prescott. Estaño y Plomo. Series Mensuales.

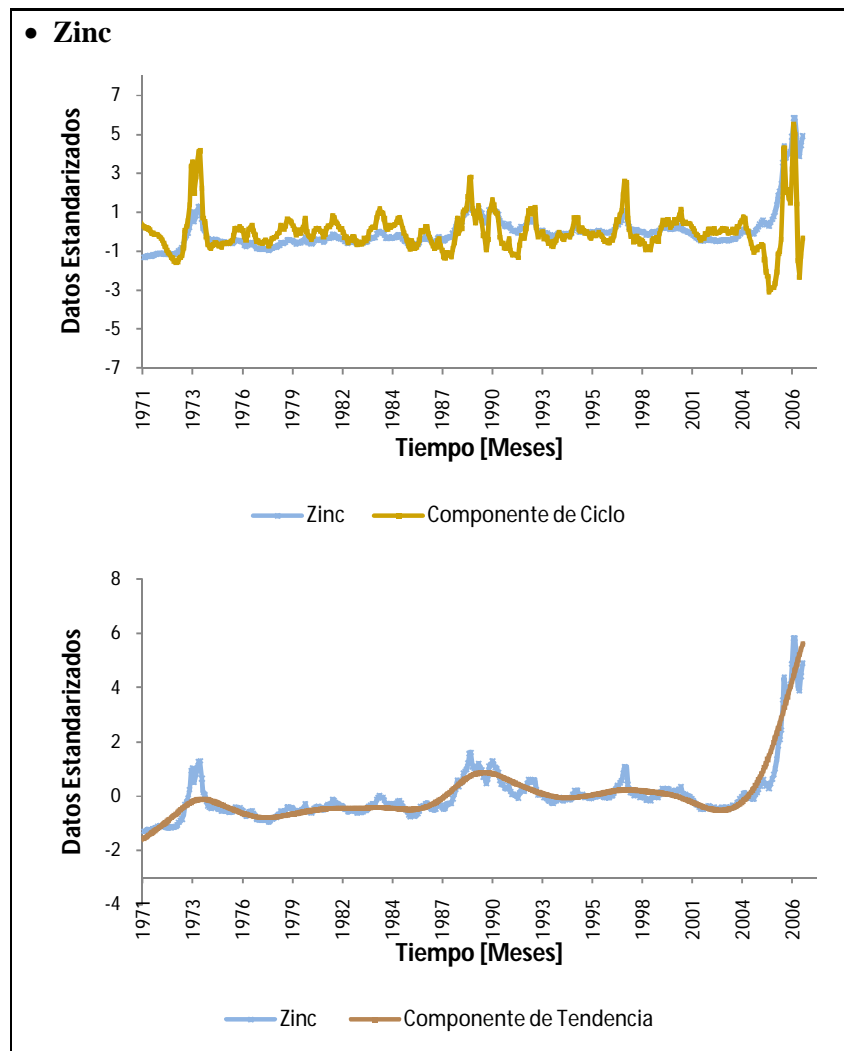


Figura 15. Precios de Commodities y Componentes Hodrick Prescott. Zinc. Series Mensuales.

3.3.3.-Filtro de Pasabanda

Para aplicar este Filtro se toma un rango entre 2 y 24, es decir se obtiene un componente con todos sus períodos menores a dos años y otro con el resto.

A continuación se muestra el resultado de la correlación y los test de *raíz unitaria* aplicados.

?	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Componente					
– <i>Período menor a 2 años</i>	0,193	0,154	0,187	0,204	0,183
– <i>Resto de períodos</i>	0,981	0,977	0,984	0,981	0,979

Tabla 11. Correlación entre Precios y Componentes de Períodos Pasabanda. Series Mensuales.

Test	<i>Componente Cíclico</i>				
	Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Tests de series univariadas					
Tests de estacionaridad (¿Se rechaza la hipótesis de presencia de raíz unitaria?)					
○ Datos en niveles					
– <i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– <i>Phillips Perron</i>	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
<hr/>					
<i>Componente de Tendencia</i>					
	Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
○ Datos en niveles					
– <i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	No	No	No	No	No
– <i>Phillips Perron</i>	No	No	No	No	No
○ Datos en primeras diferencias					
– <i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	No	No	No	No	No
– <i>Phillips Perron</i>	No	No	No	No	No
○ Datos en segundas diferencias					
– <i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– <i>Phillips Perron</i>	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Tabla 12. Resultados Tests de Estacionaridad Componentes Filtro de Pasabanda. Series Mensuales.

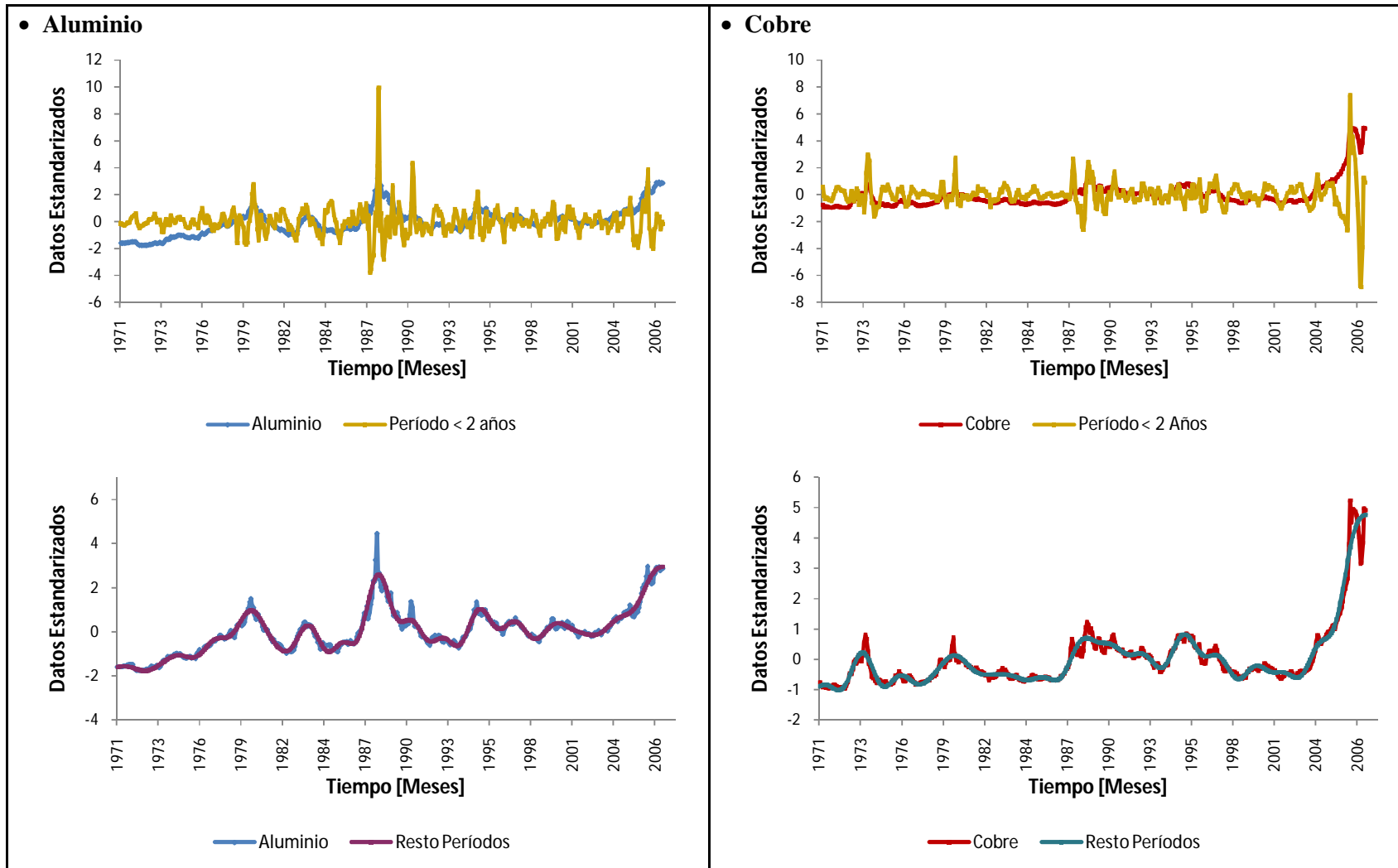


Figura 16. Precios de Commodities y Componentes Pasabanda. Aluminio y Cobre. Series Mensuales.

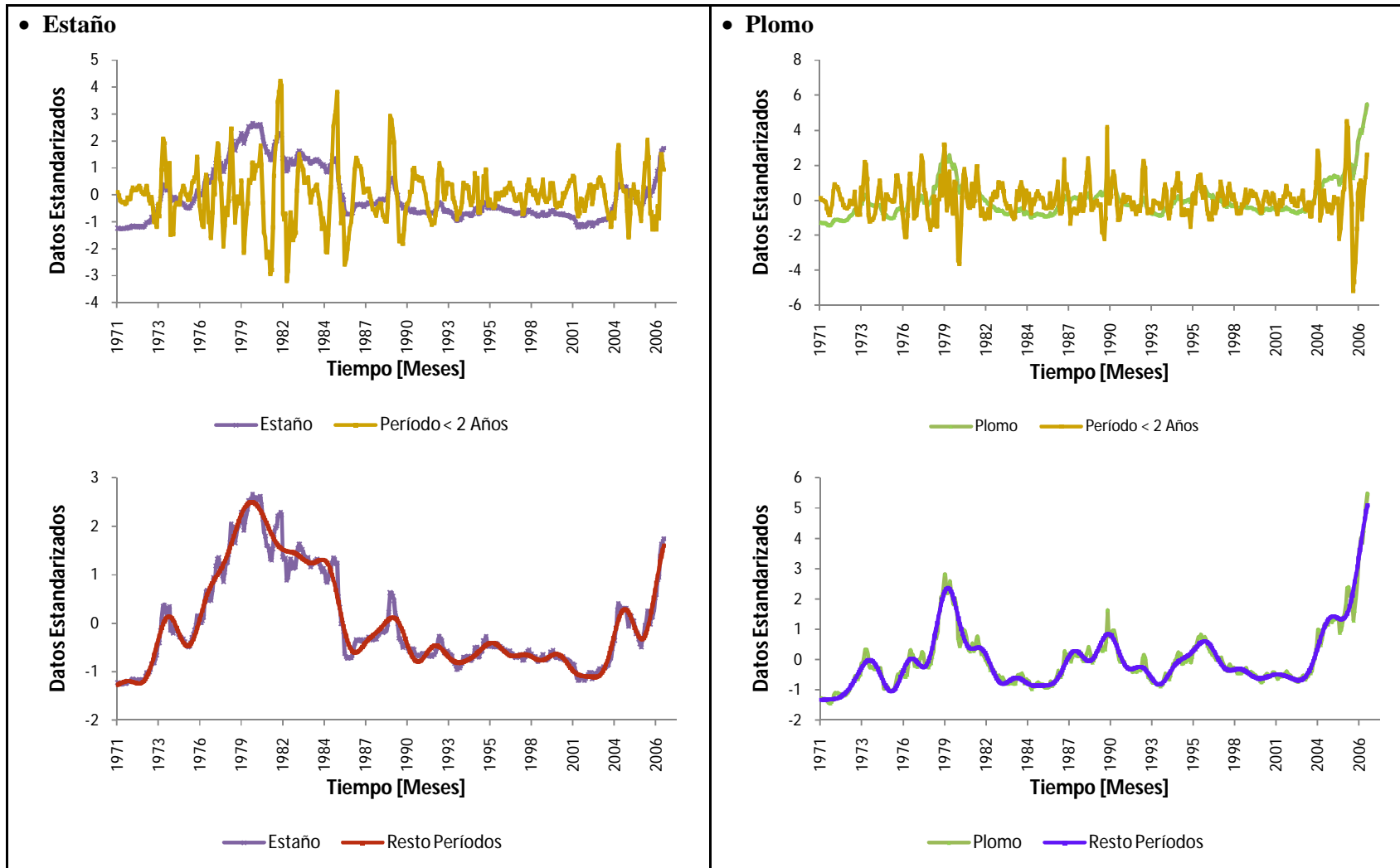


Figura 17. Precios de Commodities y Componentes Pasabanda. Estaño y Plomo. Series Mensuales.

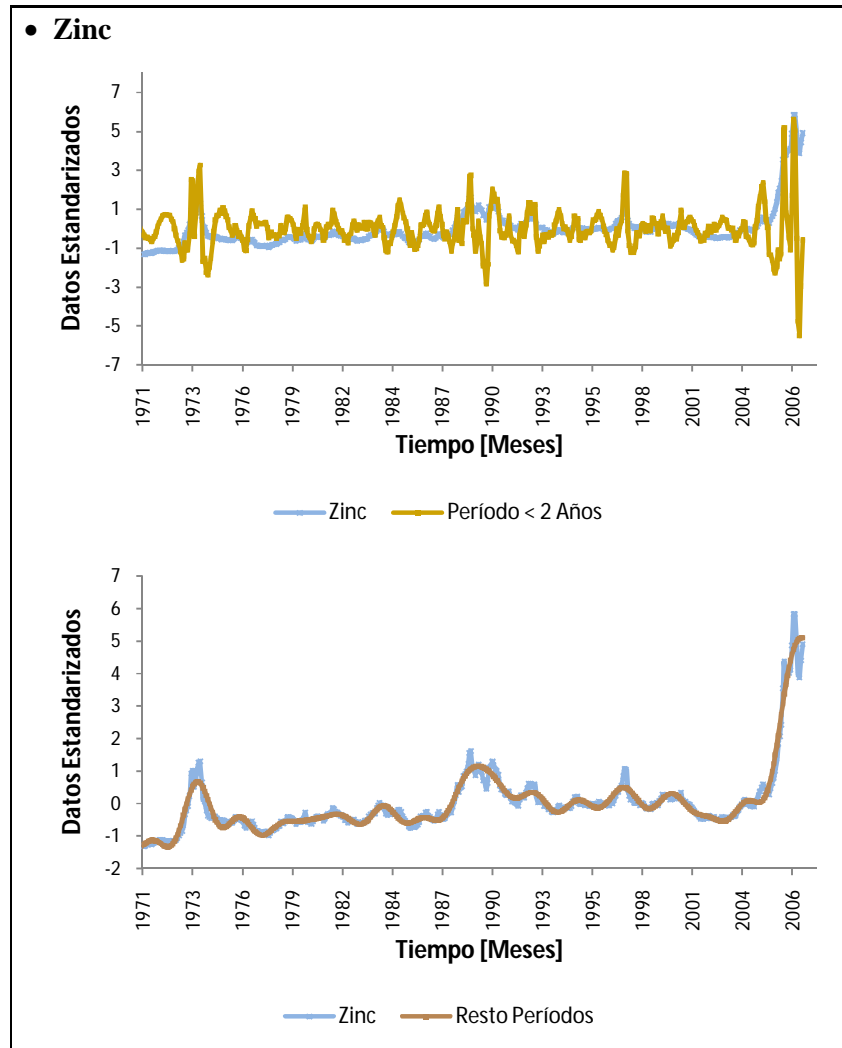


Figura 18. Precios de Commodities y Componentes Pasabanda. Zinc. Series Mensuales.

3.4.-El Ciclo Económico y el Factor Común

3.4.1.-Variables Macroeconómicas

A continuación se relaciona el *Análisis Dinámico* de factores con las variables macroeconómicas utilizadas en este trabajo.

En el punto anterior se obtuvo que el factor común tiene una correlación importante con los precios de los metales en estudio. Ahora se busca ver si las variables macroeconómicas tienen incidencia en este factor. En este caso se tienen datos mensuales desde Enero de 1971 a Noviembre de 2006, por lo que estas variables son capaces de indicar la forma en que el ciclo económico mundial ha afectado el precio de los metales en este período.

Para tener una primera idea de las variables consideradas se muestran gráficos de su evolución en el tiempo. Recordar que se consideran datos de Alemania, Canadá, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón, El Reino Unido y China.

- Producción Industrial

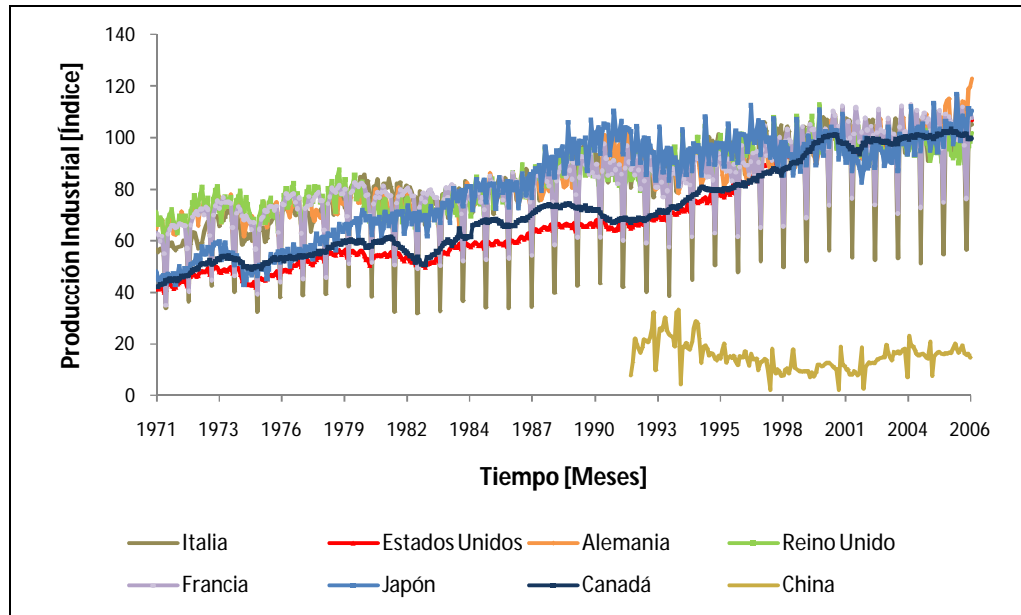


Figura 19. Producción Industrial Países OCDE y China. Series Mensuales.

- Tasas de interés

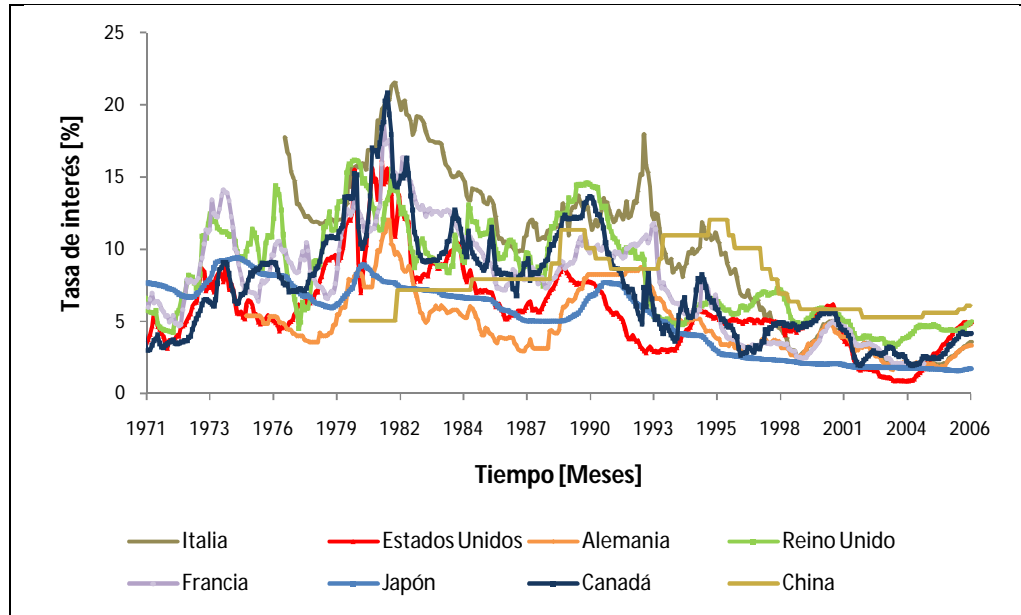


Figura 20. Tasas de Interés Países OCDE y China. Series Mensuales.

- Tipo de cambio

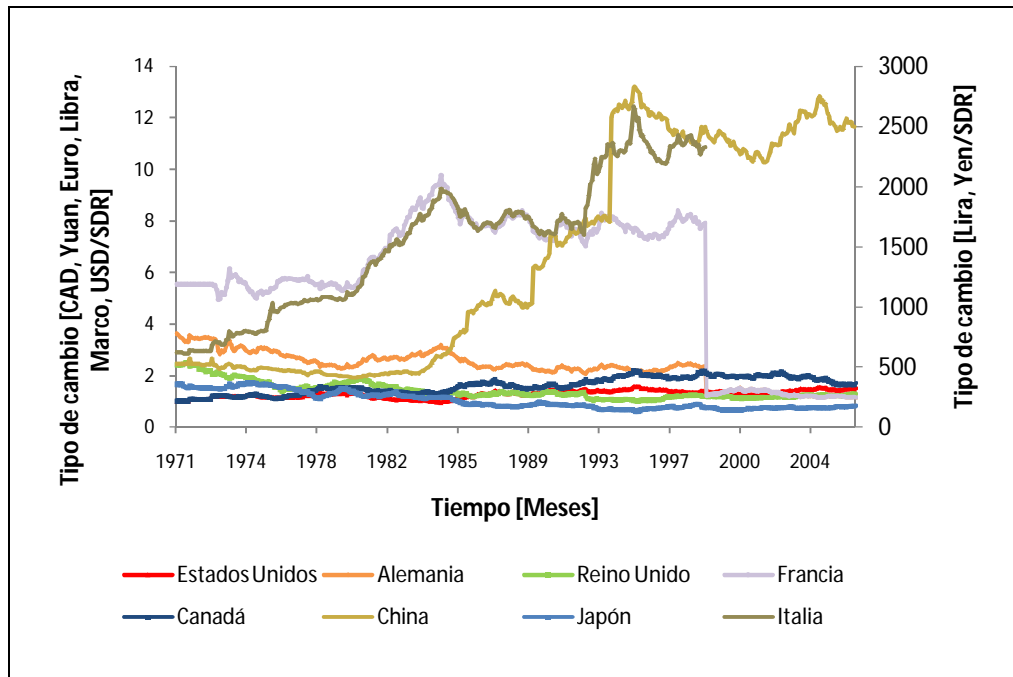


Figura 21. Tipos de Cambio Países OCDE y China. Series Mensuales.

El cambio brusco que se aprecia en el gráfico para el tipo de cambio de Francia se debe al cambio de régimen de moneda de Franco a Euro. Por razones de visualización, para el tipo de cambio de Italia esto no se muestra, no obstante corresponde al mismo valor que se ilustra en el caso francés.

A partir del gráfico de producción industrial (Figura 19), se observa que en algunos casos hay evidencia de *estacionalidad*, donde los casos de Francia e Italia parecen ser los más claros. Por este motivo se hace un *ajuste estacional*, que permite remover estos componentes estacionales que en ciertas ocasiones pueden ser importantes y por lo mismo encubren otras características de las series que son de interés en el análisis¹¹. Este ajuste permite remover las variaciones asociadas con la época del año en cuestión, y así se generan valores donde los datos vecinos son más fáciles de comparar.

Para esto se utiliza la herramienta CENSUS X12, programada en E-VIEWS.

Las variables seleccionadas son útiles para estudiar las variaciones que presenta la actividad económica mundial, ya sean expansiones o contracciones (lo que da origen al denominado ciclo económico o “*business cycle*”). Además, cambios en estos indicadores influyen la demanda industrial por metales, y la inelasticidad de corto plazo por el lado de la oferta provoca que dichos cambios en la demanda afecten los precios de los metales.

Además, el hecho de que se trabaje con *commodities* que se pueden mantener en inventario y que son utilizados como activos financieros (pues se transan en bolsa y permanentemente se utilizan en intercambios futuros), implica que ellos se ven afectados en el corto plazo por los movimientos o fluctuaciones de indicadores macroeconómicos, es decir, sus precios no responden solamente a las condiciones de oferta y demanda. Esto último ocurre porque al momento de hacer las transacciones diarias, quienes participan en dicha actividad consideran las condiciones económicas del momento. Cuando aparece nueva información, los agentes pueden cambiar la percepción que tienen sobre la rentabilidad futura de su portafolio, y entonces cambiar las proporciones de los activos que forman parte de él.

De acuerdo a la revisión de la literatura hecha por **Ghura, D.; 1990**, los efectos de las variables que aquí se utilizan se podrían resumir de la siguiente forma:

Aumentos de las tasas de interés afectan de forma negativa el precio de *commodities*, pues los inversionistas modifican su portafolio liberando sus tenencias de activos y reteniendo más dinero. Lo contrario ocurre ante caídas de las tasas de interés.

Es interesante analizar el efecto que en teoría debiesen tener los indicadores de la actividad real. Un aumento en el nivel de producción industrial, asociado a un crecimiento del empleo puede tener efectos dispares. Por un lado, el hecho de que se produzca una mejora o fortalecimiento de la situación económica haría que los agentes tengan más confianza en las perspectivas futuras, por lo que los inversionistas aumentarían la demanda de proyectos de inversión y las tasas de interés irían al alza. Esto provocaría una caída en los precios de *commodities*.

Por otra parte, en caso de que se espere que el Banco Central disminuya la oferta de dinero para aumentar las tasas de interés, se tendría el mismo efecto anterior. Ahora, en caso que no

¹¹ Un ejemplo de esto es el aumento de las ventas en el sector del retail durante el mes de Diciembre debido al efecto de la Navidad.

se vislumbre una intervención de la entidad Estatal, las tasas de interés caerían y a medida que los agentes adquieran más contratos, el nivel de precios de los *commodities* presentaría un aumento.

Cambios en el tipo de cambio también afectan los precios de *commodities*. En Estados Unidos, por ejemplo, un fortalecimiento del dólar provoca que los *commodities* de ese país se vuelvan más caros en términos de monedas extranjeras (los bienes agrícolas de Estados Unidos pierden competitividad internacional cuando el dólar se aprecia). Esto provoca una caída en la demanda internacional y consecuentemente una disminución de los precios. Así, si el dólar se aprecia inesperadamente en un 1 por ciento, esto genera una caída menos que proporcional en el precio de *commodities*.

El análisis de los datos se hace en diferentes etapas. En primer lugar se estima la correlación existente entre los indicadores macroeconómicos de los diferentes países considerados y los precios de los metales en estudio.

A partir de la Tabla 13 se pueden extraer algunas observaciones interesantes. Primero, que el índice de producción industrial se encuentra en su mayor parte positivamente correlacionado con el precio de los metales considerados, tal como indica la teoría. Sin embargo, ésta resulta ser bastante baja con todos los metales, siendo la más alta la que existe entre el índice de Japón y el aluminio. Además, llama la atención los bajos valores que muestra el índice de producción industrial de China con todos los *commodities*, sobre todo considerando que se síndica a este país como uno de los principales causantes de los altos precios de los últimos años.

Además es interesante que las correlaciones con los precios de estaño sean negativas en todos los casos (salvo con China). No obstante, dados los análisis previos y los resultados obtenidos del *Análisis Dinámico*, esto no resulta sorprendente pues este metal ha mostrado características que lo diferencian notablemente del resto de los *commodities* en estudio.

A su vez, y tal como se esperaba, las tasas de interés tienen una correlación negativa con la mayoría de los precios de metales, aunque los valores son bastante bajos en términos absolutos. Nuevamente el estaño presenta diferencias con el resto, siendo las correlaciones en este caso positivas, salvo con China.

Finalmente, en relación a los tipos de cambio, las correlaciones presentan valores mayores y menores a cero, y los metales que en el análisis previo han mostrado ser más parecidos comparten signos y valores similares.

?	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Producción Industrial					
– Alemania	0,587	0,596	-0,371	0,368	0,595
– Canadá	0,586	0,477	-0,346	0,301	0,480
– Estados Unidos	0,552	0,492	-0,356	0,306	0,493
– Francia	0,606	0,506	-0,284	0,357	0,517
– Italia	0,648	0,483	-0,262	0,340	0,511
– Reino Unido	0,564	0,438	-0,436	0,274	0,458
– Japón	0,660	0,536	-0,299	0,307	0,575
– China	0,010	0,265	0,060	0,102	0,092
– Promedio países OCDE y China	0,696	0,550	-0,263	0,384	0,577
Tasa de Interés					
– Alemania	-0,036	-0,023	0,069	-0,005	-0,012
– Canadá	0,008	-0,026	0,146	0,036	-0,013
– Estados Unidos	0,000	-0,014	0,110	0,031	-0,008
– Francia	-0,033	-0,004	0,165	0,031	-0,001
– Italia	-0,073	-0,092	0,199	-0,031	-0,089
– Reino Unido	-0,017	-0,036	0,172	0,048	-0,012
– Japón	-0,065	-0,050	0,053	-0,029	-0,047
– China	0,006	0,020	-0,104	-0,039	0,039
Tipo de Cambio					
– Alemania	-0,609	-0,491	0,177	-0,433	-0,451
– Canadá	0,518	0,281	-0,330	0,206	0,274
– Estados Unidos	0,604	0,592	-0,287	0,510	0,492
– Francia	0,420	0,229	-0,110	-0,146	0,454
	<i>-0,569</i>	<i>-0,617</i>	<i>-0,722</i>	<i>-0,743</i>	<i>-0,460</i>
– Italia	0,529	0,001	-0,000	-0,000	0,001
	<i>-0,569</i>	<i>-0,617</i>	<i>-0,722</i>	<i>-0,743</i>	<i>-0,460</i>
– Reino Unido	-0,547	-0,302	0,145	-0,179	-0,370
– Japón	-0,612	-0,396	0,336	-0,183	-0,417
– China	0,447	0,434	-0,534	0,184	0,397

En cursiva se presenta la correlación para Francia e Italia después del paso a Euro.

Tabla 13. Correlación entre Indicadores Macroeconómicos y Precios de Metales. Series Mensuales.

3.4.2.-Variables Macroeconómicas y su Relación con los Resultados de Filtros

- **Factor Común Filtro de Kalman**

La correlación que existe entre las variables macroeconómicas y el factor común estimado anteriormente se presenta a continuación. Dado los resultados ya comentados, no sorprende que los valores sean semejantes para aquellos metales que mejor se correlacionan con este factor.

?	Producción Industrial	Tasa de interés	Tipo de cambio
Alemania	0,530	-0,125	-0,521
Canadá	0,452	0,061	0,294
Estados Unidos	0,450	0,085	0,587
Francia	0,494	0,048	-0,227
Italia	0,485	-0,217	-0,091
Reino Unido	0,413	0,042	-0,319
Japón	0,495	-0,360	-0,366
China	0,147	-0,028	0,328
Promedio países OCDE y China	0,552	-	-

Tabla 14. Correlación entre Indicadores Macroeconómicos y Factor Común. Series Mensuales.

El siguiente paso es analizar la existencia de causalidad entre las variables macroeconómicas y el factor común extraído del análisis previo. Para esto se utiliza el test de *Causalidad a la Granger* (detalle en Anexo D.1. Análisis de Causalidad, página 221), y sus resultados son los siguientes:

País	Test de Causalidad*	Producción Industrial	Tasa de Interés	Tipo de Cambio
<i>¿Se rechaza la hipótesis nula?</i>				
Alemania	I.M. a F.C.	No	No	No
	F.C. a I.M.	Sí ⁺	Sí ⁺⁺	No
Canadá	I.M. a F.C.	No	No	No
	F.C. a I.M.	No	Sí ⁺	Sí ⁺
Estados Unidos	I.M. a F.C.	No	No	Sí ⁺
	F.C. a I.M.	Sí ⁺	Sí ⁺	No
Francia	I.M. a F.C.	No	No	No
	F.C. a I.M.	Sí ⁺	Sí ⁺	No
Italia	I.M. a F.C.	Sí ⁺⁺	No	No
	F.C. a I.M.	No	No	No
Reino Unido	I.M. a F.C.	No	No	Sí ⁺
	F.C. a I.M.	No	Sí ⁺⁺	No
Japón	I.M. a F.C.	No	No	No
	F.C. a I.M.	Sí ⁺	Sí ⁺	No
China	I.M. a F.C.	No	No	No
	F.C. a I.M.	No	No	No
Promedio países OCDE y China	I.M. a F.C.	Sí ⁺⁺	-	-
	F.C. a I.M.	Sí ⁺	-	-

* Esto Indica la dirección de la relación de causalidad que se testea:

F.C. a I.M.: Factor Común *no causa a la Granger* a Indicador Macroeconómico y viceversa.

⁺ Significativo al 5%.

⁺⁺ Significativo al 10%.

Tabla 15. Resultados Test de Causalidad Factor Común e Indicadores Macroeconómicos. Series Mensuales.

La hipótesis nula (es decir que una variable *no causa a la Granger* a la otra), no se rechaza en la mayoría de los casos. Para el nivel de producción industrial sólo en el caso de Italia éste resulta útil para predecir el factor común (al 10%). A diferentes niveles de significancia, se encuentra una relación bidireccional entre el índice agregado de producción industrial y el factor común (10% y 5% respectivamente). Al igual que con este índice, en el caso de las otras variables, sólo algunas de ellas presentan una relación de causalidad con el factor en cuestión.

A continuación se estiman dos regresiones para el factor común. Para esto se utilizan como variables explicativas una constante, su primer rezago, el índice agregado de producción industrial y las tasas de interés. Enseguida se regresiona el factor común en las mismas variables sin considerar las tasas de interés. Se utilizan variables en primeras diferencias.

Las regresiones son las siguientes:

$$\Delta \ln Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 \Delta \ln Y_{i,t-1} + \beta_2 \Delta \ln Y_{i,t-2} + \beta_3 \Delta \ln Y_{i,t-3} + \beta_4 \Delta \ln Y_{i,t-4} + \beta_5 \Delta \ln Y_{i,t-5} + \beta_6 \Delta \ln Y_{i,t-6} + \beta_7 \Delta \ln Y_{i,t-7} + \beta_8 \Delta \ln Y_{i,t-8} + \beta_9 \Delta \ln Y_{i,t-9} + \beta_{10} \Delta \ln Y_{i,t-10} + \beta_{11} \Delta \ln Y_{i,t-11} + \beta_{12} \Delta \ln Y_{i,t-12} + \beta_{13} \Delta \ln Y_{i,t-13} + \beta_{14} \Delta \ln Y_{i,t-14} + \beta_{15} \Delta \ln Y_{i,t-15} + \beta_{16} \Delta \ln Y_{i,t-16} + \beta_{17} \Delta \ln Y_{i,t-17} + \beta_{18} \Delta \ln Y_{i,t-18} + \beta_{19} \Delta \ln Y_{i,t-19} + \beta_{20} \Delta \ln Y_{i,t-20} + \beta_{21} \Delta \ln Y_{i,t-21} + \beta_{22} \Delta \ln Y_{i,t-22} + \beta_{23} \Delta \ln Y_{i,t-23} + \beta_{24} \Delta \ln Y_{i,t-24} + \beta_{25} \Delta \ln Y_{i,t-25} + \beta_{26} \Delta \ln Y_{i,t-26} + \beta_{27} \Delta \ln Y_{i,t-27} + \beta_{28} \Delta \ln Y_{i,t-28} + \beta_{29} \Delta \ln Y_{i,t-29} + \beta_{30} \Delta \ln Y_{i,t-30} + \beta_{31} \Delta \ln Y_{i,t-31} + \beta_{32} \Delta \ln Y_{i,t-32} + \beta_{33} \Delta \ln Y_{i,t-33} + \beta_{34} \Delta \ln Y_{i,t-34} + \beta_{35} \Delta \ln Y_{i,t-35} + \beta_{36} \Delta \ln Y_{i,t-36} + \beta_{37} \Delta \ln Y_{i,t-37} + \beta_{38} \Delta \ln Y_{i,t-38} + \beta_{39} \Delta \ln Y_{i,t-39} + \beta_{40} \Delta \ln Y_{i,t-40} + \beta_{41} \Delta \ln Y_{i,t-41} + \beta_{42} \Delta \ln Y_{i,t-42} + \beta_{43} \Delta \ln Y_{i,t-43} + \beta_{44} \Delta \ln Y_{i,t-44} + \beta_{45} \Delta \ln Y_{i,t-45} + \beta_{46} \Delta \ln Y_{i,t-46} + \beta_{47} \Delta \ln Y_{i,t-47} + \beta_{48} \Delta \ln Y_{i,t-48} + \beta_{49} \Delta \ln Y_{i,t-49} + \beta_{50} \Delta \ln Y_{i,t-50} + \beta_{51} \Delta \ln Y_{i,t-51} + \beta_{52} \Delta \ln Y_{i,t-52} + \beta_{53} \Delta \ln Y_{i,t-53} + \beta_{54} \Delta \ln Y_{i,t-54} + \beta_{55} \Delta \ln Y_{i,t-55} + \beta_{56} \Delta \ln Y_{i,t-56} + \beta_{57} \Delta \ln Y_{i,t-57} + \beta_{58} \Delta \ln Y_{i,t-58} + \beta_{59} \Delta \ln Y_{i,t-59} + \beta_{60} \Delta \ln Y_{i,t-60} + \beta_{61} \Delta \ln Y_{i,t-61} + \beta_{62} \Delta \ln Y_{i,t-62} + \beta_{63} \Delta \ln Y_{i,t-63} + \beta_{64} \Delta \ln Y_{i,t-64} + \beta_{65} \Delta \ln Y_{i,t-65} + \beta_{66} \Delta \ln Y_{i,t-66} + \beta_{67} \Delta \ln Y_{i,t-67} + \beta_{68} \Delta \ln Y_{i,t-68} + \beta_{69} \Delta \ln Y_{i,t-69} + \beta_{70} \Delta \ln Y_{i,t-70} + \beta_{71} \Delta \ln Y_{i,t-71} + \beta_{72} \Delta \ln Y_{i,t-72} + \beta_{73} \Delta \ln Y_{i,t-73} + \beta_{74} \Delta \ln Y_{i,t-74} + \beta_{75} \Delta \ln Y_{i,t-75} + \beta_{76} \Delta \ln Y_{i,t-76} + \beta_{77} \Delta \ln Y_{i,t-77} + \beta_{78} \Delta \ln Y_{i,t-78} + \beta_{79} \Delta \ln Y_{i,t-79} + \beta_{80} \Delta \ln Y_{i,t-80} + \beta_{81} \Delta \ln Y_{i,t-81} + \beta_{82} \Delta \ln Y_{i,t-82} + \beta_{83} \Delta \ln Y_{i,t-83} + \beta_{84} \Delta \ln Y_{i,t-84} + \beta_{85} \Delta \ln Y_{i,t-85} + \beta_{86} \Delta \ln Y_{i,t-86} + \beta_{87} \Delta \ln Y_{i,t-87} + \beta_{88} \Delta \ln Y_{i,t-88} + \beta_{89} \Delta \ln Y_{i,t-89} + \beta_{90} \Delta \ln Y_{i,t-90} + \beta_{91} \Delta \ln Y_{i,t-91} + \beta_{92} \Delta \ln Y_{i,t-92} + \beta_{93} \Delta \ln Y_{i,t-93} + \beta_{94} \Delta \ln Y_{i,t-94} + \beta_{95} \Delta \ln Y_{i,t-95} + \beta_{96} \Delta \ln Y_{i,t-96} + \beta_{97} \Delta \ln Y_{i,t-97} + \beta_{98} \Delta \ln Y_{i,t-98} + \beta_{99} \Delta \ln Y_{i,t-99} + \beta_{100} \Delta \ln Y_{i,t-100} + \epsilon_{i,t} \quad (3.4.1)$$

$$\Delta \ln Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 \Delta \ln Y_{i,t-1} + \beta_2 \Delta \ln Y_{i,t-2} + \beta_3 \Delta \ln Y_{i,t-3} + \beta_4 \Delta \ln Y_{i,t-4} + \beta_5 \Delta \ln Y_{i,t-5} + \beta_6 \Delta \ln Y_{i,t-6} + \beta_7 \Delta \ln Y_{i,t-7} + \beta_8 \Delta \ln Y_{i,t-8} + \beta_9 \Delta \ln Y_{i,t-9} + \beta_{10} \Delta \ln Y_{i,t-10} + \beta_{11} \Delta \ln Y_{i,t-11} + \beta_{12} \Delta \ln Y_{i,t-12} + \beta_{13} \Delta \ln Y_{i,t-13} + \beta_{14} \Delta \ln Y_{i,t-14} + \beta_{15} \Delta \ln Y_{i,t-15} + \beta_{16} \Delta \ln Y_{i,t-16} + \beta_{17} \Delta \ln Y_{i,t-17} + \beta_{18} \Delta \ln Y_{i,t-18} + \beta_{19} \Delta \ln Y_{i,t-19} + \beta_{20} \Delta \ln Y_{i,t-20} + \beta_{21} \Delta \ln Y_{i,t-21} + \beta_{22} \Delta \ln Y_{i,t-22} + \beta_{23} \Delta \ln Y_{i,t-23} + \beta_{24} \Delta \ln Y_{i,t-24} + \beta_{25} \Delta \ln Y_{i,t-25} + \beta_{26} \Delta \ln Y_{i,t-26} + \beta_{27} \Delta \ln Y_{i,t-27} + \beta_{28} \Delta \ln Y_{i,t-28} + \beta_{29} \Delta \ln Y_{i,t-29} + \beta_{30} \Delta \ln Y_{i,t-30} + \beta_{31} \Delta \ln Y_{i,t-31} + \beta_{32} \Delta \ln Y_{i,t-32} + \beta_{33} \Delta \ln Y_{i,t-33} + \beta_{34} \Delta \ln Y_{i,t-34} + \beta_{35} \Delta \ln Y_{i,t-35} + \beta_{36} \Delta \ln Y_{i,t-36} + \beta_{37} \Delta \ln Y_{i,t-37} + \beta_{38} \Delta \ln Y_{i,t-38} + \beta_{39} \Delta \ln Y_{i,t-39} + \beta_{40} \Delta \ln Y_{i,t-40} + \beta_{41} \Delta \ln Y_{i,t-41} + \beta_{42} \Delta \ln Y_{i,t-42} + \beta_{43} \Delta \ln Y_{i,t-43} + \beta_{44} \Delta \ln Y_{i,t-44} + \beta_{45} \Delta \ln Y_{i,t-45} + \beta_{46} \Delta \ln Y_{i,t-46} + \beta_{47} \Delta \ln Y_{i,t-47} + \beta_{48} \Delta \ln Y_{i,t-48} + \beta_{49} \Delta \ln Y_{i,t-49} + \beta_{50} \Delta \ln Y_{i,t-50} + \beta_{51} \Delta \ln Y_{i,t-51} + \beta_{52} \Delta \ln Y_{i,t-52} + \beta_{53} \Delta \ln Y_{i,t-53} + \beta_{54} \Delta \ln Y_{i,t-54} + \beta_{55} \Delta \ln Y_{i,t-55} + \beta_{56} \Delta \ln Y_{i,t-56} + \beta_{57} \Delta \ln Y_{i,t-57} + \beta_{58} \Delta \ln Y_{i,t-58} + \beta_{59} \Delta \ln Y_{i,t-59} + \beta_{60} \Delta \ln Y_{i,t-60} + \beta_{61} \Delta \ln Y_{i,t-61} + \beta_{62} \Delta \ln Y_{i,t-62} + \beta_{63} \Delta \ln Y_{i,t-63} + \beta_{64} \Delta \ln Y_{i,t-64} + \beta_{65} \Delta \ln Y_{i,t-65} + \beta_{66} \Delta \ln Y_{i,t-66} + \beta_{67} \Delta \ln Y_{i,t-67} + \beta_{68} \Delta \ln Y_{i,t-68} + \beta_{69} \Delta \ln Y_{i,t-69} + \beta_{70} \Delta \ln Y_{i,t-70} + \beta_{71} \Delta \ln Y_{i,t-71} + \beta_{72} \Delta \ln Y_{i,t-72} + \beta_{73} \Delta \ln Y_{i,t-73} + \beta_{74} \Delta \ln Y_{i,t-74} + \beta_{75} \Delta \ln Y_{i,t-75} + \beta_{76} \Delta \ln Y_{i,t-76} + \beta_{77} \Delta \ln Y_{i,t-77} + \beta_{78} \Delta \ln Y_{i,t-78} + \beta_{79} \Delta \ln Y_{i,t-79} + \beta_{80} \Delta \ln Y_{i,t-80} + \beta_{81} \Delta \ln Y_{i,t-81} + \beta_{82} \Delta \ln Y_{i,t-82} + \beta_{83} \Delta \ln Y_{i,t-83} + \beta_{84} \Delta \ln Y_{i,t-84} + \beta_{85} \Delta \ln Y_{i,t-85} + \beta_{86} \Delta \ln Y_{i,t-86} + \beta_{87} \Delta \ln Y_{i,t-87} + \beta_{88} \Delta \ln Y_{i,t-88} + \beta_{89} \Delta \ln Y_{i,t-89} + \beta_{90} \Delta \ln Y_{i,t-90} + \beta_{91} \Delta \ln Y_{i,t-91} + \beta_{92} \Delta \ln Y_{i,t-92} + \beta_{93} \Delta \ln Y_{i,t-93} + \beta_{94} \Delta \ln Y_{i,t-94} + \beta_{95} \Delta \ln Y_{i,t-95} + \beta_{96} \Delta \ln Y_{i,t-96} + \beta_{97} \Delta \ln Y_{i,t-97} + \beta_{98} \Delta \ln Y_{i,t-98} + \beta_{99} \Delta \ln Y_{i,t-99} + \beta_{100} \Delta \ln Y_{i,t-100} + \epsilon_{i,t} \quad (3.4.2)$$

Los resultados se presentan en las tablas siguientes:

- *Constante, producción industrial y tasas de interés:*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.141680	0.236268	-0.599661	0.5492
DELTAFC(-1)	0.157533	0.058577	2.689350	0.0076
DELTAPINDOCDE	0.206672	0.181946	1.135897	0.2570
DELTATINTALEMANIA	0.312289	0.874937	0.356928	0.7214
DELTATINTCANADA	-0.715218	0.463280	-1.543813	0.1237
DELTATINTEEU	0.785816	0.501031	1.568398	0.1179
DELTATINTFRANCIA	-0.560196	0.539259	-1.038825	0.2998
DELTATINTITALIA	0.742746	0.465355	1.596084	0.1116
DELTATINTUK	0.234576	0.526908	0.445193	0.6565
DELTATINTJAPON	-7.068033	2.868283	-2.464203	0.0143
DELTATINTCHINA	-1.820688	0.794434	-2.291805	0.0226
R-squared	0.089856	Mean dependent var		-0.034594
Adjusted R-squared	0.058033	S.D. dependent var		4.051627
S.E. of regression	3.932307	Akaike info criterion		5.612663
Sum squared resid	4422.428	Schwarz criterion		5.749468
Log likelihood	-822.4805	F-statistic		2.823601
Durbin-Watson stat	1.955151	Prob(F-statistic)		0.002334

Tabla 16. Resultados Regresión Factor Común con Variables Macroeconómicas (1). Series Mensuales.

- *Constante y producción industrial:*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.338451	0.218575	1.548445	0.1223
DELTAFC(-1)	0.188973	0.047595	3.970448	0.0001
DELTAPINDOCDE	0.261018	0.190565	1.369703	0.1715
R-squared	0.041133	Mean dependent var		0.443856
Adjusted R-squared	0.036632	S.D. dependent var		4.579010
S.E. of regression	4.494360	Akaike info criterion		5.850492
Sum squared resid	8604.890	Schwarz criterion		5.878894
Log likelihood	-1251.931	F-statistic		9.137224
Durbin-Watson stat	1.990586	Prob(F-statistic)		0.000130

Tabla 17. Resultados Regresión Factor Común con Variables Macroeconómicas (2). Series Mensuales.

En el gráfico siguiente se puede apreciar la evolución de la variable dependiente real y estimada, junto a los residuos que se obtienen de la última estimación (ecuación 3.4.2):

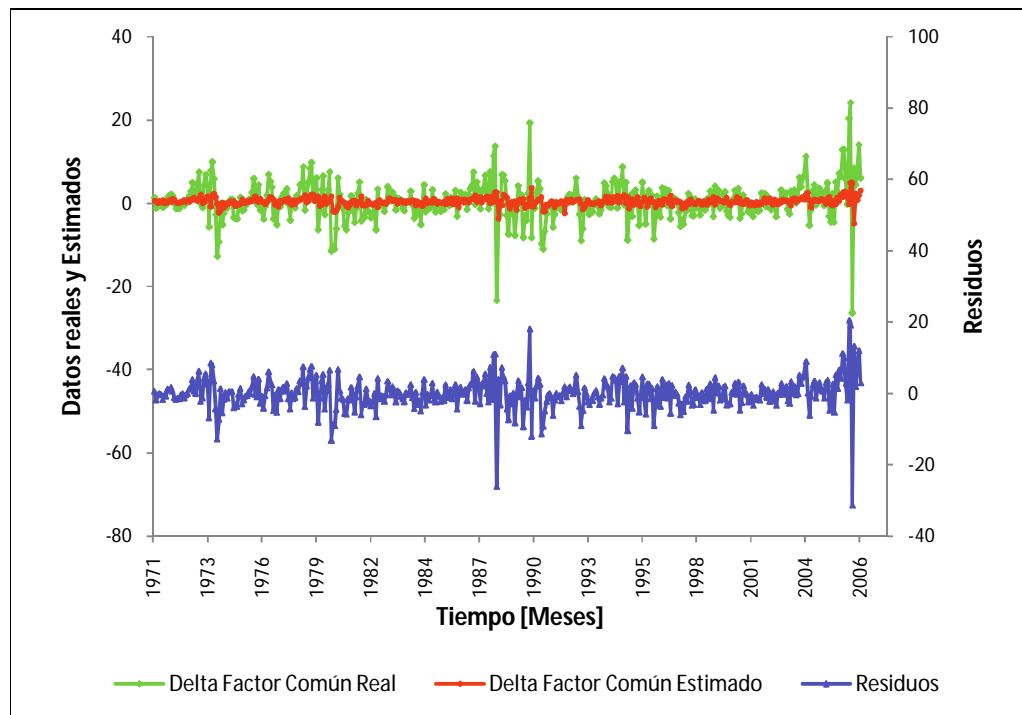


Figura 22. Factor Común Real y Estimado (en Diferencias). Series Mensuales.

- **Componentes Filtro de Hodrick-Prescott**

En este punto se utiliza el *Filtro de Hodrick-Prescott* para correlacionar los componentes de cada *commodity* y el nivel de producción industrial agregado para los países de la OCDE.

<i>Componente Cíclico</i>					
?	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Producción Industrial OCDE	0,1941 (4,0202)	0,3634 (7,5258)	0,2033 (4,2113)	0,2377 (4,9229)	0,2500 (5,1768)
<i>Componente de Tendencia</i>					
	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Producción Industrial OCDE	0,7403 (15,2885)	0,5168 (10,6750)	-0,3104 (-6,4138)	0,3540 (7,3147)	0,5336 (11,0230)
	0,4593* (9,4886)	0,5682* (11,7373)	0,4379* (9,0459)	0,6653* (13,7414)	0,4566* (9,4320)

* Segundas diferencias

Estadísticos *t* entre paréntesis

Tabla 18. Correlación entre Componentes Filtro de Hodrick-Prescott. Precios y Variables Macroeconómicas. Series Mensuales.

Se aprecia un comportamiento similar al que se obtiene mediante el análisis con el *Filtro de Kalman*. Como la parte que representa los ciclos es muy variable, las correlaciones son bastante bajas. Para el componente de tendencia, al utilizar datos en niveles el estaño presenta una correlación negativa con el indicador macroeconómico. Con el fin de evitar relaciones espurias además se utilizan los datos transformados para que sean estacionarios.

Los gráficos correspondientes se presentan en las tres Figuras siguientes.

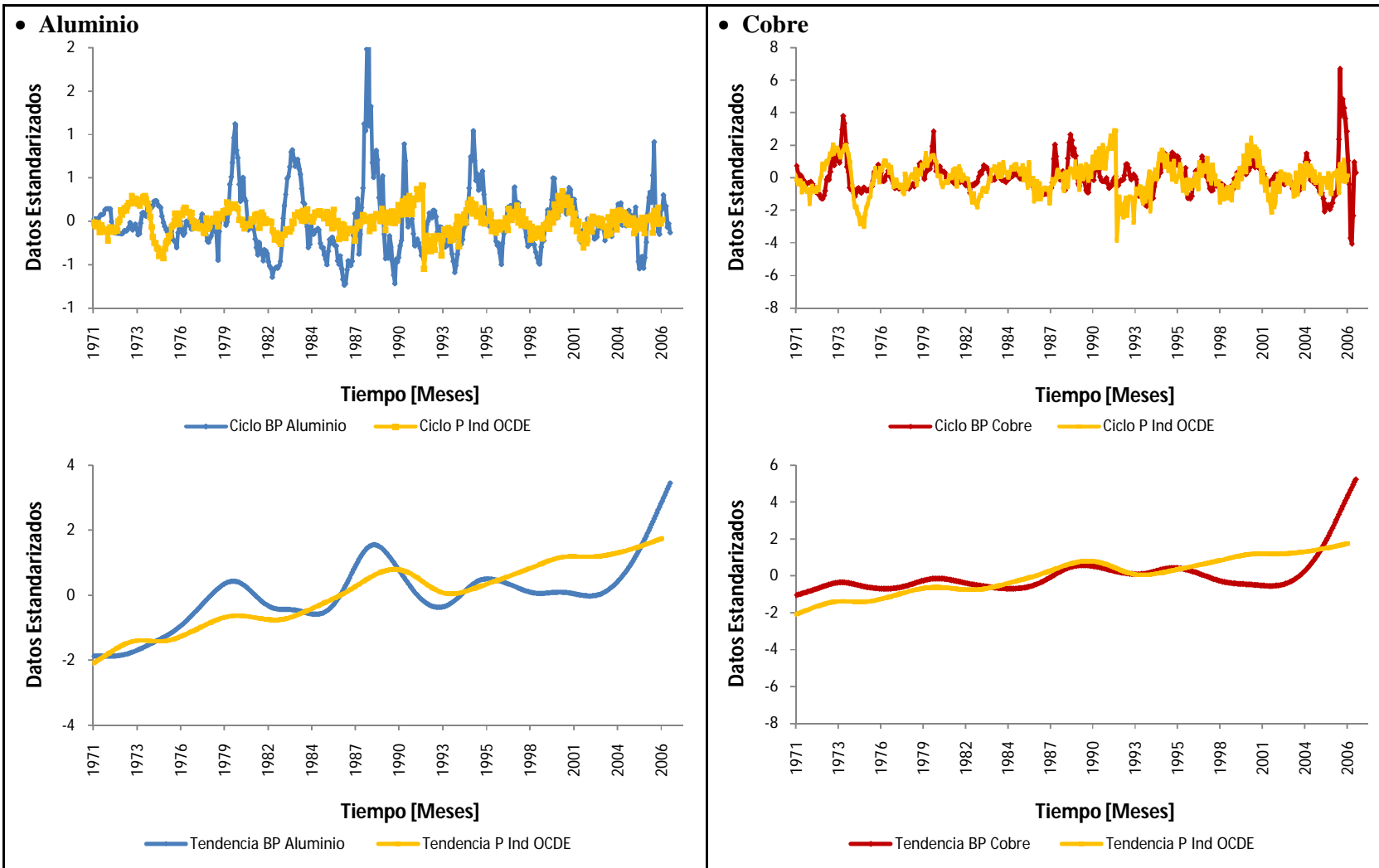


Figura 23. Componentes Hodrick-Prescott Precios de Commodities y Producción Industrial OCDE. Aluminio y Cobre. Series Mensuales.

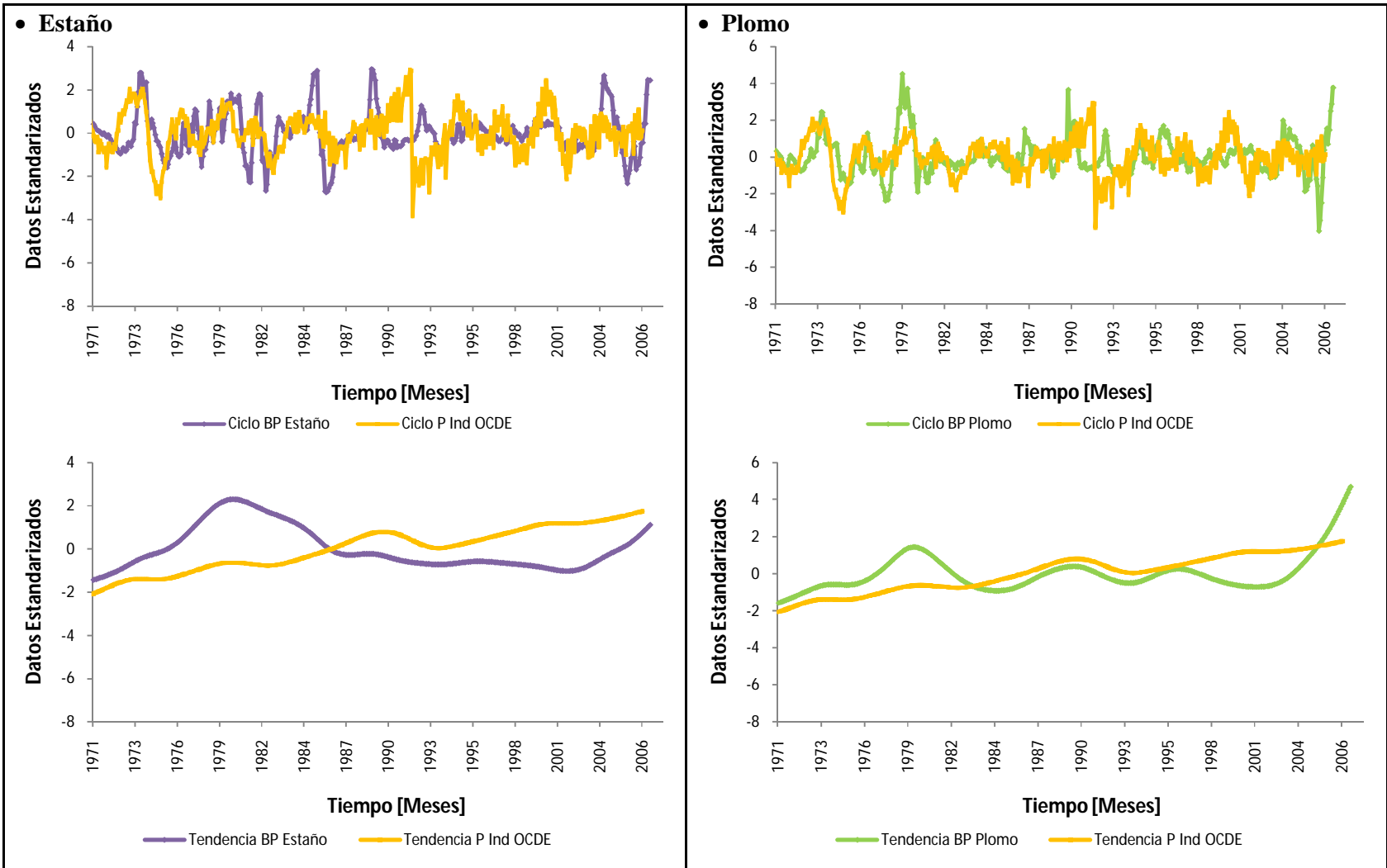


Figura 24. Componentes Hodrick-Prescott Precios de Commodities y Producción Industrial OCDE. Estañó y Plomo. Series Mensuales.

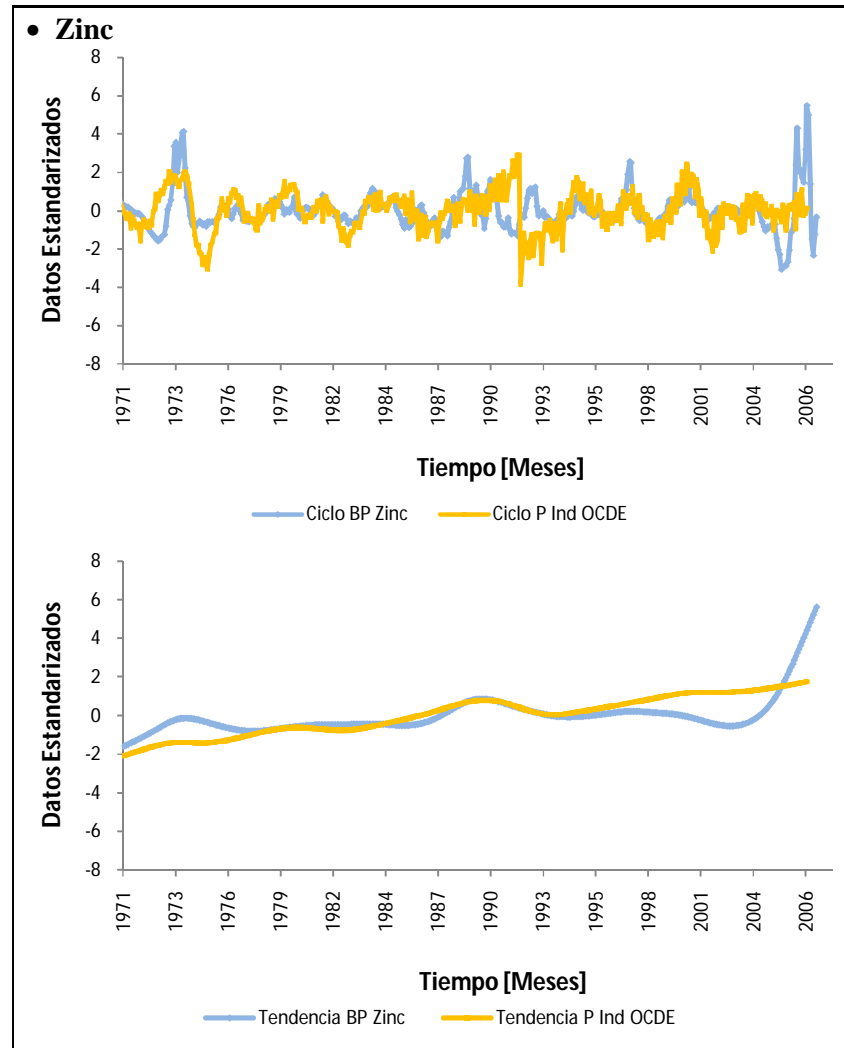


Figura 25. Componentes Hodrick-Prescott Precios de Commodities y Producción Industrial OCDE. Zinc. Serie Mensual.

- **Componentes Filtro de Pasabanda**

De la misma manera que con *Hodrick-Prescott*, con el *Filtro de Pasabanda* se obtiene lo siguiente:

<i>Componente Cíclico</i>					
?	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Producción Industrial OCDE	0,0268 (0,556)	0,0963 (1,9937)	0,1090 (2,2571)	-0,0230 (-04772)	-0,0864 (-1,7892)
<i>Componente de Tendencia</i>					
	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Producción Industrial OCDE	0,6544 (13,5155)	0,4448 (9,1900)	-0,2744 (-5,6704)	0,3096 (6,3970)	0,4517 (9,3323)
	0,2742* (5,6664)	0,4867* (10,0538)	0,1310* (2,7075)	0,2408* (4,9749)	0,4426* (9,1434)

* Segundas diferencias

Estadísticos *t* entre paréntesis

Tabla 19. Correlación entre Componentes Filtro de Pasabanda Precios y Variables Macroeconómicas. Series Mensuales.

Se aprecian algunas diferencias en relación a *Hodrick-Prescott*. Con datos en niveles nuevamente el estaño muestra resultados diferentes al resto.

Los gráficos se presentan a continuación.

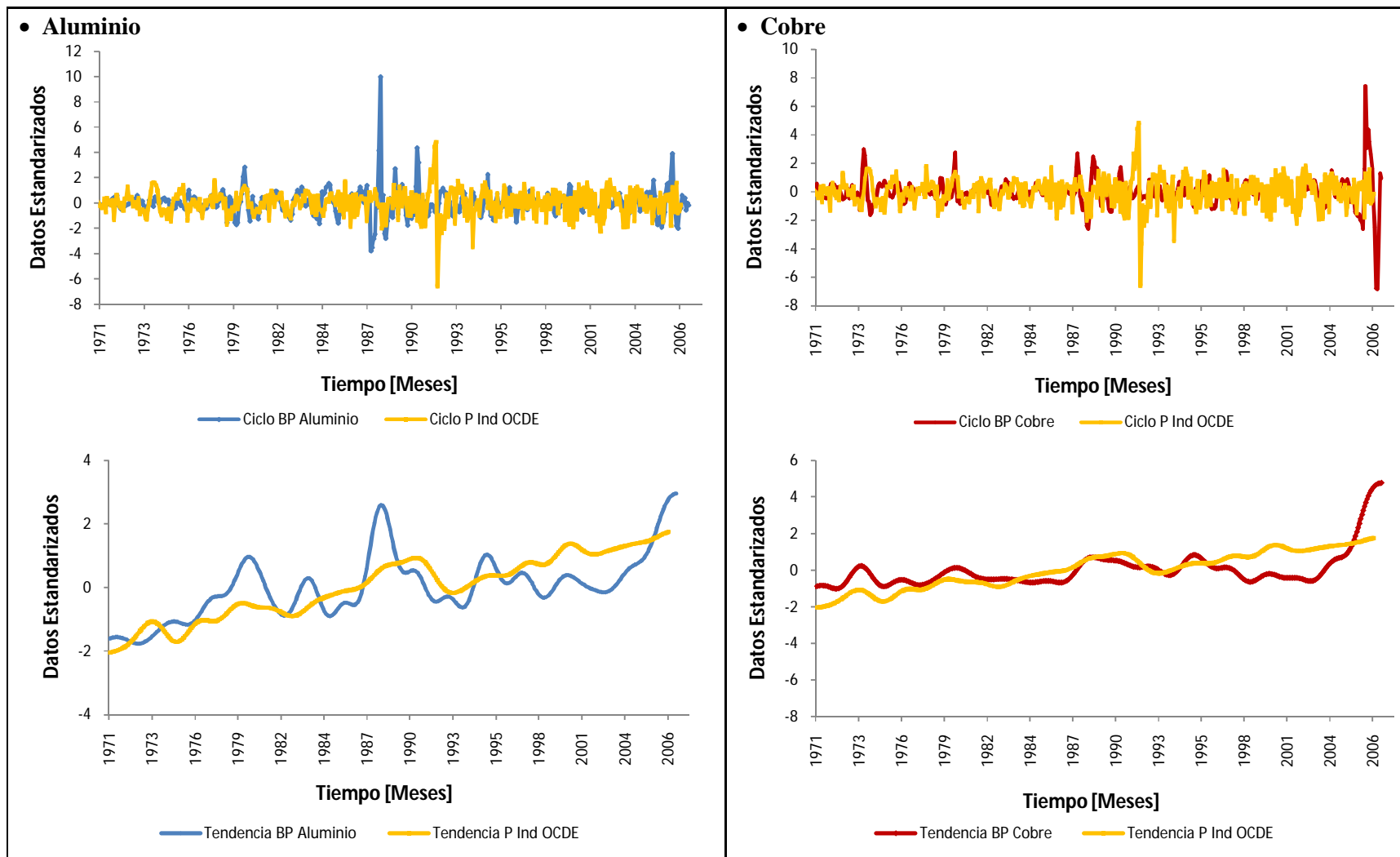


Figura 26. Componentes Pasabanda Precios de Commodities y Producción Industrial OCDE. Aluminio y Cobre. Series Mensuales.

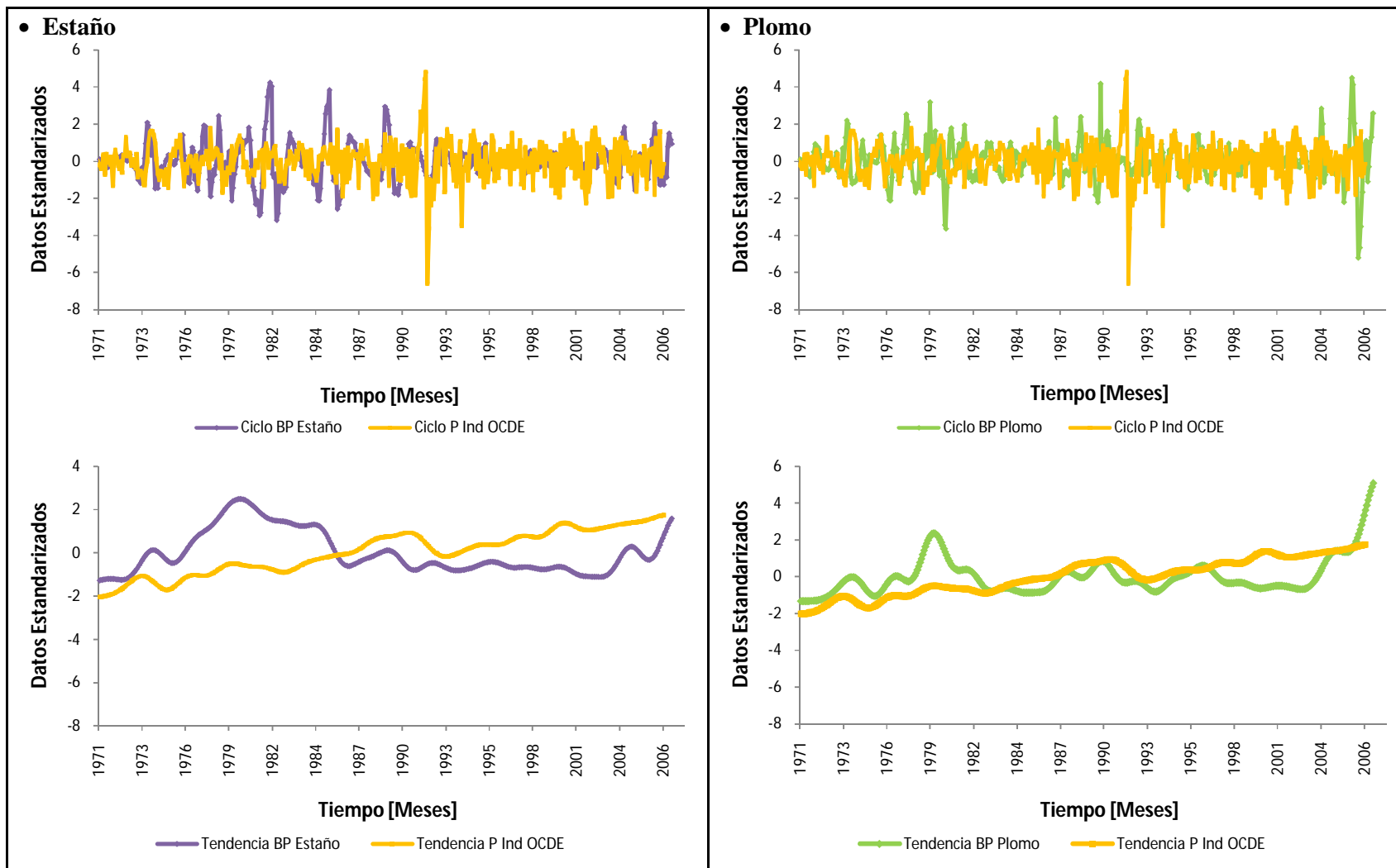


Figura 27. Componentes Pasabanda Precios de Commodities y Producción Industrial OCDE. Estañ y Plomo. Series Mensuales.

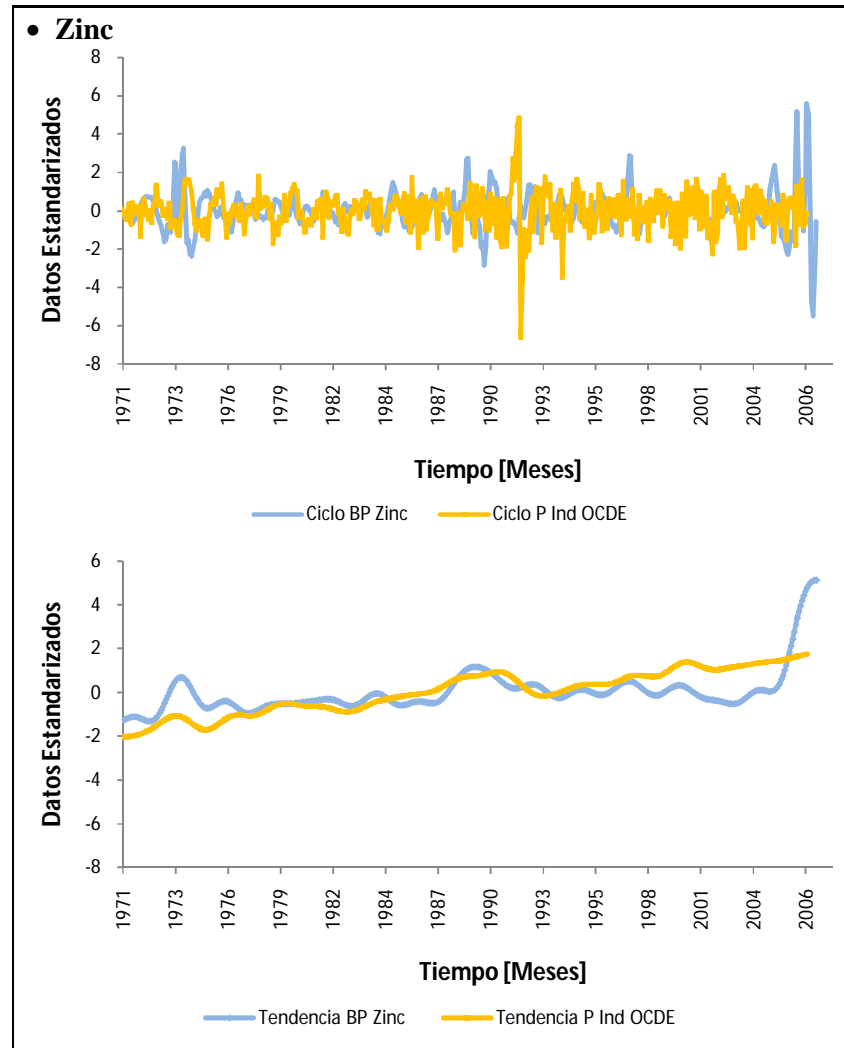


Figura 28. Componentes Pasabanda Precios de Commodities y Producción Industrial OCDE. Zinc. Serie Mensual.

3.4.3.-Extensiones

- **Elección de submuestras**

Del análisis previo se obtuvieron resultados dispares para el estaño y el resto de los metales. A partir del gráfico de precios versus tiempo, se observa que existe un período donde las diferencias son más marcadas. Por esta razón, en este punto se repite el análisis mediante el *Filtro de Kalman* pero para tres submuestras mensuales diferentes: entre Enero de 1971 y Enero de 1981, entre Febrero de 1981 y Febrero de 1991 y entre Marzo de 1991 y Noviembre de 2006.

Lo que se busca aquí es ver si existen períodos donde se marque una diferencia importante entre las submuestras, lo que puede ser indicativo de aspectos propios del mercado de cada uno de ellos (como el efecto de agrupaciones de productores en carteles por ejemplo). En particular interesa ver qué ocurre con el estaño, que cuenta con un nivel de producción (y oferta) mucho menor al resto de los *commodities* en estudio.

La manera más fácil de obtener una idea es calculando el estadístico de correlación entre los precios y el factor común extraído mediante el *Filtro de Kalman*.

?	Factor común	Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Factor común	/	0,788	0,889	0,926	0,846	0,601
Aluminio		/	0,480	0,866	0,965	0,081
Cobre		0,480	/	0,671	0,559	0,778
Plomo		0,866	0,671	/	0,895	0,332
Estaño		0,965	0,559	0,895	/	0,237
Zinc		0,081	0,778	0,332	0,237	/

Tabla 20. Correlación entre Factores y Precios. Series Mensuales, Enero 1971-Enero 1981.

?	Factor común	Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Factor común	/	0,811	0,946	0,840	-0,425	0,856
Aluminio		/	0,744	0,450	-0,446	0,621
Cobre		0,744	/	0,709	-0,459	0,872
Plomo		0,450	0,709	/	-0,261	0,640
Estaño		-0,446	-0,459	-0,261	/	-0,412
Zinc		0,621	0,872	0,640	-0,412	/

Tabla 21. Correlación entre Factores y Precios. Series Mensuales, Febrero 1981- Febrero 1991.

?	Factor común	Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Factor común	/	0,944	0,961	0,947	0,810	0,877
Aluminio		/	0,944	0,897	0,755	0,898
Cobre		0,944	/	0,890	0,751	0,930
Plomo		0,897	0,890	/	0,865	0,788
Estaño		0,755	0,751	0,865	/	0,634
Zinc		0,898	0,930	0,788	0,634	/

Tabla 22. Correlación entre Factores y Precios. Series Mensuales, Marzo 1991- Noviembre 2006.

Claramente durante el segundo período escogido es donde se presentan las grandes diferencias entre cuatro de las series de precios con el estaño. Esto se aprecia en la correlación entre el factor común y este metal (que en este caso es negativa), y su valor es similar al que se obtiene al considerar la correlación entre este último y los demás metales.

Este resultado indica claramente que durante este tiempo (fines de los setenta a mediados de los ochenta), hubo aspectos particulares en el mercado del estaño que provocaron este comportamiento de sus precios. De otra forma la tendencia no tendría por qué ser tan diferente en las otras dos submuestras analizadas, donde da la impresión que en esos períodos la cotización del conjunto de los metales analizados sí se “movieron” en tándem.

Esto pudo ser provocado por el comportamiento del ITC (que colapsó en el año 1985). A pesar de que esta organización fue creada en los años sesenta, su efecto más notorio se pudo haber dado en estos años. Sería interesante contar con estudios más acabados acerca de la organización industrial de estos mercados y su evolución en el tiempo para dar una conclusión con más base teórica, pero como esto no forma parte de los objetivos de trabajo se deja propuesto como algo atractivo a investigar en más detalle.

- **Datos trimestrales**

Un segundo tema pendiente es tratar de esclarecer por qué las variables macroeconómicas no son significativas para explicar la evolución del factor común extraído mediante el *Filtro de Kalman*.

Una de las razones es que quizás las variables escogidas no representan de buena forma la demanda por metales de estas economías, especialmente en el caso de China. Por este motivo, y con el objeto de considerar otro indicador que pueda representar esto, en este punto se utiliza el *Filtro de Kalman* con datos trimestrales, ya que algunas estadísticas del Fondo Monetario Internacional existen solamente en esta frecuencia.

Se utilizan datos del Producto Interno Bruto de las siete economías de la OCDE (Alemania, Canadá, Estados Unidos, Francia, Italia, El Reino Unido y Japón) y China. También se considera el valor del total de importaciones de este último país. Dado los resultados obtenidos en el punto anterior, se consideran datos entre el primer trimestre de 1988 y el cuarto trimestre de 2007.

?	Producto Interno Bruto	Importaciones
Alemania	0,902	/
Canadá	0,876	/
Estados Unidos	0,900	/
Francia	0,860	/
Italia	0,827	/
Reino Unido	0,871	/
Japón	0,822	/
China	0,891	0,628

Tabla 23. Correlación entre Nuevos Indicadores Macroeconómicos y Factor Común. Series Trimestrales.

La Tabla 23 muestra la correlación existente entre los nuevos indicadores y el factor común utilizando datos trimestrales. Se puede ver que los valores son considerablemente más altos a los que se obtienen al utilizar datos mensuales y toda la muestra.

El siguiente paso es estimar la misma regresión del punto 3.4.2 (ver Tabla 17), pero con las nuevas variables macroeconómicas. Los resultados se muestran a continuación.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	202.1149	63.04659	3.205802	0.0020
DELTA PIB EEUU	0.059999	0.016633	3.607206	0.0006
DELTA PIB FRANCIA	-0.340333	0.093622	-3.635172	0.0005
DELTA IMP CHINA	0.000292	9.60E-05	3.042947	0.0032
R-squared	0.429757	Mean dependent var		-0.246023
Adjusted R-squared	0.406948	S.D. dependent var		33.39474
S.E. of regression	25.71725	Akaike info criterion		9.381507
Sum squared resid	49603.28	Schwarz criterion		9.501479
Log likelihood	-366.5695	F-statistic		18.84098
Durbin-Watson stat	0.251460	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 24. Resultados Regresión Factor Común con Variables Macroeconómicas. Series Trimestrales.

En este caso las tres variables utilizadas en la regresión (PIB de Estados Unidos y Francia e importaciones totales de China), son significativas al 5%. El resto de los indicadores tienen una importancia menor.

Este resultado indica que las variables consideradas en un principio, a pesar de ser sensibles al ciclo económico, pueden no representar de la mejor manera el impacto que estas economías tienen en los cambios de los precios de los metales industriales analizados. Los nuevos indicadores tienen un efecto estadísticamente significativo, lo que no ocurre en el caso anterior.

- **Competitividad de Países Ricos en Recursos**

A partir de los resultados de este trabajo y de la revisión de la literatura, se concluye que los precios de los metales se ven afectados por el andar de la economía global. Aquí resulta interesante analizar aspectos de competitividad de países ricos en recursos naturales como Chile donde es inevitable considerar el rol que éstos juegan, especialmente los recursos mineros (no renovables), que caracterizan fuertemente la actividad económica del país y son la base de las exportaciones al exterior.

Los recursos naturales forman parte del comercio internacional desde mucho tiempo atrás y se pueden considerar como bienes “globales”, donde las formas de comercialización se encuentran estandarizadas y todos los países del mundo los utilizan en sus procesos productivos. Debido al proceso de globalización existe una creciente conectividad internacional en transporte y comunicaciones, lo que hace que exista una gran movilidad de capitales, las empresas son interdependientes y se genera una enorme difusión del conocimiento y avance científico. Este avance tecnológico provoca que las ventajas naturales de un determinado lugar tomen un carácter dinámico, pues éstas son explotadas o desechadas en caso de que su extracción sea o no rentable según el desarrollo técnico del momento (tal como ocurre con la definición de reservas mineras). Este carácter dinámico y su dependencia en la tecnología provocan que el aporte de los recursos naturales a cada país sea cíclico.

Del análisis previo se tiene también que el valor de mercado de estos recursos se ve afectado con el andar de la economía mundial. Es fundamental considerar este efecto para mejorar la competitividad de países ricos en recursos. En este sentido, una forma de lograr una mejora en la competitividad de compañías mineras es llevar a cabo estrategias globales, donde lo que se busca es mejorar su eficacia, ya sea reduciendo costos de operación por el acceso a depósitos de mejor calidad o la obtención economías de escala (si éstas existen) y una mayor diversificación en la extracción de recursos.

Las empresas públicas, a diferencia de las grandes compañías multinacionales, enfrentan mayores restricciones para acceder a yacimientos ubicados fuera del territorio nacional, lo que en este aspecto hace que estas empresas sean menos competitivas (**Sánchez, F. y Lardé, J.; 2006**). Esto muestra que la actividad minera es ciertamente una actividad global. Primero, los recursos están distribuidos en todo el mundo de forma desigual, ya sea por la calidad de los mismos o por el tipo de minerales que se considere. En segundo lugar hay que considerar la estandarización de los productos, pues se trata de productos no diferenciados y por ende la utilidad que se obtenga no puede depender del manejo de los precios. Los costos de operación no dependen sólo de la gestión particular de una empresa, sino que también de características intrínsecas del lugar, como la existencia de infraestructura adecuada, la ubicación del yacimiento y las políticas de gobierno en cada país.

La minería es un aspecto fundamental en la economía de Chile, pues aporta con alrededor del 8% del PIB, un 43% en la inversión extranjera directa y cerca del 66% del total de las exportaciones, dado fundamentalmente por el alto precio del cobre de los últimos años. Según datos de la CEPAL (**Lardé, J., Chaparro, E. y Parra, C.; 2008**), en 2005 la producción de cobre alcanzó 5.330.414 toneladas y el valor de sus exportaciones a 33.340 millones de dólares, el 59% del total de exportaciones de Chile. Como ilustra la Figura 29, la producción de cobre en el país ha experimentado mayores tasas de crecimiento que a nivel mundial.

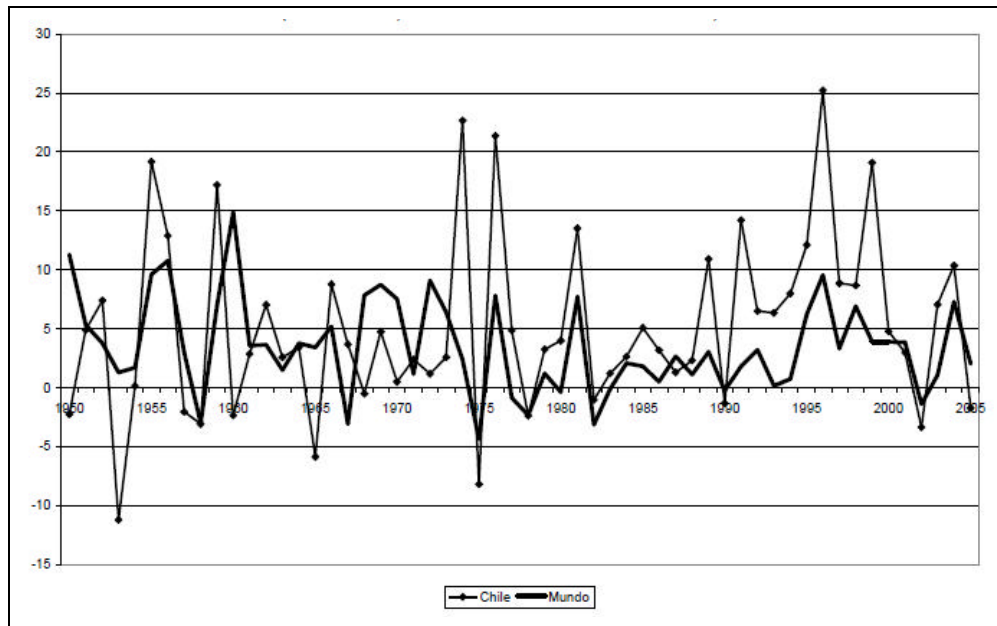


Figura 29. Tasas de Crecimiento Anual de la Producción de Cobre de Mina. Chile y el Mundo¹².

En términos de competitividad, Chile cuenta con una participación importante en la producción mundial de cobre. La Figura 30 ilustra lo anterior:

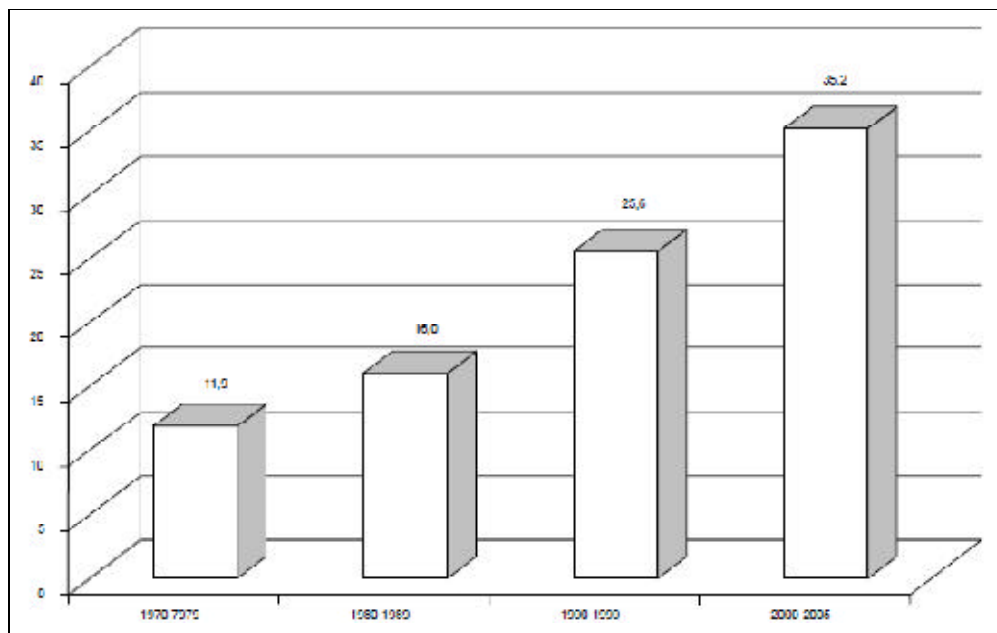


Figura 30. Relevancia de la Producción Chilena de Cobre (Porcentaje sobre el Total Mundial)¹³.

^{12,9} Fuente: “El aporte del sector minero al desarrollo humano en Chile: el caso de la región de Antofagasta”, 2008.

La actividad minera es uno de los pilares del crecimiento y desarrollo económico del país, e incluso tiene una posición de liderazgo a nivel mundial en áreas productivas ligadas al cobre y molibdeno. Sin embargo, a pesar de que este sector recibe gran parte de la inversión extranjera, posee un bajo nivel de asociatividad y existe un bajo gasto en exploración y una limitada exportación de insumos y servicios mineros¹⁴.

La discusión sobre competitividad en esta actividad debe centrarse en cómo mejorar estos puntos. A nivel de país, se puede pensar acerca de competitividad en la actividad minera como la capacidad que tiene el mismo para aprovechar su potencial geológico, la capacidad para atraer inversión en las actividades de exploración y explotación, de la cantidad de recursos que sea capaz de exportar y su participación en las transacciones internacionales. Aquí es importante el rol de las instituciones con las que un país cuenta, pues los gastos en exploración y explotación y por ende el atractivo de inversión, dependen fuertemente de la estabilidad política y económica y el grado de desarrollo en infraestructura.

¹⁴ Fuente: Informe final. *“Hacia una estrategia nacional de innovación para la competitividad”*.

CAPÍTULO 4: CONCLUSIONES

En la primera parte del trabajo se hizo un análisis del comportamiento de las series de precios, con el objeto de verificar si se rigen de acuerdo a lo especificado en la literatura. En primer lugar, la correlación entre los precios de los metales es más alta cuando se trabaja con series anuales, lo que se da tanto para datos en niveles como para su retorno (primeras diferencias de logaritmo). Para datos mensuales y anuales no es posible rechazar la existencia de *raíz unitaria* cuando se consideran las series en niveles. Las series sí son estacionarias al usar datos transformados. Una vez aplicada la *batería* de tests, se obtienen resultados según lo esperado acorde a estudios anteriores.

Con la idea de obtener una primera impresión acerca de algún componente común en estas cinco series analizadas, se realizó un *Análisis Exploratorio de Factores*. La idea de esta técnica es descubrir algún(os) patrón(es) en la relación que existe entre las variables en estudio, en particular, busca ver si estas variables (observadas) pueden ser explicadas en términos de un menor número de variables denominadas factores. Es sabido que este tipo de análisis presenta algunas desventajas (por ejemplo que los pesos de los factores no son únicos), pero es de fácil implementación y resulta útil como test preliminar. Sus resultados muestran que utilizando dos factores comunes (o *variables latentes*), en el caso de datos anuales éstos permiten explicar el 80% de la varianza total de las series, desde un 57% para el estaño a un 99% para el cobre. Cuando se trabaja con datos mensuales, los resultados se encuentran entre un 44% para el estaño y un 98% en el caso de cobre, llegando a dar cuenta de un 76% de la variación total de los precios. Si bien éste no es el objetivo de este trabajo, sus resultados dan una idea general sobre las diferencias que existen entre las distintas series de precios con las que se trabaja, donde el estaño, que presenta una varianza total mucho mayor al resto (cerca de doce veces la del cobre), tiene un componente específico mucho más importante que el resto de los metales.

Con el *Filtro de Kalman*, mediante una representación *Estado-Espacio* se utilizó un modelo dinámico de factores, a partir del cual se “extrajo” un factor común a todas las series de precios junto con factores específicos a cada una de ellas en el tiempo. El factor común lo que busca representar es el *estado general* de la economía mundial, y de esta forma se asocia este indicador a los movimientos de los precios de los *commodities* en el período considerado. En este caso, al trabajar con series mensuales, los resultados indican que el factor común estimado permite explicar la varianza de los metales desde un 13% en el caso de estaño a un 53% para el plomo. Los factores específicos dan cuenta de un porcentaje aún mayor, entre un 47% para el plomo y un 87% para el estaño. Cuando se utilizan datos anuales, los resultados muestran algunas diferencias con el caso anterior. Nuevamente los factores específicos pueden justificar la mayor parte de la variabilidad de los precios, entre un 44% para el plomo a un 88% en el caso del estaño. A su vez el factor común está en el rango 12% a 56% para el estaño y plomo, respectivamente.

En relación a las variables macroeconómicas utilizadas, es interesante notar la alta correlación existente entre los índices de producción industrial (salvo el de China) entre los países considerados. Con las tasas de interés la tendencia es similar, y con los tipos de cambio los resultados son dispares, presentado correlaciones con valores positivos y negativos que en su mayor parte son considerables. Siguiendo la tendencia con los resultados previos en el análisis

de las series de precios, el estadístico de correlación es mayor al considerar datos de menor frecuencia. Al calcular la correlación entre las variables macroeconómicas y el factor común, se encuentra la misma tendencia que éstas muestran con los precios. Las tasas de interés presentan valores bajos y en general negativos, los tipos de cambio muestran signos variables y los índices de producción industrial también tienen valores bajos. Al utilizar datos anuales los resultados no muestran cambios significativos.

Como se dejó establecido en el capítulo de Objetivos, se debe hacer una observación importante antes de intentar explicar estos resultados u obtener conclusiones por el lado meramente económico. En primer lugar, cabe destacar que los yacimientos mineros son de carácter discreto. Nuevas campañas de exploración pueden encontrar depósitos interesantes que antes eran desconocidos y no afectaban la producción y oferta total del metal en cuestión. Además se ha dado un cambio progresivo en las restricciones medioambientales, las que son cada vez más estrictas y muchas veces ellas impiden realizar la actividad. Se debe destacar además el papel fundamental de la energía en los costos de las operaciones mineras (cada vez es más caro llevar a cabo una explotación y como ejemplo basta pensar en el uso de agua). Todas estas variables tienen un efecto en los precios de los metales, y en el análisis previo se asume simplemente que éstos responden a las fluctuaciones del mercado y las economías más demandantes. Hay que tener presente esto en la interpretación de los resultados, ya que esta parte también juega un rol preponderante en el aumento de los precios de los *commodities* analizados.

Los resultados indican que las variables macroeconómicas escogidas no inciden en la variable que representa el ciclo económico internacional (obtenida del modelo dinámico). Se estiman dos regresiones para el factor común, la primera en función del índice agregado de producción industrial (considera el conjunto de países utilizados en el estudio) y las tasas de interés, y la segunda en función sólo del índice de producción industrial (ambas regresiones con series en primeras diferencias). Los resultados muestran que en la primera ecuación el índice de producción industrial no tiene una incidencia marcada en el factor común al tratarse de datos mensuales, siendo su efecto no significativo. Las tasas de interés tienen una relevancia menor, y salvo la de China, tampoco son significativas. Para la segunda regresión el efecto de la producción industrial tampoco es significativo. Al utilizar datos anuales se tienen resultados similares, pero en la segunda regresión el índice de producción industrial agregado es significativo y su coeficiente asociado es mayor al caso mensual. Es interesante notar que el coeficiente autoregresivo es importante en ambas frecuencias, siendo significativo al obviar las tasas de interés en la regresión.

Lo anterior se debe a que al considerar un promedio de datos, éstos dan una imagen más suavizada, por lo tanto la evolución de los precios se ve con menos sobresaltos y presenta una menor variabilidad en el período considerado. Esto es consistente con lo expuesto por **Palaskas y Varangis (1991)**, que plantean que con datos de alta frecuencia (en este caso datos mensuales), el poder explicativo de las variables macroeconómicas es menor a cuando se consideran datos de baja frecuencia (anuales).

El hecho de que el estaño es el metal que más diferencia tiene con el resto se ve reforzado al sensibilizar el análisis utilizando los *Filtros de Hodrick-Prescott* y *Pasabanda*. Con cada uno se obtiene un componente de tendencia y un componente que representa el ciclo de cada serie analizada. El estaño es el único *commodity* que tiene una correlación negativa en su componente de tendencia con el del índice agregado de Producción Industrial (en niveles).

Aquí no se ha pretendido hacer una comparación entre ambos Filtros, pero para esos efectos se podría (dado que en una serie nunca se conoce con exactitud cuál es la parte cíclica y cuál es la tendencia) crear una serie como la suma de dos componentes y una vez aplicados los Filtros analizar cuál es que otorga los valores más parecidos a los componentes de la serie original. Otra forma de hacer esto sería comparar los resultados truncando las series. Así, primero se utiliza cada Filtro considerando la serie completa. Posteriormente se hace el mismo análisis pero utilizando menos datos (cortando la serie en los últimos períodos). Finalmente se puede comparar con cuál de ellos el componente de tendencia con la serie truncada hacia el final de la muestra resulta más parecido al que se obtiene con la serie completa.

Todo lo anterior indica que el cartel formado por los productores de estaño (ITC) puede haber jugado un papel relevante en los años ochenta. Más aun si se considera que al extender el análisis y separar la muestra de datos en tres submuestras se encuentra que los precios del estaño presentan diferencias importantes solamente en este período, y para las otras dos submuestras (pre y post década de los ochenta), sus precios se comportan de manera bastante similar a los demás *commodities* que se consideran en el trabajo.

Sería interesante contar con estudios en mayor profundidad (como la organización industrial de los mercados), que refleje las diferencias que existen entre cada metal que se ha utilizado en esta investigación. Por otra parte, los datos de producción industrial que se utilizaron para representar la economía de China son bastante erráticos, por lo tanto los resultados obtenidos reflejan esto y en ningún caso le restan importancia al efecto que su economía ha tenido en los precios de *commodities*, tal como indica la literatura reciente.

Al utilizar datos trimestrales para una submuestra de la serie de datos y otras variables macroeconómicas (como la demanda total por parte del país asiático), se obtiene que algunas de ellas sí son significativas para explicar el componente común a las series de precios. Esto indica que las variables utilizadas en un principio pueden no reflejar de la mejor manera el impacto de las economías más importantes en el precio de los metales analizados. En esto tiene que haber jugado un papel también el hecho de que son datos de frecuencia menor a los datos mensuales usados en un principio.

Los precios de los metales presentan ciclos, con períodos de altos y bajos valores. Debido a la estructura diferente en sus mercados, algunos de ellos muestran un comportamiento más parecido frente a las variaciones de la economía mundial. Si todos ellos fueran afectados en la misma forma y magnitud por el ciclo económico, el hecho de tener una producción diversificada de recursos mineros industriales no sería útil para evitar que los ingresos se vean afectados por este comportamiento, pero de todas maneras el hecho de tener la opción de invertir en depósitos diferentes permitiría a cada compañía ser más competitiva que aquellas que basan sus exportaciones en un sólo *commodity*.

Lo anterior se debe a que se puede dar el caso que una compañía que sea capaz de adoptar estrategias globales encuentre un depósito atractivo de metales preciosos o piedras preciosas (oro o diamante por ejemplo), los que presentan precios más estables en el tiempo, y en este caso no se tendría lo anterior. Además, más allá de focalizar el análisis en el comportamiento de los precios de los recursos que se explotan, para que una empresa minera sea competitiva es determinante el acceso a reservas mineras que aseguren y sostengan el abastecimiento. Se busca tener acceso a recursos que garanticen que las operaciones continúen en el futuro (se trata de recursos no renovables). Para lograr avances en competitividad, lo que las empresas

necesitan asegurar es el acceso al recurso escaso, en este caso, a la tierra. Eso es lo que hace la diferencia.

En este sentido, existe una clara diferencia entre los tipos de compañías, privadas o públicas. Las empresas mineras multinacionales tienen acceso a recursos en diferentes Regiones del mundo, mientras que las empresas nacionales enfrentan restricciones para acceder a recursos fuera del territorio nacional, lo que representa una clara desventaja al no poder adoptar estrategias globales. Así, si bien no se puede juzgar la competitividad de un país determinado por la cantidad y calidad de recursos que éste posee (ya que éstos vienen determinados por la naturaleza), sí se pueden hacer comparaciones entre las empresas mineras de su propiedad y su capacidad de invertir y acceder a recursos a nivel global. Se piensa que si un país que cuenta con tradición y experiencia en la extracción de este tipo de recursos logra esto, será más competitivo que aquel que se ve obligado a desarrollar la actividad dentro de sus fronteras.

REFERENCIAS

- [1] Cuddington, J.T. y Liang, H.; 1997. “*Commodity Price Volatility Across Exchange Rates Regimes*”. Georgetown Working Paper, No. 97-17.
- [2] “*Commodities at The Crossroads 2009*”; 2008. Global Economics Prospects. The World Bank.
- [3] Cromwell, J.; Labys, W.C. y Terraza, M.; 1994a. “*Univariate Tests for Time Series Models*”. Sage Publications, Thousand Oaks (CA).
- [4] Cromwell, J.; Hannan, M.; Labys, W.C. y Terraza, M.; 1994b. “*Multivariate Tests for Time Series Models*”. Sage Publications, Thousand Oaks (CA).
- [5] Davutyan, N. y Roberts, M.; 1991. “*Cyclicalidad in Metal Prices*”. Resources Policy 20, pp. 49-57.
- [6] Enders, W.; 2004. “*Applied Econometric Time Series*”. Wiley Series in Probability and Statistics.
- [7] Engel, E. y Valdés, R.; 2001. “*Prediciendo el Precio del Cobre: ¿Más allá del Camino Aleatorio?*”.
- [8] Engle, R y Watson, M.; 1981. “*A One-Factor Multivariate Time Series Model of Metropolitan Wage Rates*”. Journal of the American Statistical Association, Vol. 76, pp. 774-781.
- [9] Gerlah, S. y Yiu, M.; 2004. “*A Dynamic Factor Model for Current-Quarter Estimates of Economic Activity in Hong Kong*”.
- [10] Grilli, E. y Yang, M.C.; 1981. “*Real and Monetary Determinants of Non-Oil Primary Commodity Price Movements*”. Division Working Paper No. 1981-6. The World Bank.
- [11] Hamilton, J.; 1994. “*Times Series Analysis*”. Princeton University Press.
- [12] Harvey, A.; 1989. “*Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*”. Cambridge University Press.
- [13] Informe Final “*Hacia una estrategia nacional de innovación para la competitividad*”. (Enero, 2007)
Documento disponible en:
<http://www.consejodeinnovacion.cl/cnic/cnic/web/actas.php?id=36&tipo=2>
- [14] Jerret, D. y Cuddington, J.; 2008. “*Super Cycles in Real Metal Prices?*”. IMF Staff Papers, Vol. 55, No. 4.
- [15] Jerret, D. y Cuddington, J.; 2008. “*Broadening the Statistical Search for Metal Price Super Cycles to Steel and related Metals*”. Resources Policy 33, pp. 188-195.

- [16] Labys, W.C.; Achouch, A. y Terraza, M.; 1999. “*Metal prices and the Business Cycle*”. Resources Policy, Vol. 25, No. 4, pp. 229-238.
- [17] Labys, W.C.; Lesourd, J.B. y Badillo, D.; 1998. “*The Existence of Metal Price Cycles*”. Resources Policy, Vol. 24, No. 3, pp. 147-155.
- [18] Lardé, J.; Chaparro, E. y Parra, C.; 2008 “*El Aporte del Sector Minero al Desarrollo Humano en Chile: El Caso de la Región de Antofagasta*”. CEPAL. Serie 130. División de Recursos Naturales e Infraestructura.
- [19] Moore, G.H.; 1988. “*Inflation Cycles and Metal Prices*”. Mineral Processing and Extracting Metallurgy Review 3, 95-104.
- [20] Palaskas, T.H. y Varangis, P.N.; 1991. “*Is there Excess Co-movement of Primary Commodity Prices? A Co-integration Test*”. International Economic Department. The World Bank, Washington D.C., WPS 758.
- [21] Sánchez, F. y Lardé, J.; 2006 “*Minería y Competitividad Internacional en América Latina*”. CEPAL. Serie 109. División de Recursos Naturales e Infraestructura.
- [22] Stock, J.H. y Watson, M.W.; 1988, “*A Probability Model of the Coincident Economic Indicators*”. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 2772.
- [23] U. S. Geological Survey (USSG); 2008. “*Minerals Yearbooks*”, 2006.
Web: <http://minerals.usgs.gov/minerals/pubs/commodity/>



Departamento de Ingeniería Industrial



Departamento de Ingeniería de Minas

ANEXOS

Anexo A: Precios de Metales

A.1.-Descripción y Estadísticas

- **Usos**

Los datos con los que se trabaja corresponden a series de precio de cinco *commodities*, que se describen a continuación¹⁵:

- **Aluminio**

El aluminio es el segundo metal utilizado por los seres humanos (en volumen o valor), y además entre los que se producen a gran escala es el más ligero. Sus aleaciones con otros elementos poseen distintas aplicaciones, como en transporte, empaques, construcción, consumo de bienes durables, transmisión eléctrica y maquinaria, entre otros.

El cobre reemplaza al aluminio en aplicaciones eléctricas. En el transporte, el magnesio, titanio y acero pueden ser sustitutos. El acero y la madera sustituyen al aluminio en construcción, y en embalajes lo pueden reemplazar el vidrio, papel, plásticos y acero.

Precios: Bolsa de Metales de Londres, ley estándar, precios spot, grado mínimo de pureza 99,5%, CIF puertos del Reino Unido. Anterior a 1979, precios de productor del Reino Unido, pureza mínima de 99%.

- **Cobre**

Este metal se utiliza principalmente en los sectores construcción, electricidad y en la fabricación de equipos electrónicos (su principal uso se da en el sector eléctrico). Se emplea para producir un gran número de aleaciones, entre las que se encuentran el latón (cobre y zinc), bronce (estaño y cobre) y plata alemana (cobre, zinc y níquel). También se usa en la elaboración de maquinaria y equipamiento industrial, bienes de consumo y transporte. A pesar de que existen diversos sustitutos para el cobre (siendo el principal el aluminio), su fuerte utilización en la actividad productiva explica la fuerte relación entre su demanda y el crecimiento económico mundial.

El aluminio sustituye al cobre en la fabricación de varios productos, entre los que se puede mencionar cables y equipos eléctricos, la fibra óptica lo sustituye en algunas aplicaciones de telecomunicaciones y el plástico en tuberías de desagüe y plomería.

Precios: Bolsa de Metales de Londres. Cátodos grado A, precios spot, CIF puertos europeos. Datos anteriores a Julio de 1986 corresponden a cátodos o cables de alta ley.

- **Estaño**

La mayor parte del estaño se utiliza como capa protectora o como aleación con otros metales, entre los que se encuentran la soldadura (estaño y plomo) y bronce (estaño y cobre). A raíz de su resistencia a la corrosión, se utiliza para recubrir otros metales, como la hojalata en los botes de conserva, papel estaño para la envoltura de chocolates, entre

¹⁵ Los usos principales se obtienen de las publicaciones "Minerals Yearbook", del US Geological Survey.

otros. Se usa en capas para contenedores de acero, en soldaduras, fabricación de cristal y en una amplia gama de usos de sustancia química.

El aluminio, vidrio, papel, plástico o acero sin estaño lo sustituyen en latas y contenedores. Además de ellos otros sustitutos son las resinas de *epoxy* para soldaduras, aleaciones de aluminio para el bronce, plástico para metales que contienen estaño, compuestos de plomo y sodio para algunos químicos.

Precios: Bolsa de Metales de Londres, ley estándar, spot, CIF puertos europeos. De Diciembre de 1985 a Junio de 1989, estrechos de Malasia, 99,85% de pureza mínima, precios de mercado e Kuala Lumpur. Antes de 1985, Bolsa de Metales de Londres.

- **Plomo**

Este metal es muy resistente a la corrosión, por lo que se usa ampliamente en la industria química. El uso más amplio para el plomo se da en la fabricación de baterías recargables o de acumuladores (el principal uso del plomo se da en la fabricación de baterías para autos con cerca del 71% de su producción). Debido a su resistencia a la corrosión, se usa también en canalizaciones, techumbres, revestimientos y recipientes industriales. También se utiliza en medicina, en la industria química, en construcción y como material de soldadura.

Se utiliza también como aleación con otros metales para aumentar su dureza. Por ejemplo, con el arsénico se hacen municiones para la caza, con el estaño suministra metal para soldaduras, y con el cobre y estaño el plomo genera metales antifricción.

El uso de plásticos ha reducido el uso del plomo en la construcción, coberturas de cables eléctricos y contenedores. Aluminio, hierro, plásticos y estaño también pueden reemplazar al plomo en capas y forros protectores. En Estados Unidos, el estaño ha sustituido al plomo en los sistemas de agua potable.

Precios: Bolsa de Metales de Londres. 99,97% de pureza, spot, CIF puertos europeos. .

- **Zinc**

El zinc se utiliza en la elaboración de productos metálicos, en la fabricación de caucho y en medicina. Cerca de tres cuartas partes del zinc se consumen como metal, principalmente para producir metal galvanizado (protección de hierro y acero contra la corrosión) y como aleación para la producción de bronce y latón. El resto se consume como compuesto, principalmente para las industrias del caucho, química, pintura y agrícola. Entre los principales compuestos de zinc se tiene el óxido de zinc (blanco de zinc), utilizado para pinturas y el cloruro de zinc, para proteger la madera de la humedad y como anticorrosivo de metales. Este metal, después del hierro, es el más común en el cuerpo humano.

Aluminio, acero y plásticos sustituyen al galvanizado. En materiales de moldaje, aluminio, magnesio y plástico son sus principales competidores. Como protección contra la corrosión, los sustitutos son recubrimientos plásticos, aleaciones de aluminio y cadmio y pinturas. Aleaciones de aluminio se utilizan en reemplazo de latón.

Precios: Bolsa de Metales de Londres. Alta ley, CIF puertos del Reino Unido, 98% de pureza, spot. Antes de Enero de 1987, ley estándar.

- **Histogramas y Gráficos de Correlación**

- **Series Mensuales**

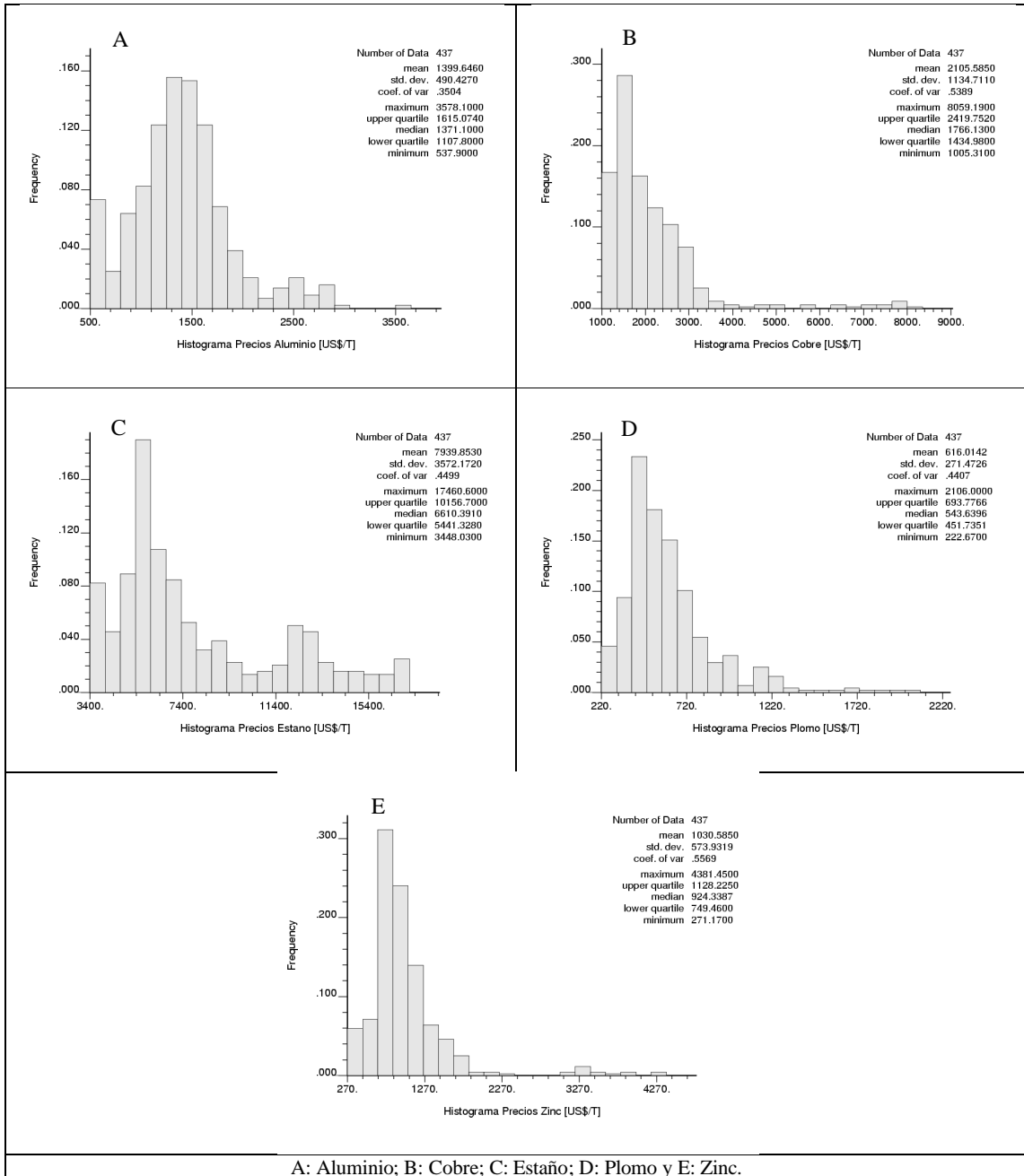


Figura 31. Histogramas de las Series de Datos. Series Mensuales.

A continuación se muestran los gráficos de correlación entre cada una de las series consideradas. Estos gráficos permiten visualizar la correlación que existe entre los precios de cada *commodity*, y cuán semejantes o diferentes son unos valores de otros (más cercanos o alejados de la diagonal, respectivamente).

Para cada par considerado se grafica entre precios mensuales y entre desviaciones estándar trimestrales (para todo el período considerado, Enero de 1971 a Mayo de 2007).

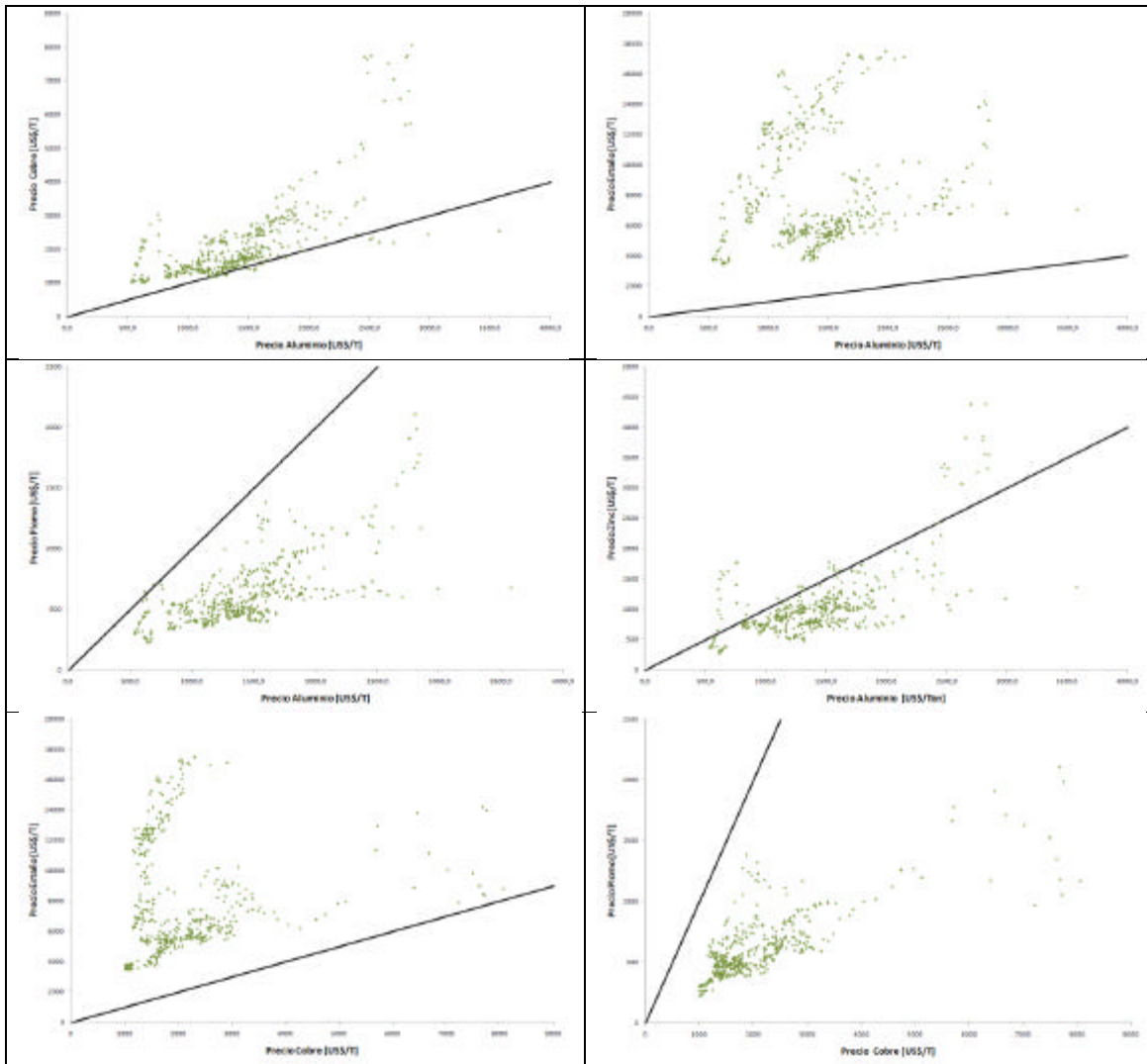


Figura 32. Gráficos de Correlación Precios (1/2). Series Mensuales.

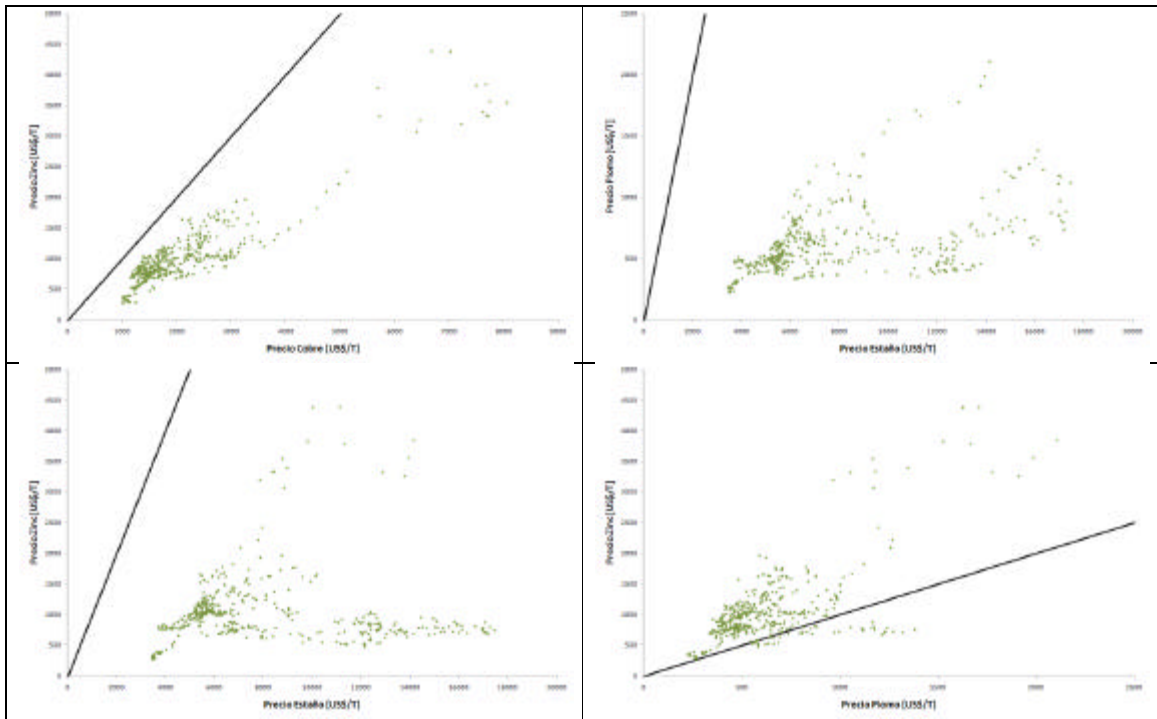


Figura 33. Gráficos de Correlación Precios (2/2). Series Mensuales.

Un resumen con el estadístico de correlación asociado a cada gráfico de precios se muestra a continuación.

?	Cobre	Aluminio	Plomo	Estaño	Zinc
Cobre	/	0,736 (0,366)	0,770 (0,440)	0,085 (0,207)	0,914 (0,662)
Aluminio	0,736 (0,366)	/	0,696 (0,130)	0,194 (0,030)	0,676 (0,279)
Plomo	0,770 (0,440)	0,696 (0,130)	/	0,451 (0,270)	0,688 (0,502)
Estaño	0,085 (0,207)	0,194 (0,030)	0,451 (0,270)	/	0,042 (0,255)
Zinc	0,914 (0,662)	0,676 (0,279)	0,688 (0,502)	0,042 (0,255)	/

En paréntesis se da la correlación entre las varianzas trimestrales de cada serie.

Tabla 25. Coeficiente de Correlación Precios. Series Mensuales.

- Serie anuales

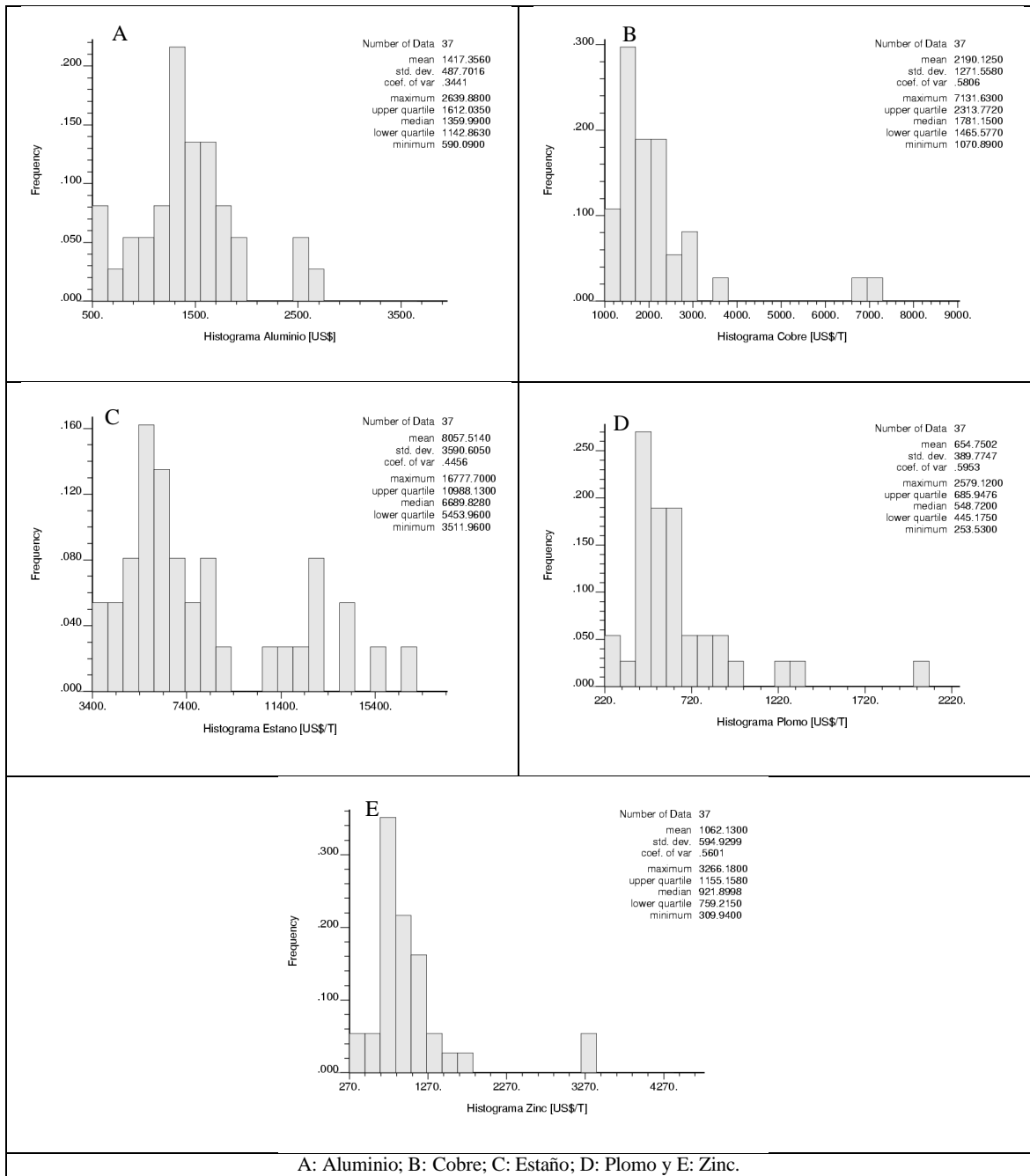


Figura 34. Histogramas de las Series de Datos. Series Anuales.

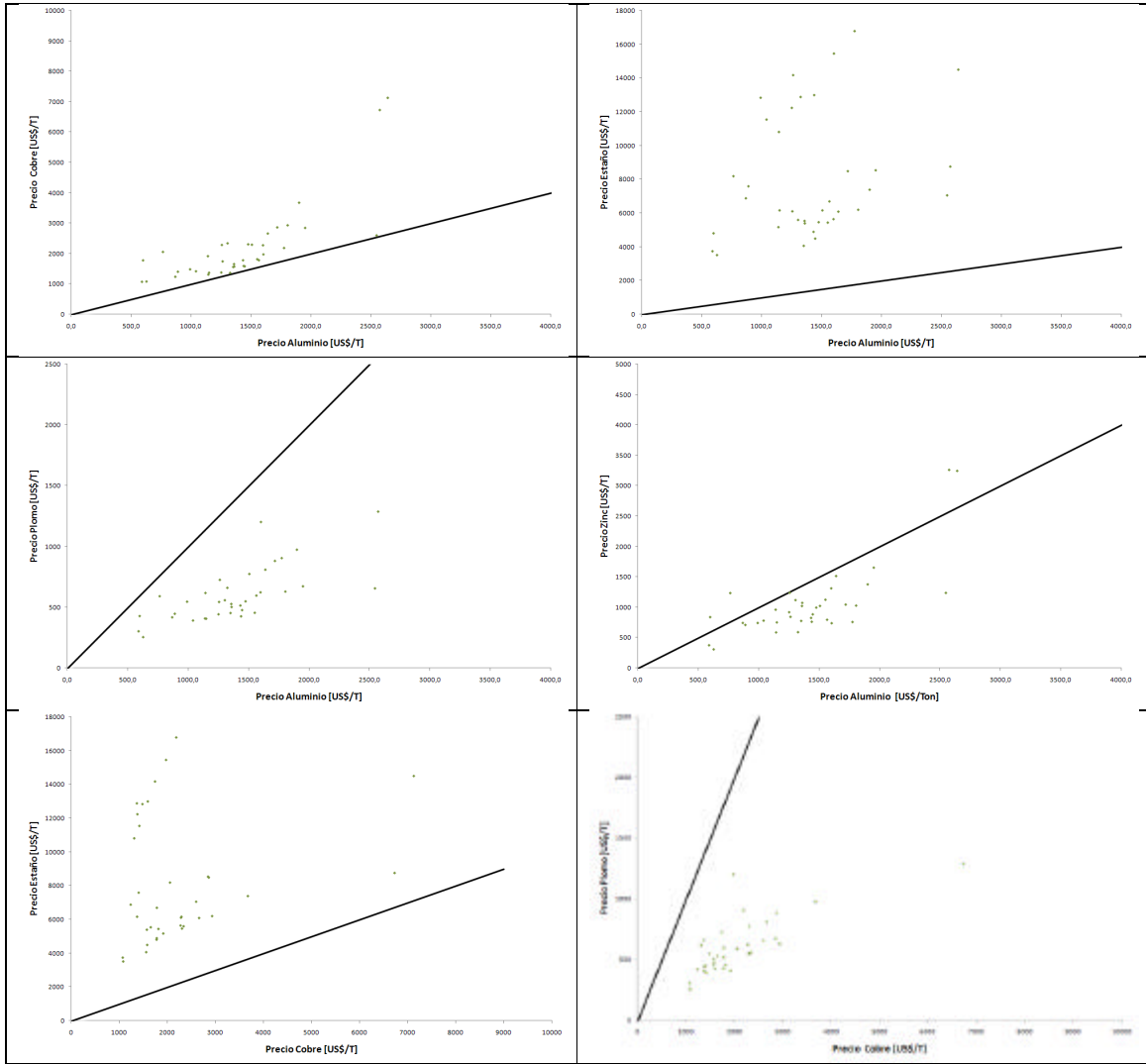


Figura 35. Gráficos de Correlación Precios (1/2). Series Anuales.

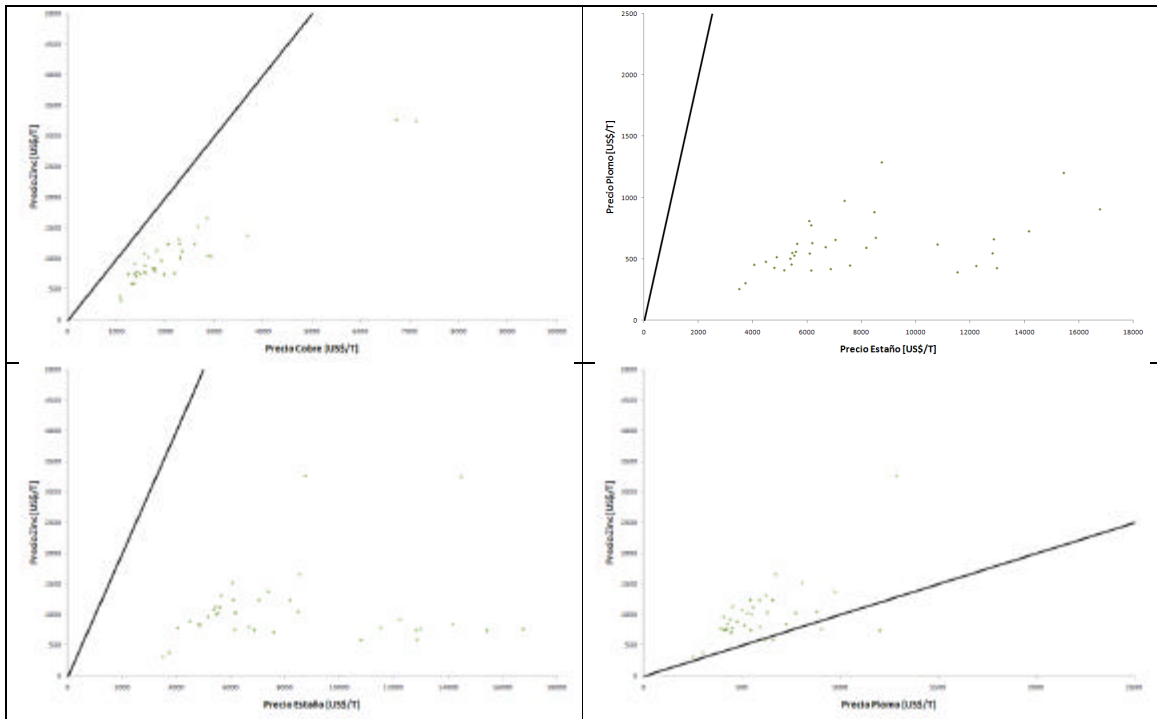


Figura 36. Gráficos de Correlación Precios (2/2). Series Anuales.

Las correlaciones se detallan a continuación:

?	Cobre	Aluminio	Plomo	Estaño	Zinc
Cobre	/	0,781 (0,091)	0,855 (0,860)	0,195 (0,226)	0,953 (0,849)
Aluminio	0,781 (0,091)	/	0,702 (0,045)	0,255 (-0,152)	0,741 (0,058)
Plomo	0,855 (0,860)	0,702 (0,045)	/	0,484 (0,308)	0,777 (0,765)
Estaño	0,195 (0,226)	0,255 (-0,152)	0,484 (0,308)	/	0,135 (0,203)
Zinc	0,953 (0,849)	0,741 (0,058)	0,777 (0,765)	0,135 (0,203)	/

En paréntesis se da la correlación entre las varianzas anuales de cada serie.

Tabla 26. Coeficiente de Correlación Precios. Series Anuales.

A.2.-Tests de Series Univariadas

Autocorrelación Simple y Parcial

Antes de comenzar con el análisis de datos es necesario estudiar sus propiedades. En particular hay que saber si las series de datos son estacionarias¹⁶.

Si se tiene una serie de tiempo y_t con media y varianza finitas se dice *débilmente estacionaria* o *covarianza estacionaria* si:

$$E(y_t) = \mu \quad \text{(A.2.1)}$$

$$E(y_t^2) = \sigma^2 \quad \text{(A.2.2)}$$

$$E(y_t y_{t-h}) = \gamma(h) \quad \text{(A.2.3)}$$

Es decir, la media y la varianza no dependen del tiempo y la covarianza depende sólo de la distancia temporal de las observaciones (μ , σ^2 y γ son constantes).

En caso de que las series no tengan esta propiedad, la media y varianza dependen del tiempo y “explotarían” a medida que t crece.

ACF y PACF

Para examinar la presencia de *raíz unitaria*, se realizan los tests de *Dickey-Fuller* y *Phillips Perron*. Antes de esto se muestran los gráficos de autocorrelación simple (ACF) y de autocorrelación parcial (PACF), con el objeto de tener una primera impresión de los datos.

Las fórmulas son las siguientes:

- Autocorrelación simple:

$$r_{yy}(h) = \frac{s_{yy}(h)}{s_{yy}^2} \quad \text{(A.2.4)}$$

¹⁶ Para mayor detalle sobre esto ver Enders, “Applied Econometric Time Series”. Capítulos 2 y 5.

- Autocorrelación parcial:

$$\rho_{11} = \rho_1 \quad (A.2.5)$$

$$\rho_{11} = \frac{\rho_1 + \rho_2^2}{1 + \rho_2^2} \quad (A.2.6)$$

$$\rho_{11} = \rho_{11} + \rho_{22} \rho_{12} \rho_{11} \rho_{22} \rho_{11} \rho_{22} \dots \quad (A.2.7)$$

$$\rho_{11} = \frac{\rho_{11} + s_{11}^2 \rho_{11} \rho_{22} \rho_{11} \rho_{22}}{\rho_{11} + s_{11}^2 \rho_{11} \rho_{22} \rho_{11} \rho_{22}} \quad (A.2.8)$$

La función de autocorrelación mide la dependencia entre observaciones en una serie de tiempo. **Enders (2004)** ilustra una manera de ver qué tipo de modelo se ajusta mejor a los datos:

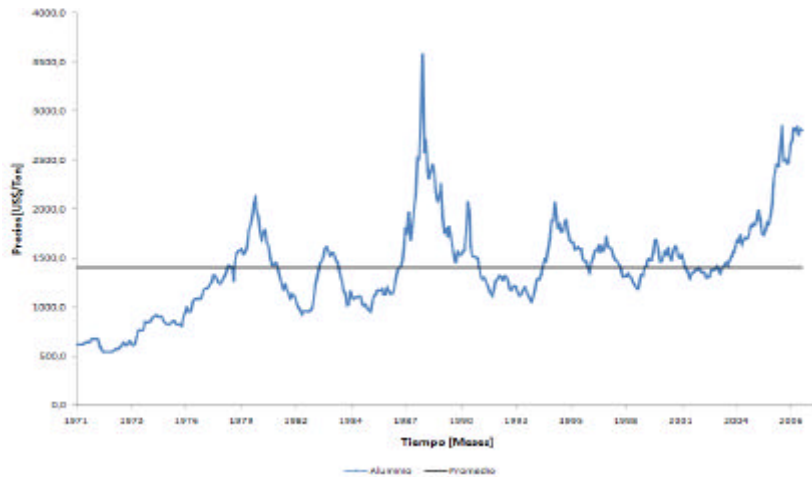
	ACF	PACF
?	?	?
??	Decaimiento exponencial	Peak en el primer rezago (p en caso de un ???)
??	decaimiento directo	?
??	oscilamiento	?
??	Peak positivo (negativo) en el primer rezago para	Decaimiento geométrico para
??	?	?
??	?	?
??	Decaimiento (oscilación) exponencial Comenzando en el primer rezago	Decaimiento (oscilación) exponencial Comenzando en el primer rezago
??	?	?
??	Decaimiento (directo u oscilatorio) partiendo en el rezago q para un	Decaimiento (directo u oscilatorio) después del rezago p para un
??	?	?

Tabla 27. Características ACF y PACF para la Elección de un Modelo.

- Series Mensuales

• Aluminio

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
0.967	0.967	411.82	0.967	411.82	0.000
0.935	-0.017	797.24	-0.017	797.24	0.000
0.902	-0.020	1156.9	-0.020	1156.9	0.000
0.865	-0.078	1488.7	-0.078	1488.7	0.000
0.834	0.062	1797.5	0.062	1797.5	0.000
0.797	-0.103	2080.3	-0.103	2080.3	0.000
0.761	-0.003	2338.5	-0.003	2338.5	0.000
0.725	-0.020	2573.9	-0.020	2573.9	0.000
0.690	-0.003	2787.3	-0.003	2787.3	0.000
0.658	0.014	2981.7	0.014	2981.7	0.000
0.622	-0.074	3155.7	-0.074	3155.7	0.000
0.582	-0.085	3308.5	-0.085	3308.5	0.000
0.539	-0.076	3439.8	-0.076	3439.8	0.000
0.503	0.104	3554.7	0.104	3554.7	0.000
0.471	0.012	3655.4	0.012	3655.4	0.000
0.441	0.040	3744.2	0.040	3744.2	0.000
0.410	-0.076	3820.9	-0.076	3820.9	0.000
0.379	0.011	3886.6	0.011	3886.6	0.000
0.354	0.054	3944.1	0.054	3944.1	0.000
0.333	0.042	3995.0	0.042	3995.0	0.000



• Cobre

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
0.957	0.957	402.91	0.957	402.91	0.000
0.905	-0.130	763.93	-0.130	763.93	0.000
0.866	0.144	1095.4	0.144	1095.4	0.000
0.836	0.057	1405.3	0.057	1405.3	0.000
0.808	-0.005	1695.0	-0.005	1695.0	0.000
0.767	-0.133	1957.1	-0.133	1957.1	0.000
0.724	-0.015	2191.2	-0.015	2191.2	0.000
0.678	-0.101	2396.7	-0.101	2396.7	0.000
0.634	-0.010	2576.7	-0.010	2576.7	0.000
0.590	-0.047	2733.2	-0.047	2733.2	0.000
0.545	-0.034	2867.2	-0.034	2867.2	0.000
0.499	-0.048	2979.4	-0.048	2979.4	0.000
0.441	-0.152	3067.5	-0.152	3067.5	0.000
0.400	0.188	3140.1	0.188	3140.1	0.000
0.373	0.058	3203.2	0.058	3203.2	0.000
0.347	0.019	3258.0	0.019	3258.0	0.000
0.322	0.055	3305.4	0.055	3305.4	0.000
0.298	0.051	3345.9	0.051	3345.9	0.000
0.276	-0.021	3380.8	-0.021	3380.8	0.000
0.257	0.026	3411.3	0.026	3411.3	0.000

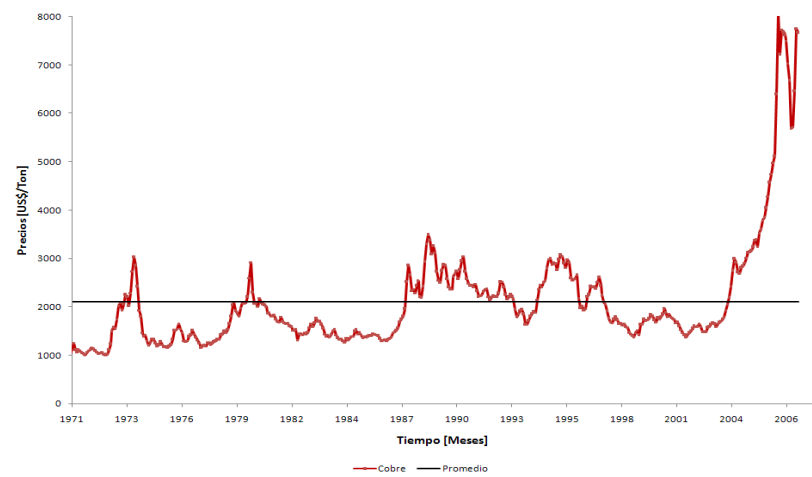
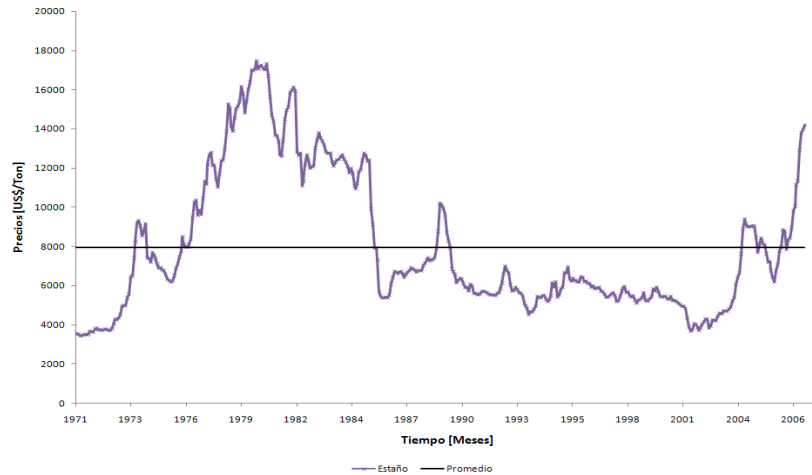


Figura 37. ACF y PACF Aluminio y Cobre. Series Mensuales.

• **Estaño**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.987	0.987	428.54	0.000	
2	0.969	-0.188	842.68	0.000	
3	0.949	-0.053	1241.0	0.000	
4	0.929	-0.026	1623.0	0.000	
5	0.909	0.050	1990.0	0.000	
6	0.889	-0.032	2342.1	0.000	
7	0.872	0.078	2681.4	0.000	
8	0.856	0.000	3008.8	0.000	
9	0.841	0.052	3326.0	0.000	
10	0.827	-0.010	3633.6	0.000	
11	0.814	-0.015	3931.8	0.000	
12	0.801	0.026	4221.3	0.000	
13	0.787	-0.031	4501.8	0.000	
14	0.774	-0.020	4773.2	0.000	
15	0.761	0.059	5036.4	0.000	
16	0.748	-0.021	5291.4	0.000	
17	0.735	-0.013	5538.4	0.000	
18	0.722	-0.006	5777.4	0.000	
19	0.710	0.009	6008.7	0.000	
20	0.696	-0.054	6231.8	0.000	



• **Plomo**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.948	0.948	395.13	0.000	
2	0.893	-0.045	747.13	0.000	
3	0.840	-0.015	1059.4	0.000	
4	0.793	0.026	1338.2	0.000	
5	0.750	0.012	1588.0	0.000	
6	0.702	-0.070	1807.4	0.000	
7	0.658	0.011	2000.5	0.000	
8	0.616	-0.004	2170.0	0.000	
9	0.578	0.020	2319.9	0.000	
10	0.546	0.022	2453.8	0.000	
11	0.518	0.026	2574.6	0.000	
12	0.494	0.027	2684.8	0.000	
13	0.462	-0.097	2781.3	0.000	
14	0.430	-0.009	2865.2	0.000	
15	0.401	0.007	2938.2	0.000	
16	0.370	-0.042	3000.5	0.000	
17	0.340	-0.018	3053.2	0.000	
18	0.314	0.040	3098.2	0.000	
19	0.291	0.011	3137.1	0.000	
20	0.271	0.004	3170.8	0.000	

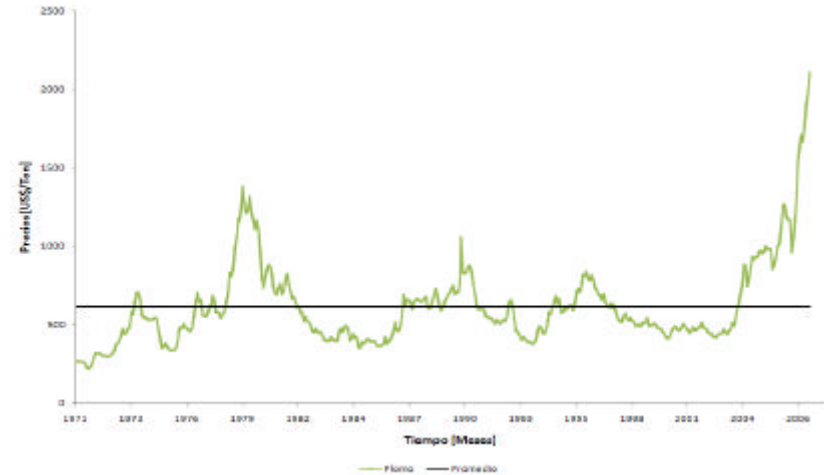


Figura 38. ACF y PACF Estaño y Plomo. Series Mensuales.

- Zinc

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.956	0.956	401.92	0.000
		2	0.906	-0.090	763.64	0.000
		3	0.863	0.068	1093.1	0.000
		4	0.823	-0.016	1392.9	0.000
		5	0.773	-0.116	1658.6	0.000
		6	0.709	-0.190	1882.5	0.000
		7	0.640	-0.099	2065.1	0.000
		8	0.576	-0.000	2213.5	0.000
		9	0.520	0.041	2334.8	0.000
		10	0.468	0.033	2433.1	0.000
		11	0.418	0.054	2511.9	0.000
		12	0.373	0.029	2574.6	0.000
		13	0.320	-0.146	2620.9	0.000
		14	0.276	0.043	2655.5	0.000
		15	0.245	0.056	2682.8	0.000
		16	0.218	0.003	2704.4	0.000
		17	0.192	0.021	2721.3	0.000
		18	0.173	0.077	2734.9	0.000
		19	0.156	-0.005	2746.1	0.000
		20	0.143	-0.036	2755.5	0.000

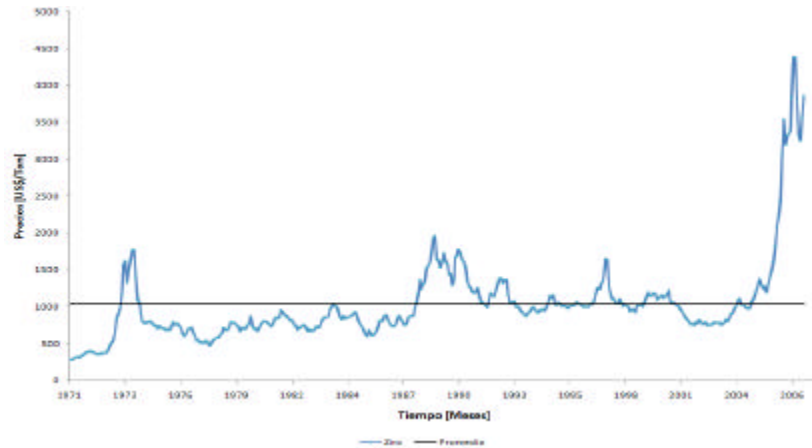
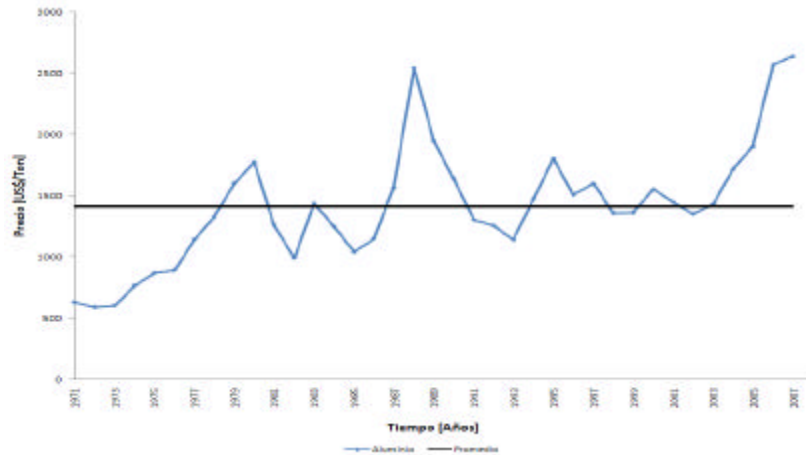


Figura 39. ACF y PACF Zinc. Serie Mensual.

- Series Anuales

• Aluminio

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.675	0.675	18.273	0.000
2			0.315	-0.258	22.373	0.000
3			0.114	0.040	22.923	0.000
4			0.019	-0.027	22.939	0.000
5			0.010	0.052	22.943	0.000
6			0.004	-0.040	22.944	0.001
7			0.046	0.106	23.046	0.002
8			0.083	0.003	23.388	0.003
9			0.151	0.145	24.567	0.003
10			0.152	-0.064	25.805	0.004
11			0.105	0.025	26.413	0.006
12			0.016	-0.104	26.427	0.009
13			-0.116	-0.116	27.235	0.012
14			-0.160	0.009	28.841	0.011
15			-0.139	-0.005	30.100	0.012
16			-0.070	0.030	30.432	0.016



• Cobre

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.652	0.652	17.016	0.000
2			0.252	-0.300	19.636	0.000
3			0.073	0.105	19.864	0.000
4			-0.041	-0.146	19.937	0.001
5			-0.057	0.097	20.081	0.001
6			-0.042	-0.068	20.162	0.003
7			-0.044	0.005	20.256	0.005
8			-0.060	-0.061	20.435	0.009
9			0.002	0.143	20.435	0.015
10			0.056	-0.045	20.606	0.024
11			0.075	0.071	20.918	0.034
12			0.069	-0.047	21.195	0.048
13			-0.004	-0.057	21.196	0.069
14			0.014	0.143	21.208	0.096
15			0.076	0.005	21.586	0.119
16			0.096	0.042	22.216	0.136

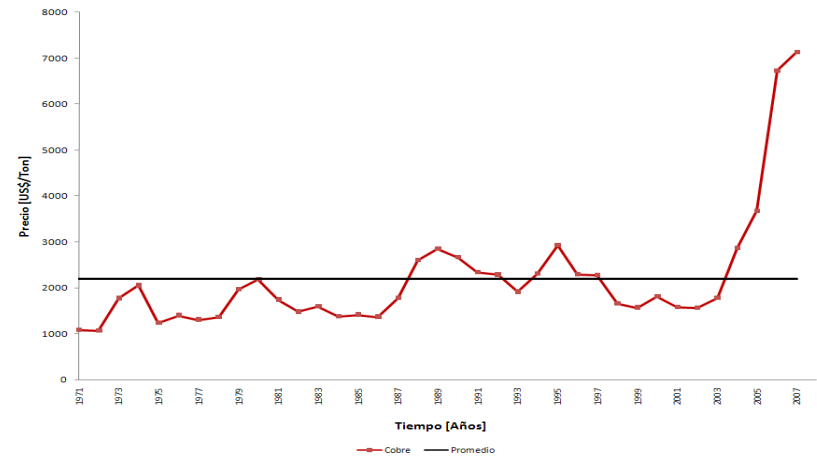
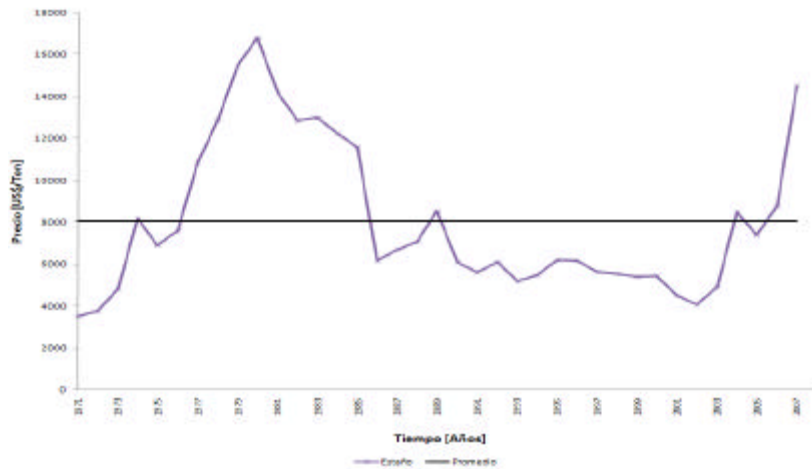


Figura 40. ACF y PACF Aluminio y Cobre. Series Anuales.

• **Estaño**

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.790	0.790	25.027	0.000		
2	0.618	-0.018	40.751	0.000		
3	0.480	-0.006	50.533	0.000		
4	0.318	-0.147	54.950	0.000		
5	0.148	-0.145	55.934	0.000		
6	-0.030	-0.180	55.975	0.000		
7	-0.166	-0.072	57.305	0.000		
8	-0.252	-0.012	60.467	0.000		
9	-0.270	0.095	64.220	0.000		
10	-0.258	0.044	67.772	0.000		
11	-0.258	-0.073	71.469	0.000		
12	-0.286	-0.195	76.197	0.000		
13	-0.291	-0.114	81.289	0.000		
14	-0.256	-0.004	85.397	0.000		
15	-0.181	0.139	87.555	0.000		
16	-0.225	-0.252	91.047	0.000		



• **Plomo**

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.415	0.415	6.9150	0.009		
2	0.196	0.029	8.5051	0.014		
3	0.044	-0.057	8.5891	0.035		
4	-0.121	-0.153	9.2338	0.056		
5	-0.139	-0.038	10.100	0.072		
6	-0.136	-0.040	10.961	0.090		
7	-0.124	-0.044	11.696	0.111		
8	-0.070	-0.009	11.937	0.154		
9	0.001	0.032	11.937	0.217		
10	0.058	0.039	12.118	0.277		
11	0.086	0.023	12.526	0.325		
12	-0.007	-0.102	12.529	0.404		
13	-0.050	-0.045	12.679	0.473		
14	-0.074	-0.026	13.018	0.525		
15	0.000	0.091	13.018	0.601		
16	0.034	0.028	13.099	0.666		

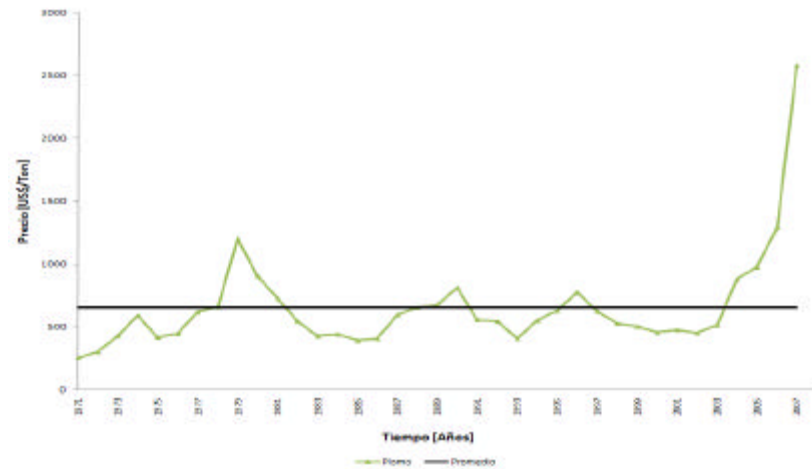


Figura 41. ACF y PACF Estaño y Plomo. Series Anuales.

- Zinc

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.593	0.593	14.073	0.000
		2	0.131	-0.339	14.783	0.001
		3	0.007	0.180	14.785	0.002
		4	-0.026	-0.135	14.814	0.005
		5	-0.002	0.120	14.814	0.011
		6	0.050	-0.010	14.930	0.021
		7	0.082	0.067	15.254	0.033
		8	0.064	-0.034	15.458	0.051
		9	0.073	0.106	15.732	0.073
		10	0.054	-0.077	15.888	0.103
		11	-0.017	-0.010	15.904	0.145
		12	-0.054	-0.032	16.070	0.188
		13	-0.064	-0.029	16.315	0.233
		14	0.006	0.108	16.317	0.294
		15	0.074	-0.018	16.676	0.339
		16	0.115	0.108	17.583	0.349

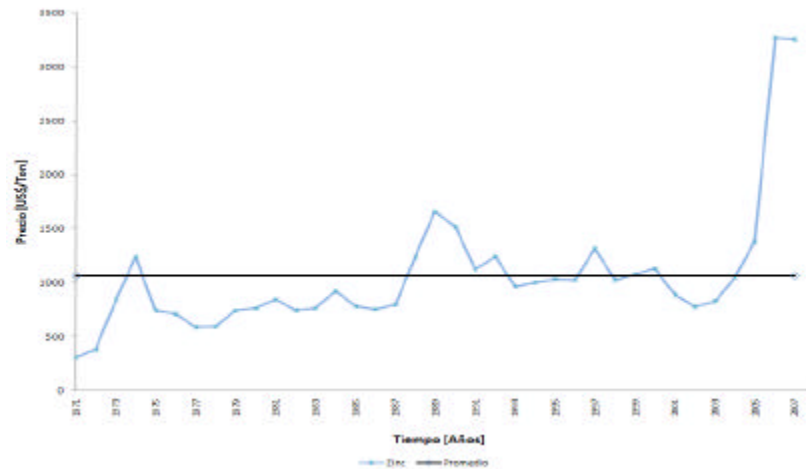


Figura 42. ACF y PACF Zinc. Serie Anual.

Resultados Ajuste de Modelos

- Series Mensuales

	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
• Aluminio	AR(1)	1.001692	0.003203	312.7098	0.0000
	R-squared	0.959278	Mean dependent var		1401.440
	Adjusted R-squared	0.959278	S.D. dependent var		490.1166
	Inverted AR Roots	1.00			
		<i>Estimated AR process is nonstationary</i>			
• Cobre	AR(1)	1.008541	0.003888	259.3980	0.0000
	R-squared	0.971410	Mean dependent var		2108.097
	Adjusted R-squared	0.971410	S.D. dependent var		1136.100
	Inverted AR Roots	1.01			
		<i>Estimated AR process is nonstationary</i>			
• Estaño	AR(1)	1.001534	0.002472	405.2178	0.0000
	R-squared	0.984253	Mean dependent var		7950.115
	Adjusted R-squared	0.984253	S.D. dependent var		3573.928
	Inverted AR Roots	1.00			
		<i>Estimated AR process is nonstationary</i>			
• Plomo	AR(1)	1.008621	0.003470	290.7005	0.0000
	R-squared	0.968398	Mean dependent var		616.8253
	Adjusted R-squared	0.968398	S.D. dependent var		271.5659
	Inverted AR Roots	1.01			
		<i>Estimated AR process is nonstationary</i>			
• Zinc	AR(1)	1.008827	0.004036	249.9830	0.0000
	R-squared	0.970688	Mean dependent var		1032.296
	Adjusted R-squared	0.970688	S.D. dependent var		574.1336
	Inverted AR Roots	1.01			
		<i>Estimated AR process is nonstationary</i>			

Tabla 28. Resumen Resultados Ajuste Modelo ? ? ??. Series Mensuales.

- Series Anuales

	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
• Aluminio	AR(1)	1.019534	0.036597	27.85859	0.0000
	R-squared	0.562486	Mean dependent var		1439.285
	Adjusted R-squared	0.562486	S.D. dependent var		482.8507
	Inverted AR Roots	1.02			
		<i>Estimated AR process is nonstationary</i>			
• Cobre	AR(1)	1.090244	0.047178	23.10932	0.0000
	R-squared	0.751979	Mean dependent var		2220.944
	Adjusted R-squared	0.751979	S.D. dependent var		1293.486
	Inverted AR Roots	1.09			
		<i>Estimated AR process is nonstationary</i>			
• Estaño	AR(1)	1.011186	0.038398	26.33438	0.0000
	R-squared	0.697807	Mean dependent var		8183.778
	Adjusted R-squared	0.697807	S.D. dependent var		3608.658
	Inverted AR Roots	1.01			
		<i>Estimated AR process is nonstationary</i>			
• Plomo	AR(1)	1.130769	0.068772	16.44238	0.0000
	R-squared	0.550006	Mean dependent var		665.8953
	Adjusted R-squared	0.550006	S.D. dependent var		394.8146
	Inverted AR Roots	1.13			
		<i>Estimated AR process is nonstationary</i>			
• Zinc	AR(1)	1.058088	0.057769	18.31586	0.0000
	R-squared	0.586750	Mean dependent var		1083.024
	Adjusted R-squared	0.586750	S.D. dependent var		597.9569
	Inverted AR Roots	1.06			
		<i>Estimated AR process is nonstationary</i>			

Tabla 29. Resumen Resultados Ajuste Modelo ? ? ??. Series Anuales.

Tests de Raíz Unitaria Dickey-Fuller y Phillips Perron

Los gráficos de autocorrelación simple y autocorrelación parcial sugieren la presencia de raíz unitaria en cada una de las series de precios. En cualquier caso esto no es concluyente, por lo que ahora se realizan los test de raíz unitaria.

De la Figura 9 se observa que no hay razón para considerar la existencia de una tendencia determinística. Dado este supuesto, las hipótesis que se prueban son:

$$H_0 : \rho \geq 0$$

$$H_1 : \rho < 0$$

Para esto, se estiman las siguientes ecuaciones:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (A.2.9)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma t + \epsilon_t \quad (A.2.10)$$

- Series Mensuales

		Valores Críticos según Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
Dickey-Fuller Aumentado		-3.445127	-2.867949	-2.570248
-	Aluminio	-1.437838		
-	Cobre	0.046954		
-	Estaño	-1.606308		
-	Plomo	0.863376		
-	Zinc	0.593200		
Phillips Perron		-3.445127	-2.867949	-2.570248
-	Aluminio	-1.636364		
-	Cobre	1.555725		
-	Estaño	-1.611065		
-	Plomo	0.987258		
-	Zinc	0.473780		

Tabla 30. Resultados Tests de Raíz Unitaria Precios. Series Mensuales.

- **Series Anuales**

Los resultados de los test de *raíz unitaria* para datos en esta frecuencia se presentan en la tabla siguiente:

		Valores Críticos según Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>		-3.626784	-2.945842	-2.611531
-	Aluminio	-1.553392		
-	Cobre	1.145496		
-	Estaño	-1.405222		
-	Plomo	0.924083		
-	Zinc	-0.337011		
<i>Phillips Perron</i>		-3.626784	-2.945842	-2.611531
-	Aluminio	-1.308612		
-	Cobre	0.581110		
-	Estaño	-1.673399		
-	Plomo	0.885281		
-	Zinc	-0.337011		

Tabla 31. Resultados Tests de Raíz Unitaria Precios. Series Anuales.

Estadísticas Series Transformadas

- Series Mensuales

Con el fin de trabajar con series estacionarias, se trabaja con las primeras diferencias del logaritmo de los datos.

Un resumen con las estadísticas asociadas se presenta a continuación:

Estadística	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Número de observaciones	436	436	436	436	436
Media	0,003	0,005	0,003	0,005	0,006
Desviación estándar	0,052	0,063	0,050	0,066	0,065
Mediana	0,001	0,005	0,002	0,000	0,003
Máximo	0,180	0,248	0,159	0,307	0,296
Mínimo	-0,326	-0,236	-0,252	-0,238	-0,249

Tabla 32. Estadísticas Básicas Series de Precios. Datos Transformados. Series Mensuales.

Se puede apreciar que las diferencias iniciales disminuyen considerablemente, especialmente en lo que se refiere a la desviación estándar de cada serie transformada.

Los “nuevos datos” presentan el siguiente comportamiento en el tiempo:

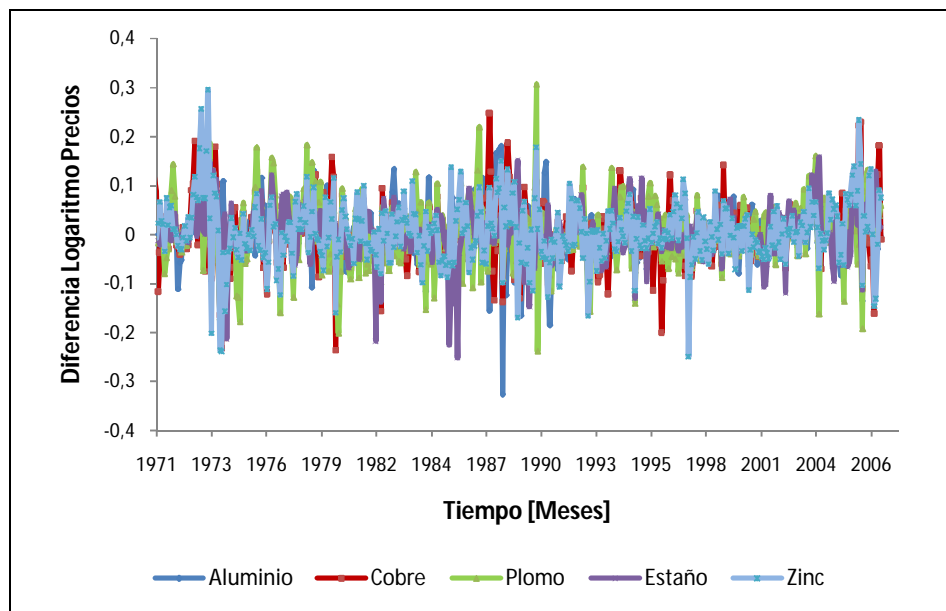


Figura 43. Datos Transformados. Precios Mensuales de cada Commodity. Período 1971-2007.

El valor de la correlación entre las series transformadas se resume en la tabla siguiente:

?	Cobre	Aluminio	Plomo	Estaño	Zinc
Cobre	/	0,396	0,409	0,274	0,538
Aluminio	0,396	/	0,268	0,232	0,328
Plomo	0,409	0,268	/	0,321	0,436
Estaño	0,274	0,232	0,321	/	0,245
Zinc	0,538	0,328	0,436	0,245	/

Tabla 33. Correlación Precios. Datos Transformados. Series Mensuales.

- Series Anuales

Las estadísticas básicas son:

Estadística	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Número de observaciones	36	36	36	36	36
Media	0,039	0,052	0,039	0,064	0,065
Desviación estándar	0,197	0,236	0,232	0,269	0,275
Mediana	0,042	0,035	0,032	0,057	0,034
Máximo	0,487	0,605	0,551	0,694	0,861
Mínimo	-0,340	-0,508	-0,627	-0,372	-0,507

Tabla 34. Estadísticas Básicas Series de Precios. Datos Transformados. Series Anuales.

La evolución anual de los metales una vez transformados se ilustra en la Figura 44:

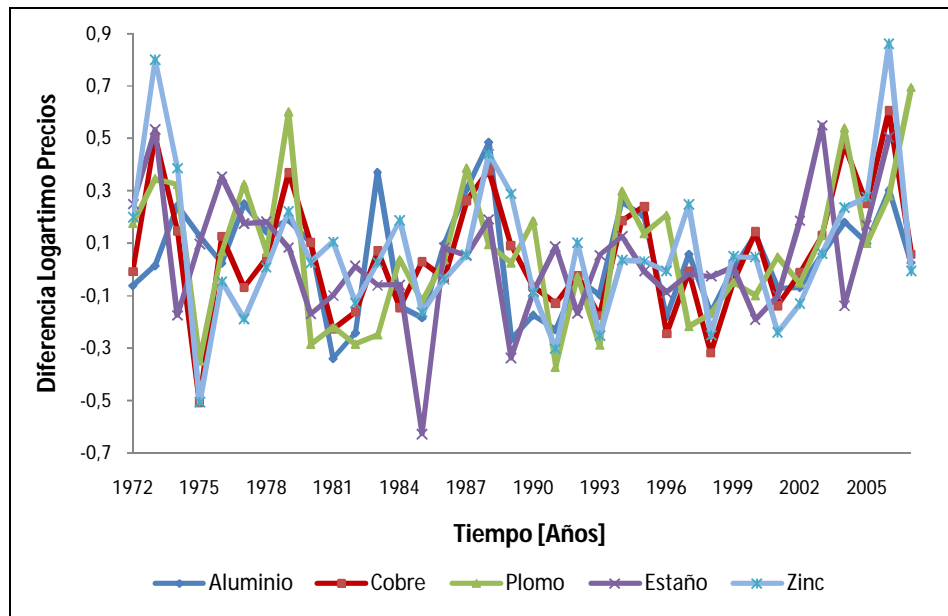


Figura 44. Datos Transformados. Precios Anuales de cada Commodity. Período 1971-2007.

La correlación en este caso es:

?	Cobre	Aluminio	Plomo	Estaño	Zinc
Cobre	/	0,586	0,600	0,497	0,787
Aluminio	0,586	/	0,385	0,353	0,335
Plomo	0,600	0,385	/	0,602	0,457
Estaño	0,497	0,353	0,602	/	0,396
Zinc	0,787	0,335	0,457	0,396	/

Tabla 35. Correlación Precios. Datos Transformados. Series Anuales.

Autocorrelación Simple y Parcial Datos Transformados

Anteriormente se presentaron los gráficos de autocorrelación simple y parcial de los metales en estudio en niveles, donde visualmente (y luego mediante tests de *raíz unitaria*) se llegó a la conclusión que las series son no estacionarias (páginas 95 y 103).

En los tests de *raíz unitaria* aplicados a las series en niveles, los modelos analizados son:

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (A.2.11)$$

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-2} + \epsilon_t \quad (A.2.12)$$

En ese caso no fue posible rechazar la hipótesis nula, por lo que se tomaba un modelo como la ecuación (C.1.2.2). Al aplicar primeras diferencias (se trabaja en diferencias de logaritmo), ésta ecuación quedaría como

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (A.2.13)$$

A continuación se presentan el ACF y PACF de las series en diferencias de logaritmo y la evolución temporal de los datos transformados, donde se observa que éstos oscilan en torno a cero.

A partir del *correlograma* se puede ver que existe correlación entre los residuos, como lo indica el estadístico Q, por lo tanto esta serie no se puede considerar como *ruido blanco*.

También es posible ver que al aplicar primeras diferencias se logra estacionaridad. Para confirmar lo anterior en el punto siguiente se realizan los test de *raíz unitaria*.

- Series Mensuales

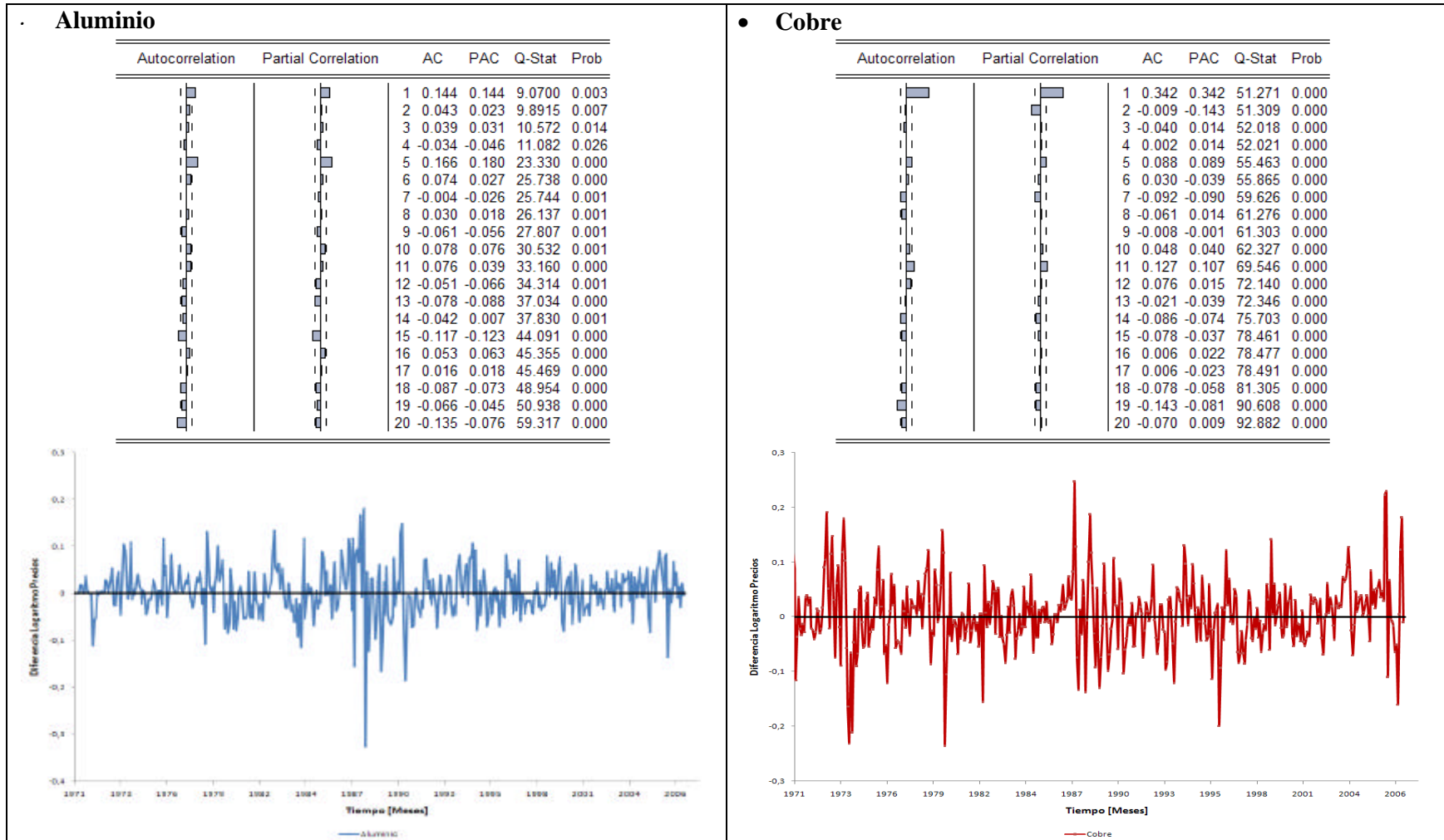
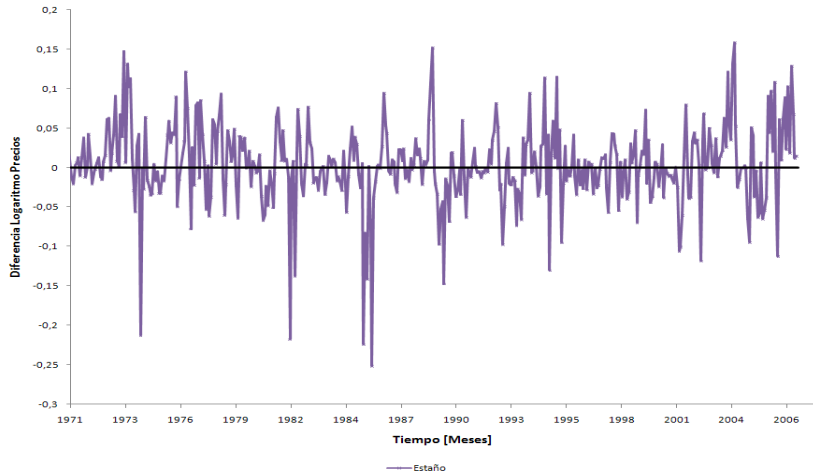


Figura 45. ACF y PACF Datos Transformados. Aluminio y Cobre. Series Mensuales.

• **Estaño**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
0.314	0.314	43.363	0.000		
0.176	0.086	57.054	0.000		
0.111	0.037	62.495	0.000		
0.053	-0.004	63.744	0.000		
0.070	0.046	65.924	0.000		
-0.016	-0.062	66.038	0.000		
0.003	0.011	66.042	0.000		
-0.058	-0.067	67.569	0.000		
0.003	0.045	67.572	0.000		
0.017	0.018	67.709	0.000		
0.014	0.013	67.799	0.000		
-0.046	-0.070	68.734	0.000		
0.011	0.051	68.787	0.000		
-0.040	-0.062	69.505	0.000		
-0.036	-0.007	70.079	0.000		
-0.039	-0.029	70.765	0.000		
-0.020	0.024	70.942	0.000		
0.026	0.032	71.247	0.000		
-0.007	-0.008	71.268	0.000		
-0.044	-0.067	72.151	0.000		



• **Plomo**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
0.231	0.231	23.455	0.000		
0.047	-0.006	24.445	0.000		
-0.026	-0.038	24.748	0.000		
-0.031	-0.017	25.177	0.000		
0.038	0.054	25.807	0.000		
0.011	-0.010	25.863	0.000		
0.034	0.031	26.385	0.000		
0.077	0.068	29.016	0.000		
0.067	0.037	30.999	0.000		
0.051	0.025	32.170	0.000		
0.004	-0.009	32.179	0.001		
0.003	0.009	32.184	0.001		
0.007	0.004	32.206	0.002		
-0.144	-0.160	41.609	0.000		
-0.087	-0.029	45.047	0.000		
-0.037	-0.009	45.669	0.000		
0.068	0.069	47.798	0.000		
0.019	-0.034	47.969	0.000		
-0.068	-0.069	50.103	0.000		
-0.105	-0.074	55.203	0.000		

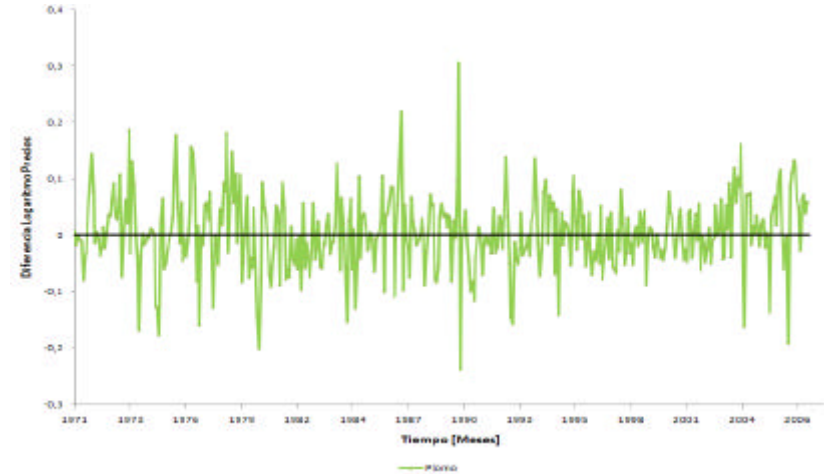


Figura 46. Figura 47. ACF y PACF Datos Transformados. Estaño y Plomo. Series Mensuales.

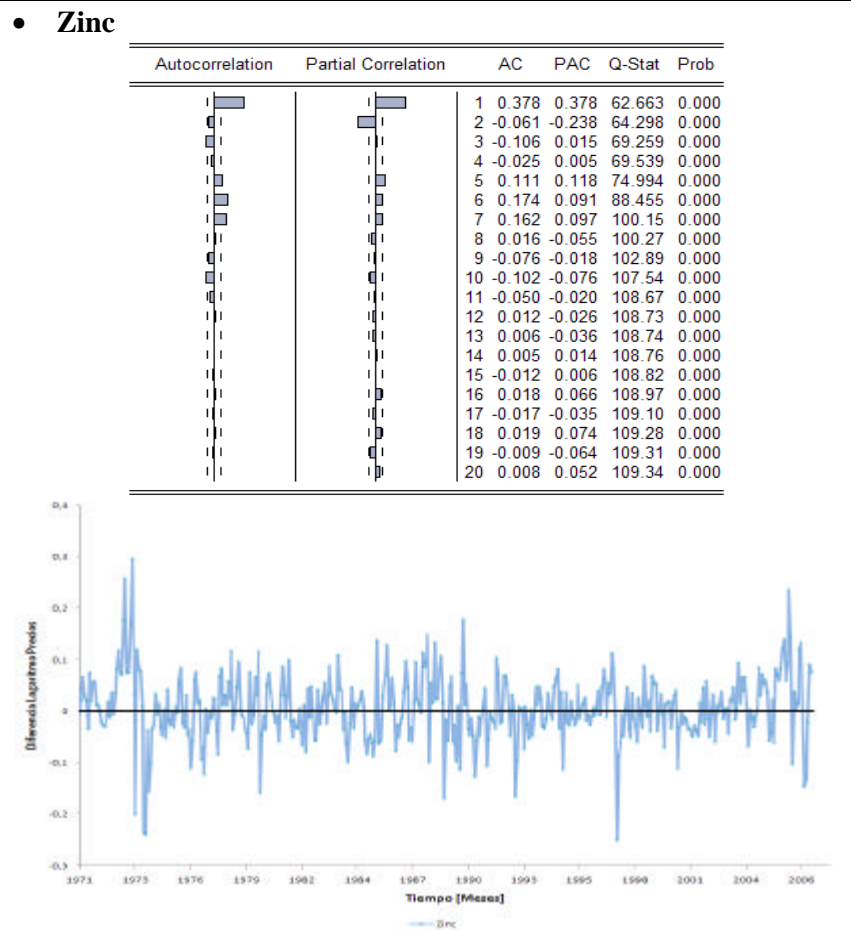


Figura 48. ACF y PACF Datos Transformados. Zinc. Serie Mensual.

- Series Anuales

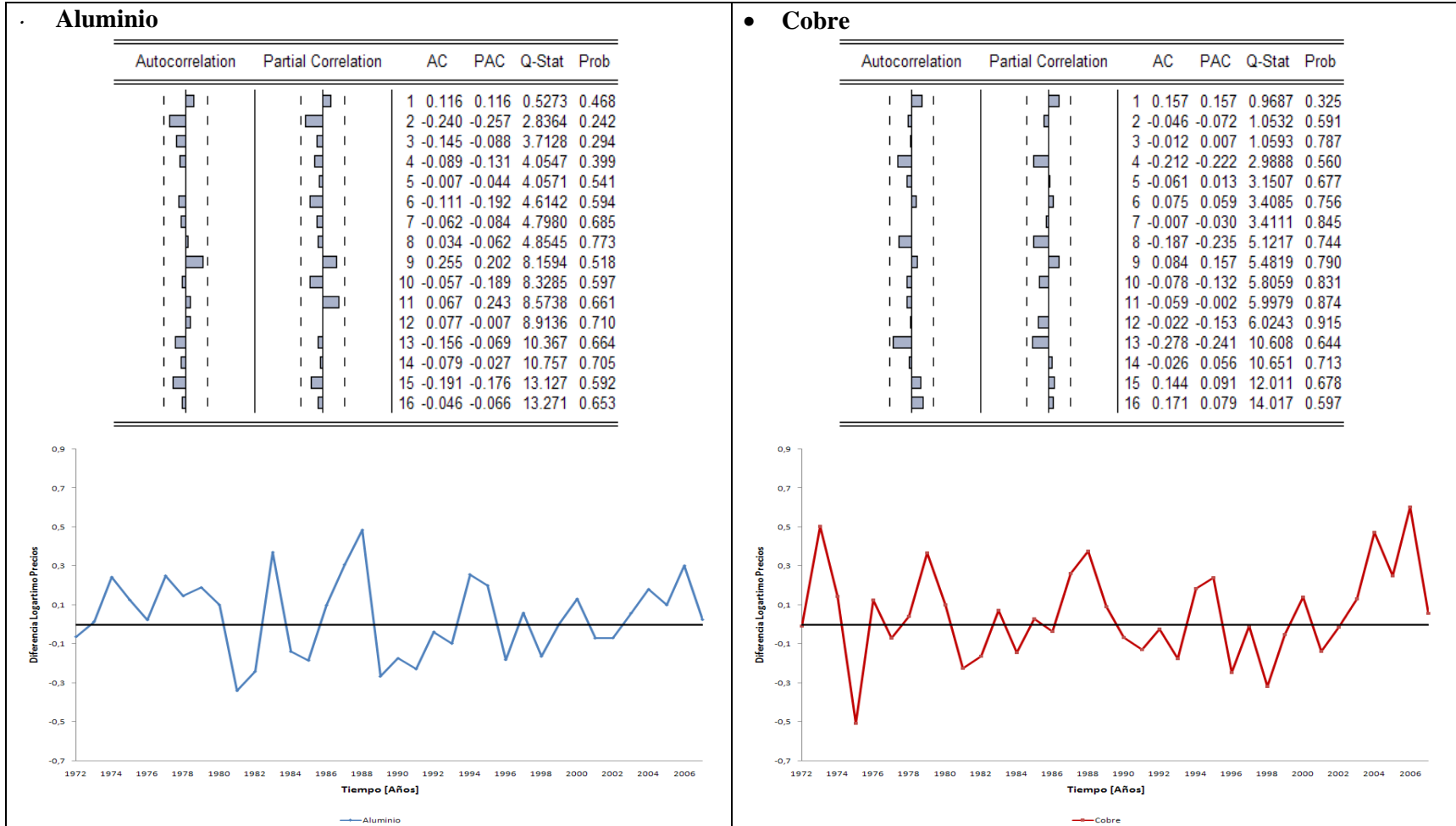
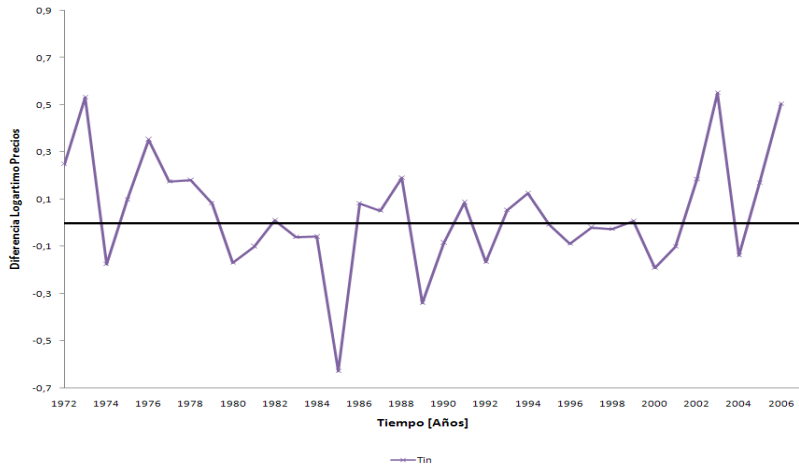


Figura 49. ACF y PACF Datos Transformados. Aluminio y Cobre. Series Anuales.

• **Estaño**

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.096	0.096	0.3565	0.550		
2	-0.067	-0.077	0.5371	0.764		
3	0.166	0.182	1.6727	0.643		
4	0.228	0.194	3.8970	0.420		
5	0.068	0.060	4.1032	0.535		
6	-0.045	-0.055	4.1951	0.650		
7	-0.061	-0.125	4.3726	0.736		
8	-0.088	-0.164	4.7477	0.784		
9	-0.067	-0.088	4.9758	0.836		
10	-0.051	-0.016	5.1127	0.884		
11	0.066	0.174	5.3521	0.913		
12	-0.098	-0.014	5.9039	0.921		
13	-0.200	-0.140	8.2752	0.825		
14	-0.181	-0.261	10.309	0.739		
15	0.256	0.239	14.585	0.482		
16	-0.076	-0.087	14.976	0.526		



• **Plomo**

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.141	0.141	0.7721	0.380		
2	0.101	0.083	1.1842	0.553		
3	0.002	-0.023	1.1844	0.757		
4	-0.232	-0.245	3.4899	0.479		
5	-0.003	0.065	3.4902	0.625		
6	-0.058	-0.018	3.6422	0.725		
7	-0.065	-0.066	3.8416	0.798		
8	0.077	0.049	4.1321	0.845		
9	-0.029	-0.019	4.1751	0.900		
10	0.023	-0.002	4.2019	0.938		
11	0.047	0.025	4.3215	0.960		
12	-0.157	-0.151	5.7329	0.929		
13	-0.046	-0.036	5.8580	0.951		
14	-0.172	-0.135	7.6884	0.905		
15	0.009	0.092	7.6935	0.935		
16	0.037	-0.026	7.7870	0.955		

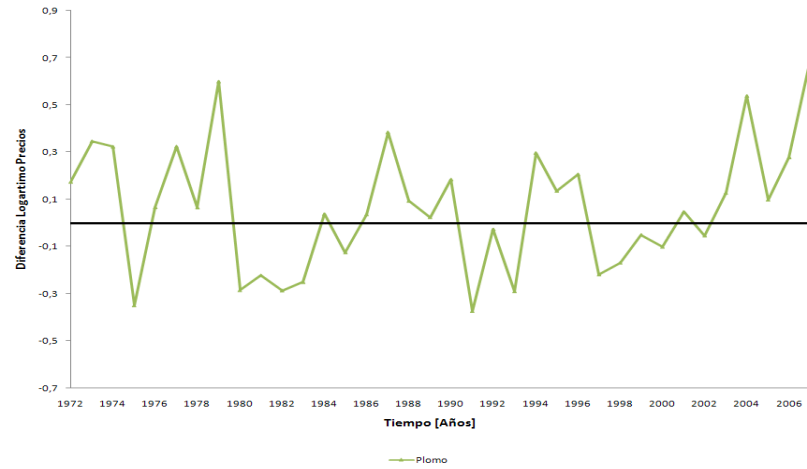


Figura 50. ACF y PACF Datos Transformados. Estaño y Plomo. Series Anuales.

• **Zinc**

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.177	0.177	1.2258	0.268
2			-0.096	-0.131	1.5940	0.451
3			-0.134	-0.096	2.3388	0.505
4			-0.226	-0.206	4.5226	0.340
5			-0.031	0.022	4.5663	0.471
6			-0.023	-0.088	4.5907	0.597
7			0.030	0.005	4.6323	0.705
8			0.038	-0.030	4.7042	0.789
9			0.047	0.043	4.8184	0.850
10			0.020	-0.016	4.8399	0.902
11			0.015	0.035	4.8518	0.938
12			-0.181	-0.204	6.7138	0.876
13			-0.238	-0.171	10.084	0.687
14			-0.045	-0.030	10.209	0.747
15			0.075	0.023	10.577	0.782
16			0.236	0.121	14.381	0.570

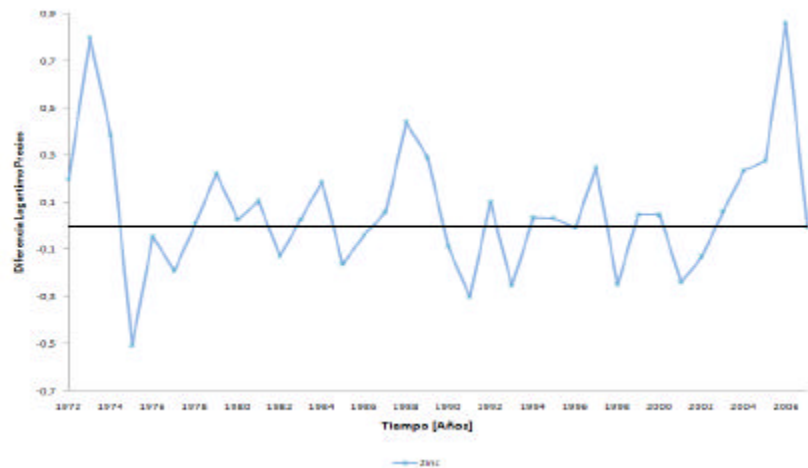


Figura 51. ACF y PACF Datos Transformados. Zinc. Series anual.

Tests de Raíz Unitaria Dickey-Fuller y Phillips Perron Datos Transformados

- Series Mensuales

		Valores Críticos según Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>		-3.445162	-2.867965	-2.570256
-	Aluminio	-18.00410		
-	Cobre	-13.81580		
-	Estaño	-15.02887		
-	Plomo	-16.42454		
-	Zinc	-14.51205		
<i>Phillips Perron</i>		-3.445162	-2.867965	-2.570256
-	Aluminio	-18.31683		
-	Cobre	-14.52060		
-	Estaño	-15.43323		
-	Plomo	-16.42454		
-	Zinc	-14.87011		

Tabla 36. Resultados Tests de Raíz Unitaria Precios. Datos Transformados. Series Mensuales.

A partir de los resultados es fácil concluir que los datos transformados son estacionarios.

- Series Anuales

		Valores Críticos según Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>		-3.632900	-2.948404	-2.612874
-	Aluminio	-5.132062		
-	Cobre	-4.906260		
-	Estaño	-4.838355		
-	Plomo	-4.447710		
-	Zinc	-4.813318		
<i>Phillips Perron</i>		-3.632900	-2.948404	-2.612874
-	Aluminio	-5.279772		
-	Cobre	-4.918912		
-	Estaño	-4.797715		
-	Plomo	-4.465850		
-	Zinc	-4.711472		

Tabla 37. Resultados Tests de Raíz Unitaria Precios. Datos Transformados. Series Anuales.

Al igual que con datos mensuales, nuevamente se rechaza la hipótesis nula.

- **Análisis de Normalidad**

Tests de Distribución Normal y Jarque Bera

De la parte anterior se obtuvo que las series son no estacionarias, por lo tanto se trabaja con las diferencias del logaritmo natural de cada una para realizar este test.

$$\begin{aligned} \tau_{\alpha} &: \tau_{\alpha}^{(1)} \tau_{\alpha}^{(2)} \tau_{\alpha}^{(3)} \tau_{\alpha}^{(4)} \tau_{\alpha}^{(5)} \tau_{\alpha}^{(6)} \tau_{\alpha}^{(7)} \tau_{\alpha}^{(8)} \tau_{\alpha}^{(9)} \tau_{\alpha}^{(10)} \\ \tau_{\beta} &: \tau_{\beta}^{(1)} \tau_{\beta}^{(2)} \tau_{\beta}^{(3)} \tau_{\beta}^{(4)} \tau_{\beta}^{(5)} \tau_{\beta}^{(6)} \tau_{\beta}^{(7)} \tau_{\beta}^{(8)} \tau_{\beta}^{(9)} \tau_{\beta}^{(10)} \end{aligned}$$

Siguiendo a **Cromwell (1994a)**, los tests que se realizan son:

$$\tau_{\alpha} = \frac{\sum_{i=1}^n \ln(x_i) \ln(x_{i+1})}{\sum_{i=1}^n \ln(x_i)^2} \quad (A.2.14)$$

$$\tau_{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n \ln(x_i) \ln(x_{i+1}) \ln(x_{i+2})}{\sum_{i=1}^n \ln(x_i)^3} \quad (A.2.15)$$

$$\tau_{\gamma} = \frac{\sum_{i=1}^n \ln(x_i) \ln(x_{i+1}) \ln(x_{i+2}) \ln(x_{i+3})}{\sum_{i=1}^n \ln(x_i)^4} \quad (A.2.16)$$

Donde los valores críticos τ_{α} para contrastar la hipótesis en los primeros dos casos se obtienen de una distribución normal, τ_{β} y τ_{γ} , y para *Jarque Bera* se utilizan los valores críticos de una χ^2 .

Se rechaza la hipótesis nula de normalidad si los coeficientes superan el valor crítico correspondiente (en valor absoluto).

La tabla siguiente muestra los resultados del test de normalidad aplicados a cada serie.

- Series Mensuales

Test	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Skewness	-0,451	0,080	-0,664	0,071	0,017
Kurtosis	7,387	5,102	7,079	4,639	5,582
Jarque-Bera	364,422 (0,000)	80,726 (0,000)	334,351 (0,000)	49,217 (0,000)	121,100 (0,000)
$?_?$	-3,845	0,682	-5,660	0,605	0,145
$?_?$	18,698	8,959	17,386	6,986	11,005
$?$	364,422	80,726	334,351	49,217	121,100

P-valor asociado a Jarque-Bera en paréntesis.

Tabla 38. Tests de Normalidad Skewness, Kurtosis y Jarque Bera. Series Mensuales.

Para un nivel de significancia del 5%, el valor crítico $?_???? ????$ es de 1,96. Para una $?^? ???$ $?_?$ es igual a 5,991. Luego, si bien se acepta la hipótesis de normalidad para el cobre, plomo y zinc según el test de *skewness*, los otros dos la rechazan, por lo tanto se rechaza la hipótesis nula.

- Series Anuales

Test	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Skewness	0,103	0,237	0,006	0,363	0,902
Kurtosis	2,358	3,153	4,219	2,594	4,597
Jarque-Bera	0,683 (0,711)	0,373 (0,829)	2,229 (0,328)	1,041 (0,594)	8,702 (0,053)
$?_?$	0,252	0,581	0,015	0,889	2,209
$?_?$	-0,786	0,187	1,493	-0,497	1,956
$?$	0,683	0,373	2,229	1,041	8,702

P-valor asociado a Jarque-Bera en paréntesis.

Tabla 39. Tests de Normalidad Skewness, Kurtosis y Jarque Bera. Series Anuales.

En este caso no se rechaza la normalidad de las series.

Test SRT

El test “*Studentized Range Test*” se utiliza cuando existen *outliers* (observaciones extremas).

El estadístico tiene la siguiente forma:

$$T = \frac{\max(\bar{X}_i) - \min(\bar{X}_i)}{s} \sqrt{\frac{n}{2}} \quad (A.2.17)$$

De acuerdo a **Cromwell (1994a)**, se rechaza la hipótesis de normalidad si $T > T_{\alpha}$. Con T_{α} determinado por Pearson and Hartley (1970).

Para un 5%, el valor crítico es de 2,772.

- Series Mensuales

Test	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
$T_{0.05}$	9,783	7,676	8,282	8,172	8,428

Tabla 40. Test de Normalidad SR. Series Mensuales.

- Series Anuales

Test	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
$T_{0.05}$	4,251	4,774	4,024	5,146	5,042

Tabla 41. Test de Normalidad SR. Series Anuales.

Luego, se rechaza la hipótesis de normalidad en ambos casos.

- **Análisis de Heterocedasticidad**

Definición del Modelo a Utilizar

Para cada serie de precios se realizan test de *heterocedasticidad* considerando un modelo simple $y_t = \alpha + \beta x_t + \epsilon_t$. Se trabaja con diferencias para analizar el comportamiento de los residuos.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t + \epsilon_t \quad (A.2.18)$$

En diferencias,

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t + \epsilon_t \quad (A.2.19)$$

Así se podrá ver de qué manera cambian las diferencias en el precio de los *commodities* o en este caso, el retorno (debido a que se utilizan logaritmos).

Los tests que se aplican son *White*, *Breusch-Pagan-Godfrey*, *Harvey* y *ARCH*. A continuación se detalla cada uno.

Tests de Heterocedasticidad de White, Breusch-Pagan-Godfrey, Harvey y ARCH

Las hipótesis que se testean son:

$$H_0 : \epsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad H_1 : \epsilon_t \sim N(0, \sigma^2 + \delta x_t^2)$$

Donde *homocedasticidad* significa que los errores tienen una varianza constante, es decir, $\sigma^2 = \text{constante}$.

Test de White:

White analiza la hipótesis de *homocedasticidad* contra la alternativa de *heterocedasticidad* de forma no conocida. Por este motivo es un test general, pues no se requiere especificar la variable explicativa que puede determinar la variabilidad de los errores.

La hipótesis nula es $H_0 : \epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Para el test, se corre una regresión auxiliar que tiene como variable dependiente los residuos de la regresión de *Mínimos Cuadrados Ordinarios*, y como variables independientes una constante, los regresores, el cuadrado de los mismos y el producto entre ellos.

Luego, si se estima la regresión (se propone un modelo simple, pero es fácil considerar un modelo más general en forma matricial):

$$\hat{y}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \epsilon_t \quad (A.2.20)$$

Donde los \hat{y}_t son los parámetros estimados y ϵ_t el residuo de la regresión, el estadístico de *White* se calcula de la regresión auxiliar:

$$\epsilon_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \hat{y}_t + \beta_2 \hat{y}_t^2 + \beta_3 \hat{y}_t^3 + \beta_4 \hat{y}_t^4 + \beta_5 \hat{y}_t^5 + \eta_t \quad (A.2.21)$$

A continuación se calcula el R^2 de la regresión (C.3.2.2), y bajo H_0 , R^2 se distribuye asintóticamente como una F , donde k corresponde al número de variables explicativas de la regresión auxiliar (5 en la ecuación anterior).

Dado un nivel de significancia, se compara el valor estipulado para una *chi cuadrado* con k grados de libertad con el valor de F . Si $F > F_{\alpha}$, se rechaza la hipótesis nula.

Test de Breusch-Pagan-Godfrey:

Con este test se analiza la existencia de *heterocedasticidad* mediante un test de multiplicador de *Lagrange*.

Se estima la regresión (A.2.20) y se supone que la varianza de los errores (ϵ_t^2) sigue una forma

$$\epsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{y}_t + \alpha_2 \hat{y}_t^2 + \alpha_3 \hat{y}_t^3 + \alpha_4 \hat{y}_t^4 + \alpha_5 \hat{y}_t^5 + \eta_t \quad (A.2.22)$$

En esta ecuación, cuando $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$, ϵ_t^2 es constante, por lo tanto el test consiste en

$$\hat{\epsilon}_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \hat{y}_t + \beta_2 \hat{y}_t^2 + \beta_3 \hat{y}_t^3 + \beta_4 \hat{y}_t^4 + \beta_5 \hat{y}_t^5 + \eta_t \quad (A.2.23)$$

El procedimiento entonces es hacer la regresión (C.3.2.1) y estimar $\hat{\epsilon}_t^2$. Luego, obtener un estimador de la varianza de la forma

$$\hat{\sigma}_t^2 = \frac{\hat{\epsilon}_t^2}{n} \quad (A.2.24)$$

Construir la variable W , definida como

$$W = \frac{\hat{\epsilon}_t^2}{\hat{\sigma}_t^2} \quad (A.2.25)$$

Luego se hace una regresión de W en una constante y \hat{y}_t y se obtiene la suma del cuadrado de los residuos (*SSR*). Luego, el estadístico es de la forma

$$\frac{W}{k} \sim F_{k, n-k} \quad (A.2.26)$$

Test de Harvey:

Este test es similar. La diferencia es que se hace la regresión de y_t , pues el modelo (A.2.22) pasa a ser

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + \epsilon_t \quad (A.2.27)$$

Luego se obtiene un estadístico *LM* para testear la hipótesis nula de (A.2.23).

Test ARCH:

En este caso se estima la ecuación (A.2.20) mediante *MCO* para las observaciones y_1, \dots, y_n y se guardan los residuos $\hat{\epsilon}_t$. A continuación se hace la regresión de los mismos en una constante y h de sus rezagos, es decir

$$\hat{\epsilon}_t = \alpha + \beta_1 \hat{\epsilon}_{t-1} + \beta_2 \hat{\epsilon}_{t-2} + \dots + \beta_h \hat{\epsilon}_{t-h} + \epsilon_t \quad (A.2.28)$$

Lo anterior para $t = h+1, \dots, n$. Luego se obtiene el valor de F , que converge a una distribución *chi cuadrado* con h grados de libertad bajo la hipótesis que los términos ϵ_t se distribuyen iid $N(0, \sigma^2)$.

- Series Mensuales

		Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
White	F-statistic	33.03677	23.13425	3.807646	9.874666	23.79466
	Obs*R-squared	30.84132	22.06471	3.791925	9.699482	22.66185
	Scaled explained SS	98.16798	45.00993	11.46444	17.58807	51.74098
	Prob. F(1,434)	0.0000	0.0000	0.0517	0.0018	0.0000
	Prob. Chi-Square(1)	0.0000	0.0000	0.0515	0.0018	0.0000
	Prob. Chi-Square(1)	0.0000	0.0000	0.0007	0.0000	0.0000
Breusch-Pagan-Godfrey	F-statistic	30.21047	23.02699	4.022566	9.983195	22.56967
	Obs*R-squared	28.37456	21.96756	4.003992	9.803688	21.55285
	Scaled explained SS	90.31626	44.81175	12.10560	17.77703	49.20893
	Prob. F(1,434)	0.0000	0.0000	0.0455	0.0017	0.0000
	Prob. Chi-Square(1)	0.0000	0.0000	0.0454	0.0017	0.0000
	Prob. Chi-Square(1)	0.0000	0.0000	0.0005	0.0000	0.0000
Harvey	F-statistic	40.85453	7.174693	2.715702	10.57031	5.851823
	Obs*R-squared	37.51165	7.090538	2.711252	10.36654	5.800578
	Scaled explained SS	44.99022	7.936525	3.635724	9.580256	6.374576
	Prob. F(1,434)	0.0000	0.0077	0.1001	0.0012	0.0160
	Prob. Chi-Square(1)	0.0000	0.0077	0.0996	0.0013	0.0160
	Prob. Chi-Square(1)	0.0000	0.0048	0.0566	0.0020	0.0116
ARCH	F-statistic	30.34751	37.16690	1.080731	35.01840	29.12352
	Obs*R-squared	28.49086	34.38694	1.083020	32.54787	27.41417
	Prob. F(1,434)	0.0000	0.0000	0.2991	0.0000	0.0000
	Prob. Chi-Square(1)	0.0000	0.0000	0.2980	0.0000	0.0000

Tabla 42. Tests de Heterocedasticidad Residuos ? ? ? ?. Series Mensuales.

- **Series Anuales**

		Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
White	F-statistic	1.706269	0.518826	0.105369	7.861512	0.005680
	Obs*R-squared	1.720305	0.541088	0.111222	6.760731	0.006013
	Scaled explained SS	1.103364	0.548273	0.169356	5.004661	0.010334
	Prob. F(1,434)	0.2002	0.4763	0.7475	0.0083	0.9404
	Prob. Chi-Square(1)	0.1897	0.4620	0.7388	0.0093	0.9382
	Prob. Chi-Square(1)	0.2935	0.4590	0.6807	0.0253	0.9190
Breusch-Pagan- Godfrey	F-statistic	1.700562	0.542942	0.111853	7.431949	0.017984
	Obs*R-squared	1.714825	0.565844	0.118044	6.457581	0.019032
	Scaled explained SS	1.099849	0.573358	0.179744	4.780253	0.032710
	Prob. F(1,434)	0.2010	0.4663	0.7401	0.0101	0.8941
	Prob. Chi-Square(1)	0.1904	0.4519	0.7312	0.0110	0.8903
	Prob. Chi-Square(1)	0.2943	0.4489	0.6716	0.0288	0.8565
Harvey	F-statistic	0.964416	0.576340	0.387155	2.287599	0.218712
	Obs*R-squared	0.992980	0.600071	0.405314	2.269469	0.230098
	Scaled explained SS	0.745086	0.679097	0.292188	2.854437	0.375477
	Prob. F(1,434)	0.3330	0.4530	0.5379	0.1397	0.6430
	Prob. Chi-Square(1)	0.3190	0.4386	0.5244	0.1319	0.6315
	Prob. Chi-Square(1)	0.3880	0.4099	0.5888	0.0911	0.5400
ARCH	F-statistic	3.018577	2.931497	0.394956	0.583096	0.083246
	Obs*R-squared	2.933214	2.855500	0.413939	0.607697	0.088069
	Prob. F(1,434)	0.0916	0.0963	0.5340	0.4505	0.7748
	Prob. Chi-Square(1)	0.0868	0.0911	0.5200	0.4357	0.7666

Tabla 43. Tests de Heterocedasticidad Residuos ? ? ??. Series Mensuales.

- **Análisis de Independencia**

Tests de Ljung-Box y Box-Pierce

A continuación se detalla el test de independencia de las series. Se testea si:

$$\begin{aligned}
 H_0 &: \text{La serie es independiente} \\
 H_1 &: \text{La serie es dependiente}
 \end{aligned}$$

El primero de los tests aplicados es el de *Ljung-Box* y *Box-Pierce*. Este se basa en la función de correlación parcial, ρ_{kk} . Se elige el número de rezagos a utilizar dependiendo de la frecuencia de los datos. Así por ejemplo, tal como sugiere **Cromwell (1994a)**, para datos anuales sería adecuado utilizar menos de 5 rezagos.

Así, la hipótesis a testear es:

$$\begin{aligned}
 H_0 &: \rho_{kk} = 0 \quad \forall k \leq m \\
 H_1 &: \rho_{kk} \neq 0 \quad \text{para algún } k \leq m
 \end{aligned}$$

Los estadísticos que se utilizan son:

$$Q_m = \frac{m(m+1)}{2} \sum_{k=1}^m \frac{\rho_{kk}^2}{1 - \rho_{kk}^2} \quad (A.2.29)$$

$$P_m = \frac{m(m+1)}{2} \sum_{k=1}^m \frac{\rho_{kk}^2}{1 - \rho_{kk}^2} \quad (A.2.30)$$

Para testear la hipótesis se utilizan los valores críticos de una χ^2 . No se acepta la hipótesis nula si el valor de Q_m sobrepasa el valor de χ^2 .

Para datos anuales se toman 5 rezagos, y para datos mensuales, 60.

Los resultados se presentan en la página siguiente.

- Series Mensuales

Test (k=60)	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
???? ? ???	86,144	133,500	130,660	112,560	140,050
??? ? ?????	81,978	127,959	123,822	105,828	133,388

Tabla 44. Test de Independencia L-B y B-P. Series Mensuales.

En este caso el valor de λ es igual a 79,082 al 5%.

- Series Anuales

Test (k=5)	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
???? ? ???	4,057	3,151	4,103	3,490	4,566
??? ? ?????	3,502	2,645	3,425	2,937	3,869

Tabla 45. Test de Independencia L-B y B-P. Series Anuales.

Al 5%, se tiene un λ igual a 11,071.

Luego, se rechaza la hipótesis de independencia en el primer caso solamente.

Tests Turning Points y Von Neumann Ratio

El test de Puntos de cambio se basa en los cambios en el valor de los datos en una serie de tiempo. Un punto de cambio (“*turning point*”), se da cuando $x_t > x_{t-1}$ e $x_t < x_{t+1}$ o cuando $x_t < x_{t-1}$ e $x_t > x_{t+1}$.

Si la serie x_t es independiente entonces se da un punto de cambio con probabilidad 2/3 en el tiempo t . Luego, considerando n observaciones, se definen:

$$T_n = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} I_t}{n-1} \quad (A.2.31)$$

$$V_n = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} (x_t - \bar{x})^2}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2} \quad (A.2.32)$$

Y el estadístico se calcula como:

$$T_{n,n} = \frac{\sum_{i=1}^n R_i^2}{n^2} \quad (A.2.33)$$

Finalmente se evalúa:

$$T_{n,n} : \text{? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ?}$$

$$T_{n,n} : \text{? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ?}$$

Los valores críticos se obtienen de una $T_{n,n}$. Se rechaza la hipótesis nula si $T_{n,n} > T_{n,n}^{\alpha}$.

El test de *RVN* (*Rank versión Von Neumann*) consiste en asignar un ranking a las diferencias de las observaciones en una serie de tiempo. Tomando R_i el ranking de la i -ésima \pm Δ_i , se define *RVN* como:

$$RVN = \frac{\sum_{i=1}^n R_i^2}{\sum_{i=1}^n R_i} \quad (A.2.34)$$

Con \bar{R} la media de la serie en diferencias.

Así, las hipótesis son:

$$H_0 : \text{? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ?}$$

$$H_1 : \text{? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ? ?}$$

Si $RVN > T_{n,n}^{\alpha}$ se rechaza la hipótesis de independencia. (Mayor detalle sobre $T_{n,n}$ ver **Cromwell (1994a)**).

Los resultados se indican a continuación.

- Series Mensuales

Test	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
?????? ? ? ? ? ? ?	3,339	4,363	2,428	3,225	2,542
???	0,018	0,382	0,265	0,001	0,755

Tabla 46. Test de Independencia Puntos de Cambio y RVN. Series Mensuales.

- Series Anuales

Test	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
?????? ? ? ? ? ? ?	0,135	0,135	0,541	1,352	0,676
???	0,552	0,627	0,386	0,544	0,429

Tabla 47. Test de Independencia Puntos de Cambio y RVN. Series Anuales.

A un 5% de significancia el valor crítico para una Normal con media 0 y varianza 1 es 1,96. El estadístico para el test *RVN* al 5% es de 1,67.

De esta forma con el primer test se acepta la hipótesis nula solamente para el caso de datos anuales, lo mismo a los tests de *Ljung-Box* y *Box-Pierce*. En cambio, con el test *RVN* se acepta independencia en ambos casos.

Test BDS

Finalmente se utiliza el test *BDS* (*Brock, Dechert y Scheinkman*) para estudiar independencia.

Debido a que este test es más complejo, no se presenta como los anteriores. Para una descripción completa ver **Cromwell (1994a)**. Además, este test se encuentra programado en el software *EVIEWS*, por lo que su aplicación es directa.

Al igual que los tests anteriores, se testean las hipótesis

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$$

$$H_1 : \rho_1 \neq 0 \text{ o } \rho_2 \neq 0 \text{ o } \dots \text{ o } \rho_m \neq 0$$

Los resultados de aplicar este test son:

- Series Mensuales

Los resultados de aplicar *BDS* a las series mensuales se detallan en la tabla siguiente según metal.

	Dimension	BDS Statistic	Std, Error	z-Statistic	Normal Prob,	Bootstrap Prob,
• Aluminio						
	2	0,025720	0,003901	6,592642	0,0000	0,0000
	4	0,054881	0,007383	7,433674	0,0000	0,0000
	6	0,057541	0,007420	7,755225	0,0000	0,0000
• Cobre						
	2	0,031577	0,004189	7,537684	0,0000	0,0000
	4	0,065006	0,007924	8,203742	0,0000	0,0000
	6	0,070788	0,007961	8,891313	0,0000	0,0000
• Estaño						
	2	0,026113	0,004008	6,514954	0,0000	0,0000
	4	0,058739	0,007575	7,754543	0,0000	0,0000
	6	0,058153	0,007603	7,648549	0,0000	0,0000
• Plomo						
	2	0,022476	0,003893	5,773264	0,0000	0,0000
	4	0,047908	0,007337	6,529993	0,0000	0,0000
	6	0,050204	0,007343	6,837428	0,0000	0,0000
• Zinc						
	2	0,026113	0,004008	6,514954	0,0000	0,0000
	4	0,058739	0,007575	7,754543	0,0000	0,0000
	6	0,058153	0,007603	7,648549	0,0000	0,0000

Tabla 48. Test de Independencia BDS. Series Mensuales.

- Series Anuales

	Dimension	BDS Statistic	Std, Error	z-Statistic	Normal Prob,	Bootstrap Prob,
• Aluminio						
	2	0,024967	0,008557	2,917634	0,0035	0,0942
	4	0,040411	0,016724	2,416375	0,0157	0,1370
	6	0,040673	0,017371	2,341408	0,0192	0,1420
• Cobre						
	2	-0,013279	0,013238	-1,003066	0,3158	0,5672
	4	0,012006	0,026024	0,461320	0,6446	0,5532
	6	0,010109	0,027216	0,371439	0,7103	0,5622
• Estaño						
	2	-0,026817	0,017332	-1,547268	0,1218	0,2646
	4	-0,015642	0,034687	-0,450962	0,6520	0,9386
	6	-0,036205	0,036959	-0,979587	0,3273	0,5890
• Plomo						
	2	-0,033656	0,010267	-3,278203	0,0010	0,0524
	4	-0,031555	0,020194	-1,562593	0,1181	0,4312
	6	-0,048813	0,021118	-2,311460	0,0208	0,1978
• Zinc						
	2	0,010251	0,016658	0,615355	0,5383	0,4986
	4	0,043625	0,032888	1,326458	0,1847	0,2102
	6	0,071371	0,034566	2,064756	0,0389	0,0834

Tabla 49. Test de Independencia BDS. Series Anuales.

- **Análisis de Memoria**

Test R/S y Exponente de Hurst

En este punto se realiza el test R/S , que consiste en lo siguiente:

Sea $\{x_t\}$ una serie de tiempo. Se define el estadístico R/S como el rango de las sumas parciales de las desviaciones de la serie de su media ajustada por su desviación estándar. Luego si se tiene la serie $\{x_t\}$ con n observaciones, e \bar{x} representa su media muestral ($\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n x_t$, con n el espacio de tiempo considerado), R/S está dado por:

$$R/S = \frac{\max_{0 \leq k \leq n} \sum_{t=1}^k (x_t - \bar{x}) - \min_{0 \leq k \leq n} \sum_{t=1}^k (x_t - \bar{x})}{\sqrt{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}} \quad (A.2.35)$$

$$R/S = \frac{\max_{0 \leq k \leq n} S_k - \min_{0 \leq k \leq n} S_k}{\sqrt{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}} \quad (A.2.36)$$

Es posible cuantificar el exponente de *Hurst* graficando R/S vs n en un gráfico logarítmico y midiendo la pendiente de la línea recta.

Se testea la hipótesis

H_0 : $\{x_t\}$ es no persistente

H_1 : $\{x_t\}$ es persistente

La hipótesis nula se acepta si $R/S \leq 0.5$. En caso que el exponente de *Hurst* sea mayor a 0,5 se rechaza H_0 .

Además se realiza un test de *Wald* para testear si el exponente calculado es igual o diferente a 0,5:

$$W = \frac{R/S - 0.5}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}} \quad (A.2.37)$$

Los valores críticos de una *chi cuadrado* con 1 grado de libertad son de 6,635 al 1%; 3,841 al 5% y 2,706 al 10% de significancia.

Los resultados para cada *commodity* se dan a continuación.

- Series Mensuales

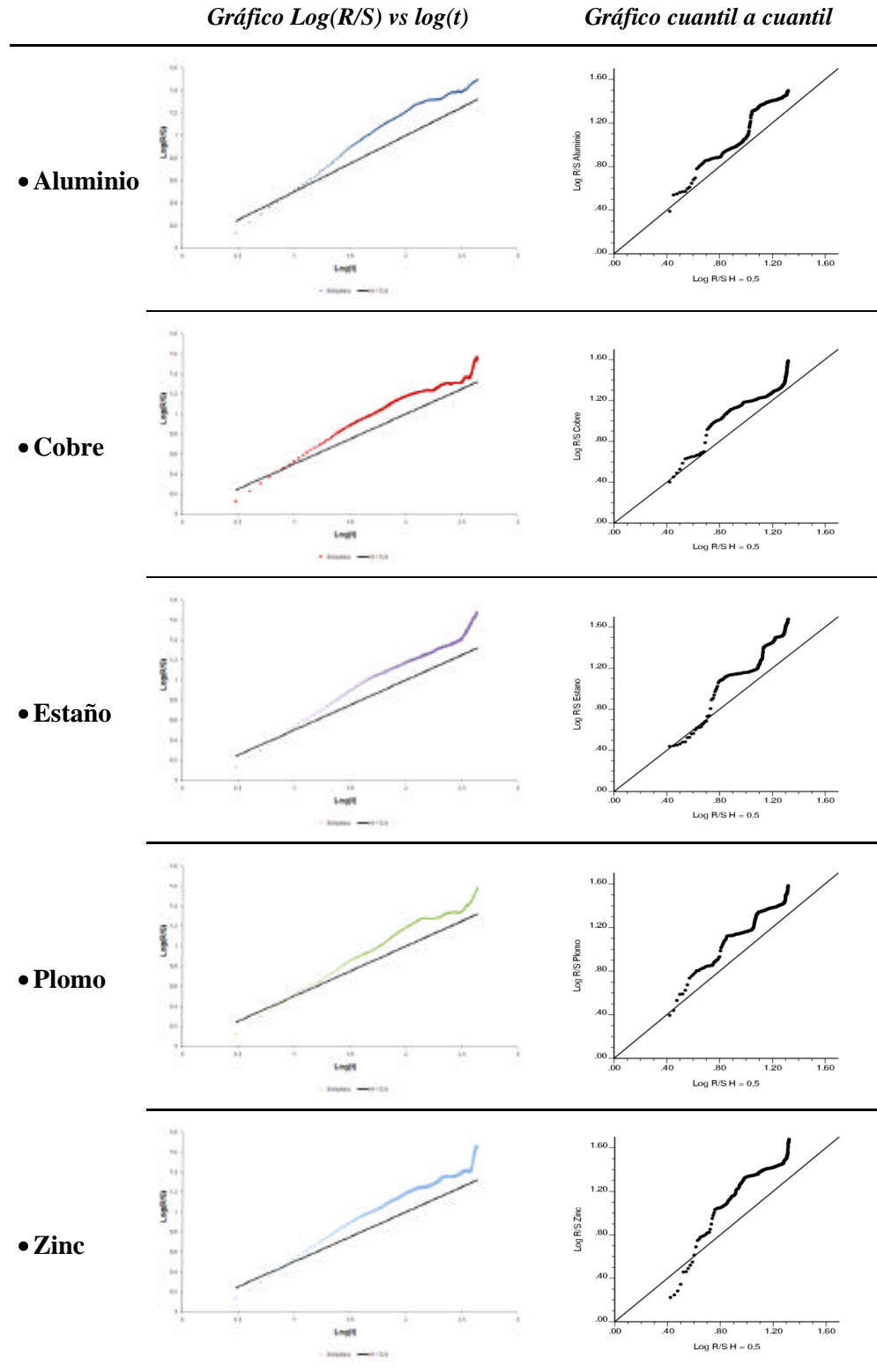


Figura 52. Test R/S. Series Mensuales.

Los resultados del test de *Wald* se presentan en la siguiente tabla:

	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
?	0,574	0,549	0,578	0,599	0,602
????? ????????	0,005	0,008	0,003	0,004	0,008
? ???	71,170	9,638	390,736	151,346	147,053

Tabla 50. Test de Wald exponente de Hurst. Series Mensuales.

Se rechaza que **? ? ??** a cualquiera nivel de significancia considerado.

- Series Anuales

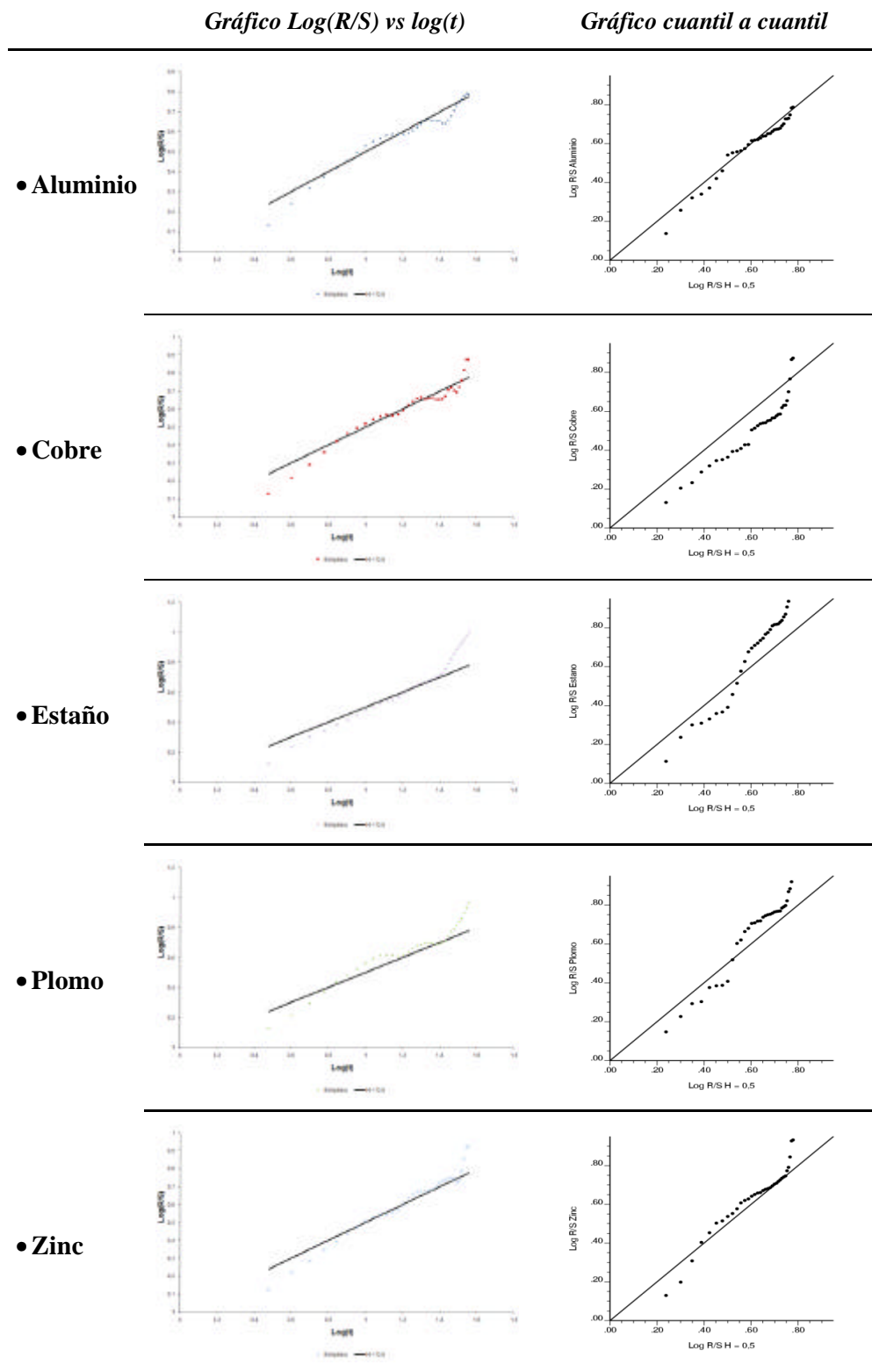


Figura 53. Test R/S. Series Anuales.

Los resultados del test de *Wald* son:

	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
?	0,513	0,559	0,637	0,735	0,630
?????					
?????????	0,020	0,024	0,027	0,029	0,021
? ???	0,437	6,017	25,673	63,689	38,847

Tabla 51. Test de Wald exponente de Hurst. Series Anuales.

Se rechaza que el exponente de *Hurst* ? sea igual a 0,5, salvo para el aluminio donde se acepta a cualquier nivel de significancia y en el caso del cobre donde se acepta al 1%.

Test Geweke & Porter-Hudak (GPH)

Una serie de tiempo $\{x_t\}$ puede ser caracterizada por un modelo $I(d)$ (“Autoregressive fractionally integrated moving average”), si dado el operador de rezagos B , y γ la función *gamma* generalizada, se tiene:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_j B^j x_t = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_j B^j \epsilon_t \quad (A.2.38)$$

Con:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_j B^j \epsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_j B^j \epsilon_t$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_j B^j \epsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_j B^j \epsilon_t$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_j B^j \epsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_j B^j \epsilon_t \quad (A.2.39)$$

Donde en caso que d sea entero se tiene el modelo estándar $I(d)$. Los modelos $I(d)$ son capaces de capturar las dependencias de corto y largo plazo, donde los procesos autoregresivos y de media móvil describen la estructura de correlación de orden menor, mientras la diferencia fraccional describe la estructura de orden mayor.

Si $d > 0$ la serie tiene memoria larga. Una serie con reversión a la media ocurre cuando $d < 0$, y puede no ser *covarianza estacionaria* ($\gamma_j \neq 0$). En el caso que $d = 0$, la serie es explosiva (es no estacionaria y sin reversión a la media). Para $d < 0$ el proceso es *anti persistente*.

Geweke & Porter-Hudak muestran que se puede obtener un estimador de d a partir de la pendiente de la función de densidad espectral cercana a la frecuencia 0. Si se denota el *periodograma* de la serie $\{x_t\}$ como:

$$I(\lambda) = \frac{1}{n} \left| \sum_{j=0}^{n-1} x_{t-j} e^{-i\lambda j} \right|^2 \quad (A.2.40)$$

La *regresión espectral* está dada por:

$$\ln I(\lambda) = \ln \left(\frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} x_{t-j} e^{-i\lambda j} \right)^2 \quad (A.2.41)$$

- Series Mensuales

	Power	Ords	Est d	StdErr	t(H0: d=0)	P>t	Asy. StdErr	z(H0: d=0)	P>z
• Aluminio	.5	21	-.064772	.1428	-0.4537	0.656	.1812	-0.3574	0.721
• Cobre	.5	21	.024039	.1527	0.1574	0.877	.1812	0.1326	0.894
• Estaño	.5	21	.065997	.2158	0.3058	0.763	.1812	0.3642	0.716
• Plomo	.5	21	-.054025	.2041	-0.2647	0.794	.1812	-0.2981	0.766
• Zinc	.5	21	-.103786	.1494	-0.6946	0.496	.1812	-0.5727	0.567

Tabla 52. Resultados Test Geweke & Porter Hudak. Series Mensuales.

- Series Anuales

	Power	Ords	Est d	StdErr	t(H0: d=0)	P>t	Asy. StdErr	z(H0: d=0)	P>z
• Aluminio	.5	7	-.257169	.3774	-0.6814	0.533	.443	-0.5805	0.562
• Cobre	.5	7	.470173	.4845	0.9704	0.387	.443	10.612	0.289
• Estaño	.5	7	.955894	.2237	42.739	0.013	.443	21.576	0.031
• Plomo	.5	7	.225413	.7547	0.2987	0.780	.443	0.5088	0.611
• Zinc	.5	7	.824819	.6455	12.778	0.270	.443	18.617	0.063

Tabla 53. Resultados Test Geweke & Porter Hudak. Series Anuales.

A.3.-Tests de Series Multivariadas

- **Análisis de Cointegración**

Tests de Durbin Watson y Engle & Granger

Se dice que dos variables son cointegradas si tienen el mismo orden de integración y el proceso de error que se forma de la regresión entre ellas (en niveles, es decir variables no transformadas), es estacionario. Así, existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, mientras que las desviaciones de corto plazo que pueden existir entre ellas son estacionarias.

Una serie de tiempo univariada no determinística $I(d)$ se dice integrada de orden d si la $(1-L)^d$ diferencia de $I(d)$ es estacionaria. Luego, si $I(d)$ es $I(1)$ entonces $I(1) - I(0)$ será $I(0)$, es decir, la primera diferencia será estacionaria.

Si ahora se consideran dos series, $I(d_1)$ e $I(d_2)$ ambas $I(d)$, entonces cualquier combinación lineal entre ellas también será integrada de orden d . Para que exista cointegración entre las variables, debe existir una constante α tal que $\alpha_1 I(d_1) + \alpha_2 I(d_2) = \alpha$, con $\alpha \neq 0$. En este caso $I(d_1)$ e $I(d_2)$ son cointegradas de orden d , lo que se denota como $I(d, c)$, donde d se refiere al orden de integración y c (d, c) corresponde al orden de integración de la combinación lineal. Si por ejemplo las dos series anteriores son ambas $I(1)$, bajo la condición de que α exista, $I(1)$ e $I(1)$ serán $I(1, c)$.

La hipótesis que se prueba es:

$$\begin{aligned} H_0 &: I(d_1) \text{ y } I(d_2) \text{ no son cointegradas; } \alpha = 0 \\ H_1 &: I(d_1) \text{ y } I(d_2) \text{ son cointegradas; } \alpha \neq 0 \end{aligned}$$

Ahora se realizan los tests de cointegración de *Durbin Watson* y de *Engle & Granger*.

Las ecuaciones que se utilizan para estimar los residuos son (series en logaritmos):

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (A.3.1)$$

El test de *DW* es el más simple para analizar si existe cointegración entre las variables. Este test se utiliza para ver si los residuos de la regresión son estacionarios. La hipótesis nula se acepta en caso que el valor de *DW* sea cero. En caso que su valor sea alto, se rechaza la hipótesis, indicando que existe cointegración.

El estadístico de *Durbin Watson* se calcula como sigue:

$$s_{t-1} = \frac{s_{t-1} + \beta_1 s_{t-2} + \beta_2 s_{t-3} + \beta_3 s_{t-4} + \beta_4 s_{t-5}}{1 - \beta_1 - \beta_2 - \beta_3 - \beta_4} \quad (A.3.2)$$

Para el test de *Engle & Granger* se realiza la regresión anterior con cada una de las series de precio como variable dependiente. Se procede de esta forma porque a priori no se tiene información acerca de cuál de los residuos generados por estas 5 regresiones es el más adecuado.

Luego, mediante *Dickey-Fuller* se analiza si los residuos de la ecuación son estacionarios.

$$\Delta s_t = \alpha + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 s_{t-2} + \beta_3 s_{t-3} + \beta_4 s_{t-4} + \beta_5 s_{t-5} + \epsilon_t \quad (A.3.3)$$

En caso que los residuos sean no estacionarios (es decir que no se rechaza la hipótesis nula de presencia de *raíz unitaria* con *D-F*), se concluye que las series no están cointegradas.

Es importante notar que los valores críticos no son los mismos del test *Dickey-Fuller* estándar. En este caso se utilizan los valores indicados por **Enders (2004)**.

Puede ocurrir que las regresiones arrojen resultados contradictorios. Este puede ser el caso en que sólo un grupo de las variables consideradas son cointegradas, y una regresión considerándolas a todas no revelaría esta relación de cointegración. (Por esta razón en el punto siguiente se realiza el test de *Johansen*).

De esta forma, se estima la primera ecuación anterior en 5 ocasiones, con cada serie de precios como variable dependiente.

Los resultados se muestran en las tablas siguientes, donde en cada caso se presenta en primer lugar los resultados típicos de la regresión y en segundo lugar el test de *raíz unitaria* de los residuos.

Con series mensuales, el test de *DW* no rechaza la hipótesis nula de no cointegración. Al aplicar *Engle & Granger* y hacer el test de *Dickey-Fuller*, no se rechaza la presencia de *raíz unitaria* para el aluminio, estaño y zinc. En cambio, el cobre y plomo rechazan la hipótesis de que los residuos sean estacionarios, por lo que en este caso hay evidencia de cointegración.

También se concluye que para las series anuales el test de *DW* rechaza la hipótesis nula de no cointegración. El test de *Engle & Granger* sí permite aceptar la hipótesis nula con variaciones dependiendo del nivel de significancia escogido. Tal como al caso con series mensuales, resulta más difícil aceptar que las series no están cointegradas en el caso en que cobre y plomo se utilizan como variables dependientes.

- Series Mensuales

	C	LnAluminio	LnCobre	LnEstaño	LnPlomo	LnZinc	Durbin-Watson stat	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
								Estadístico según Nivel de Significancia		
								1%	5%	10%
								-4.684000	-4.122000	-3.828000
LnAluminio	1.701055 (0.0000)	-	0.220748 (0.0016)	0.037813 (0.2695)	0.330087 (0.0000)	0.202066 (0.0000)	0.049630	-2.810877 (0.0575)		
LnCobre	2.118279 (0.0000)	0.103669 (0.0016)	-	-0.174986 (0.0000)	0.466979 (0.0000)	0.482414 (0.0000)	0.123869	-5.234454 (0.0000)		
LnEstaño	6.762547 (0.0000)	0.074610 (0.2695)	-0.735196 (0.0000)	-	1.067217 (0.0000)	0.054822 (0.4352)	0.056517	-3.340744 (0.0137)		
LnPlomo	-2.286412 (0.0000)	0.203572 (0.0000)	0.633514 (0.0000)	0.333572 (0.0000)	-	-0.085344 (0.0294)	0.120377	-4.761110 (0.0001)		
LnZinc	-0.886545 (0.0049)	0.187089 (0.0000)	0.920661 (0.0000)	0.025725 (0.4352)	-0.128126 (0.0294)	-	0.077073	-4.421153 (0.0003)		

Tabla 54. Tests de Cointegración Durbin Watson y Engle & Granger. Series Mensuales.

- Series Anuales

	C	LnAluminio	LnCobre	LnEstaño	LnPlomo	LnZinc	Durbin-Watson stat	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
								Estadístico según Nivel de Significancia		
								1%	5%	10%
								-5,017000	-4,324000	-3,979000
LnAluminio	2.067494 (0.0964)	-	0.188506 (0.5295)	0.036291 (0.7849)	0.294283 (0.2189)	0.218263 (0.2830)	0.659660	-2.480230 (0.1285)		
LnCobre	2.192198 (0.0017)	0.066168 (0.5295)	-	-0.192738 (0.0100)	0.528072 (0.0000)	0.476170 (0.0000)	1.123186	-4.283537 (0.0018)		
LnEstaño	7.216813 (0.0000)	0.065080 (0.7849)	-0.984680 (0.0100)	-	1.214091 (0.0000)	0.137744 (0.6154)	0.826906	-2.989186 (0.0455)		
LnPlomo	-3.101514 (0.0002)	0.159186 (0.2189)	0.813791 (0.0000)	0.366220 (0.0000)	-	-0.160374 (0.2835)	1.527008	-4.592075 (0.0007)		
LnZinc	-1.174499 (0.2828)	0.164570 (0.2830)	1.022852 (0.0000)	0.057915 (0.6154)	-0.223545 (0.2835)	-	0.870640	-4.126388 (0.0027)		

Tabla 55. Tests de Cointegración Durbin Watson y Engle & Granger. Series Anuales.

Test de Johansen

El test de *Johansen* considera el uso de vectores autoregresivos (VAR).

Si se considera un VAR donde y_t de $n \times 1$ sigue un proceso autoregresivo no estacionario de orden p .

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (A.3.4)$$

La ecuación anterior se puede expresar de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \dots & \beta_{1p} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{n1} & \dots & \beta_{np} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ \vdots \\ y_{n,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \vdots \\ \epsilon_{nt} \end{bmatrix} \quad (A.3.5)$$

Donde

$$\begin{aligned} & y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{nt} \end{bmatrix} \\ & \alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix} \\ & \beta = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \dots & \beta_{1p} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{n1} & \dots & \beta_{np} \end{bmatrix} \\ & \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \vdots \\ \epsilon_{nt} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (A.3.6)$$

Así, el test de *Johansen* corresponde a un test de *Multiplicador de Lagrange* según el rango de la matriz β en el VAR anterior.

Si existen r vectores de cointegración independientes linealmente, la matriz β de $n \times n$ tiene rango r . Existen matrices α y γ tales que $\alpha = \beta \gamma^T$, y γ es un vector de n variables.

La hipótesis que se testea entonces es:

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{rank}(\beta) = r \\ H_1 &: \text{rank}(\beta) < r \end{aligned}$$

El rango de β será igual a r sólo si las r variables de y_t son $I(1)$.

El procedimiento es el siguiente:

1. Se estima una regresión de un VAR de orden p de \mathbf{y}_t en una constante y \mathbf{g} :

$$\mathbf{y}_t = \alpha + \beta_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \beta_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{g} + \mathbf{u}_t \quad (\text{A.3.7})$$

2. Se estima una regresión de \mathbf{y}_t en una constante y \mathbf{g} :

$$\mathbf{y}_t = \alpha + \mathbf{g} + \mathbf{u}_t \quad (\text{A.3.8})$$

Donde α y β_j son matrices de $n \times n$.

3. Se definen:

$$\begin{aligned} \mathbf{A} &= \mathbf{I} - \beta_1 - \dots - \beta_p \\ \mathbf{B} &= \alpha + \beta_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \beta_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{g} \\ \mathbf{C} &= \mathbf{I} - \beta_1 - \dots - \beta_p \end{aligned} \quad (\text{A.3.9})$$

A continuación se buscan los valores propios de $\mathbf{A}^{-1} \mathbf{B}$ ordenados de manera decreciente: $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$.

El test de la traza (o *Lagrange*) se calcula como:

$$-2 \ln \Lambda = T \text{tr} \left(\mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \mathbf{B}' \mathbf{A}^{-1} \right) \quad (\text{A.3.10})$$

Se rechaza H_0 en caso que el valor de $-2 \ln \Lambda$ supere el valor crítico de *Johansen*.

En caso de que los resultados arrojen la presencia de cointegración, se puede aplicar el test de *Engle & Granger* a dichas relaciones para probar si en realidad existe cointegración. Es decir, luego de hacer la regresión se aplica un test de *raíz unitaria* a los residuos de acuerdo a los valores críticos correspondientes al test de *Engle & Granger*.

- Series Mensuales

Included observations: 432 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LnAluminio LnCobre LnEstaño LnPlomo LnZinc
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.069332	64.78722	69.81889	0.1180
At most 1	0.039675	33.74699	47.85613	0.5157
At most 2	0.026157	16.25795	29.79707	0.6940
At most 3	0.008203	4.807867	15.49471	0.8289
At most 4	0.002889	1.249708	3.841466	0.2636

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Tabla 56. Tests de Cointegración de Johansen. Series Mensuales.

Para series mensuales no hay evidencia de cointegración.

- Series Anuales

Included observations: 35 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LnAluminio LnCobre LnEstaño LnPlomo LnZinc
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.704865	80.51753	69.81889	0.0055
At most 1	0.473316	37.80624	47.85613	0.3105
At most 2	0.247449	15.36582	29.79707	0.7559
At most 3	0.090186	5.415781	15.49471	0.7632
At most 4	0.058444	2.107758	3.841466	0.1466

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Tabla 57. Tests de Cointegración de Johansen. Serie Anuales.

En el caso de datos anuales el test de Johansen indica la presencia de una relación de cointegración. Los resultados son:

- Primer output:

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood				82.80133
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LnAluminio	LnCobre	LnEstaño	LnPlomo	LnZinc	
1.000000	3.160751	-0.772148	-0.135494	-4.116773	
	(0.81899)	(0.30248)	(0.60884)	(0.52969)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(LnAluminio)	-0.031627				
	(0.05376)				
D(LnCobre)	0.150525				
	(0.05794)				
D(LnEstaño)	0.108251				
	(0.06028)				
D(LnPlomo)	0.089879				
	(0.07176)				
D(LnZinc)	0.298951				
	(0.05534)				

Tabla 58. Ecuación Normalizada 1. Test de Cointegración de Johansen. Series Anuales.

En caso de que exista cointegración, los residuos de la regresión de *Johansen* debieran ser estacionarios.

La regresión sería:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln Y_{1t} &= \alpha_1 + \beta_1 \ln Y_{1,t-1} + \beta_2 \ln Y_{2,t-1} + \beta_3 \ln Y_{3,t-1} + \beta_4 \ln Y_{4,t-1} + \beta_5 \ln Y_{5,t-1} + \epsilon_{1t} \\
 \Delta \ln Y_{2t} &= \alpha_2 + \beta_1 \ln Y_{1,t-1} + \beta_2 \ln Y_{2,t-1} + \beta_3 \ln Y_{3,t-1} + \beta_4 \ln Y_{4,t-1} + \beta_5 \ln Y_{5,t-1} + \epsilon_{2t} \\
 \Delta \ln Y_{3t} &= \alpha_3 + \beta_1 \ln Y_{1,t-1} + \beta_2 \ln Y_{2,t-1} + \beta_3 \ln Y_{3,t-1} + \beta_4 \ln Y_{4,t-1} + \beta_5 \ln Y_{5,t-1} + \epsilon_{3t} \\
 \Delta \ln Y_{4t} &= \alpha_4 + \beta_1 \ln Y_{1,t-1} + \beta_2 \ln Y_{2,t-1} + \beta_3 \ln Y_{3,t-1} + \beta_4 \ln Y_{4,t-1} + \beta_5 \ln Y_{5,t-1} + \epsilon_{4t} \\
 \Delta \ln Y_{5t} &= \alpha_5 + \beta_1 \ln Y_{1,t-1} + \beta_2 \ln Y_{2,t-1} + \beta_3 \ln Y_{3,t-1} + \beta_4 \ln Y_{4,t-1} + \beta_5 \ln Y_{5,t-1} + \epsilon_{5t}
 \end{aligned}
 \tag{A.3.11}$$

Luego, al aplicar un test *Dickey-Fuller*, se obtiene:

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.480230	0.1285
Test critical values:		
1% level	-5,017000	
5% level	-4,324000	
10% level	-3,979000	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabla 59. Test de Dickey-Fuller Residuos Relación de Cointegración (Ecuación Normalizada 1).

Luego, no se rechaza la hipótesis nula de *raíz unitaria* y por lo tanto no existe cointegración al 1%, 5% y 10% de significancia.

- Segundo output:

2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	94.02154		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LnAluminio	LnCobre	LnEstaño	LnPlomo	LnZinc	
1.000000	0.000000	0.659534	-1.394137	0.562250	
		(0.18565)	(0.29153)	(0.23629)	
0.000000	1.000000	-0.452956	0.398210	-1.480351	
		(0.11647)	(0.18290)	(0.14824)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(LnAluminio)	-0.404749	-0.309946			
	(0.15197)	(0.17284)			
D(LnCobre)	0.082826	0.437672			
	(0.18183)	(0.20680)			
D(LnEstaño)	-0.338076	0.090977			
	(0.16752)	(0.19053)			
D(LnPlomo)	0.065160	0.270173			
	(0.22575)	(0.25676)			
D(LnZinc)	0.217072	0.898832			
	(0.17336)	(0.19718)			

Tabla 60. Ecuación Normalizada 2. Test de Cointegración de Johansen. Series Anuales.

Aquí las regresiones son:

$$\Delta \ln X_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \ln X_{i,t-1} + \beta_2 \ln X_{i,t-2} + \beta_3 \ln X_{i,t-3} + \beta_4 \ln X_{i,t-4} + \beta_5 \ln X_{i,t-5} + \beta_6 \ln X_{i,t-6} + \beta_7 \ln X_{i,t-7} + \beta_8 \ln X_{i,t-8} + \beta_9 \ln X_{i,t-9} + \beta_{10} \ln X_{i,t-10} + \beta_{11} \ln X_{i,t-11} + \beta_{12} \ln X_{i,t-12} + \beta_{13} \ln X_{i,t-13} + \beta_{14} \ln X_{i,t-14} + \beta_{15} \ln X_{i,t-15} + \beta_{16} \ln X_{i,t-16} + \beta_{17} \ln X_{i,t-17} + \beta_{18} \ln X_{i,t-18} + \beta_{19} \ln X_{i,t-19} + \beta_{20} \ln X_{i,t-20} + \beta_{21} \ln X_{i,t-21} + \beta_{22} \ln X_{i,t-22} + \beta_{23} \ln X_{i,t-23} + \beta_{24} \ln X_{i,t-24} + \beta_{25} \ln X_{i,t-25} + \beta_{26} \ln X_{i,t-26} + \beta_{27} \ln X_{i,t-27} + \beta_{28} \ln X_{i,t-28} + \beta_{29} \ln X_{i,t-29} + \beta_{30} \ln X_{i,t-30} + \beta_{31} \ln X_{i,t-31} + \beta_{32} \ln X_{i,t-32} + \beta_{33} \ln X_{i,t-33} + \beta_{34} \ln X_{i,t-34} + \beta_{35} \ln X_{i,t-35} + \beta_{36} \ln X_{i,t-36} + \beta_{37} \ln X_{i,t-37} + \beta_{38} \ln X_{i,t-38} + \beta_{39} \ln X_{i,t-39} + \beta_{40} \ln X_{i,t-40} + \beta_{41} \ln X_{i,t-41} + \beta_{42} \ln X_{i,t-42} + \beta_{43} \ln X_{i,t-43} + \beta_{44} \ln X_{i,t-44} + \beta_{45} \ln X_{i,t-45} + \beta_{46} \ln X_{i,t-46} + \beta_{47} \ln X_{i,t-47} + \beta_{48} \ln X_{i,t-48} + \beta_{49} \ln X_{i,t-49} + \beta_{50} \ln X_{i,t-50} + \beta_{51} \ln X_{i,t-51} + \beta_{52} \ln X_{i,t-52} + \beta_{53} \ln X_{i,t-53} + \beta_{54} \ln X_{i,t-54} + \beta_{55} \ln X_{i,t-55} + \beta_{56} \ln X_{i,t-56} + \beta_{57} \ln X_{i,t-57} + \beta_{58} \ln X_{i,t-58} + \beta_{59} \ln X_{i,t-59} + \beta_{60} \ln X_{i,t-60} + \beta_{61} \ln X_{i,t-61} + \beta_{62} \ln X_{i,t-62} + \beta_{63} \ln X_{i,t-63} + \beta_{64} \ln X_{i,t-64} + \beta_{65} \ln X_{i,t-65} + \beta_{66} \ln X_{i,t-66} + \beta_{67} \ln X_{i,t-67} + \beta_{68} \ln X_{i,t-68} + \beta_{69} \ln X_{i,t-69} + \beta_{70} \ln X_{i,t-70} + \beta_{71} \ln X_{i,t-71} + \beta_{72} \ln X_{i,t-72} + \beta_{73} \ln X_{i,t-73} + \beta_{74} \ln X_{i,t-74} + \beta_{75} \ln X_{i,t-75} + \beta_{76} \ln X_{i,t-76} + \beta_{77} \ln X_{i,t-77} + \beta_{78} \ln X_{i,t-78} + \beta_{79} \ln X_{i,t-79} + \beta_{80} \ln X_{i,t-80} + \beta_{81} \ln X_{i,t-81} + \beta_{82} \ln X_{i,t-82} + \beta_{83} \ln X_{i,t-83} + \beta_{84} \ln X_{i,t-84} + \beta_{85} \ln X_{i,t-85} + \beta_{86} \ln X_{i,t-86} + \beta_{87} \ln X_{i,t-87} + \beta_{88} \ln X_{i,t-88} + \beta_{89} \ln X_{i,t-89} + \beta_{90} \ln X_{i,t-90} + \beta_{91} \ln X_{i,t-91} + \beta_{92} \ln X_{i,t-92} + \beta_{93} \ln X_{i,t-93} + \beta_{94} \ln X_{i,t-94} + \beta_{95} \ln X_{i,t-95} + \beta_{96} \ln X_{i,t-96} + \beta_{97} \ln X_{i,t-97} + \beta_{98} \ln X_{i,t-98} + \beta_{99} \ln X_{i,t-99} + \beta_{100} \ln X_{i,t-100} + \epsilon_{i,t} \quad (A.3.12)$$

$$\Delta \ln Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \ln Y_{i,t-1} + \beta_2 \ln Y_{i,t-2} + \beta_3 \ln Y_{i,t-3} + \beta_4 \ln Y_{i,t-4} + \beta_5 \ln Y_{i,t-5} + \beta_6 \ln Y_{i,t-6} + \beta_7 \ln Y_{i,t-7} + \beta_8 \ln Y_{i,t-8} + \beta_9 \ln Y_{i,t-9} + \beta_{10} \ln Y_{i,t-10} + \beta_{11} \ln Y_{i,t-11} + \beta_{12} \ln Y_{i,t-12} + \beta_{13} \ln Y_{i,t-13} + \beta_{14} \ln Y_{i,t-14} + \beta_{15} \ln Y_{i,t-15} + \beta_{16} \ln Y_{i,t-16} + \beta_{17} \ln Y_{i,t-17} + \beta_{18} \ln Y_{i,t-18} + \beta_{19} \ln Y_{i,t-19} + \beta_{20} \ln Y_{i,t-20} + \beta_{21} \ln Y_{i,t-21} + \beta_{22} \ln Y_{i,t-22} + \beta_{23} \ln Y_{i,t-23} + \beta_{24} \ln Y_{i,t-24} + \beta_{25} \ln Y_{i,t-25} + \beta_{26} \ln Y_{i,t-26} + \beta_{27} \ln Y_{i,t-27} + \beta_{28} \ln Y_{i,t-28} + \beta_{29} \ln Y_{i,t-29} + \beta_{30} \ln Y_{i,t-30} + \beta_{31} \ln Y_{i,t-31} + \beta_{32} \ln Y_{i,t-32} + \beta_{33} \ln Y_{i,t-33} + \beta_{34} \ln Y_{i,t-34} + \beta_{35} \ln Y_{i,t-35} + \beta_{36} \ln Y_{i,t-36} + \beta_{37} \ln Y_{i,t-37} + \beta_{38} \ln Y_{i,t-38} + \beta_{39} \ln Y_{i,t-39} + \beta_{40} \ln Y_{i,t-40} + \beta_{41} \ln Y_{i,t-41} + \beta_{42} \ln Y_{i,t-42} + \beta_{43} \ln Y_{i,t-43} + \beta_{44} \ln Y_{i,t-44} + \beta_{45} \ln Y_{i,t-45} + \beta_{46} \ln Y_{i,t-46} + \beta_{47} \ln Y_{i,t-47} + \beta_{48} \ln Y_{i,t-48} + \beta_{49} \ln Y_{i,t-49} + \beta_{50} \ln Y_{i,t-50} + \beta_{51} \ln Y_{i,t-51} + \beta_{52} \ln Y_{i,t-52} + \beta_{53} \ln Y_{i,t-53} + \beta_{54} \ln Y_{i,t-54} + \beta_{55} \ln Y_{i,t-55} + \beta_{56} \ln Y_{i,t-56} + \beta_{57} \ln Y_{i,t-57} + \beta_{58} \ln Y_{i,t-58} + \beta_{59} \ln Y_{i,t-59} + \beta_{60} \ln Y_{i,t-60} + \beta_{61} \ln Y_{i,t-61} + \beta_{62} \ln Y_{i,t-62} + \beta_{63} \ln Y_{i,t-63} + \beta_{64} \ln Y_{i,t-64} + \beta_{65} \ln Y_{i,t-65} + \beta_{66} \ln Y_{i,t-66} + \beta_{67} \ln Y_{i,t-67} + \beta_{68} \ln Y_{i,t-68} + \beta_{69} \ln Y_{i,t-69} + \beta_{70} \ln Y_{i,t-70} + \beta_{71} \ln Y_{i,t-71} + \beta_{72} \ln Y_{i,t-72} + \beta_{73} \ln Y_{i,t-73} + \beta_{74} \ln Y_{i,t-74} + \beta_{75} \ln Y_{i,t-75} + \beta_{76} \ln Y_{i,t-76} + \beta_{77} \ln Y_{i,t-77} + \beta_{78} \ln Y_{i,t-78} + \beta_{79} \ln Y_{i,t-79} + \beta_{80} \ln Y_{i,t-80} + \beta_{81} \ln Y_{i,t-81} + \beta_{82} \ln Y_{i,t-82} + \beta_{83} \ln Y_{i,t-83} + \beta_{84} \ln Y_{i,t-84} + \beta_{85} \ln Y_{i,t-85} + \beta_{86} \ln Y_{i,t-86} + \beta_{87} \ln Y_{i,t-87} + \beta_{88} \ln Y_{i,t-88} + \beta_{89} \ln Y_{i,t-89} + \beta_{90} \ln Y_{i,t-90} + \beta_{91} \ln Y_{i,t-91} + \beta_{92} \ln Y_{i,t-92} + \beta_{93} \ln Y_{i,t-93} + \beta_{94} \ln Y_{i,t-94} + \beta_{95} \ln Y_{i,t-95} + \beta_{96} \ln Y_{i,t-96} + \beta_{97} \ln Y_{i,t-97} + \beta_{98} \ln Y_{i,t-98} + \beta_{99} \ln Y_{i,t-99} + \beta_{100} \ln Y_{i,t-100} + \epsilon_{i,t} \quad (A.3.13)$$

En la tabla siguiente se presentan los test de raíz unitaria para cada una de ellas (en el mismo orden).

		t-Statistic	Prob.*
<i>Augmented Dickey-Fuller test statistic</i>		-2.649406	0.0928
Test critical values:	1% level	-5,017000	
	5% level	-4,324000	
	10% level	-3,979000	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

		t-Statistic	Prob.*
<i>Augmented Dickey-Fuller test statistic</i>		-4.461363	0.0011
Test critical values:	1% level	-5,017000	
	5% level	-4,324000	
	10% level	-3,979000	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabla 61. Test de Dickey-Fuller Residuos Relación de Cointegración (Ecuación Normalizada 2).

Para la primera regresión (D.1.2.8) no se rechaza la hipótesis nula. En el segundo caso no se acepta al 5% y 10%.

- Tercer output:

3 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	98.99656		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LnAluminio	LnCobre	LnEstaño	LnPlomo	LnZinc	
1.000000	0.000000	0.000000	-0.178813 (0.19671)	-0.445790 (0.18128)	
0.000000	1.000000	0.000000	-0.436453 (0.11339)	-0.788048 (0.10450)	
0.000000	0.000000	1.000000	-1.842702 (0.29875)	1.528412 (0.27532)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(LnAluminio)	-0.463443 (0.15316)	-0.029677 (0.26373)	-0.046640 (0.08869)		
D(LnCobre)	0.066570 (0.18901)	0.515293 (0.32548)	-0.121487 (0.10946)		
D(LnEstaño)	-0.327733 (0.17430)	0.041591 (0.30014)	-0.278263 (0.10093)		
D(LnPlomo)	-0.036242 (0.22479)	0.754370 (0.38709)	0.058659 (0.13018)		
D(LnZinc)	0.182209 (0.17897)	1.065307 (0.30818)	-0.216497 (0.10364)		

Tabla 62. Ecuación Normalizada 3. Test de Cointegración de Johansen. Series Anuales.

Las regresiones son:

$$\Delta \ln X_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \ln X_{i,t-1} + \beta_2 \ln X_{i,t-2} + \beta_3 \ln X_{i,t-3} + \beta_4 \ln X_{i,t-4} + \beta_5 \ln X_{i,t-5} + \beta_6 \ln X_{i,t-6} + \beta_7 \ln X_{i,t-7} + \beta_8 \ln X_{i,t-8} + \beta_9 \ln X_{i,t-9} + \beta_{10} \ln X_{i,t-10} + \beta_{11} \ln X_{i,t-11} + \beta_{12} \ln X_{i,t-12} + \beta_{13} \ln X_{i,t-13} + \beta_{14} \ln X_{i,t-14} + \beta_{15} \ln X_{i,t-15} + \beta_{16} \ln X_{i,t-16} + \beta_{17} \ln X_{i,t-17} + \beta_{18} \ln X_{i,t-18} + \beta_{19} \ln X_{i,t-19} + \beta_{20} \ln X_{i,t-20} + \beta_{21} \ln X_{i,t-21} + \beta_{22} \ln X_{i,t-22} + \beta_{23} \ln X_{i,t-23} + \beta_{24} \ln X_{i,t-24} + \beta_{25} \ln X_{i,t-25} + \beta_{26} \ln X_{i,t-26} + \beta_{27} \ln X_{i,t-27} + \beta_{28} \ln X_{i,t-28} + \beta_{29} \ln X_{i,t-29} + \beta_{30} \ln X_{i,t-30} + \beta_{31} \ln X_{i,t-31} + \beta_{32} \ln X_{i,t-32} + \beta_{33} \ln X_{i,t-33} + \beta_{34} \ln X_{i,t-34} + \beta_{35} \ln X_{i,t-35} + \beta_{36} \ln X_{i,t-36} + \beta_{37} \ln X_{i,t-37} + \beta_{38} \ln X_{i,t-38} + \beta_{39} \ln X_{i,t-39} + \beta_{40} \ln X_{i,t-40} + \beta_{41} \ln X_{i,t-41} + \beta_{42} \ln X_{i,t-42} + \beta_{43} \ln X_{i,t-43} + \beta_{44} \ln X_{i,t-44} + \beta_{45} \ln X_{i,t-45} + \beta_{46} \ln X_{i,t-46} + \beta_{47} \ln X_{i,t-47} + \beta_{48} \ln X_{i,t-48} + \beta_{49} \ln X_{i,t-49} + \beta_{50} \ln X_{i,t-50} + \beta_{51} \ln X_{i,t-51} + \beta_{52} \ln X_{i,t-52} + \beta_{53} \ln X_{i,t-53} + \beta_{54} \ln X_{i,t-54} + \beta_{55} \ln X_{i,t-55} + \beta_{56} \ln X_{i,t-56} + \beta_{57} \ln X_{i,t-57} + \beta_{58} \ln X_{i,t-58} + \beta_{59} \ln X_{i,t-59} + \beta_{60} \ln X_{i,t-60} + \beta_{61} \ln X_{i,t-61} + \beta_{62} \ln X_{i,t-62} + \beta_{63} \ln X_{i,t-63} + \beta_{64} \ln X_{i,t-64} + \beta_{65} \ln X_{i,t-65} + \beta_{66} \ln X_{i,t-66} + \beta_{67} \ln X_{i,t-67} + \beta_{68} \ln X_{i,t-68} + \beta_{69} \ln X_{i,t-69} + \beta_{70} \ln X_{i,t-70} + \beta_{71} \ln X_{i,t-71} + \beta_{72} \ln X_{i,t-72} + \beta_{73} \ln X_{i,t-73} + \beta_{74} \ln X_{i,t-74} + \beta_{75} \ln X_{i,t-75} + \beta_{76} \ln X_{i,t-76} + \beta_{77} \ln X_{i,t-77} + \beta_{78} \ln X_{i,t-78} + \beta_{79} \ln X_{i,t-79} + \beta_{80} \ln X_{i,t-80} + \beta_{81} \ln X_{i,t-81} + \beta_{82} \ln X_{i,t-82} + \beta_{83} \ln X_{i,t-83} + \beta_{84} \ln X_{i,t-84} + \beta_{85} \ln X_{i,t-85} + \beta_{86} \ln X_{i,t-86} + \beta_{87} \ln X_{i,t-87} + \beta_{88} \ln X_{i,t-88} + \beta_{89} \ln X_{i,t-89} + \beta_{90} \ln X_{i,t-90} + \beta_{91} \ln X_{i,t-91} + \beta_{92} \ln X_{i,t-92} + \beta_{93} \ln X_{i,t-93} + \beta_{94} \ln X_{i,t-94} + \beta_{95} \ln X_{i,t-95} + \beta_{96} \ln X_{i,t-96} + \beta_{97} \ln X_{i,t-97} + \beta_{98} \ln X_{i,t-98} + \beta_{99} \ln X_{i,t-99} + \beta_{100} \ln X_{i,t-100} + \epsilon_{i,t} \quad (A.3.14)$$

$$\Delta \ln Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \ln Y_{i,t-1} + \beta_2 \ln Y_{i,t-2} + \beta_3 \ln Y_{i,t-3} + \beta_4 \ln Y_{i,t-4} + \beta_5 \ln Y_{i,t-5} + \beta_6 \ln Y_{i,t-6} + \beta_7 \ln Y_{i,t-7} + \beta_8 \ln Y_{i,t-8} + \beta_9 \ln Y_{i,t-9} + \beta_{10} \ln Y_{i,t-10} + \beta_{11} \ln Y_{i,t-11} + \beta_{12} \ln Y_{i,t-12} + \beta_{13} \ln Y_{i,t-13} + \beta_{14} \ln Y_{i,t-14} + \beta_{15} \ln Y_{i,t-15} + \beta_{16} \ln Y_{i,t-16} + \beta_{17} \ln Y_{i,t-17} + \beta_{18} \ln Y_{i,t-18} + \beta_{19} \ln Y_{i,t-19} + \beta_{20} \ln Y_{i,t-20} + \beta_{21} \ln Y_{i,t-21} + \beta_{22} \ln Y_{i,t-22} + \beta_{23} \ln Y_{i,t-23} + \beta_{24} \ln Y_{i,t-24} + \beta_{25} \ln Y_{i,t-25} + \beta_{26} \ln Y_{i,t-26} + \beta_{27} \ln Y_{i,t-27} + \beta_{28} \ln Y_{i,t-28} + \beta_{29} \ln Y_{i,t-29} + \beta_{30} \ln Y_{i,t-30} + \beta_{31} \ln Y_{i,t-31} + \beta_{32} \ln Y_{i,t-32} + \beta_{33} \ln Y_{i,t-33} + \beta_{34} \ln Y_{i,t-34} + \beta_{35} \ln Y_{i,t-35} + \beta_{36} \ln Y_{i,t-36} + \beta_{37} \ln Y_{i,t-37} + \beta_{38} \ln Y_{i,t-38} + \beta_{39} \ln Y_{i,t-39} + \beta_{40} \ln Y_{i,t-40} + \beta_{41} \ln Y_{i,t-41} + \beta_{42} \ln Y_{i,t-42} + \beta_{43} \ln Y_{i,t-43} + \beta_{44} \ln Y_{i,t-44} + \beta_{45} \ln Y_{i,t-45} + \beta_{46} \ln Y_{i,t-46} + \beta_{47} \ln Y_{i,t-47} + \beta_{48} \ln Y_{i,t-48} + \beta_{49} \ln Y_{i,t-49} + \beta_{50} \ln Y_{i,t-50} + \beta_{51} \ln Y_{i,t-51} + \beta_{52} \ln Y_{i,t-52} + \beta_{53} \ln Y_{i,t-53} + \beta_{54} \ln Y_{i,t-54} + \beta_{55} \ln Y_{i,t-55} + \beta_{56} \ln Y_{i,t-56} + \beta_{57} \ln Y_{i,t-57} + \beta_{58} \ln Y_{i,t-58} + \beta_{59} \ln Y_{i,t-59} + \beta_{60} \ln Y_{i,t-60} + \beta_{61} \ln Y_{i,t-61} + \beta_{62} \ln Y_{i,t-62} + \beta_{63} \ln Y_{i,t-63} + \beta_{64} \ln Y_{i,t-64} + \beta_{65} \ln Y_{i,t-65} + \beta_{66} \ln Y_{i,t-66} + \beta_{67} \ln Y_{i,t-67} + \beta_{68} \ln Y_{i,t-68} + \beta_{69} \ln Y_{i,t-69} + \beta_{70} \ln Y_{i,t-70} + \beta_{71} \ln Y_{i,t-71} + \beta_{72} \ln Y_{i,t-72} + \beta_{73} \ln Y_{i,t-73} + \beta_{74} \ln Y_{i,t-74} + \beta_{75} \ln Y_{i,t-75} + \beta_{76} \ln Y_{i,t-76} + \beta_{77} \ln Y_{i,t-77} + \beta_{78} \ln Y_{i,t-78} + \beta_{79} \ln Y_{i,t-79} + \beta_{80} \ln Y_{i,t-80} + \beta_{81} \ln Y_{i,t-81} + \beta_{82} \ln Y_{i,t-82} + \beta_{83} \ln Y_{i,t-83} + \beta_{84} \ln Y_{i,t-84} + \beta_{85} \ln Y_{i,t-85} + \beta_{86} \ln Y_{i,t-86} + \beta_{87} \ln Y_{i,t-87} + \beta_{88} \ln Y_{i,t-88} + \beta_{89} \ln Y_{i,t-89} + \beta_{90} \ln Y_{i,t-90} + \beta_{91} \ln Y_{i,t-91} + \beta_{92} \ln Y_{i,t-92} + \beta_{93} \ln Y_{i,t-93} + \beta_{94} \ln Y_{i,t-94} + \beta_{95} \ln Y_{i,t-95} + \beta_{96} \ln Y_{i,t-96} + \beta_{97} \ln Y_{i,t-97} + \beta_{98} \ln Y_{i,t-98} + \beta_{99} \ln Y_{i,t-99} + \beta_{100} \ln Y_{i,t-100} + \epsilon_{i,t} \quad (A.3.15)$$

$$\Delta \ln Z_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \ln Z_{i,t-1} + \beta_2 \ln Z_{i,t-2} + \beta_3 \ln Z_{i,t-3} + \beta_4 \ln Z_{i,t-4} + \beta_5 \ln Z_{i,t-5} + \beta_6 \ln Z_{i,t-6} + \beta_7 \ln Z_{i,t-7} + \beta_8 \ln Z_{i,t-8} + \beta_9 \ln Z_{i,t-9} + \beta_{10} \ln Z_{i,t-10} + \beta_{11} \ln Z_{i,t-11} + \beta_{12} \ln Z_{i,t-12} + \beta_{13} \ln Z_{i,t-13} + \beta_{14} \ln Z_{i,t-14} + \beta_{15} \ln Z_{i,t-15} + \beta_{16} \ln Z_{i,t-16} + \beta_{17} \ln Z_{i,t-17} + \beta_{18} \ln Z_{i,t-18} + \beta_{19} \ln Z_{i,t-19} + \beta_{20} \ln Z_{i,t-20} + \beta_{21} \ln Z_{i,t-21} + \beta_{22} \ln Z_{i,t-22} + \beta_{23} \ln Z_{i,t-23} + \beta_{24} \ln Z_{i,t-24} + \beta_{25} \ln Z_{i,t-25} + \beta_{26} \ln Z_{i,t-26} + \beta_{27} \ln Z_{i,t-27} + \beta_{28} \ln Z_{i,t-28} + \beta_{29} \ln Z_{i,t-29} + \beta_{30} \ln Z_{i,t-30} + \beta_{31} \ln Z_{i,t-31} + \beta_{32} \ln Z_{i,t-32} + \beta_{33} \ln Z_{i,t-33} + \beta_{34} \ln Z_{i,t-34} + \beta_{35} \ln Z_{i,t-35} + \beta_{36} \ln Z_{i,t-36} + \beta_{37} \ln Z_{i,t-37} + \beta_{38} \ln Z_{i,t-38} + \beta_{39} \ln Z_{i,t-39} + \beta_{40} \ln Z_{i,t-40} + \beta_{41} \ln Z_{i,t-41} + \beta_{42} \ln Z_{i,t-42} + \beta_{43} \ln Z_{i,t-43} + \beta_{44} \ln Z_{i,t-44} + \beta_{45} \ln Z_{i,t-45} + \beta_{46} \ln Z_{i,t-46} + \beta_{47} \ln Z_{i,t-47} + \beta_{48} \ln Z_{i,t-48} + \beta_{49} \ln Z_{i,t-49} + \beta_{50} \ln Z_{i,t-50} + \beta_{51} \ln Z_{i,t-51} + \beta_{52} \ln Z_{i,t-52} + \beta_{53} \ln Z_{i,t-53} + \beta_{54} \ln Z_{i,t-54} + \beta_{55} \ln Z_{i,t-55} + \beta_{56} \ln Z_{i,t-56} + \beta_{57} \ln Z_{i,t-57} + \beta_{58} \ln Z_{i,t-58} + \beta_{59} \ln Z_{i,t-59} + \beta_{60} \ln Z_{i,t-60} + \beta_{61} \ln Z_{i,t-61} + \beta_{62} \ln Z_{i,t-62} + \beta_{63} \ln Z_{i,t-63} + \beta_{64} \ln Z_{i,t-64} + \beta_{65} \ln Z_{i,t-65} + \beta_{66} \ln Z_{i,t-66} + \beta_{67} \ln Z_{i,t-67} + \beta_{68} \ln Z_{i,t-68} + \beta_{69} \ln Z_{i,t-69} + \beta_{70} \ln Z_{i,t-70} + \beta_{71} \ln Z_{i,t-71} + \beta_{72} \ln Z_{i,t-72} + \beta_{73} \ln Z_{i,t-73} + \beta_{74} \ln Z_{i,t-74} + \beta_{75} \ln Z_{i,t-75} + \beta_{76} \ln Z_{i,t-76} + \beta_{77} \ln Z_{i,t-77} + \beta_{78} \ln Z_{i,t-78} + \beta_{79} \ln Z_{i,t-79} + \beta_{80} \ln Z_{i,t-80} + \beta_{81} \ln Z_{i,t-81} + \beta_{82} \ln Z_{i,t-82} + \beta_{83} \ln Z_{i,t-83} + \beta_{84} \ln Z_{i,t-84} + \beta_{85} \ln Z_{i,t-85} + \beta_{86} \ln Z_{i,t-86} + \beta_{87} \ln Z_{i,t-87} + \beta_{88} \ln Z_{i,t-88} + \beta_{89} \ln Z_{i,t-89} + \beta_{90} \ln Z_{i,t-90} + \beta_{91} \ln Z_{i,t-91} + \beta_{92} \ln Z_{i,t-92} + \beta_{93} \ln Z_{i,t-93} + \beta_{94} \ln Z_{i,t-94} + \beta_{95} \ln Z_{i,t-95} + \beta_{96} \ln Z_{i,t-96} + \beta_{97} \ln Z_{i,t-97} + \beta_{98} \ln Z_{i,t-98} + \beta_{99} \ln Z_{i,t-99} + \beta_{100} \ln Z_{i,t-100} + \epsilon_{i,t} \quad (A.3.16)$$

El test de raíz unitaria para cada una arroja los siguientes resultados:

	t-Statistic	Prob.*
<i>Augmented Dickey-Fuller test statistic</i>	-2.387459	0.1522
Test critical values:		
1% level	-4,592000	
5% level	-3,915000	
10% level	-3,578000	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

	t-Statistic	Prob.*
<i>Augmented Dickey-Fuller test statistic</i>	-4.544274	0.0009
Test critical values:		
1% level	-4,592000	
5% level	-3,915000	
10% level	-3,578000	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

	t-Statistic	Prob.*
<i>Augmented Dickey-Fuller test statistic</i>	-0.789321	0.8101
Test critical values:		
1% level	-4,592000	
5% level	-3,915000	
10% level	-3,578000	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabla 63. Test de Dickey-Fuller Residuos Relación de Cointegración (Ecuación Normalizada 3).

En este caso no es posible rechazar la existencia de *raíz unitaria*. Solamente en el caso (D.1.2.11) se rechaza al 5% y 10%.

- Cuarto output:

4 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	100.6506		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
LnAluminio	LnCobre	LnEstaño	LnPlomo	LnZinc
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.531647 (0.18830)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-0.997610 (0.15321)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.643641 (0.63325)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-0.480149 (0.37110)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(LnAluminio)	-0.445044 (0.16366)	-0.070461 (0.29336)	-0.068619 (0.11271)	0.182488 (0.24895)
D(LnCobre)	0.130273 (0.19949)	0.374086 (0.35760)	-0.197585 (0.13739)	-0.010437 (0.30346)
D(LnEstaño)	-0.245323 (0.18140)	-0.141086 (0.32516)	-0.376708 (0.12493)	0.556443 (0.27593)
D(LnPlomo)	0.076427 (0.23311)	0.504618 (0.41786)	-0.075934 (0.16054)	-0.426431 (0.35460)
D(LnZinc)	0.185113 (0.19157)	1.058869 (0.34340)	-0.219967 (0.13193)	-0.098483 (0.29141)

Tabla 64. Ecuación Normalizada 4. Test de Cointegración de Johansen. Series Anuales.

En este último caso las regresiones a realizar son:

$$\ln Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln A_t + \alpha_2 \ln C_t + \alpha_3 \ln E_t + \alpha_4 \ln P_t + \alpha_5 \ln Z_{t-1} + \epsilon_t \quad (A.3.17)$$

$$\ln C_t = \beta_0 + \beta_1 \ln A_t + \beta_2 \ln C_t + \beta_3 \ln E_t + \beta_4 \ln P_t + \beta_5 \ln Z_t + \epsilon_t \quad (A.3.18)$$

$$\ln E_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln A_t + \gamma_2 \ln C_t + \gamma_3 \ln E_t + \gamma_4 \ln P_t + \gamma_5 \ln Z_t + \epsilon_t \quad (A.3.19)$$

$$\ln P_t = \delta_0 + \delta_1 \ln A_t + \delta_2 \ln C_t + \delta_3 \ln E_t + \delta_4 \ln P_t + \delta_5 \ln Z_t + \epsilon_t \quad (A.3.20)$$

	t-Statistic	Prob.*
<i>Augmented Dickey-Fuller test statistic</i>	-3.963141	0.0043
Test critical values:		
1% level	-4,123000	
5% level	-3,461000	
10% level	-3,130000	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

	t-Statistic	Prob.*
<i>Augmented Dickey-Fuller test statistic</i>	-3.920529	0,0047
Test critical values:		
1% level	-4,123000	
5% level	-3,461000	
10% level	-3,130000	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

	t-Statistic	Prob.*
<i>Augmented Dickey-Fuller test statistic</i>	-1,453471	0,5453
Test critical values:		
1% level	-4,123000	
5% level	-3,461000	
10% level	-3,130000	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

	t-Statistic	Prob.*
<i>Augmented Dickey-Fuller test statistic</i>	-2,694735	0,0848
Test critical values:		
1% level	-4,123000	
5% level	-3,461000	
10% level	-3,130000	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabla 65. Test de Dickey-Fuller Residuos Relación de Cointegración (Ecuación Normalizada 4).

Al 10% se rechaza la hipótesis nula en el último caso (A.3.20).

- **Análisis de Causalidad**

Test de Causalidad a la Granger

En un caso *bivariado*, la hipótesis que se prueba es:

$$\begin{aligned}
 \beta_1 &: \beta_1 \beta_2 \beta_3 \beta_4 \beta_5 \beta_6 \beta_7 \beta_8 \beta_9 \beta_{10} \\
 \beta_2 &: \beta_1 \beta_2 \beta_3 \beta_4 \beta_5 \beta_6 \beta_7 \beta_8 \beta_9 \beta_{10} \\
 \beta_3 &: \beta_1 \beta_2 \beta_3 \beta_4 \beta_5 \beta_6 \beta_7 \beta_8 \beta_9 \beta_{10} \\
 \beta_4 &: \beta_1 \beta_2 \beta_3 \beta_4 \beta_5 \beta_6 \beta_7 \beta_8 \beta_9 \beta_{10}
 \end{aligned}$$

En un caso *bivariado*, al tomar dos variables estacionarias X_t e Y_t , se quiere analizar si la información de valores pasados de la variable X_t ayudan a predecir el valor actual de la variable Y_t y si a su vez Y_t ayuda a predecir el valor de X_t .

Hay que notar que la afirmación “*X causa a la Granger a Y*” no tiene el significado tradicional de causalidad, es decir, no significa que Y sea resultado de X, solamente mide un contenido informativo.

Si se tiene el modelo:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_q Y_{t-q} + \epsilon_t \quad (A.3.21)$$

Para contrastar $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0$, se hace un test F para la hipótesis conjunta:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0 \quad (A.3.22)$$

Para esto se estima la regresión del modelo no restringido (A.3.21) y se obtiene la suma de los cuadrados de sus residuos (SSR_{UR}):

$$SSR_{UR} = \sum_{t=1}^n \epsilon_t^2 \quad (A.3.23)$$

También se estima la regresión del modelo restringido:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \epsilon_t \quad (A.3.24)$$

Y se calcula, como en el primer caso:

$$SSR_R = \sum_{t=1}^n \epsilon_t^2 \quad (A.3.25)$$

Se dice que el grupo de variables representadas por X_t es *exógena en bloque en el sentido de series de tiempo* con respecto a Y_t si los elementos de X_t no ayudan a mejorar las predicciones de ninguna variable contenida en Y_t en relación a la que se logra solamente en base a rezagos de Y_t . Esto ocurre cuando $\beta = 0$. Para testear esto se realiza lo siguiente:

1. Se corre una regresión de Y_t en una constante, p rezagos del mismo y q rezagos de los elementos de X_t . Si \hat{u}_t corresponde al vector de residuos estimados (\hat{u}_t), se define

$$\hat{u}_t = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{u}_t \quad (A.3.29)$$

2. Se corre una regresión de Y_t en una constante y p rezagos de Y_t . Llamando \hat{v}_t al vector de residuos estimados (\hat{v}_t), se define

$$\hat{v}_t = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{v}_t \quad (A.3.30)$$

3. Luego, se tiene

$$\hat{u}_t = \beta \hat{v}_t + \epsilon_t \quad (A.3.31)$$

Es decir, el estadístico para contrastar la hipótesis nula tendrá una distribución *chi cuadrado* con grados de libertad igual al número de restricciones. Como la matriz β tiene dimensiones $n \times k$, el número de restricciones es k .

Dado un nivel de significancia, en caso que el estadígrafo de (A.3.31) supere el valor crítico de una *chi cuadrado* con k grados de libertad, los rezagos de Y_t pueden predecir el comportamiento de Y_t .

A continuación se presentan los resultados del test de causalidad para las series de precios de los metales en estudio, tanto para el caso *bivariado*, donde el análisis se realiza en pares, como para el caso *multivariado*, donde lo que se quiere ver es si un *commodity* particular *causa conjuntamente a la Granger* al resto.

- **Series Mensuales**

* *Caso Bivariado*

Para analizar el caso entre dos variables se utilizan 6 rezagos. Los resultados son (esto tiene implementación directa en EViews):

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DifLnCobre does not Granger Cause DifLnAluminio	430	2.21422	0.0409
DifLnAluminio does not Granger Cause DifLnCobre		2.11382	0.0507
DifLnEstaño does not Granger Cause DifLnAluminio	430	0.22161	0.9698
DifLnAluminio does not Granger Cause DifLnEstaño		1.37934	0.2214
DifLnPlomo does not Granger Cause DifLnAluminio	430	1.29959	0.2560
DifLnAluminio does not Granger Cause DifLnPlomo		1.27604	0.2670
DifLnZinc does not Granger Cause DifLnAluminio	430	0.49083	0.8153
DifLnAluminio does not Granger Cause DifLnZinc		0.89921	0.4953
DifLnEstaño does not Granger Cause DifLnCobre	430	0.73428	0.6222
DifLnCobre does not Granger Cause DifLnEstaño		1.46448	0.1889
DifLnPlomo does not Granger Cause DifLnCobre	430	1.03621	0.4011
DifLnCobre does not Granger Cause DifLnPlomo		0.78625	0.5811
DifLnZinc does not Granger Cause DifLnCobre	430	0.71835	0.6350
DifLnCobre does not Granger Cause DifLnZinc		0.76143	0.6006
DifLnPlomo does not Granger Cause DifLnEstaño	430	1.07833	0.3746
DifLnEstaño does not Granger Cause DifLnPlomo		0.52387	0.7903
DifLnZinc does not Granger Cause DifLnEstaño	430	3.31361	0.0034
DifLnEstaño does not Granger Cause DifLnZinc		1.85700	0.0869
DifLnZinc does not Granger Cause DifLnPlomo	430	0.31183	0.9308
DifLnPlomo does not Granger Cause DifLnZinc		1.06960	0.3800

Tabla 66. Test de Causalidad a la Granger. Caso Bivariado. Series Mensuales.

Se puede ver que las hipótesis nulas que son posibles de rechazar son los tests de causalidad son: aluminio al cobre y viceversa, zinc a estaño y estaño a zinc (este último caso al 10%). Al aumentar el número de rezagos se acepta que el aluminio *no cause a la Granger* al cobre. Los demás resultados no cambian.

* *Caso Multivariado*

Vector Autoregression Estimates

Included observations: 431 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	DifLnAluminio	DifLnCobre	DifLnEstaño	DifLnPlomo	DifLnZinc
DifLnAluminio(-1)	0.089212 (0.05556) [1.60578]	-0.196144 (0.06406) [-3.06192]	-0.006823 (0.05208) [-0.13102]	-0.110725 (0.07187) [-1.54069]	-0.170425 (0.06636) [-2.56800]
DifLnAluminio(-2)	0.000381 (0.05622) [0.00678]	-0.000694 (0.06482) [-0.01071]	0.023839 (0.05270) [0.45238]	-0.007275 (0.07272) [-0.10004]	0.046020 (0.06715) [0.68533]
DifLnAluminio(-3)	0.071249 (0.05597) [1.27293]	0.019096 (0.06454) [0.29588]	-0.099568 (0.05247) [-1.89765]	-0.072067 (0.07240) [-0.99533]	0.025367 (0.06686) [0.37939]
DifLnAluminio(-4)	-0.120532 (0.05610) [-2.14836]	0.040197 (0.06469) [0.62138]	0.041999 (0.05259) [0.79858]	-0.046572 (0.07258) [-0.64171]	0.005167 (0.06702) [0.07710]
DifLnAluminio(-5)	0.139344 (0.05621) [2.47899]	0.070222 (0.06481) [1.08347]	0.081286 (0.05269) [1.54267]	0.076729 (0.07271) [1.05525]	0.036731 (0.06714) [0.54705]
DifLnAluminio(-6)	0.009898 (0.05523) [0.17921]	0.027023 (0.06368) [0.42433]	-0.033351 (0.05177) [-0.64417]	0.043959 (0.07144) [0.61529]	0.026185 (0.06597) [0.39689]
DifLnCobre(-1)	0.094722 (0.05435) [1.74287]	0.442453 (0.06267) [7.06058]	-0.000782 (0.05095) [-0.01536]	-0.006094 (0.07030) [-0.08668]	0.183249 (0.06492) [2.82264]
DifLnCobre(-2)	0.019440 (0.05861) [0.33168]	-0.191214 (0.06758) [-2.82952]	-0.050468 (0.05494) [-0.91859]	0.012593 (0.07582) [0.16610]	-0.013765 (0.07001) [-0.19662]
DifLnCobre(-3)	-0.052616 (0.05849) [-0.89956]	0.029557 (0.06744) [0.43826]	-0.029015 (0.05483) [-0.52918]	-0.103646 (0.07566) [-1.36984]	0.050424 (0.06987) [0.72169]
DifLnCobre(-4)	0.062513 (0.05843) [1.06994]	-0.087442 (0.06737) [-1.29797]	0.042518 (0.05477) [0.77630]	0.054354 (0.07558) [0.71915]	0.019452 (0.06979) [0.27871]
DifLnCobre(-5)	0.033331 (0.05780) [0.57669]	0.089497 (0.06664) [1.34294]	-0.005993 (0.05418) [-0.11061]	0.005754 (0.07477) [0.07697]	-0.000603 (0.06904) [-0.00874]

Tabla 67. VAR no Restringido. Test de Causalidad a la Granger. Series Mensuales (1/4).

Vector Autoregression Estimates
 Included observations: 431 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	DifLnAluminio	DifLnCobre	DifLnEstaño	DifLnPlomo	DifLnZinc
DifLnCobre(-6)	0.175745 (0.05441) [3.22981]	-0.051493 (0.06274) [-0.82073]	0.023759 (0.05101) [0.46580]	0.065460 (0.07039) [0.92999]	0.089058 (0.06500) [1.37015]
DifLnEstaño(-1)	-0.016417 (0.05689) [-0.28857]	-0.012985 (0.06560) [-0.19794]	0.240444 (0.05333) [4.50851]	0.023026 (0.07359) [0.31288]	-0.111952 (0.06796) [-1.64733]
DifLnEstaño(-2)	-0.027377 (0.05840) [-0.46882]	0.063238 (0.06733) [0.93920]	0.035797 (0.05474) [0.65395]	0.074476 (0.07554) [0.98593]	0.030004 (0.06976) [0.43013]
DifLnEstaño(-3)	-0.019676 (0.05843) [-0.33677]	0.023943 (0.06737) [0.35541]	0.018210 (0.05477) [0.33249]	-0.000435 (0.07558) [-0.00576]	-0.099360 (0.06979) [-1.42367]
DifLnEstaño(-4)	0.018728 (0.05838) [0.32079]	-0.053066 (0.06732) [-0.78831]	-0.024757 (0.05473) [-0.45237]	-0.031512 (0.07552) [-0.41726]	-0.065178 (0.06974) [-0.93459]
DifLnEstaño(-5)	0.003464 (0.05819) [0.05953]	-0.035065 (0.06710) [-0.52259]	0.026245 (0.05455) [0.48112]	0.032197 (0.07528) [0.42770]	-0.024100 (0.06951) [-0.34669]
DifLnEstaño(-6)	-0.022653 (0.05649) [-0.40102]	-0.051305 (0.06513) [-0.78771]	-0.045808 (0.05295) [-0.86508]	-0.079268 (0.07307) [-1.08480]	-0.091256 (0.06748) [-1.35241]
DifLnPlomo(-1)	0.060546 (0.04566) [1.32601]	-0.023615 (0.05265) [-0.44855]	0.015515 (0.04280) [0.36249]	0.241422 (0.05906) [4.08739]	-0.029142 (0.05454) [-0.53429]
DifLnPlomo(-2)	-0.018034 (0.04720) [-0.38208]	0.070824 (0.05442) [1.30136]	0.072498 (0.04425) [1.63854]	-0.009333 (0.06106) [-0.15285]	0.081830 (0.05638) [1.45136]
DifLnPlomo(-3)	0.047144 (0.04746) [0.99340]	-0.013628 (0.05472) [-0.24906]	-0.014559 (0.04449) [-0.32726]	-0.017130 (0.06139) [-0.27904]	-0.059046 (0.05669) [-1.04158]
DifLnPlomo(-4)	0.061902 (0.04724) [1.31050]	0.096089 (0.05446) [1.76425]	0.023719 (0.04428) [0.53566]	-0.014314 (0.06110) [-0.23426]	-0.005129 (0.05642) [-0.09090]

Tabla 68. VAR no Restringido. Test de Causalidad a la Granger. Series Mensuales (2/4).

Vector Autoregression Estimates
 Included observations: 431 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	DifLnAluminio	DifLnCobre	DifLnEstaño	DifLnPlomo	DifLnZinc
DifLnPlomo(-5)	0.050634 (0.04732) [1.06991]	-0.052756 (0.05457) [-0.96682]	-0.009529 (0.04436) [-0.21480]	0.030768 (0.06122) [0.50259]	-0.063825 (0.05653) [-1.12902]
DifLnPlomo(-6)	-0.007968 (0.04582) [-0.17387]	0.091074 (0.05284) [1.72367]	0.020537 (0.04296) [0.47810]	-0.003906 (0.05928) [-0.06590]	-0.003301 (0.05474) [-0.06031]
DifLnZinc(-1)	-0.070617 (0.05269) [-1.34024]	0.054169 (0.06075) [0.89163]	0.033208 (0.04939) [0.67234]	0.011286 (0.06816) [0.16559]	0.331048 (0.06294) [5.25976]
DifLnZinc(-2)	0.057116 (0.05523) [1.03416]	-0.014383 (0.06368) [-0.22586]	0.016656 (0.05177) [0.32173]	-0.005962 (0.07144) [-0.08344]	-0.144364 (0.06597) [-2.18823]
DifLnZinc(-3)	-0.043359 (0.05556) [-0.78039]	0.014195 (0.06406) [0.22157]	0.146256 (0.05208) [2.80811]	0.089571 (0.07187) [1.24625]	0.082716 (0.06637) [1.24629]
DifLnZinc(-4)	-0.013552 (0.05608) [-0.24165]	-0.007180 (0.06467) [-0.11104]	-0.051538 (0.05257) [-0.98030]	-0.031913 (0.07255) [-0.43988]	0.060786 (0.06699) [0.90733]
DifLnZinc(-5)	-0.044068 (0.05581) [-0.78961]	0.081017 (0.06435) [1.25897]	0.087014 (0.05232) [1.66320]	0.005523 (0.07219) [0.07651]	0.094999 (0.06667) [1.42496]
DifLnZinc(-6)	-0.119051 (0.05327) [-2.23482]	-0.042528 (0.06142) [-0.69237]	0.018762 (0.04994) [0.37571]	-0.027821 (0.06891) [-0.40372]	-0.051539 (0.06363) [-0.80992]
C	0.002138 (0.00249) [0.85831]	0.002340 (0.00287) [0.81462]	0.000504 (0.00234) [0.21561]	0.003682 (0.00322) [1.14248]	0.003646 (0.00298) [1.22525]

Tabla 69. VAR no Restringido. Test de Causalidad a la Granger. Series Mensuales (3/4).

	DifLnAluminio	DifLnCobre	DifLnEstaño	DifLnPlomo	DifLnZinc
R-squared	0.126936	0.198795	0.182400	0.093007	0.196349
Adj. R-squared	0.061292	0.138554	0.120926	0.024812	0.135924
Sum sq. Resids	1.021850	1.358534	0.897932	1.709900	1.458098
S.E. equation	0.050607	0.058351	0.047439	0.065463	0.060451
F-statistic	1.933704	3.299989	2.967116	1.363847	3.249475
Log likelihood	688.9231	627.6930	716.7173	578.2367	612.4867
Akaike AIC	-3.060107	-2.775316	-3.189383	-2.545287	-2.704589
Schwarz SC	-2.767137	-2.482346	-2.896412	-2.252317	-2.411619
Mean dependent	0.003520	0.004491	0.003280	0.004844	0.005802
S.D. dependent	0.052233	0.062869	0.050597	0.066291	0.065033
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.15E-13			
Determinant resid covariance		7.91E-14			
Log likelihood		3435.469			
Akaike information criterion		-15.25800			
Schwarz criterion		-13.79314			

Tabla 70. VAR no Restringido. Test de Causalidad a la Granger. Series Mensuales (4/4).

Ahora se estima la regresión de cada *commodity* en 6 de sus rezagos. La tabla siguiente resume los resultados obtenidos:

	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
R-squared	0.056341	0.146146	0.112215	0.057974	0.134245
Adjusted R-squared	0.042956	0.134035	0.099622	0.044612	0.121965
S.E. of regression	0.051098	0.058504	0.048010	0.064795	0.060938
Sum squared resid	1.104476	1.447805	0.975013	1.775946	1.570777
Log likelihood	672.2055	614.0098	699.0107	570.0886	596.4827
F-statistic	4.209170	12.06684	8.911083	4.338715	10.93180
Prob(F-statistic)	0.000397	0.000000	0.000000	0.000290	0.000000
Mean dependent var	0.003520	0.004491	0.003280	0.004844	0.005802
S.D. dependent var	0.052233	0.062869	0.050597	0.066291	0.065033
Akaike info criterion	-3.093979	-2.823301	-3.218654	-2.619017	-2.741780
Schwarz criterion	-3.027825	-2.757147	-3.152500	-2.552862	-2.675625
Hannan-Quinn criter.	-3.067857	-2.797179	-3.192532	-2.592894	-2.715657
Durbin-Watson stat	1.998063	2.000074	1.998555	1.998305	1.994722

Tabla 71. Resultados Ecuación ? ? ? ?. Test de Causalidad a la Granger. Series Mensuales.

Al construir el estadístico $F_{\alpha, k, n-k}$, los valores que se obtienen para cada metal son:

Test	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
$F_{0.05, 5, 120}$	33,902	27,748	35,907	16,524	32,455

Tabla 72. Test de Causalidad a la Granger. Caso Multivariado. Series Mensuales.

Si se toma un nivel de confianza del 95%, el valor de una *chi cuadrado* con 30 grados de libertad es de 43,77. Luego, no se rechaza la hipótesis nula. Esto indica que ningún metal *causa a la Granger* al resto de manera conjunta.

- **Series Anuales**

* *Caso Bivariado*

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DifLnCobre does not Granger Cause DifLnAluminio	34	0.73184	0.4897
DifLnAluminio does not Granger Cause DifLnCobre		0.30421	0.7400
DifLnEstaño does not Granger Cause DifLnAluminio	34	0.30048	0.7427
DifLnAluminio does not Granger Cause DifLnEstaño		1.84021	0.1768
DifLnPlomo does not Granger Cause DifLnAluminio	34	2.03804	0.1485
DifLnAluminio does not Granger Cause DifLnPlomo		1.54506	0.2303
DifLnZinc does not Granger Cause DifLnAluminio	34	0.21096	0.8110
DifLnAluminio does not Granger Cause DifLnZinc		0.93927	0.4025
DifLnEstaño does not Granger Cause DifLnCobre	34	1.23877	0.3046
DifLnCobre does not Granger Cause DifLnEstaño		2.38135	0.1103
DifLnPlomo does not Granger Cause DifLnCobre	34	0.97862	0.3879
DifLnCobre does not Granger Cause DifLnPlomo		2.78048	0.0786
DifLnZinc does not Granger Cause DifLnCobre	34	2.67781	0.0857
DifLnCobre does not Granger Cause DifLnZinc		3.61524	0.0396
DifLnPlomo does not Granger Cause DifLnEstaño	34	1.04609	0.3642
DifLnEstaño does not Granger Cause DifLnPlomo		0.26434	0.7695
DifLnZinc does not Granger Cause DifLnEstaño	34	4.37951	0.0218
DifLnEstaño does not Granger Cause DifLnZinc		0.43421	0.6519
DifLnZinc does not Granger Cause DifLnPlomo	34	2.48095	0.1012
DifLnPlomo does not Granger Cause DifLnZinc		4.62142	0.0181

Tabla 73. Test de Causalidad a la Granger. Caso Bivariado. Series Anuales.

En este caso se rechaza la hipótesis nula entre cobre y zinc, zinc y estaño y plomo y zinc.

* *Caso Multivariado*

Vector Autoregression Estimates
 Included observations: 35 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	DifLnAluminio	DifLnCobre	DifLnEstaño	DifLnPlomo	DifLnZinc
DifLnAluminio(-1)	0.023002 (0.22972) [0.10013]	-0.082316 (0.26193) [-0.31427]	0.283222 (0.26586) [1.06530]	0.128388 (0.30938) [0.41498]	-0.102549 (0.27871) [-0.36794]
DifLnAluminio(-2)	-0.138928 (0.23101) [-0.60139]	0.120032 (0.26340) [0.45569]	-0.016011 (0.26736) [-0.05988]	0.462275 (0.31113) [1.48581]	-0.000463 (0.28028) [-0.00165]
DifLnCobre(-1)	-0.035032 (0.36771) [-0.09527]	0.359517 (0.41927) [0.85748]	-0.389980 (0.42557) [-0.91638]	0.739768 (0.49523) [1.49378]	0.375842 (0.44614) [0.84244]
DifLnCobre(-2)	-0.457305 (0.32608) [-1.40243]	-0.004461 (0.37180) [-0.01200]	-0.203747 (0.37738) [-0.53990]	-0.233945 (0.43916) [-0.53271]	0.330931 (0.39562) [0.83648]
DifLnEstaño(-1)	-0.106021 (0.20583) [-0.51508]	-0.359226 (0.23470) [-1.53060]	-0.101727 (0.23822) [-0.42703]	-0.218096 (0.27722) [-0.78674]	-0.178042 (0.24973) [-0.71293]
DifLnEstaño(-2)	-0.092667 (0.21045) [-0.44033]	0.133787 (0.23996) [0.55754]	-0.042815 (0.24356) [-0.17579]	0.071851 (0.28343) [0.25350]	-0.024390 (0.25533) [-0.09552]
DifLnPlomo(-1)	0.494638 (0.21461) [2.30477]	0.312384 (0.24471) [1.27655]	0.194533 (0.24838) [0.78320]	-0.207893 (0.28904) [-0.71925]	0.019606 (0.26039) [0.07529]
DifLnPlomo(-2)	0.183768 (0.23264) [0.78993]	0.140143 (0.26526) [0.52833]	0.290711 (0.26924) [1.07975]	0.010259 (0.31331) [0.03274]	0.417847 (0.28225) [1.48040]
DifLnZinc(-1)	-0.145605 (0.23964) [-0.60760]	-0.235924 (0.27324) [-0.86343]	0.481253 (0.27734) [1.73523]	-0.136849 (0.32274) [-0.42402]	-0.090789 (0.29075) [-0.31226]

Tabla 74. VAR no Restringido. Test de Causalidad a la Granger. Series Anuales (1/2).

Vector Autoregression Estimates
 Included observations: 35 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	DifLnAluminio	DifLnCobre	DifLnEstaño	DifLnPlomo	DifLnZinc
DifLnZinc(-2)	0.166640 (0.24569) [0.67825]	-0.320689 (0.28014) [-1.14474]	-0.366331 (0.28435) [-1.28832]	-0.131559 (0.33090) [-0.39759]	-0.522522 (0.29809) [-1.75289]
C	0.043722 (0.03648) [1.19852]	0.037496 (0.04160) [0.90144]	0.018408 (0.04222) [0.43600]	0.027492 (0.04913) [0.55956]	0.028289 (0.04426) [0.63915]
R-squared	0.317151	0.311049	0.328280	0.311453	0.343124
Adj. R-squared	0.020260	0.011504	0.036227	0.012085	0.057526
Sum sq. Resids	0.923132	1.200167	1.236468	1.674434	1.358892
S.E. equation	0.200340	0.228432	0.231861	0.269818	0.243068
F-statistic	1.068241	1.038406	1.124044	1.040367	1.201424
Log likelihood	13.06392	8.602393	8.095820	2.941139	6.490839
Akaike AIC	-0.121407	0.141036	0.170834	0.474051	0.265245
Schwarz SC	0.372415	0.634858	0.664657	0.967873	0.759067
Mean dependent	0.043619	0.040878	0.032493	0.052872	0.039749
S.D. dependent	0.202401	0.229757	0.236178	0.271463	0.250377
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.01E-08			
Determinant resid covariance		4.26E-09			
Log likelihood		86.42468			
Akaike information criterion		-1.848511			
Schwarz criterion		0.620602			

Tabla 75. VAR no Restringido. Test de Causalidad a la Granger. Series Anuales (2/2)

Al estimar para cada metal una regresión con 2 de sus rezagos se obtiene:

	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
R-squared	0.082162	0.041272	0.016347	0.028833	0.055711
Adjusted R-squared	0.022947	-0.020581	-0.047115	-0.033823	-0.005211
S.E. of regression	0.200065	0.232110	0.241678	0.276015	0.251028
Sum squared resid	1.240810	1.670122	1.810658	2.361719	1.953470
Log likelihood	8.036218	2.984971	1.611483	-2.905405	0.320894
F-statistic	1.387509	0.667255	0.257583	0.460186	0.914461
Prob(F-statistic)	0.264774	0.520330	0.774556	0.635409	0.411272
Mean dependent var	0.043619	0.040878	0.032493	0.052872	0.039749
S.D. dependent var	0.202401	0.229757	0.236178	0.271463	0.250377
Akaike info criterion	-0.296248	0.000884	0.081677	0.347377	0.157594
Schwarz criterion	-0.161569	0.135563	0.216356	0.482056	0.292273
Hannan-Quinn criter.	-0.250319	0.046813	0.127607	0.393306	0.203524
Durbin-Watson stat	2.017940	2.006336	1.847587	1.871892	2.195240

Tabla 76. Resultados Ecuación ? ? ??. Test de Causalidad a la Granger. Series Mensuales.

La siguiente tabla resume el valor del estadígrafo (D.2.1.5) para cada *commodity*:

Test	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
?	10,351	11,565	13,350	12,037	12,703

Tabla 77. Test de Causalidad a la Granger. Series Anuales.

Con 10 grados de libertad y un nivel de confianza del 95%, se tiene una $F_{(10, 18,307)}$ igual a 18,307. Como en el caso de series mensuales, no se rechaza la hipótesis nula.

Anexo B: Resultados Filtros

B.1.-Estadísticas

- **Histogramas y Gráficos de Correlación**

+ *Filtro de Kalman*

- **Series Mensuales**

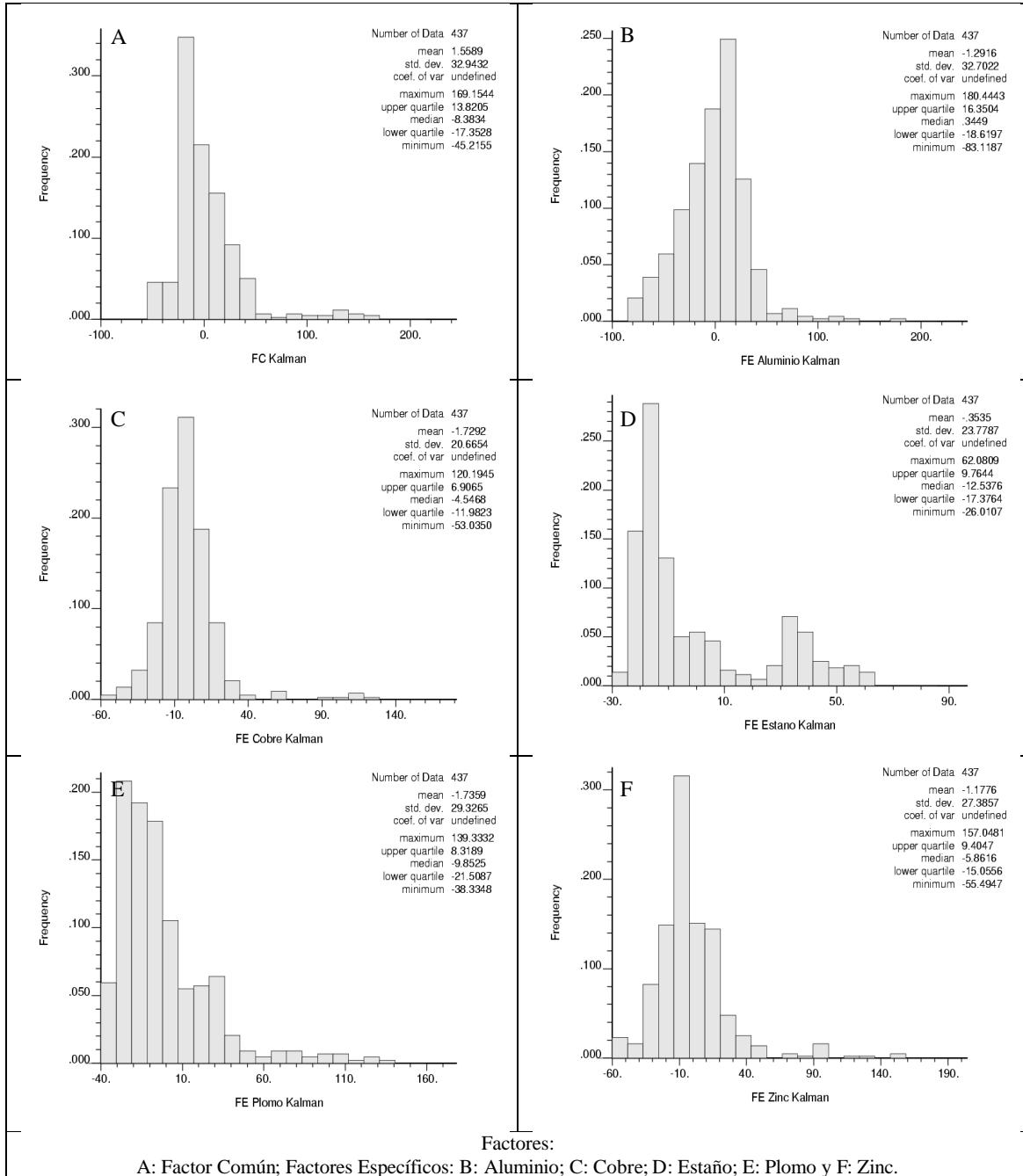


Figura 54. Histogramas Factores Filtro de Kalman. Series Mensuales.

- Series Anuales

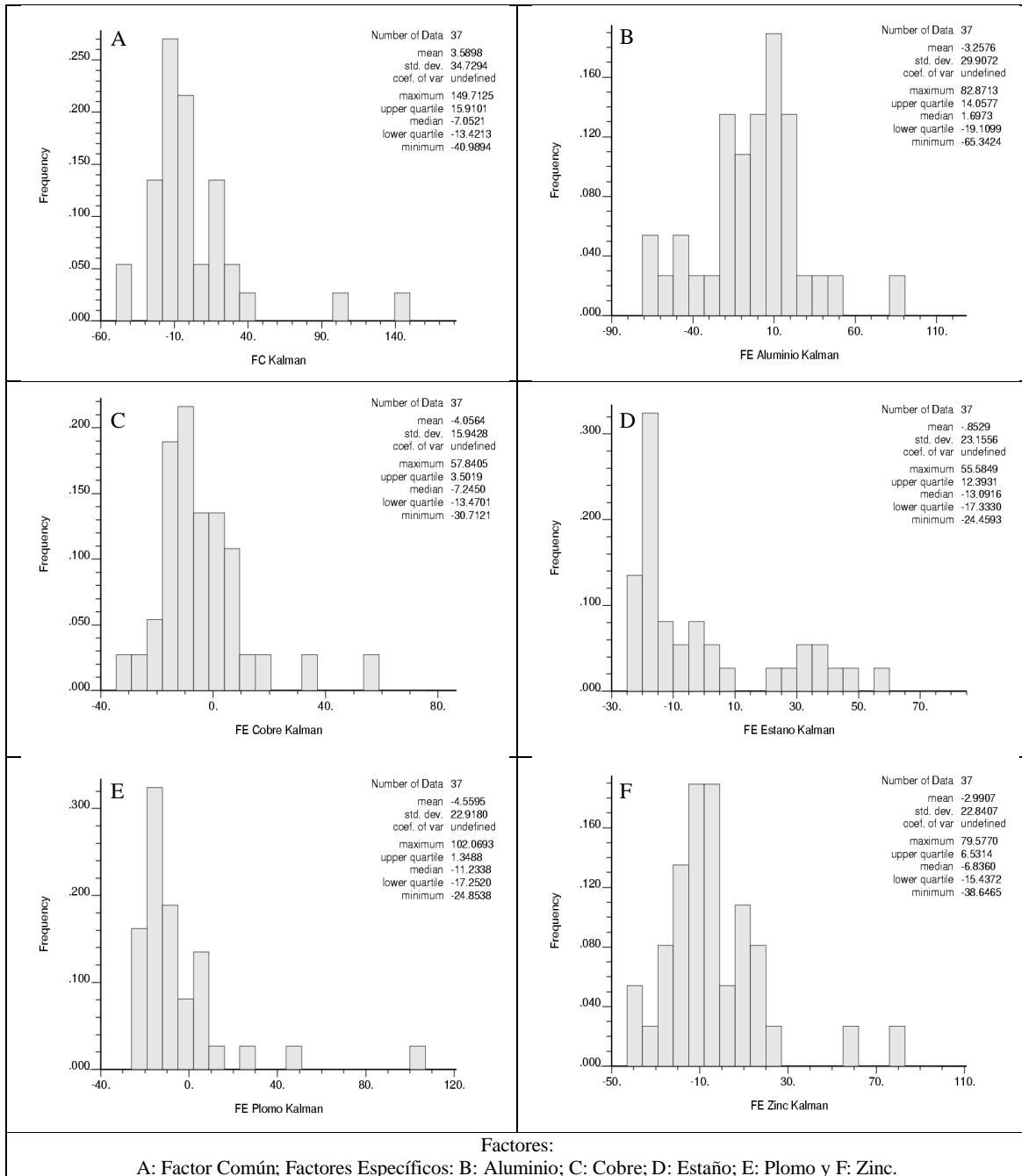


Figura 55. Histogramas Factores Filtro de Kalman. Series Anuales.

+ *Filtro de Hodrick-Prescott*

- Series Mensuales

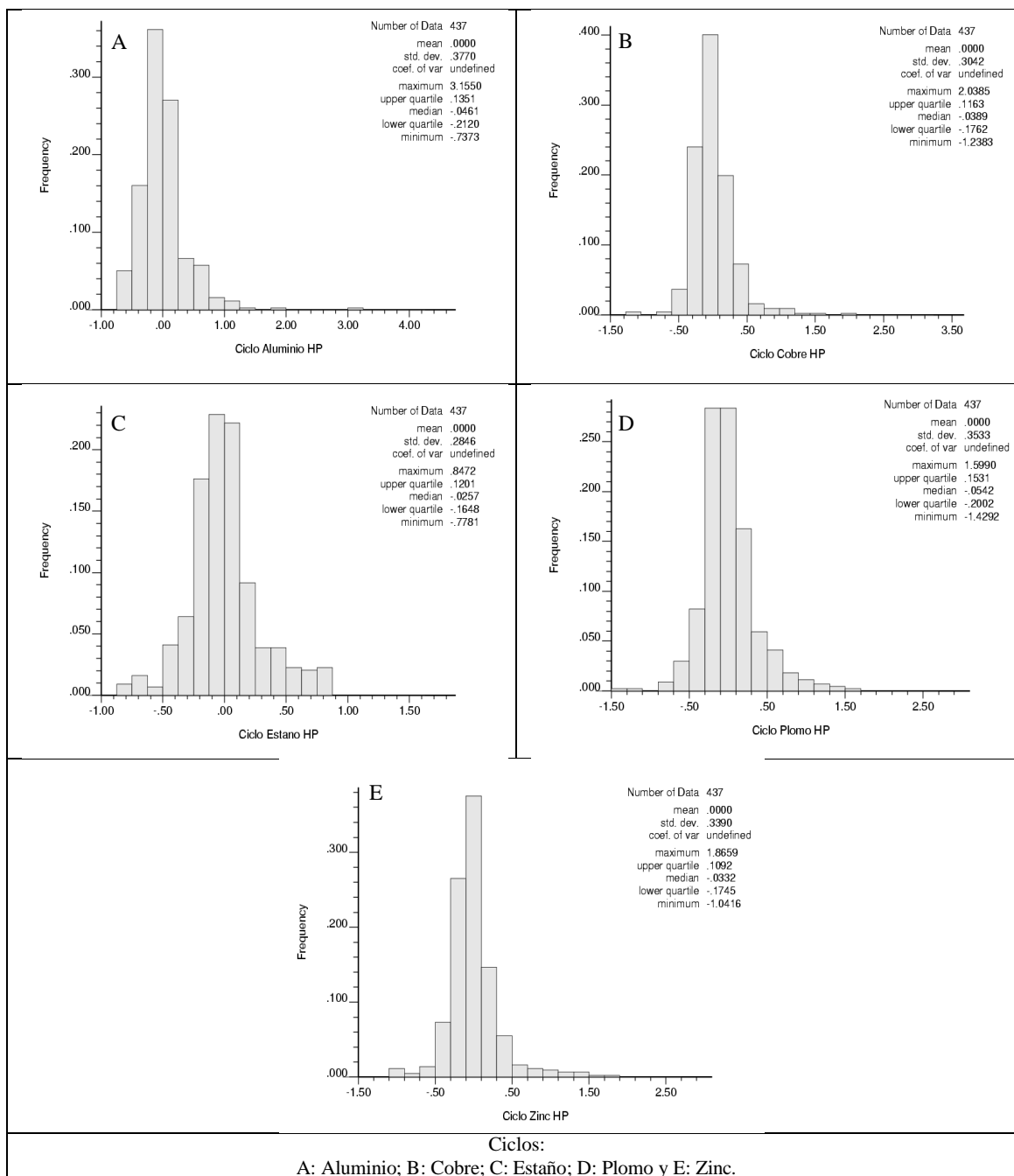


Figura 56. Histogramas Componente Cíclico Hodrick-Prescott. Series Mensuales.

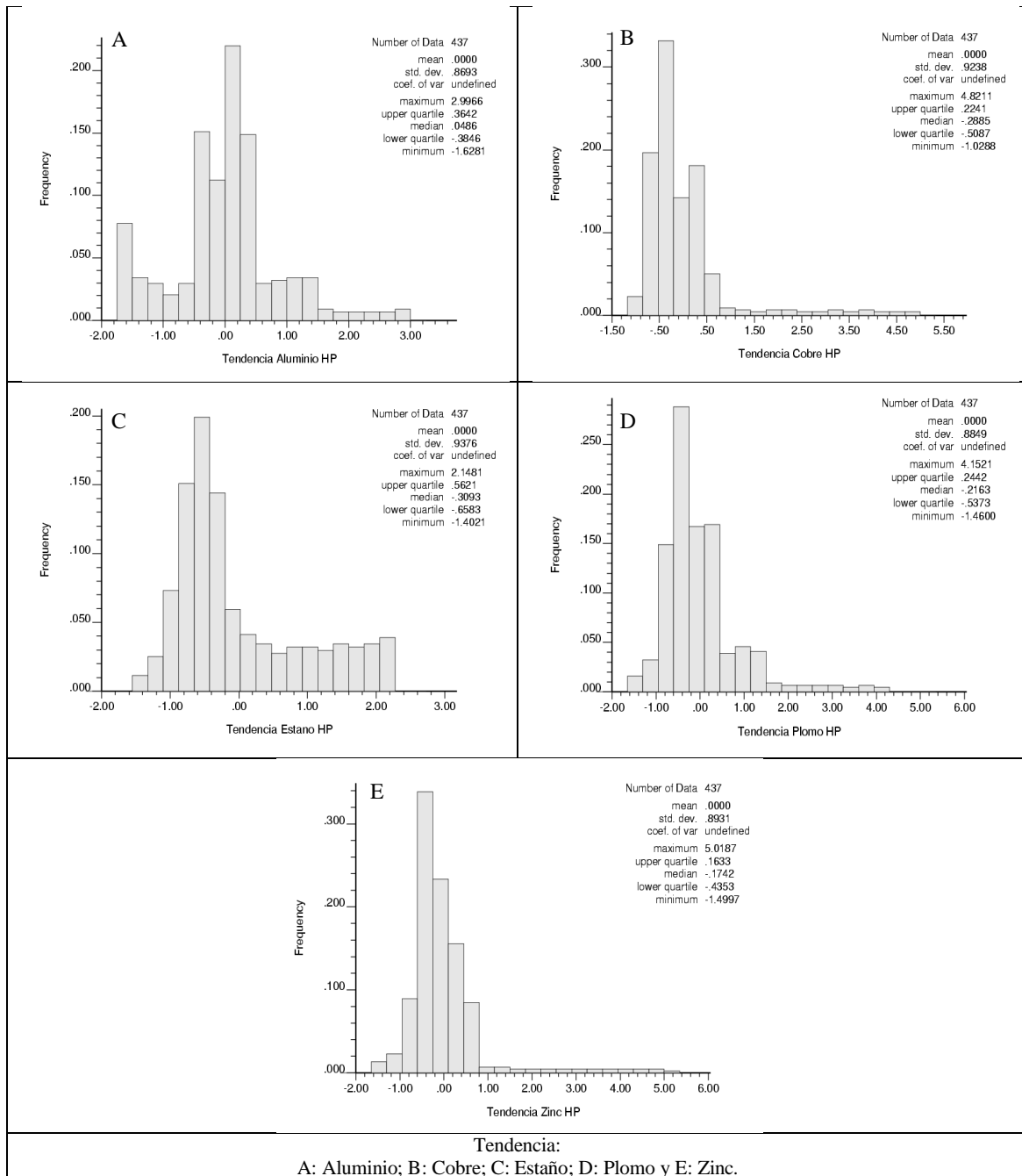


Figura 57. Histogramas Componente de Tendencia Hodrick-Prescott. Series Mensuales.

+ *Filtro de Pasabanda*

- **Series Mensuales**

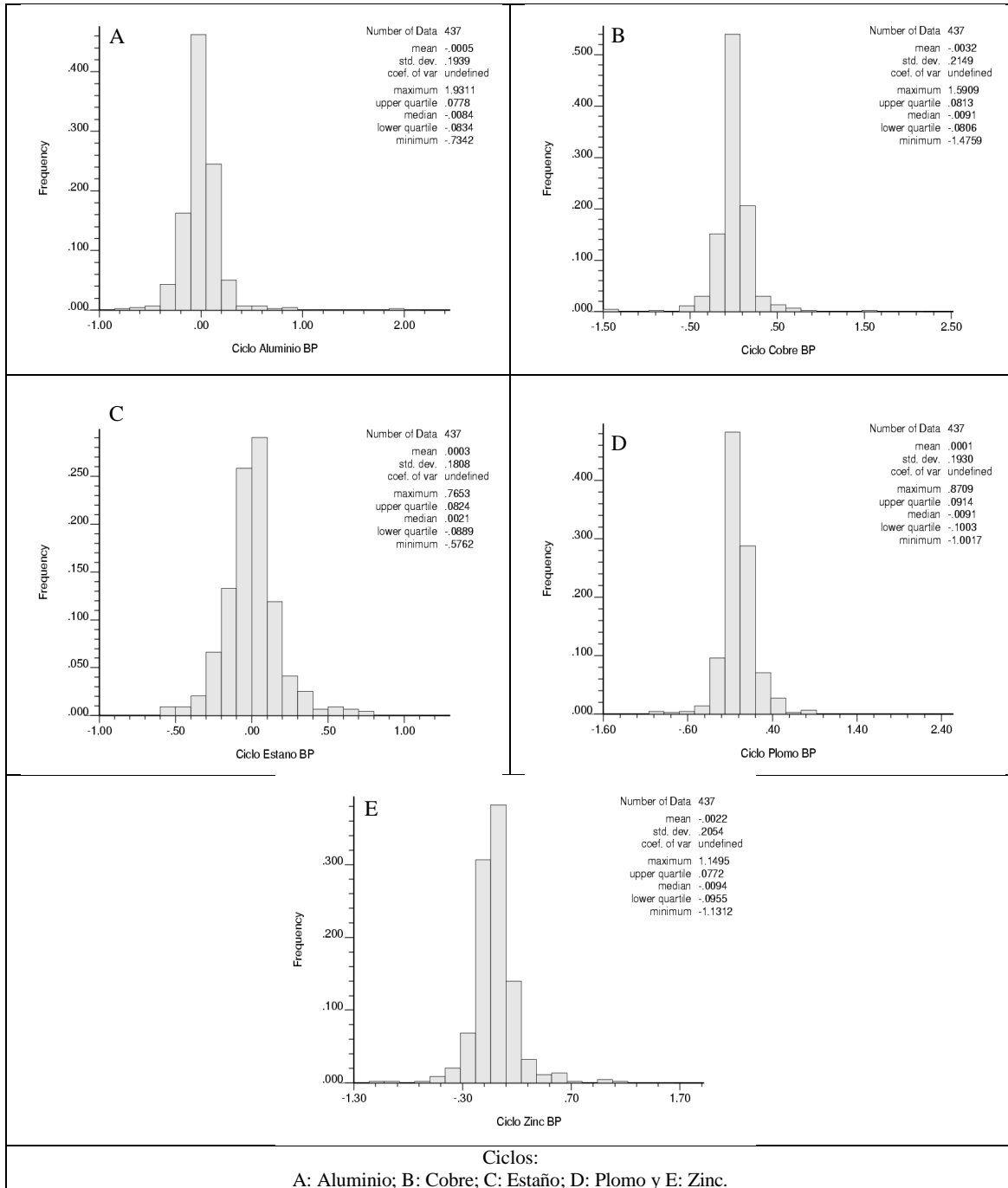


Figura 58. Histogramas Componente Cíclico Pasabanda. Series Mensuales.

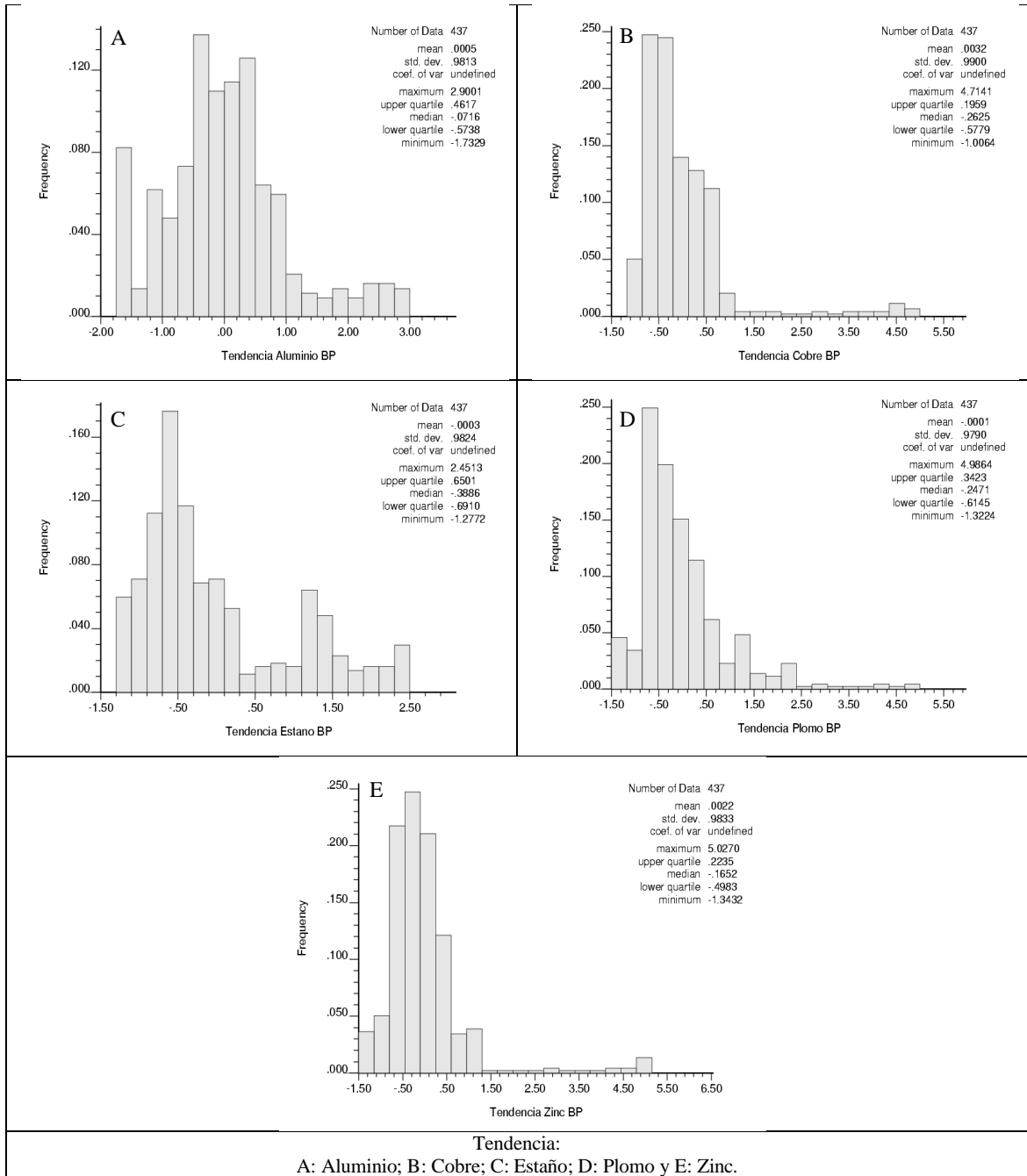


Figura 59. Histogramas Componente de Tendencia Pasabanda. Series Mensuales.

<i>Componente Cíclico de Hodrick-Prescott</i>					
?	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
<i>Delta Factor Común</i>	0,117	0,212	-0,041	0,230	0,097
<i>Componente de Tendencia de Hodrick-Prescott</i>					
?	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
<i>Factor Específico</i>					
- Aluminio	0,788	/	/	/	/
- Cobre	/	0,673	/	/	/
- Estaño	/	/	0,926	/	/
- Plomo	/	/	/	0,715	/
- Zinc	/	/	/	/	0,757

Tabla 78. Coeficiente de Correlación. Datos Transformados. Factor Común y Componentes Cíclicos. Factores Específicos y Componentes de Tendencia. Filtros de Kalman y Hodrick-Prescott. Series Mensuales.

<i>Componente Cíclico de Pasabanda</i>					
?	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
<i>Delta Factor Común</i>	0,236	0,246	0,034	0,401	0,021
<i>Componente de Tendencia de Pasabanda</i>					
?	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
<i>Factor Específico</i>					
- Aluminio	0,876	/	/	/	/
- Cobre	/	0,690	/	/	/
- Estaño	/	/	0,940	/	/
- Plomo	/	/	/	0,802	/
- Zinc	/	/	/	/	0,825

Tabla 79. Coeficiente de Correlación. Datos Transformados. Factor Común y Componentes Cíclicos. Factores Específicos y Componentes de Tendencia. Filtros de Kalman y Pasabanda. Series Mensuales.

		Componente Cíclico Hodrick-Prescott					
		?	Cobre	Aluminio	Estaño	Plomo	Zinc
Componente Cíclico Pasabanda	Cobre		0,517	/	/	/	/
	Aluminio		/	0,731	/	/	/
	Estaño		/	/	0,638	/	/
	Plomo		/	/	/	0,550	/
	Zinc		/	/	/	/	0,642
		Componente de Tendencia Hodrick-Prescott					
		?	Cobre	Aluminio	Estaño	Plomo	Zinc
Tendencia	Cobre		0,946	/	/	/	/
	Aluminio		/	0,979	/	/	/
	Estaño		/	/	0,975	/	/
	Plomo		/	/	/	0,955	/
	Zinc		/	/	/	/	0,966

Tabla 80. Coeficiente de Correlación. Componentes Cíclicos y Componentes de Tendencia. Filtros de Hodrick-Prescott y Pasabanda. Series Mensuales.

- Análisis de Estacionaridad

Tests de Raíz Unitaria Dickey-Fuller y Phillips Perron

+ *Filtro de Kalman*

Al igual que en el caso de los precios, se realizan los tests considerando solamente una constante.

- Series Mensuales

		Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>		-3.445373	-2.867949	-2.570306
-	Factor Común	1.051768		
-	Factor Específico			
-	Aluminio	-2.819021		
-	Cobre	-0.453620		
-	Estaño	-1.729926		
-	Plomo	-3.490358		
-	Zinc	0.469709		
<i>Phillips Perron</i>		-3.445338	-2.868042	-2.570298
-	Factor Común	0.694143		
-	Factor Específico			
-	Aluminio	-2.836384		
-	Cobre	-2.287946		
-	Estaño	-1.634870		
-	Plomo	-2.549715		
-	Zinc	-0.110121		

Tabla 81. Resultados Tests de Raíz Unitaria Factores Filtro de Kalman. Series Mensuales.

- Series Anuales

		Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>		-3.632900	-2.948404	-2.612874
-	Factor Común	-0.530751		
-	Factor Específico			
-	Aluminio	-2.896958		
-	Cobre	-1.255483		
-	Estaño	-1.522162		
-	Plomo	-1.471895		
-	Zinc	-1.828224		
<i>Phillips Perron</i>		-3.626784	-2.945842	-2.611531
-	Factor Común	0.698305		
-	Factor Específico			
-	Aluminio	-2.099797		
-	Cobre	-1.421969		
-	Estaño	-1.696950		
-	Plomo	-1.310619		
-	Zinc	-2.037853		

Tabla 82. Resultados Tests de Raíz Unitaria Factores Filtro de Kalman. Series Anuales.

+ *Filtro de Hodrick-Prescott*

En este caso en las tablas se distinguen los valores críticos considerando una regresión con una constante solamente (para evaluar el comportamiento del componente cíclico), y con una constante más una tendencia (para el componente de tendencia).

- **Series Mensuales**

		Valores Críticos según Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	<i>Sin Tendencia</i>	-3.445127	-2.868058	-2.570248
	<i>Con Tendencia</i>	-3.983000	-3.423000	-3.130000
- Componente Cíclico		- Componente de Tendencia		
- Aluminio	-5.616807	- Aluminio	4.018000	
- Cobre	-7.924568	- Cobre	19.742000	
- Estaño	-5.852006	- Estaño	-1.616000	
- Plomo	-5.690518	- Plomo	10.273000	
- Zinc	-8.504418	- Zinc	17.643000	
		Valores Críticos según Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Phillips Perron</i>	<i>Sin Tendencia</i>	-3.445127	-2.868058	-2.570248
	<i>Con Tendencia</i>	-3.983000	-3.423000	-3.130000
- Componente Cíclico		- Componente de Tendencia		
- Aluminio	-5.883589	- Aluminio	0.614000	
- Cobre	-6.687007	- Cobre	7.427000	
- Estaño	-5.485956	- Estaño	-1.270000	
- Plomo	-5.181982	- Plomo	3.347000	
- Zinc	-5.909811	- Zinc	6.343000	

Tabla 83. Resultados Tests de Raíz Unitaria Componentes Cíclicos y de Tendencia Hodrick-Prescott. Series Mensuales.

+ *Filtro de Pasabanda*

- **Series Mensuales**

		Valores Críticos según Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	<i>Sin Tendencia</i>	-3.445127	-2.868058	-2.570248
	<i>Con Tendencia</i>	-3.983000	-3.423000	-3.130000
- Componente Cíclico		- Componente de Tendencia		
- Aluminio	-5.616807	- Aluminio	0.493000	
- Cobre	-7.924568	- Cobre	7.890000	
- Estaño	-5.852006	- Estaño	0.067000	
- Plomo	-5.690518	- Plomo	6.462000	
- Zinc	-8.504418	- Zinc	7.129000	
		Valores Críticos según Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Phillips Perron</i>	<i>Sin Tendencia</i>	-3.445127	-2.868058	-2.570248
	<i>Con Tendencia</i>	-3.983000	-3.423000	-3.130000
- Componente Cíclico		- Componente de Tendencia		
- Aluminio	-5.883589	- Aluminio	-1.600000	
- Cobre	-6.687007	- Cobre	2.155000	
- Estaño	-5.485956	- Estaño	-1.030000	
- Plomo	-5.181982	- Plomo	1.193000	
- Zinc	-5.909811	- Zinc	1.512000	

Tabla 84. Resultados Tests de Raíz Unitaria Componentes Cíclicos y de Tendencia Pasabanda. Series Mensuales.

Estadísticas Series Transformadas

+ *Filtro de Kalman*

- **Series Mensuales**

Un resumen con las estadísticas básicas se detalla en la tabla siguiente:

<i>Estadística</i>	<i>Factor Específico</i>					
	Factor Común	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Número de observaciones	430	430	430	430	430	430
Media	0,443	0,158	0,142	0,007	0,206	0,417
Desviación estándar	4,574	7,039	4,573	2,777	6,297	4,886
Mediana	0,107	-0,111	0,106	-0,004	0,029	-0,018
Máximo	24,147	48,959	43,294	10,369	34,061	36,328
Mínimo	-26,461	-62,836	-25,674	-19,880	-25,514	-20,668

Tabla 85. Estadísticas Básicas Datos Transformados. Factores Kalman. Series Mensuales.

Los datos en primeras diferencias se ilustran en el siguiente gráfico:

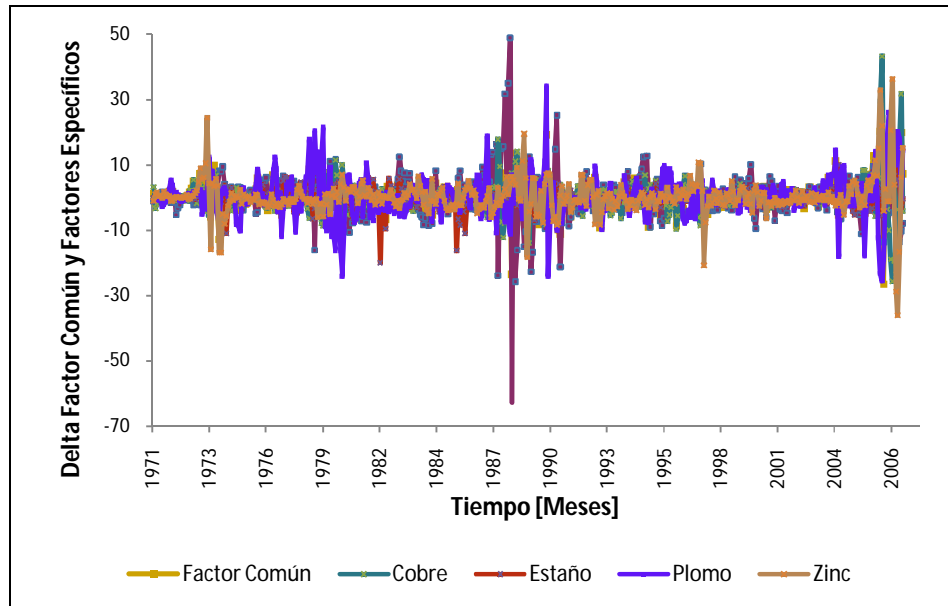


Figura 60. Datos Transformados. Factor Común y Factores Específicos. Series Mensuales.

- Series Anuales

El resumen de estadísticas y el gráfico versus tiempo se presentan a continuación:

Estadística	Factor Específico					
	Factor Común	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Número de observaciones	36	36	36	36	36	36
Media	5,297	1,836	0,914	0,886	3,305	2,469
Desviación estándar	18,112	20,829	10,399	11,049	22,152	18,135
Mediana	0,414	2,401	0,580	-0,328	0,495	-1,271
Máximo	65,509	70,779	42,829	27,402	109,247	84,077
Mínimo	-20,034	-38,219	-23,498	-35,407	-25,202	-20,173

Tabla 86. Estadísticas Básicas Datos Transformados. Factores Kalman. Series Anuales.

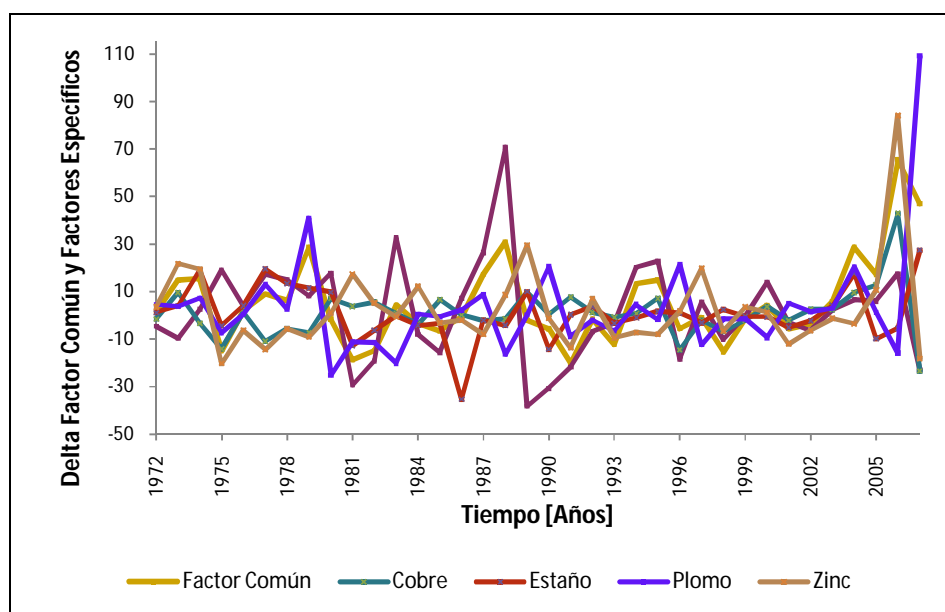


Figura 61. Datos Transformados. Factor Común y Factores Específicos. Series Anuales.

+ *Filtro de Hodrick-Prescott*

- **Series Mensuales**

Estadística	Aluminio	<i>Componente Cíclico</i>			
		Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Número de observaciones	431	431	431	431	431
Media	-0,0009	0,0066	-0,0106	-0,0066	-0,0008
Desviación estándar	0,3795	0,2933	0,3419	0,2796	0,3272
Mediana	-0,0466	-0,0387	-0,0559	-0,0266	-0,0327
Máximo	3,1550	2,0385	1,5990	0,8472	1,8659
Mínimo	-0,7373	-0,6365	-1,4292	-0,7781	-1,0416

Estadística	Aluminio	<i>Componente de Tendencia</i>			
		Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Número de observaciones	429	429	429	429	429
Media	0,0002	0,0003	0,0003	0,0001	0,0003
Desviación estándar	0,0019	0,0014	0,0018	0,0012	0,0017
Mediana	0,0004	0,0003	0,0006	0,0001	0,0002
Máximo	0,0035	0,0034	0,0030	0,0028	0,0058
Mínimo	-0,0065	-0,0024	-0,0058	-0,0033	-0,0039

Tabla 87. Estadísticas Básicas Datos Transformados. Componentes Hodrick-Prescott. Series Mensuales.

+ *Filtro de Pasabanda*

- **Series Mensuales**

Estadística	Aluminio	<i>Componente Cíclico</i>			
		Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Número de observaciones	431	431	431	431	431
Media	-0,0006	0,0057	-0,0019	-0,0010	0,0023
Desviación estándar	0,1953	0,1851	0,1918	0,1810	0,1852
Mediana	-0,0084	-0,0080	-0,0095	0,0014	-0,0081
Máximo	1,9311	1,5909	0,8708	0,7653	1,1495
Mínimo	-0,7342	-0,5671	-1,0017	-1,0017	-0,5864

Estadística	Aluminio	<i>Componente de Tendencia</i>			
		Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Número de observaciones	429	429	429	429	429
Media	0,0001	0,0001	0,0006	0,0003	0,0003
Desviación estándar	0,0113	0,0076	0,0111	0,0066	0,0096
Mediana	0,0009	0,0001	0,0009	0,0004	0,0001
Máximo	0,0285	0,0214	0,0277	0,0204	0,0305
Mínimo	-0,0416	-0,0214	-0,0370	-0,0169	-0,0313

Tabla 88. Estadísticas Básicas Datos Transformados. Componentes Pasabanda. Series Mensuales.

Tests de Raíz Unitaria Dickey-Fuller y Phillips Perron Datos Transformados

+ *Filtro de Kalman*

– **Series Mensuales**

		Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>		-3.445373	-2.868058	-2.570306
–	Factor Común			-16.97391
–	Factor Específico			
–	Aluminio			-17.38666
–	Cobre			-11.03834
–	Estaño			-14.65354
–	Plomo			-13.08015
–	Zinc			-7.941688
<i>Phillips Perron</i>		-3.445373	-2.868058	-2.570306
–	Factor Común			-17.49579
–	Factor Específico			
–	Aluminio			-17.45162
–	Cobre			-10.32916
–	Estaño			-14.61541
–	Plomo			-12.58300
–	Zinc			-10.88233

Tabla 89. Resultados Tests de Raíz Unitaria. Datos Transformados. Factores Filtro de Kalman. Series Mensuales.

– Series Anuales

		Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>		-3.632900	-2.948404	-2.612874
–	Factor Común	-2.858502		
–	Factor Específico			
–	Aluminio	-5.393017		
–	Cobre	-5.933153		
–	Estaño	-4.729410		
–	Plomo	-4.979016		
–	Zinc	-5.806489		
<i>Phillips Perron</i>		-3.632900	-2.948404	-2.612874
–	Factor Común	-2.858502		
–	Factor Específico			
–	Aluminio	-7.413909		
–	Cobre	-5.937728		
–	Estaño	-4.720345		
–	Plomo	-4.983390		
–	Zinc	-5.805893		

Tabla 90. Resultados Tests de Raíz Unitaria. Datos Transformados. Factores Filtro de Kalman. Series Anuales.

+ *Filtro de Hodrick-Prescott*

En las tablas se distinguen los casos en que se trata de datos en primeras o segundas diferencias. La regresión considera sólo una constante.

– Series Mensuales

		Valores Críticos según Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	<i>Primeras diferencias</i>	-3.445267	-2.868011	-2.570281
	<i>Segundas diferencias</i>	-3.445267	-2.868011	-2.570281
– Componente de Tendencia				
– <i>Primeras Diferencias</i>			– <i>Segundas Diferencias</i>	
– Aluminio	-2.320569		– Aluminio	-4.569689
– Cobre	-1.399841		– Cobre	-3.496403
– Estaño	-1.349859		– Estaño	-3.965010
– Plomo	-1.172896		– Plomo	-3.620820
– Zinc	-2.758907		– Zinc	-2.945190
		Valores Críticos según Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Phillips Perron</i>	<i>Primeras diferencias</i>	-3.445162	-2.867965	-2.570256
	<i>Segundas diferencias</i>	-3.445197	-2.867980	-2.570265
– Componente de Tendencia				
– <i>Primeras Diferencias</i>			– <i>Segundas Diferencias</i>	
– Aluminio	-1.857113		– Aluminio	-3.346118
– Cobre	0.579688		– Cobre	-2.879348
– Estaño	-1.243804		– Estaño	-3.449919
– Plomo	-0.359798		– Plomo	-2.983530
– Zinc	0.922511		– Zinc	-2.754134

Tabla 91. Resultados Tests de Raíz Unitaria. Datos Transformados. Componente de Tendencia Filtro de Hodrick-Prescott. Series Mensuales.

+ *Filtro de Pasabanda*

– Series Mensuales

		Valores Críticos según Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	<i>Primeras diferencias</i>	-3.445267	-2.868011	-2.570281
	<i>Segundas diferencias</i>	-3.445267	-2.868011	-2.570281
– Componente de Tendencia				
– <i>Primeras Diferencias</i>		⋮	– <i>Segundas Diferencias</i>	
– Aluminio	-1.721000	– Aluminio	-2.404857	
– Cobre	-1.477000	– Cobre	-2.404660	
– Estaño	-0.823000	– Estaño	-4.094038	
– Plomo	-0.553000	– Plomo	-2.505749	
– Zinc	-1.557000	– Zinc	-2.299374	
		Valores Críticos según Nivel de Significancia		
		1%	5%	10%
<i>Phillips Perron</i>	<i>Primeras diferencias</i>	-3.445162	-2.867965	-2.570256
	<i>Segundas diferencias</i>	-3.445197	-2.867980	-2.570265
– Componente de Tendencia				
– <i>Primeras Diferencias</i>		⋮	– <i>Segundas Diferencias</i>	
– Aluminio	-3.947000	– Aluminio	-4.827515	
– Cobre	-3.385000	– Cobre	-4.769223	
– Estaño	-3.050000	– Estaño	-4.767766	
– Plomo	-3.176000	– Plomo	-4.870016	
– Zinc	-3.562000	– Zinc	-4.597248	

Tabla 92. Resultados Tests de Raíz Unitaria. Datos Transformados. Componente de Tendencia Filtro de Pasabanda. Series Mensuales.

Anexo C: Variables Macroeconómicas

C.1.-Descripción y Estadísticas

- **Características**

Los datos sobre estas variables se obtienen de las estadísticas entregadas por el FMI. Sus características son:

- **Producción industrial**

El índice de producción industrial que entregan las estadísticas del FMI es un indicador que mide la producción de los sectores manufacturero, minero y los servicios de electricidad, gas y agua. Para cada país la serie se pondera por el valor agregado industrial al año 2000 expresado en US\$ de Estados Unidos.

Aunque en algunos países los sectores industriales que se incluyen en el índice tienen un peso relativamente bajo en el PIB, ellos son bastante sensibles a los movimientos de tasas de interés y de demanda. Por ejemplo, un alto índice se encuentra asociado con altos niveles de consumo y esto a su vez a mayor inflación.

- **Tasas de interés**

Se usan tasas de los “*Treasury Bills*”, que corresponden a una obligación negociable de deudas que emite el gobierno estadounidense. Tienen una madurez de corto plazo, a un año o menos y se encuentran exentos de impuestos estatales y locales. Son subastados semanalmente por el Departamento del Tesoro y sus intereses son muy cercanos a las tasas de interés de descuento actuales del mercado.

- **Tipos de cambio**

Se utilizan tipos de cambio en términos de *SDR* (“*Special Drawing Right*”), que corresponde a un activo internacional creado en 1969 por el FMI. Los *SDR*’s se otorgan a cada país en proporción a su participación en el Fondo Monetario Internacional y su valor se basa en una canasta de las principales monedas internacionales.

- **Histogramas y Gráficos de Correlación**

- **Series Mensuales**

- **Producción Industrial**

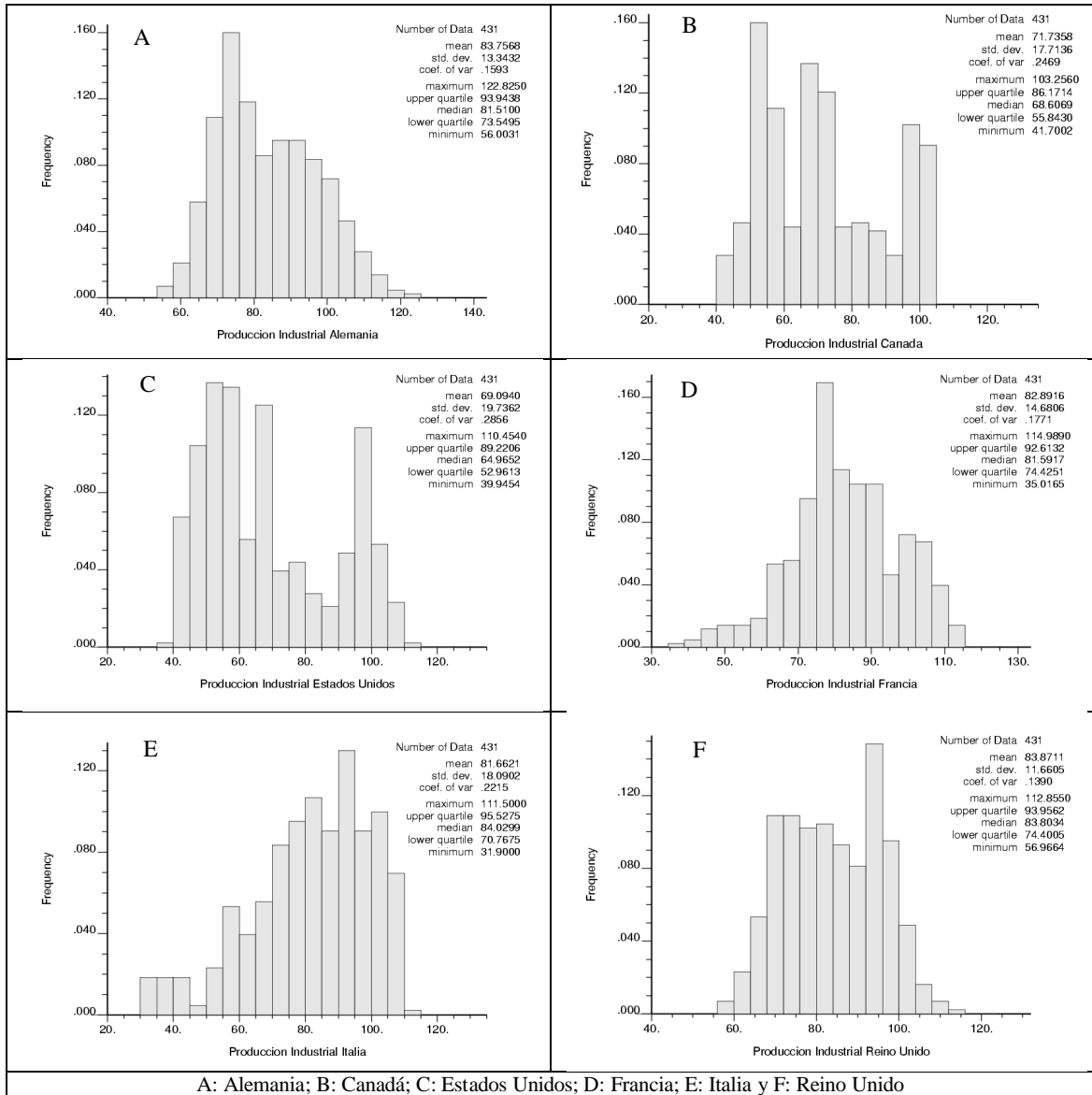


Figura 62. Histogramas Producción Industrial Países OCDE y China (1/2). Series Mensuales.

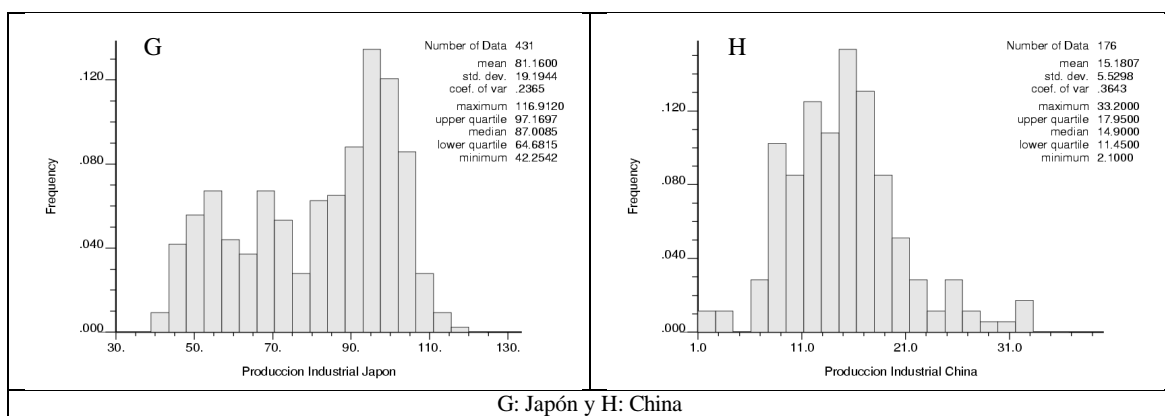


Figura 63. Histogramas Producción Industrial Países OCDE y China (1/2). Series Mensuales.

Estadística	Alemania	Canadá	Estados Unidos	Francia	Italia	Reino Unido	Japón	China
Número de observaciones	431	431	431	431	431	431	431	176
Media	83,757	71,736	69,094	82,892	81,662	83,871	81,160	15,181
Desviación estándar	13,343	17,714	19,736	14,681	18,090	11,661	19,194	5,530
Mediana	81,510	68,607	64,965	81,592	84,030	83,803	87,009	14,900
Máximo	122,825	103,256	110,454	114,989	111,5000	112,855	116,912	33,200
Mínimo	56,003	41,700	39,945	35,017	31,900	56,966	42,254	2,100

Tabla 93. Estadísticas Básicas Producción industrial. Series Mensuales.

- Tasas de interés

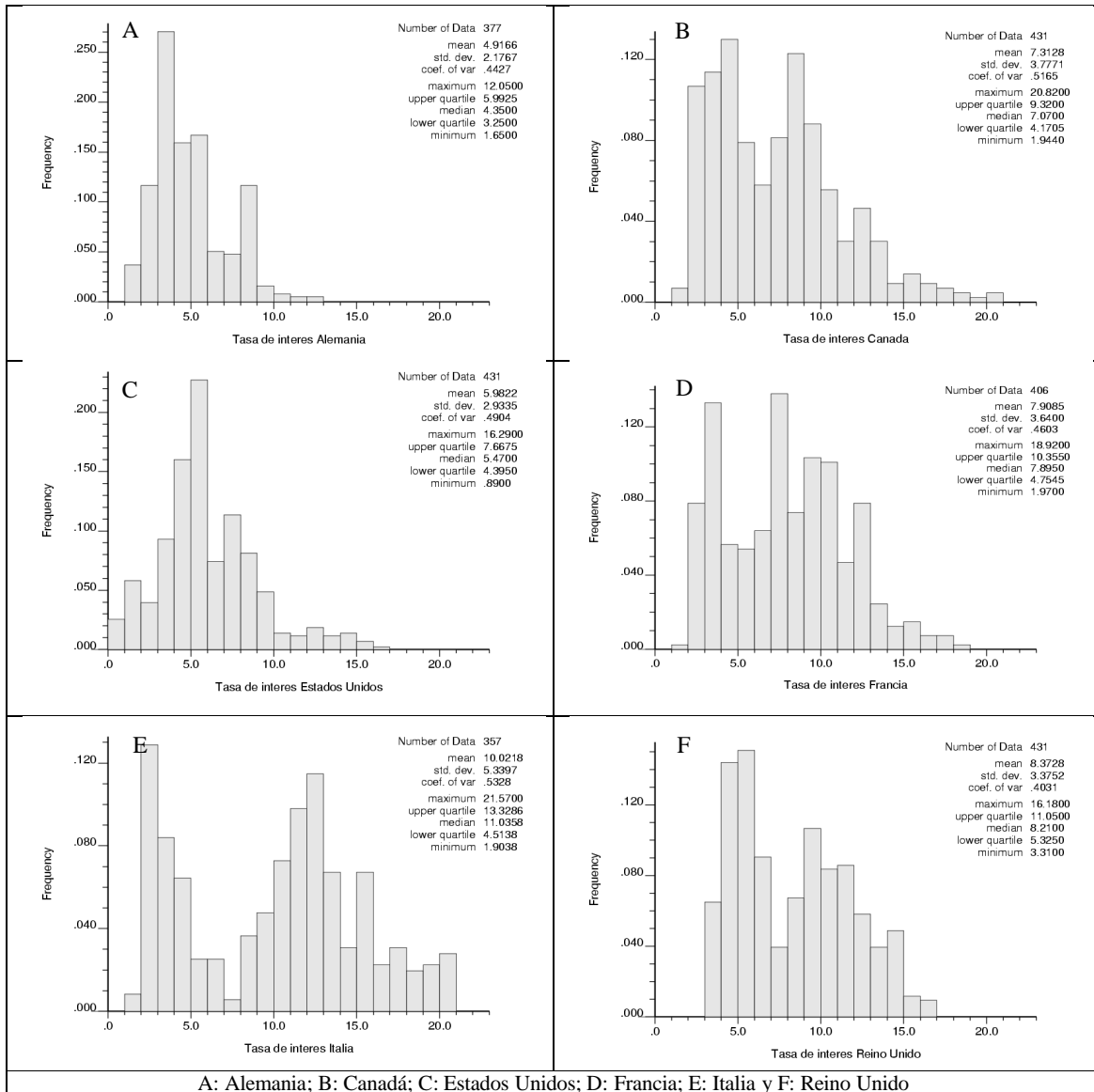


Figura 64. Histogramas Tasas de Interés Países OCDE y China (1/2). Series Mensuales.

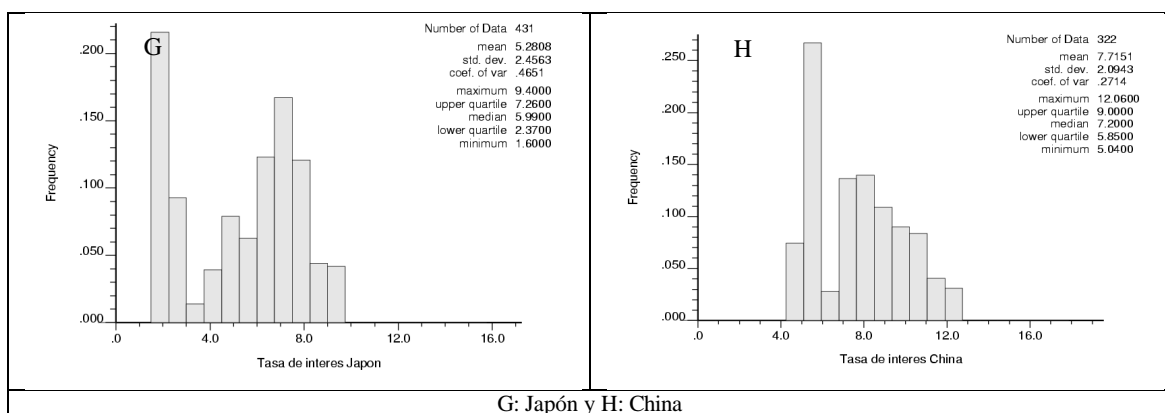


Figura 65. Histogramas Tasas de Interés Países OCDE y China (1/2). Series Mensuales.

Las estadísticas son:

Estadística	Alemania	Canadá	Estados Unidos	Francia	Italia	Reino Unido	Japón	China
Número de observaciones	377	431	431	406	357	431	431	322
Media	4,917	7,313	5,982	7,909	10,022	8,373	5,281	7,715
Desviación estándar	2,177	3,777	2,934	3,640	5,340	3,375	2,456	2,094
Mediana	4,350	7,070	5,470	7,895	11,036	8,210	5,990	7,200
Máximo	12,050	20,820	16,290	18,920	21,570	16,180	9,400	12,060
Mínimo	1,650	1,944	0,890	1,970	1,904	3,310	1,600	5,040

Tabla 94. Estadísticas Básicas Tasas de Interés. Series Mensuales.

- Tipos de cambio

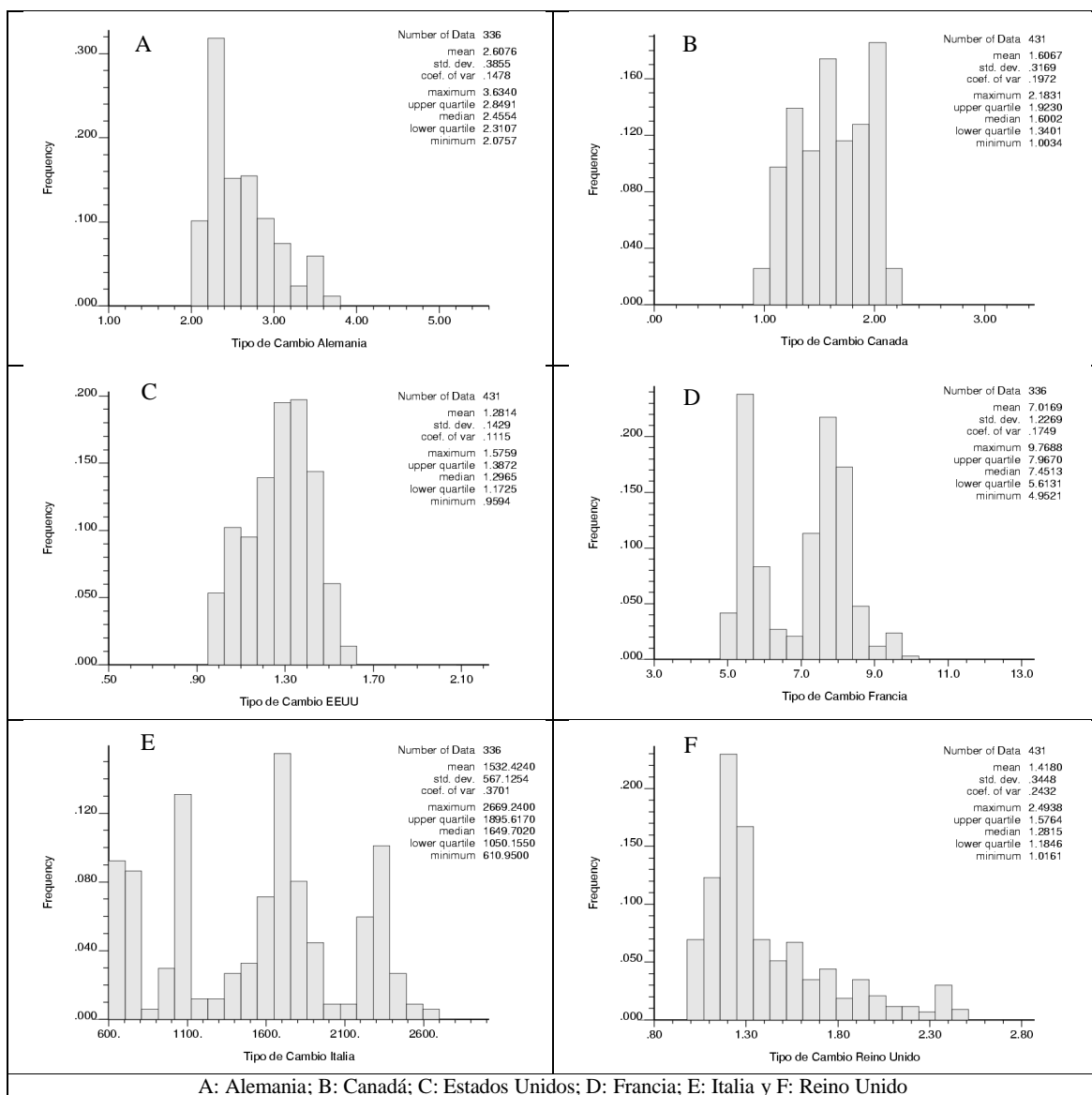


Figura 66. Histogramas Tipos de Cambio Países OCDE y China (1/2). Series Mensuales.

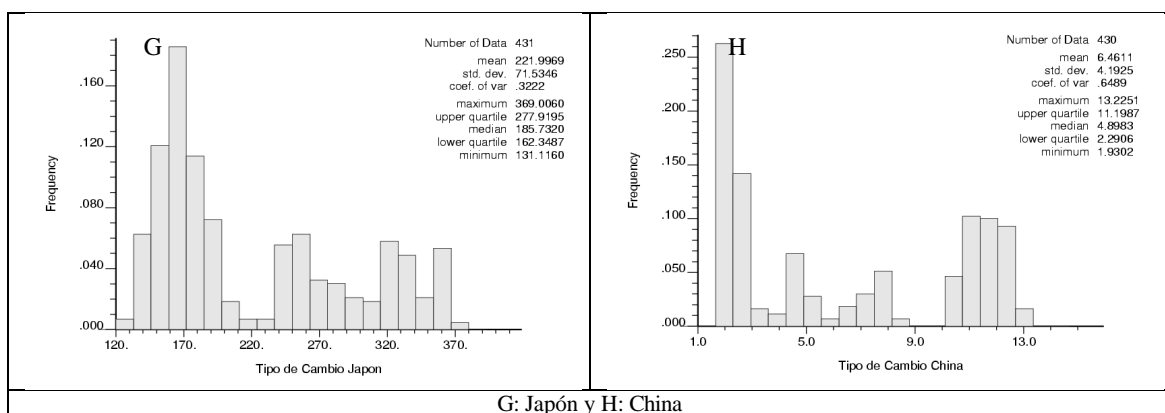


Figura 67. Histogramas Tipos de Cambio Países OCDE y China (1/2). Series Mensuales.

El resumen de las estadísticas se muestra a continuación:

Estadística	Alemania	Canadá	Estados Unidos	Francia	Italia	Reino Unido	Japón	China
Número de observaciones	336	431	431	336	336	431	431	430
Media	2,608	1,607	1,281	7,017	1.532,424	1,418	221,997	6,461
Desviación estándar	0,386	0,317	0,143	1,227	567,125	0,345	71,535	4,193
Mediana	2,455	1,600	1,297	7,451	1.649,702	1,282	185,732	4,898
Máximo	3,634	2,183	1,576	9,769	2.669,240	2,494	369,006	13,225
Mínimo	2,076	1,003	0,959	4,952	610,950	1,016	131,116	1,930

Tabla 95. Estadísticas Básicas Tipos de Cambio. Series Mensuales.

Los gráficos de correlación entre las distintas variables se presentan a continuación.

• **Producción Industrial**

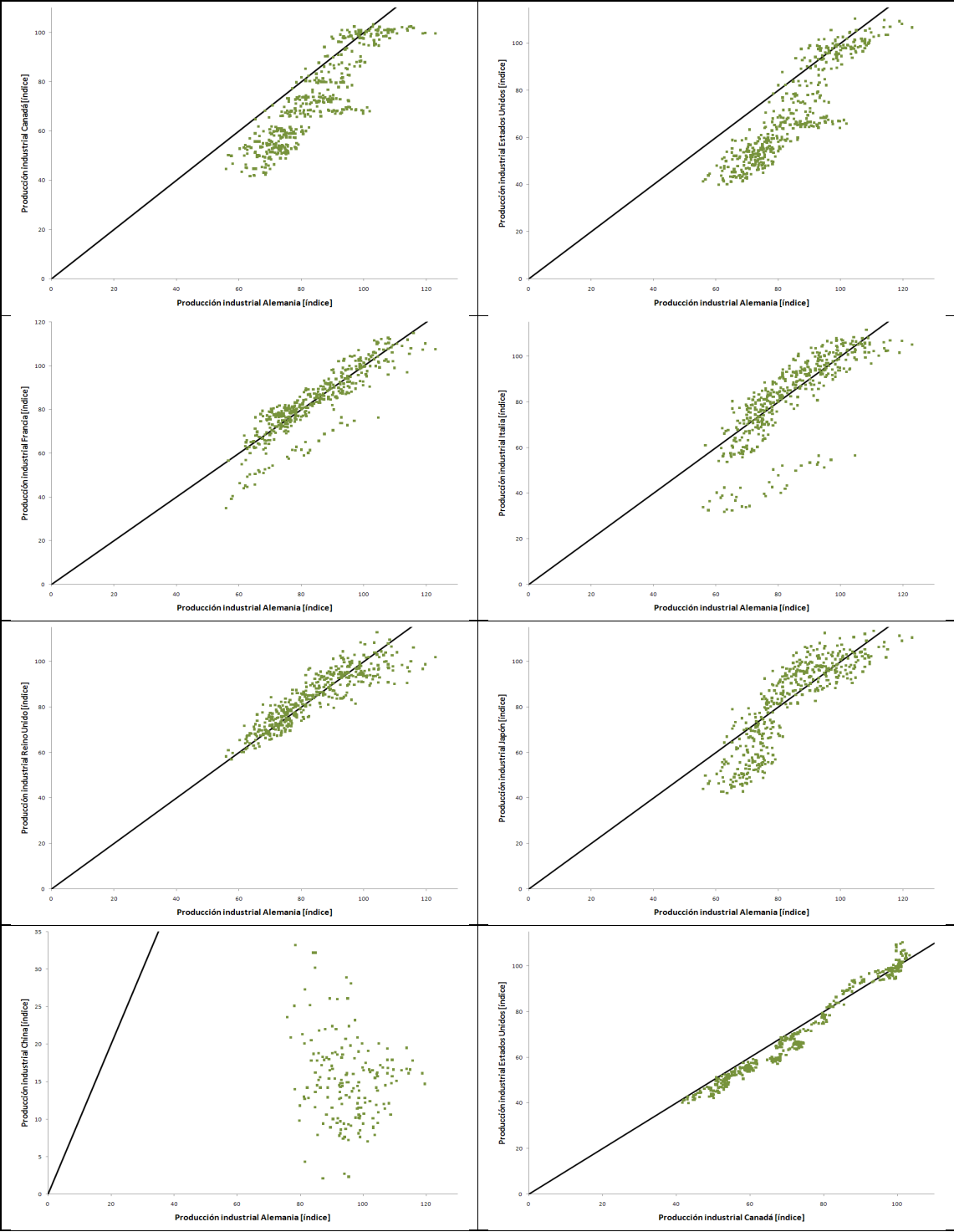


Figura 68. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (1/4). Series Mensuales.

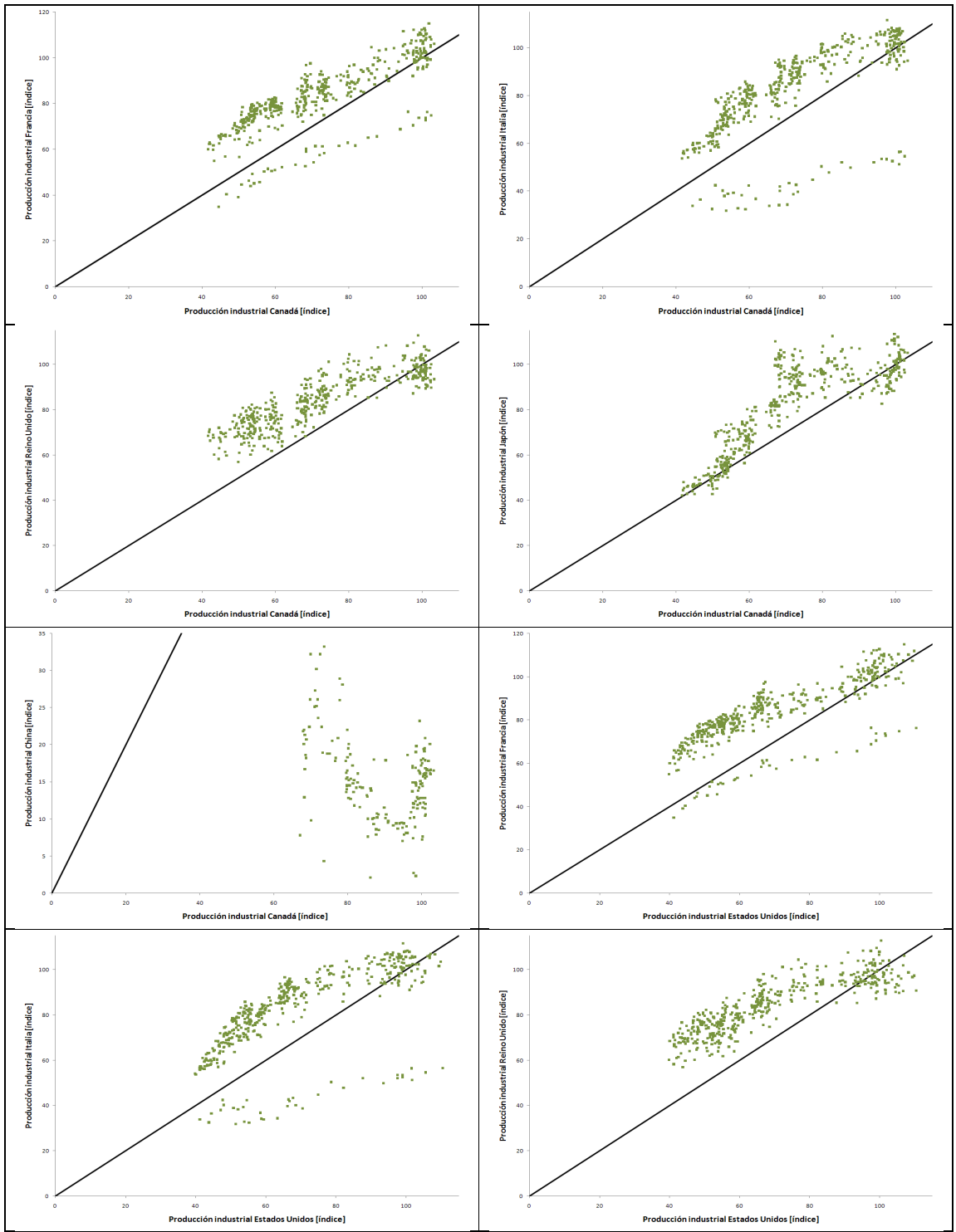


Figura 69. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (2/4). Series Mensuales.

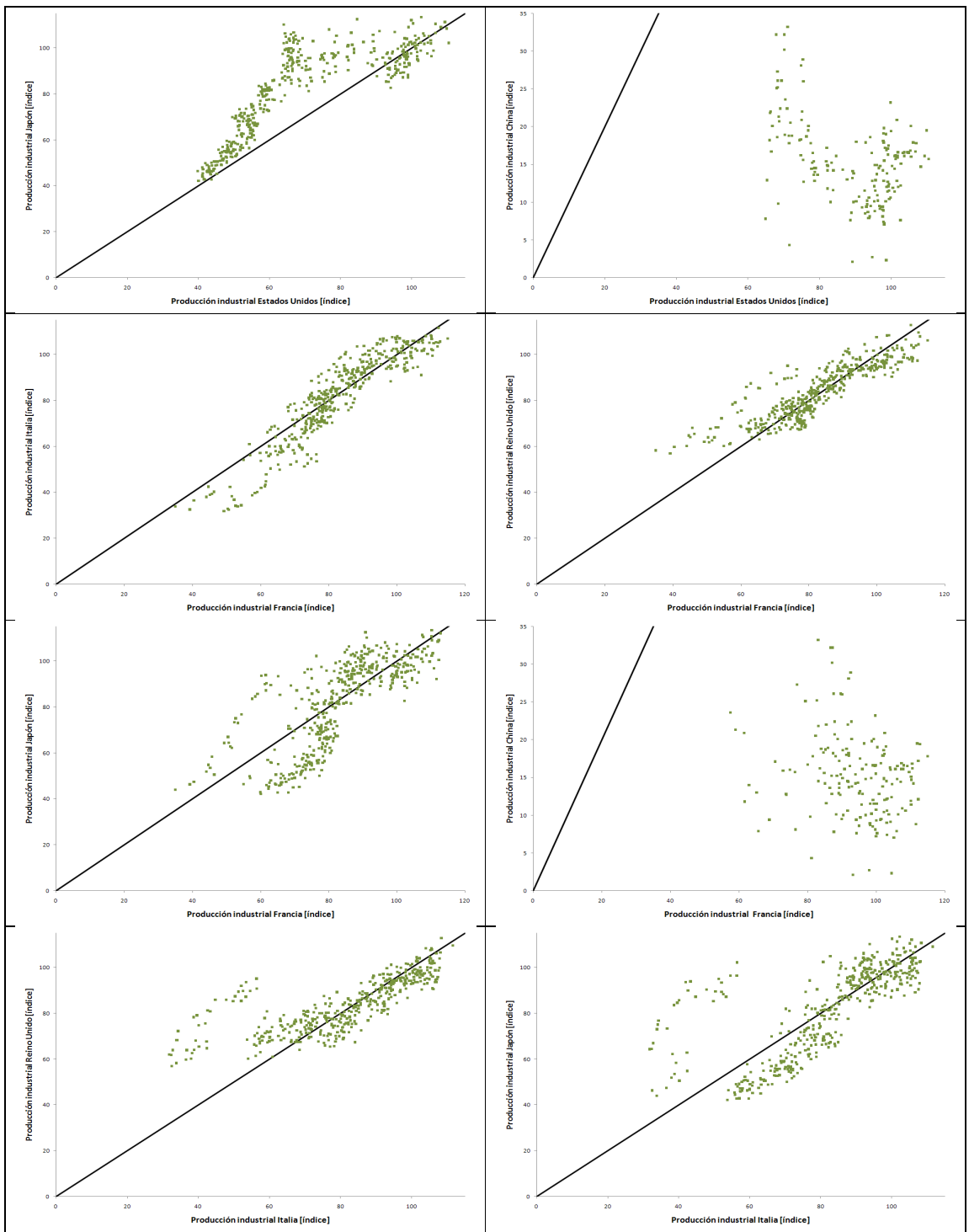


Figura 70. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (3/4). Series Mensuales.

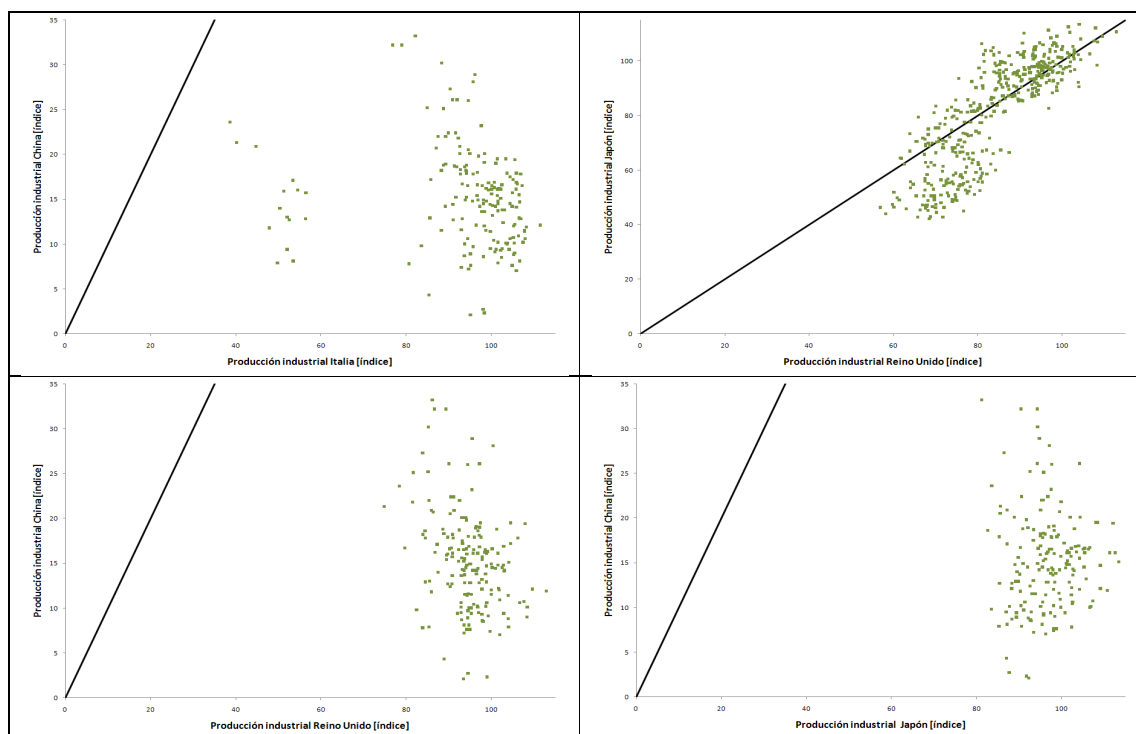


Figura 71. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (4/4). Series Mensuales.

El estadístico ρ es:

ρ	Alemania	Canadá	Estados Unidos	Francia	Italia	Reino Unido	Japón	China
Alemania	/	0,891	0,900	0,887	0,784	0,897	0,862	-0,120
Canadá	0,891	/	0,988	0,796	0,685	0,864	0,838	-0,255
Estados Unidos	0,900	0,988	/	0,792	0,669	0,865	0,818	-0,273
Francia	0,887	0,796	0,792	/	0,921	0,877	0,763	-0,173
Italia	0,784	0,685	0,669	0,921	/	0,795	0,733	-0,137
Reino Unido	0,897	0,864	0,865	0,877	0,795	/	0,834	-0,179
Japón	0,862	0,838	0,818	0,763	0,733	0,834	/	0,003
China	-0,120	-0,255	-0,273	-0,173	-0,137	-0,179	0,003	/

Tabla 96. Correlación Producción Industrial entre Países. Series Mensuales.

Las correlaciones para las tasas de interés se resumen en la tabla siguiente:

?	Alemania	Canadá	Estados Unidos	Francia	Italia	Reino Unido	Japón	China
Alemania	/	0,800	0,687	0,831	0,807	0,734	0,705	0,162
Canadá	0,800	/	0,891	0,812	0,889	0,855	0,627	0,071
Estados Unidos	0,687	0,891	/	0,771	0,821	0,768	0,576	-0,024
Francia	0,831	0,812	0,771	/	0,953	0,759	0,762	-0,001
Italia	0,807	0,889	0,821	0,953	/	0,788	0,863	0,244
Reino Unido	0,734	0,855	0,768	0,759	0,788	/	0,713	0,148
Japón	0,705	0,627	0,576	0,762	0,863	0,713	/	0,138
China	0,162	0,071	-0,024	-0,001	0,244	0,148	0,138	/

Tabla 97. Correlación Tasas de Interés entre Países. Series Mensuales.

La correlación entre los tipos de cambio de los diferentes países es la siguiente:

?	Alemania	Canadá	Estados Unidos	Francia	Italia	Reino Unido	Japón	China
Alemania	/	-0,796	-0,725	0,681	0,439	0,685	0,763	-0,782
Canadá	-0,796	/	0,784	-0,284	0,044	-0,806	-0,901	0,891
Estados Unidos	-0,725	0,784	/	-0,301	0,006	-0,592	-0,701	0,799
Francia	0,681	-0,284	-0,301	/	0,929	0,027	0,146	-0,410
Italia	0,439	0,044	0,006	0,929	/	-0,238	-0,129	-0,092
Reino Unido	0,685	-0,806	-0,592	0,027	-0,238	/	0,870	-0,700
Japón	0,763	-0,901	-0,710	0,146	-0,129	0,870	/	-0,836
China	-0,782	0,891	0,799	-0,410	-0,092	-0,700	-0,836	/

Tabla 98. Correlación Tipos de Cambio entre Países. Series Mensuales.

– Series Anuales

• Producción Industrial

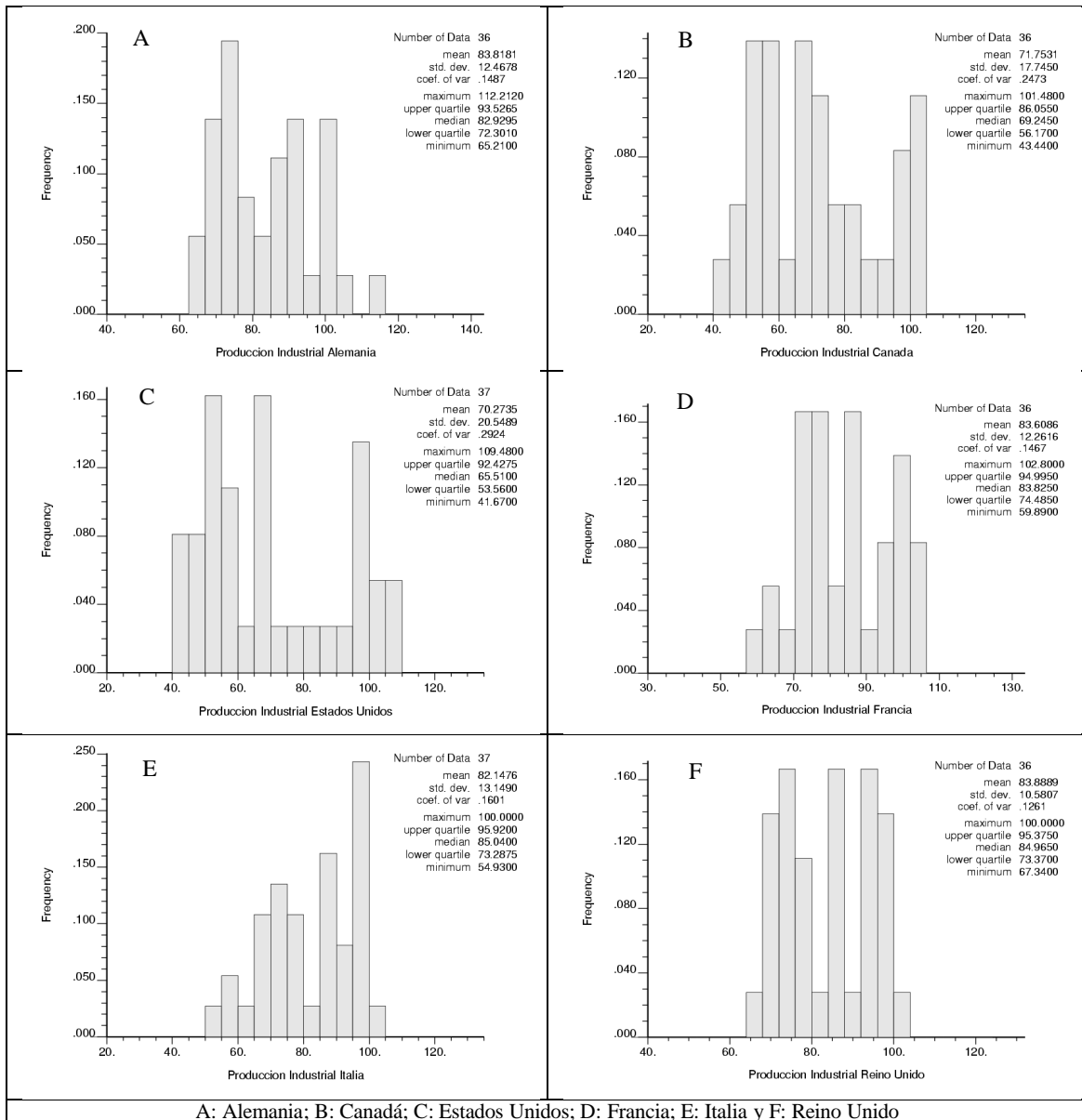


Figura 72. Histogramas Producción Industrial Países OCDE y China (1/2). Series Anuales.

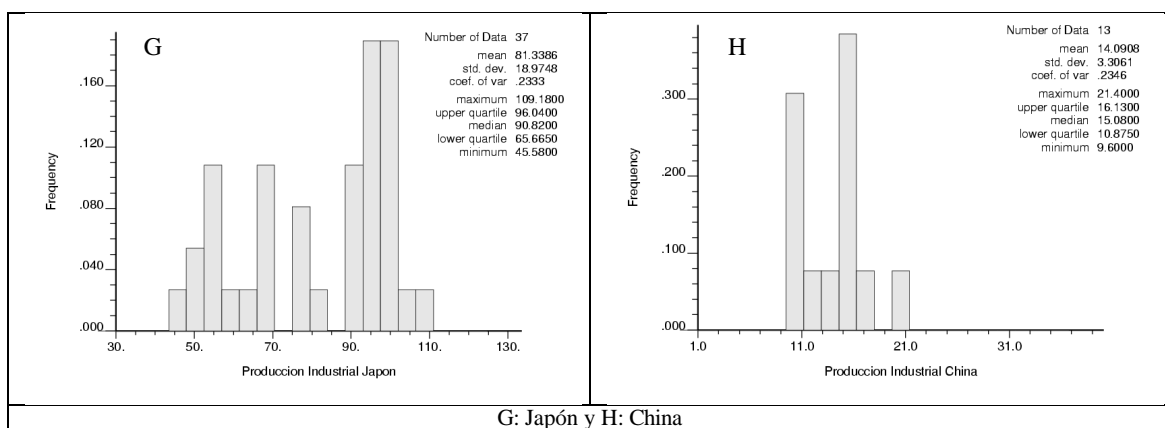


Figura 73. Histogramas Producción Industrial Países OCDE y China (2/2). Series Anuales.

Estadística	Alemania	Canadá	Estados Unidos	Francia	Italia	Reino Unido	Japón	China
Número de observaciones	36	36	37	36	37	36	37	13
Media	83,818	71,753	70,274	83,609	82,148	83,889	81,339	14,091
Desviación estándar	12,468	17,745	20,549	12,262	13,149	10,581	18,975	3,306
Mediana	82,930	69,245	65,510	83,825	85,040	84,965	90,820	15,080
Máximo	112,212	101,480	109,480	102,800	100,000	100,000	109,180	21,400
Mínimo	65,210	43,440	41,670	59,890	54,930	67,340	45,580	9,600

Tabla 99. Estadísticas Básicas Producción industrial. Series Anuales.

- Tasas de interés

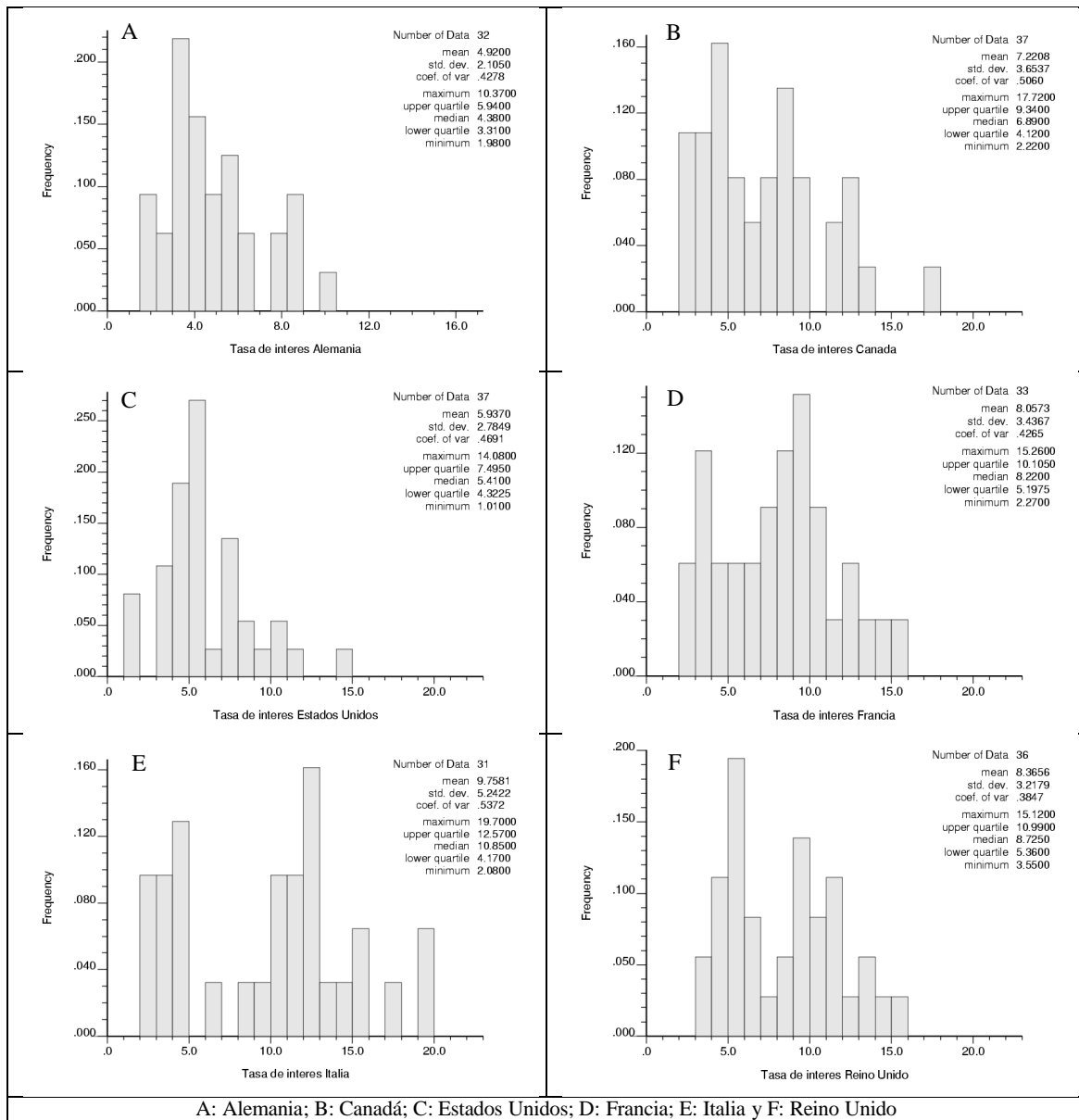


Figura 74. Histogramas Tasas de Interés Países OCDE y China (1/2). Series Anuales.

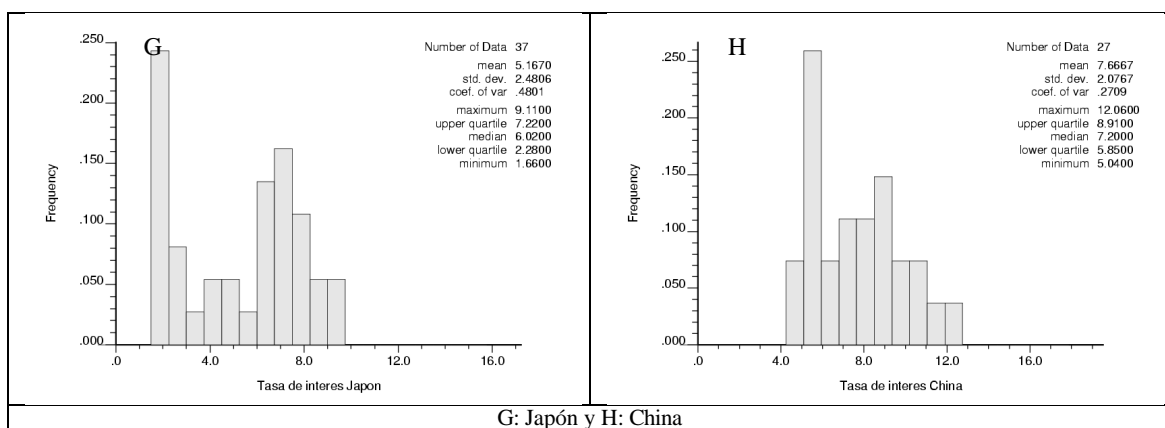


Figura 75. Histogramas Tasas de Interés Países OCDE y China (2/2). Series Anuales.

Estadística	Alemania	Canadá	Estados Unidos	Francia	Italia	Reino Unido	Japón	China
Número de observaciones	32	37	37	33	31	36	37	27
Media	4,920	7,221	5,937	8,057	9,758	8,366	5,167	7,667
Desviación estándar	2,105	3,654	2,785	3,437	5,242	3,218	2,481	2,077
Mediana	4,380	6,890	5,410	8,220	10,850	8,725	6,020	7,200
Máximo	10,370	17,720	14,080	15,260	19,700	15,120	9,110	12,060
Mínimo	1,980	2,220	1,010	2,270	2,080	3,550	1,660	5,040

Tabla 100. Estadísticas Básicas Tasas de Interés. Series Anuales.

- Tipos de cambio

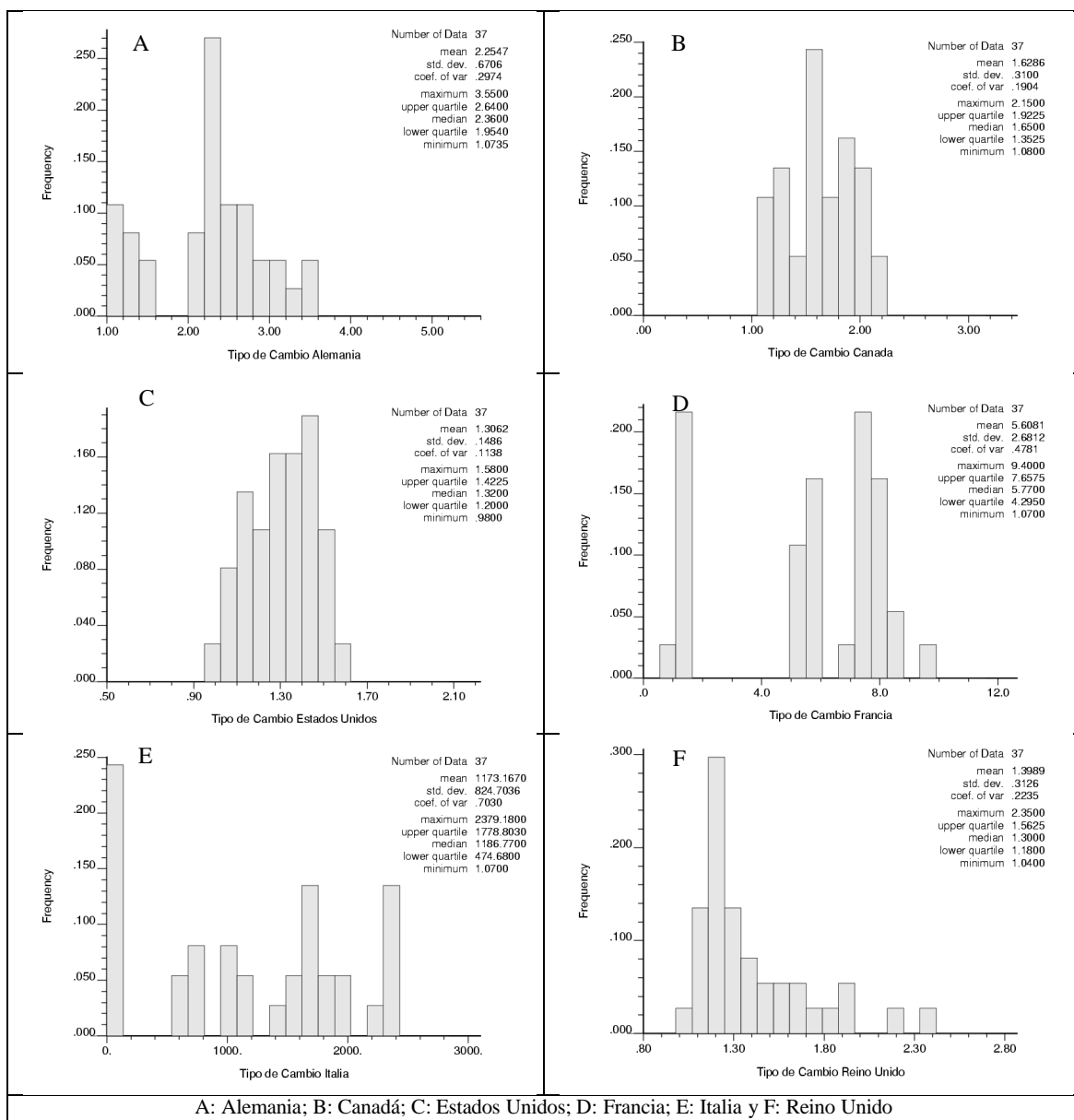


Figura 76. Histogramas Tipos de Cambio Países OCDE y China (1/2). Series Anuales.

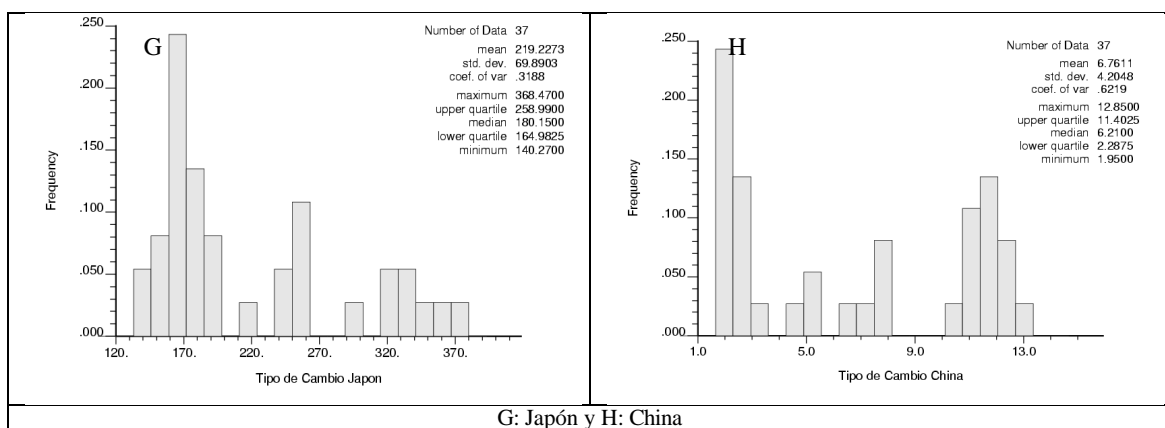


Figura 77. Histogramas Tipos de Cambio Países OCDE y China (2/2). Series Anuales.

Estadística	Alemania	Canadá	Estados Unidos	Francia	Italia	Reino Unido	Japón	China
Número de observaciones	37	37	37	37	37	37	37	37
Media	2,255	1,629	1,306	5,608	1.173,167	1,399	219,227	6,761
Desviación estándar	0,671	0,319	0,149	2,681	824,704	0,313	69,890	4,205
Mediana	2,360	1,650	1,320	5,770	1.186,770	1,300	180,150	6,210
Máximo	3,550	2,150	1,580	9,400	2.379,180	2,350	368,470	12,850
Mínimo	1,074	1,080	0,980	1,070	1,070	1,040	140,270	1,950

Tabla 101. Estadísticas Básicas Tipos de Cambio. Series Anuales.

- **Producción Industrial**

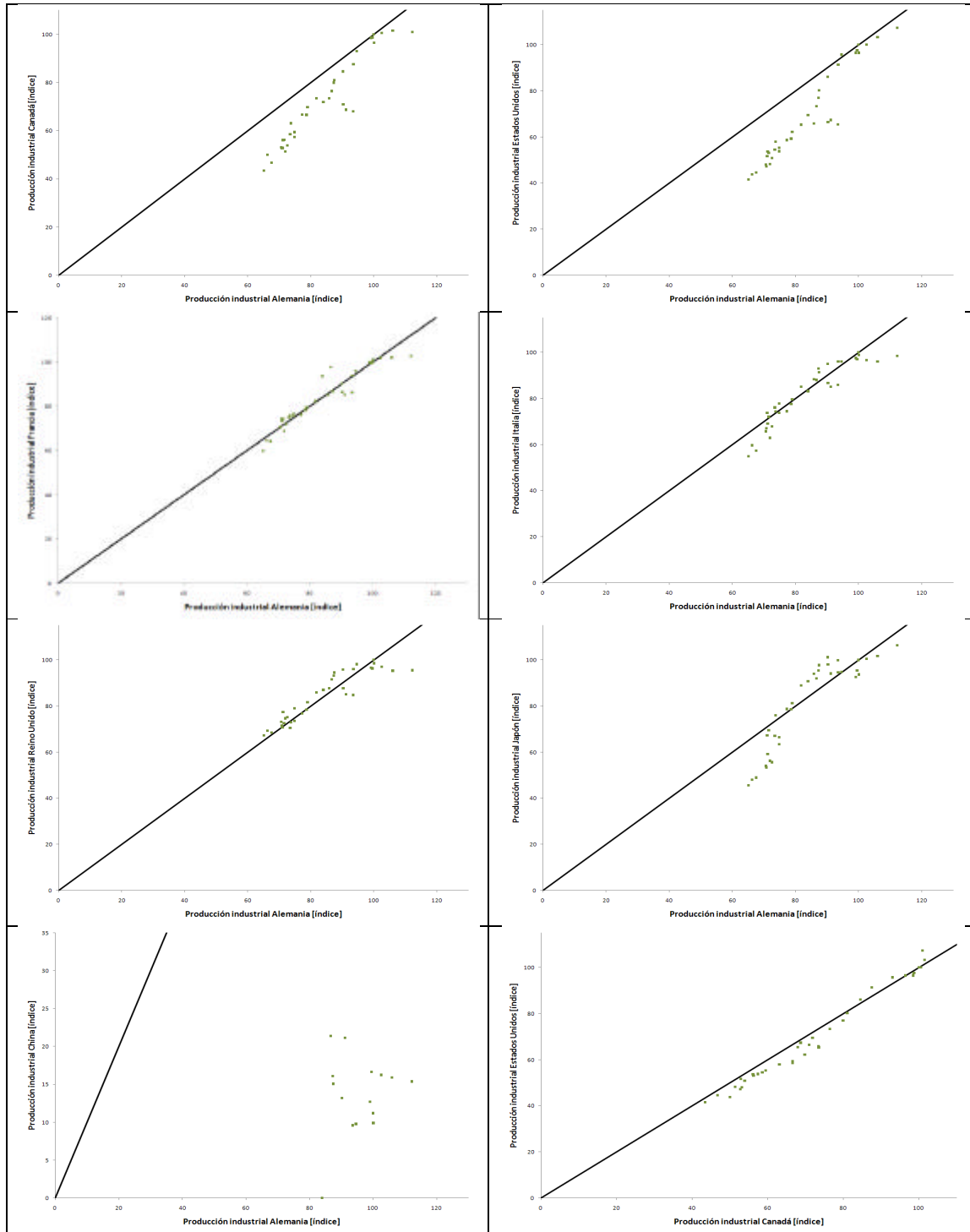


Figura 78. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (1/4). Series Anuales.

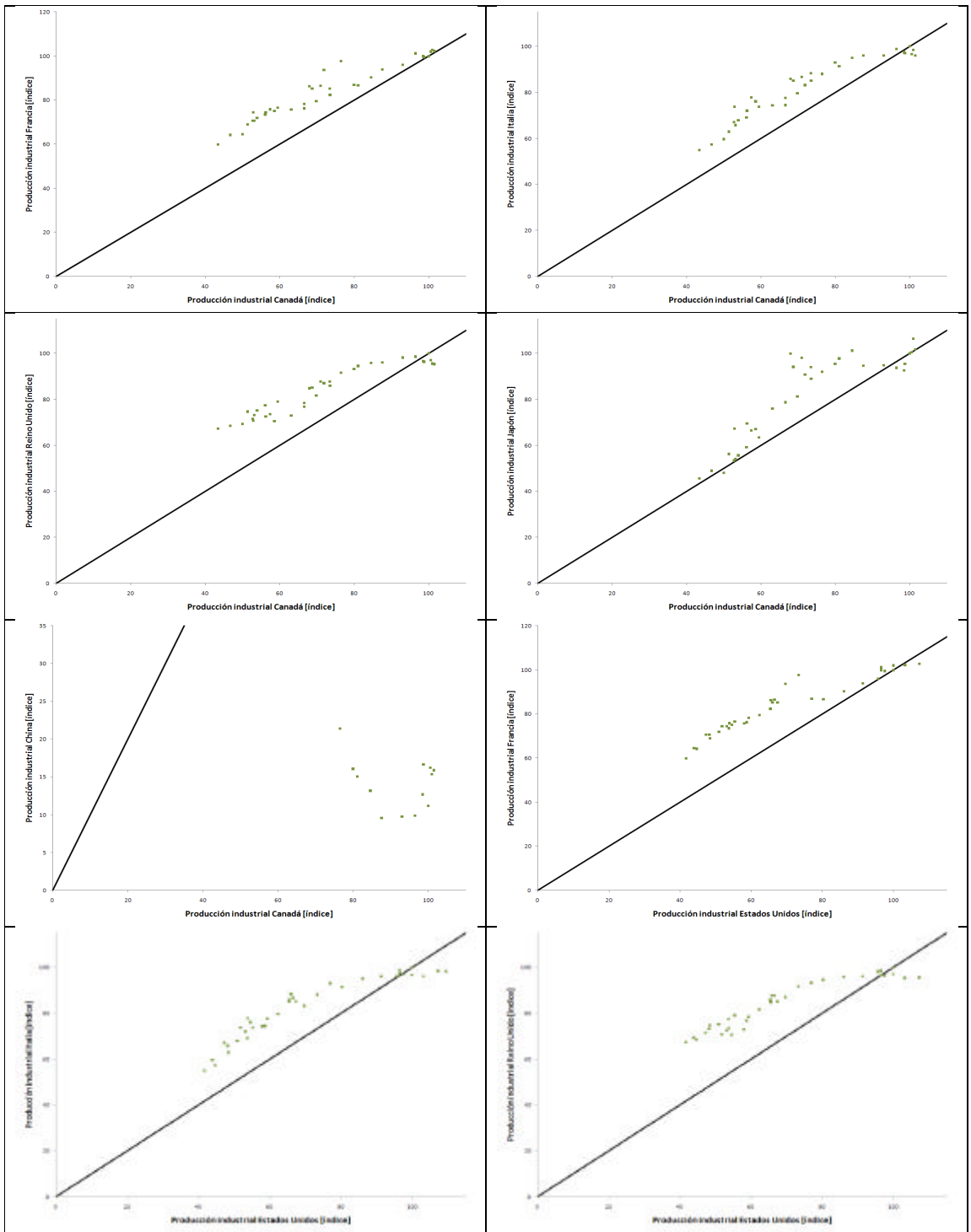


Figura 79. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (2/4). Series Anuales.

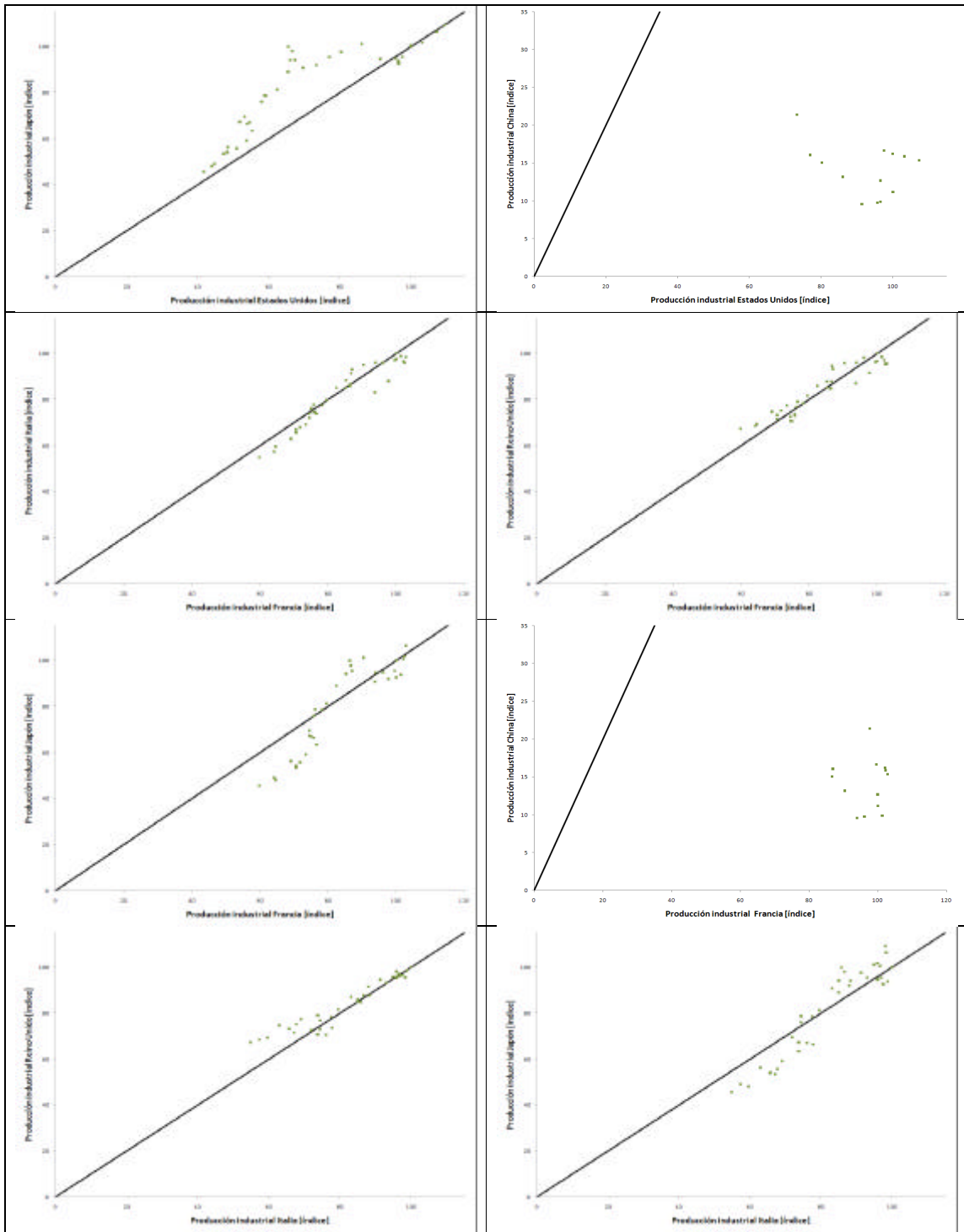


Figura 80. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (3/4). Series Anuales.

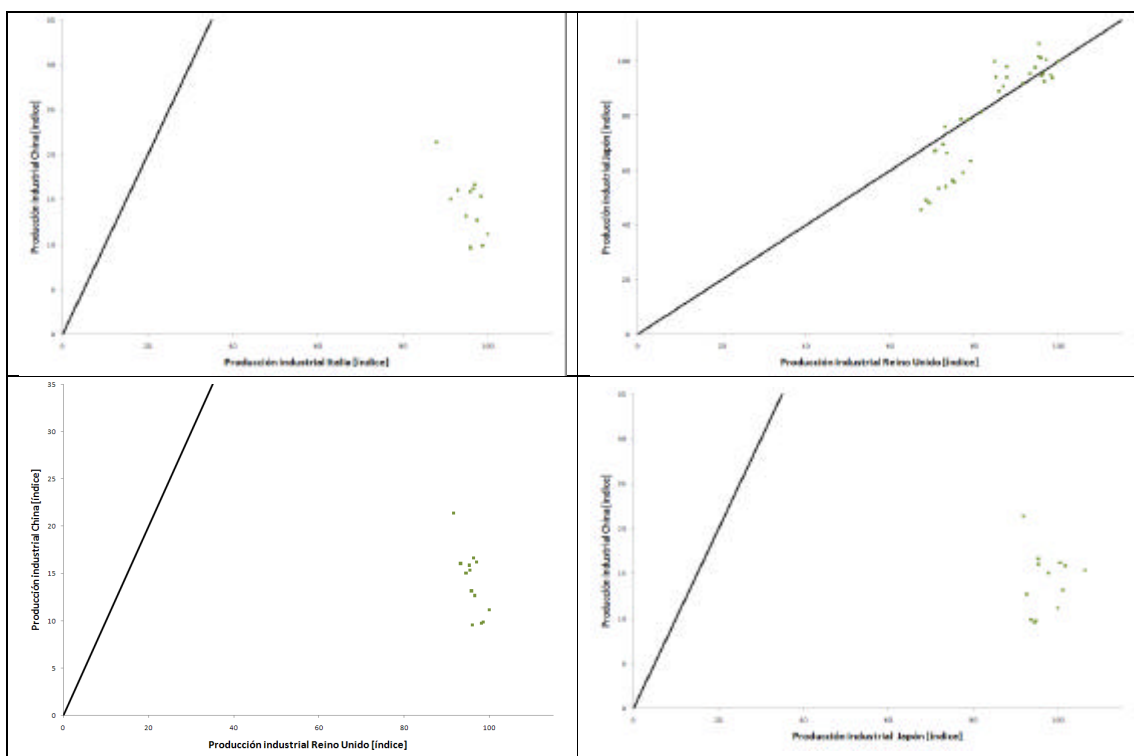


Figura 81. Gráficos de Correlación Producción Industrial entre Países (4/4). Series Anuales.

La correlación para cada caso es la siguiente:

?	Alemania	Canadá	Estados Unidos	Francia	Italia	Reino Unido	Japón	China
Alemania	/	0,955	0,924	0,954	0,926	0,923	0,891	-0,041
Canadá	0,955	/	0,955	0,961	0,944	0,951	0,863	0,030
Estados Unidos	0,924	0,955	/	0,921	0,934	0,911	0,865	0,011
Francia	0,954	0,961	0,921	/	0,952	0,945	0,893	0,063
Italia	0,926	0,944	0,934	0,952	/	0,947	0,950	-0,034
Reino Unido	0,923	0,951	0,911	0,945	0,947	/	0,887	0,001
Japón	0,891	0,863	0,865	0,893	0,950	0,887	/	-0,031
China	-0,041	0,030	0,011	0,063	-0,034	0,001	-0,031	/

Tabla 102. Correlación Producción Industrial entre Países. Series Anuales.

La correlación es:

?	Alemania	Canadá	Estados Unidos	Francia	Italia	Reino Unido	Japón	China
Alemania	/	0,812	0,709	0,806	0,834	0,750	0,707	0,194
Canadá	0,812	/	0,902	0,818	0,925	0,898	0,659	0,104
Estados Unidos	0,709	0,902	/	0,783	0,865	0,820	0,613	-0,032
Francia	0,806	0,818	0,783	/	0,938	0,772	0,741	0,012
Italia	0,834	0,925	0,865	0,938	/	0,831	0,865	0,290
Reino Unido	0,750	0,898	0,820	0,772	0,831	/	0,744	0,149
Japón	0,707	0,659	0,613	0,741	0,865	0,744	/	0,166
China	0,194	0,104	-0,032	0,012	0,290	0,149	0,166	/

Tabla 103. Correlación Tasas de Interés entre Países. Series Anuales.

Las correlaciones se presentan a continuación:

?	Alemania	Canadá	Estados Unidos	Francia	Italia	Reino Unido	Japón	China
Alemania	/	-0,717	-0,764	0,712	0,481	0,654	0,738	-0,788
Canadá	-0,717	/	0,716	-0,237	0,076	-0,775	-0,883	0,853
Estados Unidos	-0,764	0,716	/	-0,396	-0,113	-0,527	-0,679	0,802
Francia	0,712	-0,237	-0,396	/	0,933	0,032	0,157	-0,452
Italia	0,481	0,076	-0,113	0,933	/	-0,224	-0,114	-0,148
Reino Unido	0,654	-0,775	-0,527	0,032	-0,224	/	0,864	-0,696
Japón	0,738	-0,883	-0,679	0,157	-0,114	0,864	/	-0,824
China	-0,788	0,853	0,802	-0,452	-0,148	-0,696	-0,824	/

Tabla 104. Correlación Tipos de Cambio entre Países. Series Anuales.

C.2.-Tests de Series Univariadas

- **Análisis de Estacionaridad**

Tests de Raíz Unitaria Dickey-Fuller y Phillips Perron

– **Series Mensuales**

Se consideran las series una vez aplicada la corrección de estacionalidad.

	Valores Críticos según Nivel de Significancia		
	1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	-3.445409	-2.868073	-2.570315
	Producción Industrial	Tasa de Interés	Tipo de Cambio
– Alemania	-1.689060	-1.776791	-1.364355
– Canadá	-2.291631	-2.388196	-1.885470
– Estados Unidos	-1.750813	-2.678342	-1.758546
– Francia	-3.121773	-1.538789	-0.794366
– Italia	-2.898157	-1.093298	-1.208325
– Reino Unido	-2.647653	-2.283374	-3.193550
– Japón	-1.811827	-1.140797	-1.803187
	-2.367697		
– China*	-4.011044 (1%) -3.435560 (5%) -3.141820 (10%)	-1.421485	-0.327594
<i>Phillips Perron</i>	-3.445373	-2.868058	-2.570306
	Producción Industrial	Tasa de Interés	Tipo de Cambio
– Alemania	-3.211698	-1.816765	-1.350155
– Canadá	-2.365014	-1.728335	-1.886669
– Estados Unidos	-1.502708	-1.940449	-1.826674
– Francia	-10.48024	-1.541503	-0.803643
– Italia	-7.276721	-1.243412	-1.240381
– Reino Unido	-7.748776	-2.102688	-3.151290
– Japón	-2.010954	-0.763465	-1.782216
	-9.488768		
– China*	-4.010143 (1%) -3.435125 (5%) -3.141565 (10%)	-1.634008	-0.348312

* Los valores críticos para China son diferentes debido al menor número de datos.

Tabla 105. Resultados Tests de Raíz Unitaria Indicadores Macroeconómicos. Series Mensuales.

– Series Anuales

	Valores Críticos según Nivel de Significancia		
	1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	-4.252879	-3.548490	-3.207094
	Producción Industrial	Tasa de Interés	Tipo de Cambio
– Alemania	-2.580162	-2.972207	-2.851224
– Canadá	-2.098405	-1.712381	-1.884117
– Estados Unidos	-2.046706	-1.711435	-1.450999
– Francia	-4.711892	-1.186128	-1.788508
– Italia	-2.803046	-0.602265	-1.317808
– Reino Unido	-2.806142	-1.697460	-3.592893
– Japón	-1.800044	-0.972908	-1.695077
– China ⁺	-	-1.618441	-0.481834
<i>Phillips Perron</i>	-4.252879	-3.548490	-3.207094
	Producción Industrial	Tasa de Interés	Tipo de Cambio
– Alemania	-1.958283	-2.032078	-2.572267
– Canadá	-2.299262	-1.808994	-1.830048
– Estados Unidos	-1.478817	-1.928087	-1.473574
– Francia	-3.855121	-1.234884	-1.327321
– Italia	-2.826046	-0.781300	-0.894401
– Reino Unido	-2.040798	-1.667533	-3.638444
– Japón	-1.928439	-0.431351	-1.797449
– China ⁺	-	-1.773144	-0.490230

⁺ Para el Índice de Producción Industrial China no se considera debido al escaso número de datos.

Tabla 106. Resultados Tests de Raíz Unitaria Indicadores Macroeconómicos. Series Anuales.

Datos Transformados

Como en el caso de las series de precios, en este punto se transforman los valores de las variables macroeconómicas a primeras diferencias de logaritmo. Se quiere ver si con esto las series son estacionarias. En este punto sin embargo, no se presentan estadísticas básicas ni correlaciones, simplemente se presentan los gráficos de autocorrelación y los tests de *raíz unitaria*. Esto pues aquí no se busca un análisis exhaustivo como en el caso de los precios de *commodities*.

El gráfico siguiente muestra la evolución de las series transformadas. (Se transforman los índices de producción industrial después de haber realizado el ajuste estacional).

– Series Mensuales

· Producción Industrial

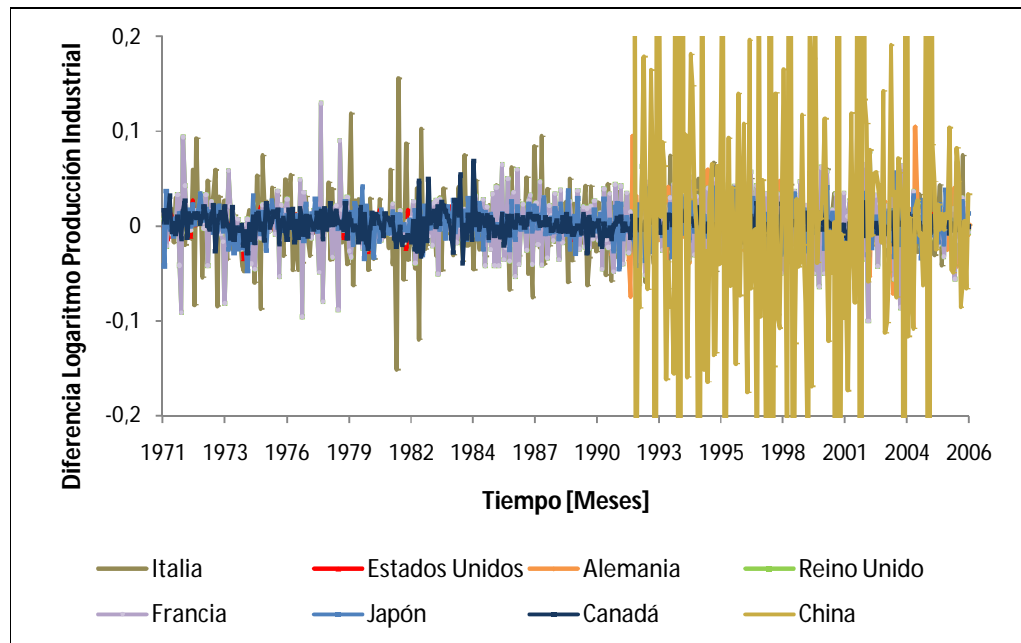


Figura 82. Datos Transformados. Producción Industrial Mensual. Período 1971-2006.

Tasas de Interés

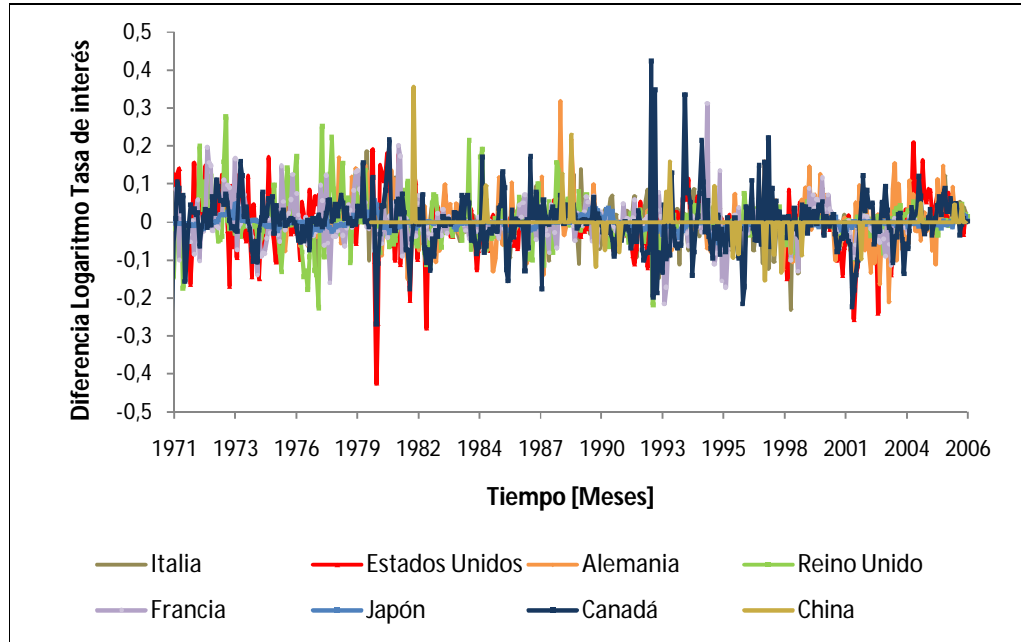


Figura 83. Datos Transformados. Tasas de interés Mensuales. Período 1971-2006.

Tipo de Cambio

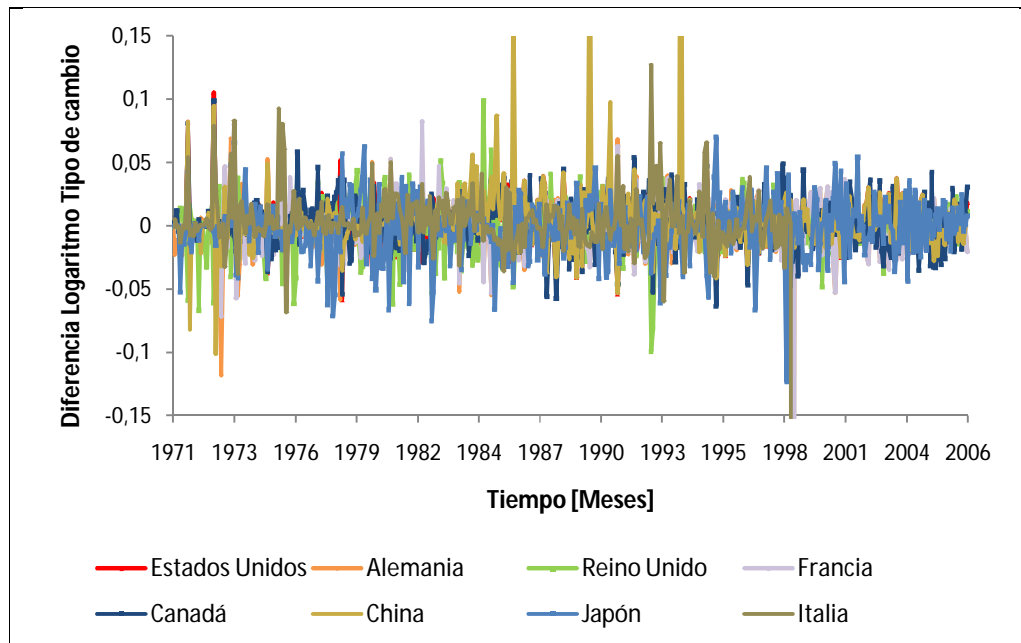


Figura 84. Datos Transformados. Tipos de Cambio Mensuales. Período 1971-2006.

– Series Anuales

· **Producción Industrial**

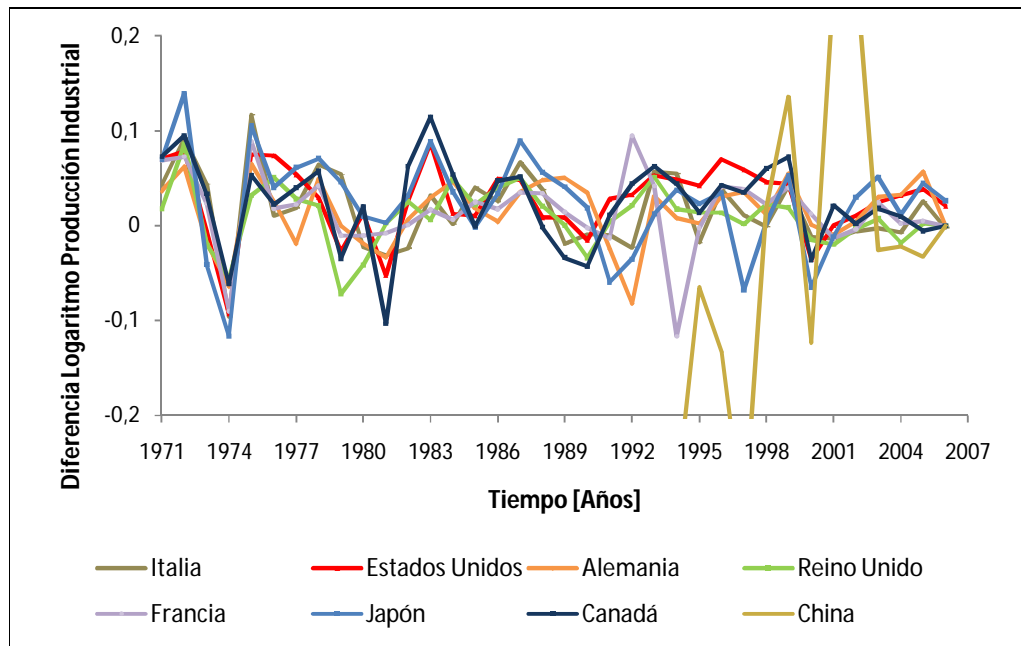


Figura 85. Datos Transformados. Producción Industrial Anual. Período 1971-2006.

· **Tasas de Interés**

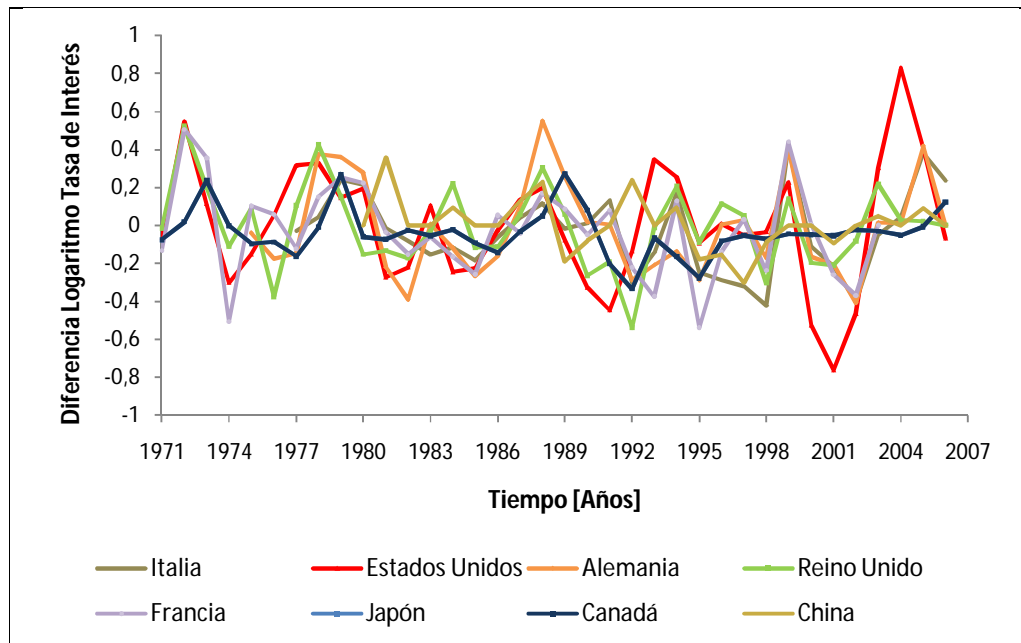


Figura 86. Datos Transformados. Tasas de Interés Anuales. Período 1971-2006.

Tipo de Cambio

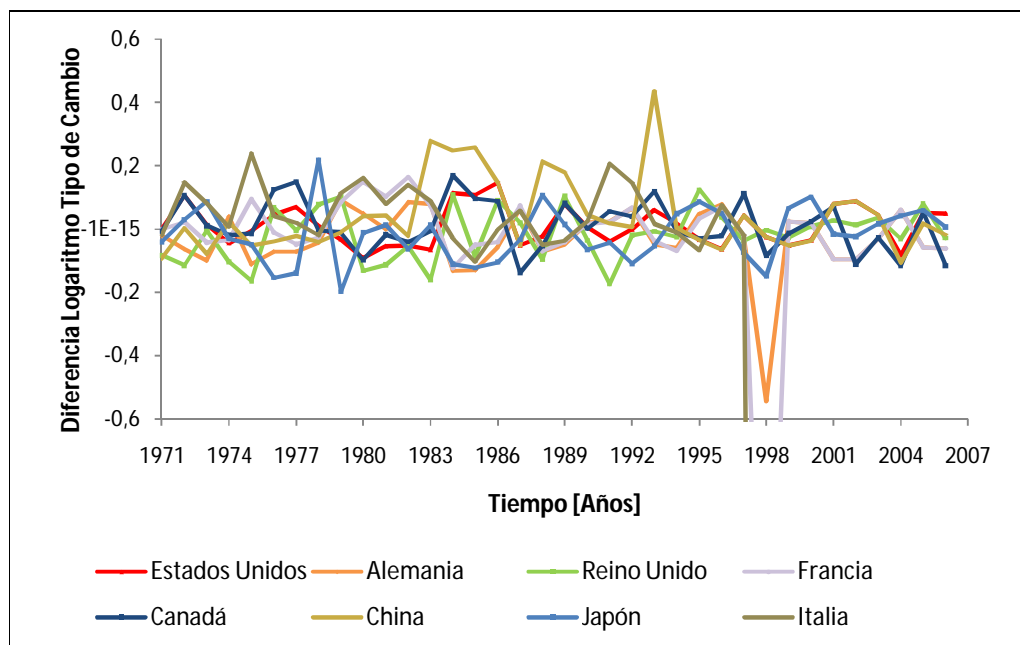


Figura 87. Datos Transformados. Tipos de Cambio Anuales. Período 1971-2006.

Tests de Raíz Unitaria Dickey-Fuller y Phillips Perron Datos Transformados

– Series Mensuales

	Valores Críticos según Nivel de Significancia		
	1%	5%	10%
Dickey-Fuller Aumentado	-3.445409	-2.868073	-2.570315
	Producción Industrial	Tasa de Interés	Tipo de Cambio
– Alemania	-22.03115	-16.42802	-20.54565
– Canadá	-9.432471	-10.84702	-21.12841
– Estados Unidos	-8.070106	-14.25589	-20.22067
– Francia	-8.335299	-14.26634	-20.87725
– Italia	-17.06548	-16.71043	-20.73425
– Reino Unido	-14.84546	-13.93362	-18.91288
– Japón	-5.584532	-6.371572	-19.35933
	-14.29476		
– China	-3.467633 (1%) -2.877823 (5%) -2.575530 (10%)	-17.83826	-20.25701
Phillips Perron	-3.445373	-2.868058	-2.570306
	Producción Industrial	Tasa de Interés	Tipo de Cambio
– Alemania	-35.27123	-17.03922	-20.56282
– Canadá	-23.70171	-16.81599	-21.14622
– Estados Unidos	-18.52630	-14.34023	-20.22035
– Francia	-49.61175	-14.64918	-20.87727
– Italia	-34.29614	-17.68728	-20.73425
– Reino Unido	-46.37629	-13.78241	-18.89944
– Japón	-27.82227	-6.328448	-19.50479
	-52.31573		
– China	-3.467205 (1%) -2.877636 (5%) -2.575430 (10%)	-18.06651	-20.27209

* Los valores críticos para China son diferentes debido al menor número de datos.

Tabla 107. Resultados Tests de Raíz Unitaria. Datos Transformados. Indicadores Macroeconómicos. Series Mensuales.

– Series Anuales

	Valores Críticos según Nivel de Significancia		
	1%	5%	10%
<i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	-3.670170	-2.963972	-2.621007
	Producción Industrial	Tasa de Interés	Tipo de Cambio
– Alemania	-4.991074	-3.513940	-3.983898
– Canadá	-5.138228	-4.687274	-5.165966
– Estados Unidos	-4.912377	-2.510581	-4.485694
– Francia	-6.768841	-5.285239	-3.524576
– Italia	-6.358472	-3.860426	-3.998435
– Reino Unido	-4.318721	-4.963751	-6.106377
– Japón	-5.209534	-3.871559	-4.834605
– China ⁺	-	-3.991837	-4.426466
<i>Phillips Perron</i>	-3.670170	-2.963972	-2.621007
	Producción Industrial	Tasa de Interés	Tipo de Cambio
– Alemania	-4.910847	-2.917844	-3.913547
– Canadá	-6.512384	-5.070647	-5.077574
– Estados Unidos	-5.135114	-3.673077	-5.413411
– Francia	-12.38060	-5.291740	-3.422704
– Italia	-6.358472	-3.685443	-4.036965
– Reino Unido	-4.190083	-4.948183	-6.111001
– Japón	-5.199208	-3.596662	-5.899873
– China	-	-3.991837	-4.417017

⁺ China no se considera para el Índice de Producción Industrial debido al escaso número de datos.

Tabla 108. Resultados Tests de Raíz Unitaria. Datos Transformados. Indicadores Macroeconómicos. Series Anuales.

Anexo D: El Ciclo Económico y el Factor Común

D.1. Análisis de Causalidad

En este punto se analiza la existencia de causalidad entre el factor común de las series de precios y las variables macroeconómicas.

· Causalidad entre Índices de Producción Industrial y el Factor Común

- Series Mensuales

Null Hypothesis	Obs.	F-Statistic	Probability
DeltaPindAlemania does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	0.88995	0.41145
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindAlemania		2.99870	0.05091
DeltaPindCanadá does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	0.69601	0.49914
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindCanadá		1.72653	0.17915
DeltaPindEEUU does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	1.26557	0.28314
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindEEUU		3.96711	0.01964
DeltaPindFrancia does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	1.27413	0.28074
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindFrancia		3.19017	0.04216
DeltaPindItalia does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	2.50838	0.08261
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindItalia		2.08955	0.12502
DeltaPindUK does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	1.02442	0.35990
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindUK		2.16429	0.11610
DeltaPindJapón does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	1.76741	0.17203
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindJapón		5.11645	0.00637
DeltaPindChina does not Granger Cause DeltaFactorComún	177	0.41947	0.65807
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindChina		0.02587	0.97447
DeltaPindConjunto does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	2.24399	0.10729
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindConjunto		4.86567	0.00814

Tabla 109. Test de Causalidad a la Granger. Factor Común Filtro de Kalman e Índices de Producción Industrial. Series Mensuales.

- **Series Anuales**

Null Hypothesis	Obs.	F-Statistic	Probability
DeltaPindAlemania does not Granger Cause DeltaFactorComún	33	0.41088	0.66700
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindAlemania		2.99870	0.05091
DeltaPindCanadá does not Granger Cause DeltaFactorComún	33	0.18890	0.82892
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindCanadá		2.11779	0.13916
DeltaPindEEUU does not Granger Cause DeltaFactorComún	34	0.21637	0.80673
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindEEUU		0.40234	0.67243
DeltaPindFrancia does not Granger Cause DeltaFactorComún	33	0.22993	0.79608
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindFrancia		0.15119	0.86038
DeltaPindItalia does not Granger Cause DeltaFactorComún	34	5.29130	0.01099
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindItalia		0.20281	0.81758
DeltaPindUK does not Granger Cause DeltaFactorComún	33	1.45353	0.25085
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindUK		3.48894	0.04437
DeltaPindJapón does not Granger Cause DeltaFactorComún	34	1.74743	0.19207
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindJapón		1.90261	0.16734
DeltaPindChina does not Granger Cause DeltaFactorComún*	-	-	-
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindChina		-	-
DeltaPindConjunto does not Granger Cause DeltaFactorComún	34	0.09196	0.91241
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaPindConjunto		5.24950	0.01133

· No se considera China debido al escaso número de datos anuales.

Tabla 110. Test de Causalidad a la Granger. Factor Común Filtro de Kalman e Índices de Producción Industrial. Series Anuales.

- **Causalidad entre Tasas de Interés y el Factor Común**

- **Series Mensuales**

Null Hypothesis	Obs.	F-Statistic	Probability
DeltaTIntAlemania does not Granger Cause DeltaFactorComún	374	0.40944	0.66432
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntAlemania		2.48574	0.08466
DeltaTIntCanadá does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	1.31466	0.26966
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntCanadá		5.82686	0.00319
DeltaTIntEEUU does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	0.81153	0.44487
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntEEUU		7.69512	0.00052
DeltaTIntFrancia does not Granger Cause DeltaFactorComún	403	0.48679	0.61496
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntFrancia		3.66922	0.02636
DeltaTIntItalia does not Granger Cause DeltaFactorComún	354	0.14414	0.86581
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntItalia		1.94615	0.14437
DeltaTIntUK does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	0.89784	0.40822
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntUK		2.31956	0.09957
DeltaTIntJapón does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	0.57017	0.56587
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntJapón		3.30045	0.03782
DeltaTIntChina does not Granger Cause DeltaFactorComún	319	0.34199	0.71062
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntChina		1.37902	0.25335

Tabla 111. Test de Causalidad a la Granger. Factor Común Filtro de Kalman y Tasas de Interés. Series Mensuales.

- **Series Anuales**

Null Hypthotesis	Obs.	F-Statistic	Probability
DeltaTIntAlemania does not Granger Cause DeltaFactorComún	29	4.77464	0.01796
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntAlemania		6.55187	0.00536
DeltaTIntCanadá does not Granger Cause DeltaFactorComún	34	1.03488	0.36802
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntCanadá		5.51064	0.00937
DeltaTIntEEUU does not Granger Cause DeltaFactorComún	34	1.96149	0.15887
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntEEUU		2.17211	0.13212
DeltaTIntFrancia does not Granger Cause DeltaFactorComún	30	2.80238	0.07978
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntFrancia		0.82571	0.44952
DeltaTIntItalia does not Granger Cause DeltaFactorComún	28	2.02494	0.15487
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntItalia		1.55612	0.23236
DeltaTIntUK does not Granger Cause DeltaFactorComún	33	3.50857	0.04368
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntUK		7.63701	0.00225
DeltaTIntJapón does not Granger Cause DeltaFactorComún	34	3.43757	0.04574
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntJapón		1.54522	0.23032
DeltaTIntChina does not Granger Cause DeltaFactorComún	24	0.13301	0.87627
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTIntChina		3.95674	0.03660

Tabla 112. Test de Causalidad a la Granger. Factor Común Filtro de Kalman y Tasas de Interés. Series Anuales.

- **Causalidad entre Tipos de Cambio y el Factor Común**

- **Series Mensuales**

Null Hypothesis	Obs.	F-Statistic	Probability
DeltaTdeCambioAlemania does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	1.04751	0.35172
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioAlemania		0.88745	0.41247
DeltaTdeCambioCanadá does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	0.92773	0.39625
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioCanadá		4.80635	0.00863
DeltaTdeCambioEEUU does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	3.68241	0.02597
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioEEUU		0.98236	0.37528
DeltaTdeCambioFrancia does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	0.18178	0.83385
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioFrancia		0.37468	0.68774
DeltaTdeCambioItalia does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	0.07194	0.93060
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioItalia		0.04045	0.96036
DeltaTdeCambioUK does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	2.32953	0.09859
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioUK		0.03170	0.96880
DeltaTdeCambioJapón does not Granger Cause DeltaFactorComún	428	0.24652	0.78163
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioJapón		0.76759	0.46477
DeltaTdeCambioChina does not Granger Cause DeltaFactorComún	427	0.12627	0.88141
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioChina		0.22509	0.79854

Tabla 113. Test de Causalidad a la Granger. Factor Común Filtro de Kalman y Tipos de Cambio. Series Mensuales.

- **Series Anuales**

Null Hypothesis	Obs.	F-Statistic	Probability
DeltaTdeCambioAlemania does not Granger Cause DeltaFactorComún	25	2.08354	0.15068
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioAlemania		0.56466	0.57736
DeltaTdeCambioCanadá does not Granger Cause DeltaFactorComún	34	0.06915	0.93334
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioCanadá		2.18757	0.13036
DeltaTdeCambioEEUU does not Granger Cause DeltaFactorComún	34	0.82639	0.44767
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioEEUU		0.19456	0.82426
DeltaTdeCambioFrancia does not Granger Cause DeltaFactorComún	25	0.96104	0.39947
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioFrancia		0.80251	0.46212
DeltaTdeCambioItalia does not Granger Cause DeltaFactorComún	25	1.42221	0.26455
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioItalia		2.59567	0.09949
DeltaTdeCambioUK does not Granger Cause DeltaFactorComún	34	0.27081	0.76467
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioUK		0.93378	0.40456
DeltaTdeCambioJapón does not Granger Cause DeltaFactorComún	34	1.65604	0.20844
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioJapón		2.07118	0.14428
DeltaTdeCambioChina does not Granger Cause DeltaFactorComún	34	0.05174	0.94967
DeltaFactorComún does not Granger Cause DeltaTdeCambioChina		1.10124	0.34596

Tabla 114. Test de Causalidad a la Granger. Factor Común Filtro de Kalman y Tipos de Cambio. Series Anuales.

Anexo E: Resultados Series Anuales

E.1. Presentación y Estadísticas

Estadística	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Número de observaciones	37	37	37	37	37
Media	1.417,356	2.190,125	8.057,514	654,750	1.062,130
Desviación estándar	487,702	1.271,558	3.590,605	389,775	594,930
Mediana	1.359,990	1.781,150	6.689,828	548,720	921,900
Máximo	2.639,880	7.131,630	16.777,700	2.579,120	3.266,180
Mínimo	590,090	1.070,890	3.511,960	253,530	309,940

Tabla 115. Estadísticas Básicas Precios. Series Anuales.

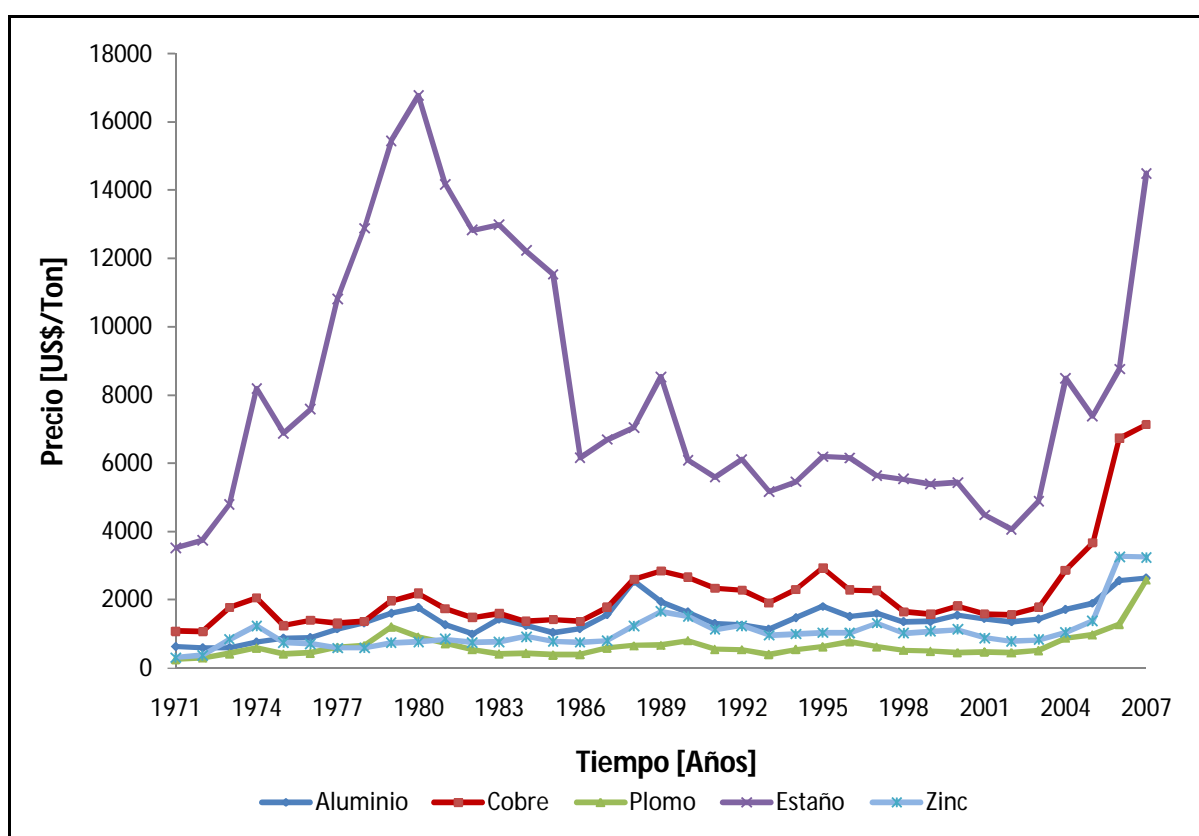


Figura 88. Precios Anuales de cada Commodity. Período 1971-2007.

E.2. Resumen de Test Aplicados a los Datos

Test	Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Número de observaciones	437	437	437	437	437
Tests de series Univariadas					
Proceso que mejor se ajusta (AR, MA o ARMA)					
– Modelo	Random walk	Random walk	Random walk	Random walk	Random walk
Tests de Estacionaridad (¿Se rechaza la hipótesis de presencia de raíz unitaria?)					
o Datos en niveles					
– Dickey-Fuller Aumentado	No	No	No	No	No
– Phillips Perron	No	No	No	No	No
o Datos en primeras diferencias de logaritmo					
– Dickey-Fuller Aumentado	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
– Phillips Perron	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Tests de Normalidad (¿Se rechaza la hipótesis de normalidad de las series?)					
– Test de Distribución Normal	No	No	No	No	No
– Jarque Bera	No	No	No	No	No
– SRT	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Tests de Heterocedasticidad (¿Se rechaza la hipótesis de errores homocedásticos?)					
– White	No	No	Sí	No	No
– Breusch-Pagan-Godfrey	No	No	Sí	No	No
– Harvey	No	No	No	No	No
– ARCH	No	No	No	No	No
Tests de Independencia (¿Se rechaza la hipótesis de independencia?)					
– Ljung-Box	No	No	No	No	No
– Box-Pierce	No	No	No	No	No
– Turning Points	No	No	No	No	No
– Von Neumann Ratio	No	No	No	No	No
– BDS	No	No	No	No	No
Tests de Memoria (¿Se rechaza la hipótesis de no persistencia?)					
– R/S y Exponente de Hurst	No	Sí	Sí	Sí	Sí
– Geweke & Porter-Hudak	No	Sí	Sí	Sí	Sí

Tabla 116. Resumen de Tests Aplicados a los Datos. Series Anuales (1/2).

Test	Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Tests de series Multivariadas					
Tests de Cointegración					
(¿Se rechaza la hipótesis de no cointegración?)					
– <i>Durbin Watson</i>	No	No	No	No	No
– <i>Engle-Granger*</i>	Sí	Sí	Sí	Sí	No
– <i>Johansen</i>	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Tests de Causalidad					
(¿Se rechaza la hipótesis de no causalidad?)					
– <i>Granger</i> ⁺	No	No	No	No	No
* Resultados asociados a cada serie cuando es utilizada como variable dependiente.					
+ Resultados caso multivariado.					

Tabla 117. Resumen de Tests Aplicados a los Datos. Series Anuales (2/2).

Con el test de *Johansen* se rechaza la hipótesis nula de no cointegración. Sin embargo al aplicar un test de *Engle & Granger* a dicha relación, se rechaza que exista cointegración.

El test de *Causalidad a la Granger* bivariado solamente rechaza las hipótesis nulas: “*la primera diferencia del logaritmo del cobre (zinc, estaño) no causa a la Granger a la primera diferencia del zinc (estaño, zinc)*”, respectivamente. En el caso multivariado se acepta la hipótesis de no cointegración.

E.3. Análisis Exploratorio de Factores

Variable	Varianza Observada	Pesos de los factores		Commuality	Porcentaje explicado
Aluminio	1,000	0,781	0,098	0,620	61,957
Cobre	1,000	0,999	1x10 ⁻⁰⁶	0,998	99,800
Estaño	1,000	0,195	0,726	0,565	56,510
Plomo	1,000	0,855	0,436	0,921	92,112
Zinc	1,000	0,953	-0,081	0,915	91,477
Total	5,000	3,285*	0,733*	4,019	80,371

* Suma de pesos al cuadrado

Tabla 118. Análisis Exploratorio de Factores. Series Anuales.

E.4. Análisis Dinámico de Factores

Metal	Factor común <i>??</i>	Factores específicos de cada metal <i>??</i>
Aluminio	0,014 <i>(31,939)</i>	0,016 <i>(37,759)</i>
Cobre	0,023 <i>(106,706)</i>	0,024 <i>(48,779)</i>
Estaño	0,013 <i>(81,259)</i>	0,037 <i>(236,014)</i>
Plomo	0,018 <i>(43,828)</i>	0,018 <i>(31,977)</i>
Zinc	0,015 <i>(43,618)</i>	0,018 <i>(42,198)</i>
Coefficiente autoregresivo ?	Factor común 0,981 <i>(9,717)</i>	Factor específico
Aluminio		0,978 <i>(6,958)</i>
Cobre		0,976 <i>(7,865)</i>
Estaño		0,980 <i>(11,557)</i>
Plomo		0,982 <i>(2,854)</i>
Zinc		0,984 <i>(5,266)</i>

Estadísticos t en cursiva y entre paréntesis.

Tabla 119. Ponderadores y Coeficientes del Modelo Filtro de Kalman. Series Anuales.

Al aplicar los tests de Dickey-Fuller aumentado y el de Phillips Perron no se rechaza la existencia de *raíz unitaria*, como se detalla en la tabla siguiente:

Test	<i>Factor Específico</i>					
	<i>Factor Común</i>	Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Número de observaciones	36	36	36	36	36	36
Tests de series univariadas						
Tests de estacionaridad (¿Se rechaza la hipótesis de presencia de raíz unitaria?)						
– <i>Dickey-Fuller Aumentado</i>	No	No	No	No	No	No
– <i>Phillips Perron</i>	No	No	No	No	No	No

Tabla 120. Resultados Tests de Estacionaridad Aplicados a Factores. Series Anuales.

Metal	Factor común ? ??	Factores específicos del metal ? ??
Aluminio	47,157	52,799
Cobre	53,777	46,217
Estaño	12,418	87,576
Plomo	55,790	44,194
Zinc	29,313	70,683

Tabla 121. Parte de la Varianza Explicada por cada Factor. Series Anuales.

	Factor común	Aluminio	Cobre	Plomo	Estaño	Zinc
Factor común	/	0,863	0,962	0,933	0,363	0,916
Factor específico	/	0,905	0,800	0,880	0,947	0,913
Aluminio		/	0,736	0,696	0,194	0,676
Cobre		0,736	/	0,770	0,085	0,914
Plomo		0,696	0,770	/	0,451	0,688
Estaño		0,194	0,085	0,451	/	0,042
Zinc		0,676	0,914	0,688	0,042	/

Tabla 122. Correlación entre Factores y Precios de los Metales. Series Anuales.

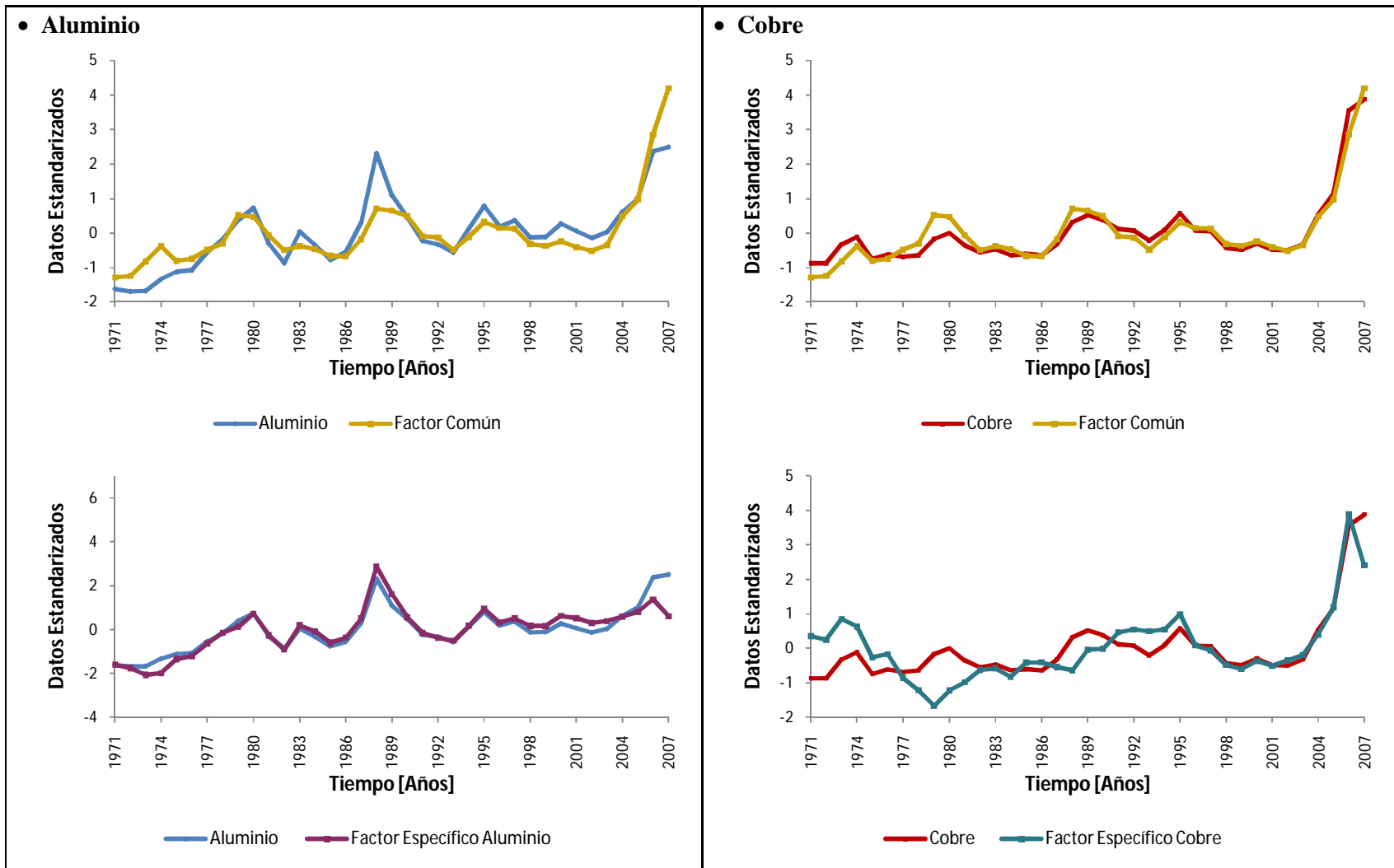


Figura 89. Precios de Commodities y Factores Kalman. Aluminio y Cobre. Series Anuales.

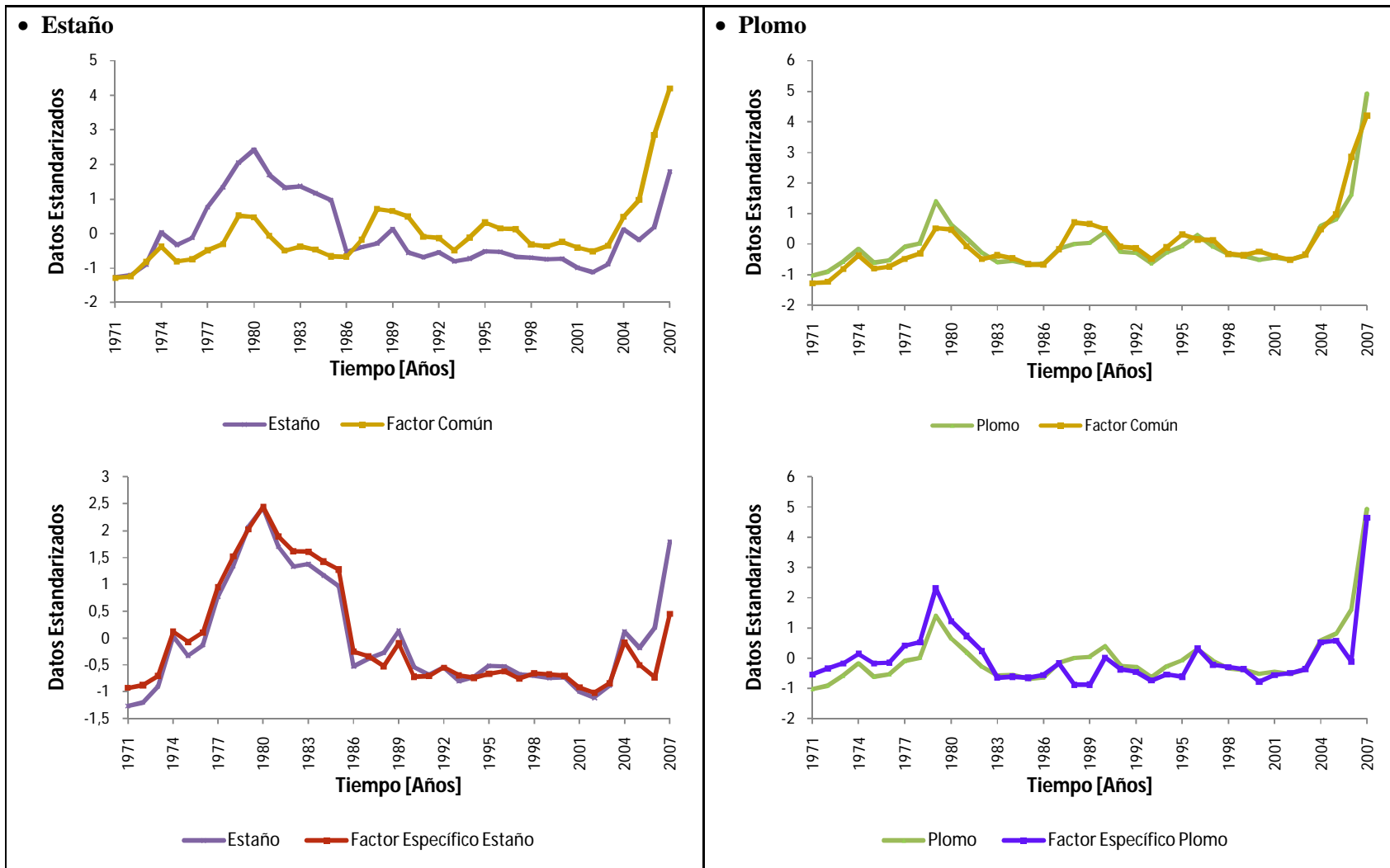


Figura 90. Precios de Commodities y Factores Kalman. Estaño y Plomo. Series Anuales.

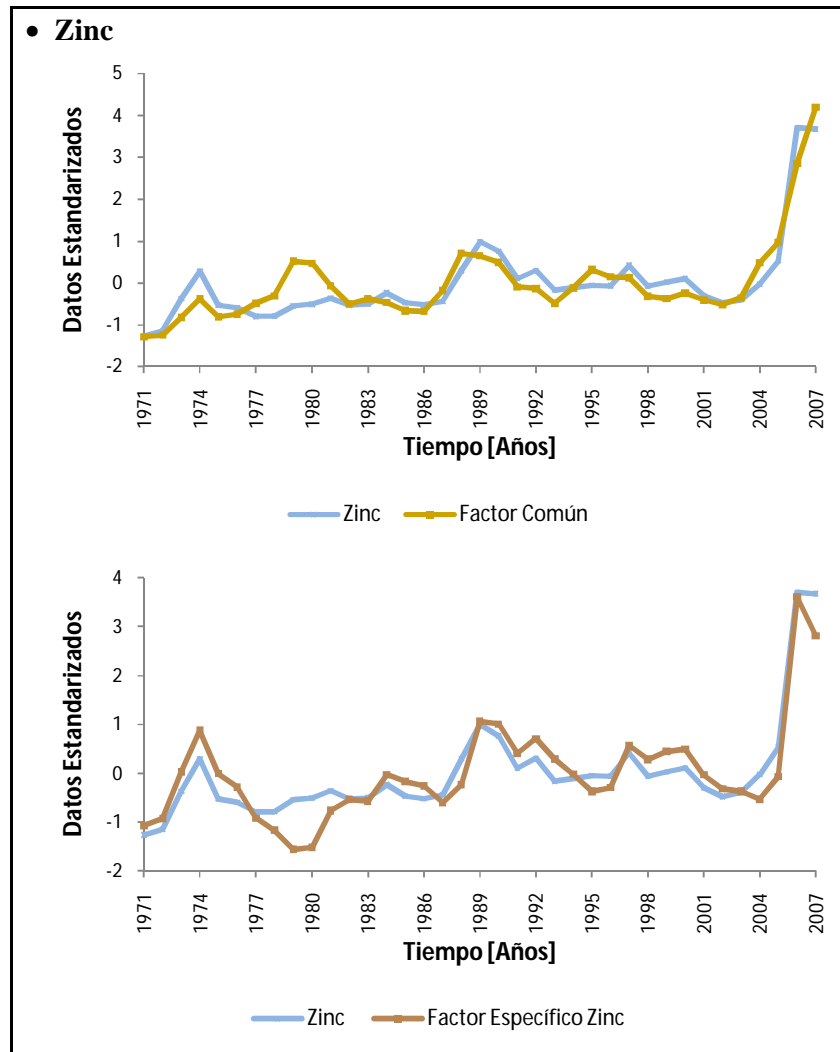


Figura 91. Precios de Commodities y Factores Kalman. Zinc. Series Anuales.

E.6. El Ciclo Económico y el Factor Común

Las variables macroeconómicas en frecuencia anual se muestran en los siguientes gráficos en el tiempo.

- Producción Industrial

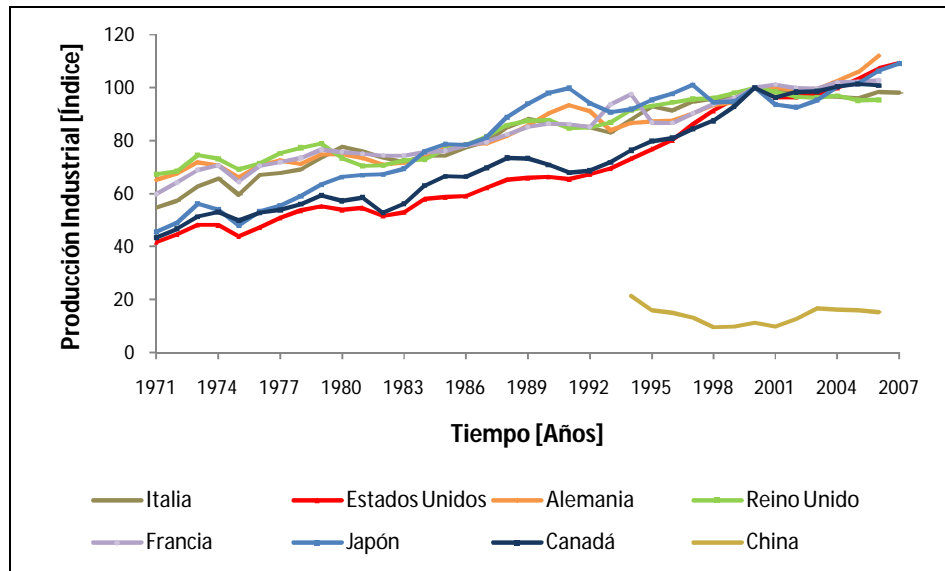


Figura 92. Producción Industrial Países OCDE y China. Series Anuales.

- Tasas de interés

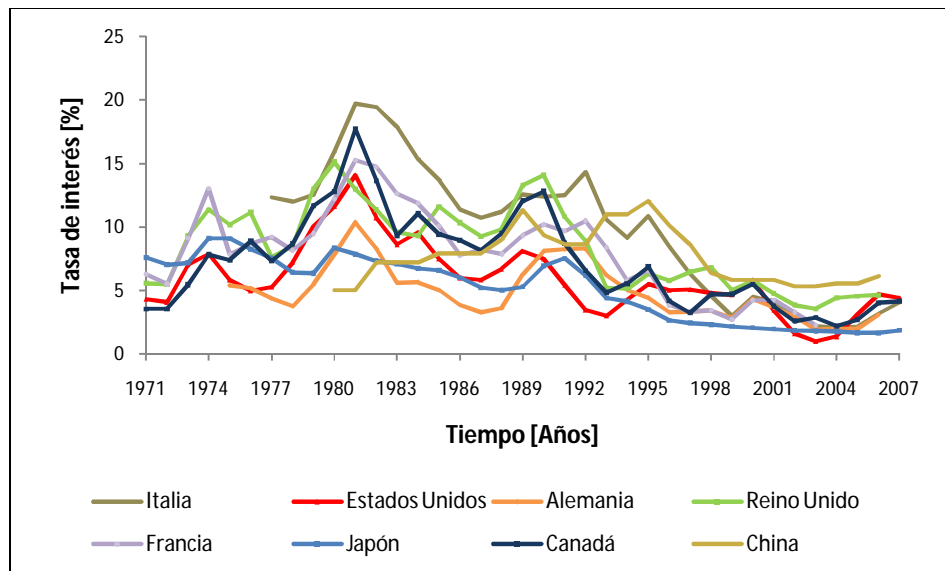


Figura 93. Tasas de Interés Países OCDE y China. Series Anuales.

- Tipo de cambio

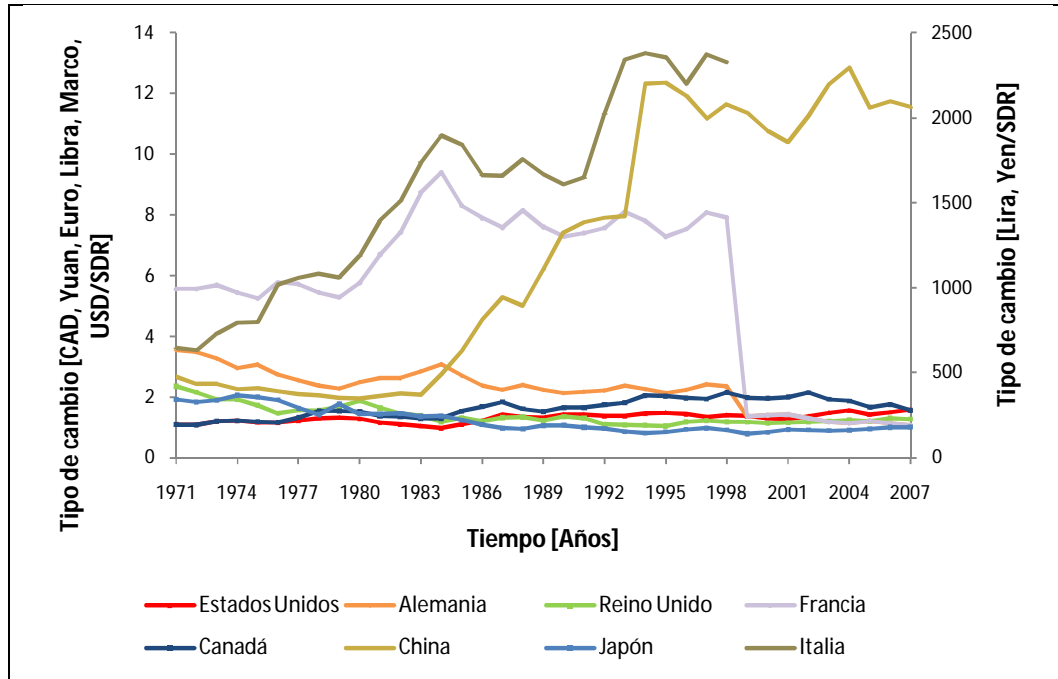


Figura 94. Tipo de Cambio Países OCDE y China. Series Anuales.

La correlación entre las variables macroeconómicas y los precios de *commodities* en frecuencia anual se detallan en la siguiente tabla.

?	Aluminio	Cobre	Estaño	Plomo	Zinc
Producción Industrial					
– Alemania	0,569	0,482	-0,364	0,227	0,504
– Canadá	0,561	0,384	-0,346	0,182	0,407
– Estados Unidos	0,632	0,580	-0,230	0,440	0,587
– Francia	0,559	0,398	-0,314	0,193	0,420
– Italia	0,691	0,504	-0,193	0,364	0,534
– Reino Unido	0,542	0,351	-0,439	0,163	0,384
– Japón	0,702	0,569	-0,227	0,378	0,606
– China	0,158	0,225	0,099	0,143	0,100
– Promedio países OCDE y China					
Tasa de Interés					
– Alemania	-0,039	-0,022	0,069	-0,005	-0,014
– Canadá	-0,008	-0,042	0,129	-0,006	-0,032
– Estados Unidos	-0,008	-0,021	0,096	0,004	-0,017
– Francia	-0,031	0,003	0,200	0,029	-0,001
– Italia	-0,125	-0,156	0,228	-0,099	-0,153
– Reino Unido	-0,020	-0,037	0,180	0,025	-0,021
– Japón	-0,074	-0,059	0,043	-0,041	-0,058
– China	0,017	0,019	-0,102	-0,034	0,022
Tipo de Cambio					
– Alemania	-0,669	-0,562	0,071	-0,491	-0,546
– Canadá	0,448	0,187	-0,347	0,079	0,206
– Estados Unidos	0,651	0,623	-0,215	0,532	0,559
– Francia	0,433 <i>-0,720</i>	0,292 <i>-0,746</i>	-0,077 <i>-0,755</i>	-0,172 <i>-0,730</i>	0,447 <i>-0,625</i>
– Italia	0,539 <i>-0,720</i>	0,001 <i>-0,746</i>	-0,000 <i>-0,755</i>	-0,000 <i>-0,730</i>	0,001 <i>-0,625</i>
– Reino Unido	-0,498	-0,261	0,150	-0,119	-0,334
– Japón	-0,607	-0,339	0,262	-0,167	-0,363
– China	0,511	0,471	-0,455	0,272	0,465

En cursiva se presenta la correlación para Francia e Italia después del paso a Euro.

Tabla 123. Correlación entre Indicadores Macroeconómicos y Precios de Metales. Series Anuales.

La tabla siguiente muestra la correlación entre el factor común y los indicadores macroeconómicos.

	Producción Industrial	Tasa de interés	Tipo de cambio
Alemania	0,431	-0,089	-0,586
Canadá	0,366	-0,069	0,206
Estados Unidos	0,564	-0,029	0,615
Francia	0,380	0,058	-0,353
Italia	0,524	-0,308	-0,218
Reino Unido	0,338	0,006	-0,285
Japón	0,563	-0,434	-0,354
China	0,171	-0,002	0,413
Promedio países OCDE y China	0,591	-	-

Tabla 124. Correlación entre Indicadores Macroeconómicos y Factor Común. Series Anuales.

País	Test de Causalidad*	¿Se rechaza la hipótesis nula?		
		Producción Industrial	Tasa de Interés	Tipo de Cambio
Alemania	I.M. a F.C.	No	Sí ⁺	No
	F.C. a I.M.	Sí ⁺⁺	Sí ⁺	No
Canadá	I.M. a F.C.	No	No	No
	F.C. a I.M.	No	Sí ⁺	No
Estados Unidos	I.M. a F.C.	No	No	No
	F.C. a I.M.	No	No	No
Francia	I.M. a F.C.	No	Sí ⁺⁺	No
	F.C. a I.M.	No	No	No
Italia	I.M. a F.C.	Sí ⁺	No	No
	F.C. a I.M.	No	No	Sí ⁺⁺
Reino Unido	I.M. a F.C.	No	Sí ⁺	No
	F.C. a I.M.	Sí ⁺	Sí ⁺	No
Japón	I.M. a F.C.	No	Sí ⁺	No
	F.C. a I.M.	No	No	No
China	I.M. a F.C.	No	No	No
	F.C. a I.M.	No	Sí ⁺	No
Promedio países	I.M. a F.C.	No	-	-
OCDE y China	F.C. a I.M.	Sí ⁺	-	-

* Esto Indica la dirección de la relación de causalidad que se testea:
F.C. a I.M.: Factor Común *causa a la Granger* a Indicador Macroeconómico y viceversa.
⁺ Significativo al 5%.
⁺⁺ Significativo al 10%.

Tabla 125. Resultados Test de Causalidad entre el Factor Común y los Indicadores Macroeconómicos. Series Anuales.

Al igual que en el caso de series mensuales, se estima una regresión para la primera diferencia del factor común en una constante, su primer rezago, la primera diferencia del índice agregado de producción industrial y la primera diferencia de las tasas de interés. A continuación se hace la misma regresión sin considerar las tasas de interés.

Los resultados se indican en las dos tablas siguientes:

- *Constante, producción industrial y tasas de interés:*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.396241	2.939508	0.815184	0.4308
DELTAFC(-1)	0.114439	0.273945	0.417746	0.6835
DELTAPINDOCDE	1.636136	1.002492	1.632069	0.1286
DELTATDEINTALEMANIA	-8.465231	4.262063	-1.986181	0.0703
DELTATDEINTCANADA	-0.829542	2.396266	-0.346181	0.7352
DELTATDEINTEEUU	4.897218	3.288915	1.489007	0.1623
DELTATDEINTFRANCIA	-3.566469	4.229871	-0.843163	0.4156
DELTATDEINTITALIA	6.312089	3.171357	1.990343	0.0698
DELTATDEINTUK	1.750814	2.060353	0.849764	0.4121
DELTATDEINTJAPON	6.888881	5.752327	1.197581	0.2542
DELTATDEINTCHINA	-1.189520	2.309851	-0.514977	0.6159
R-squared	0.569601	Mean dependent var		-1.239423
Adjusted R-squared	0.210935	S.D. dependent var		12.08819
S.E. of regression	10.73786	Akaike info criterion		7.891363
Sum squared resid	1383.620	Schwarz criterion		8.434426
Log likelihood	-79.75068	F-statistic		1.588110
Durbin-Watson stat	1.387608	Prob(F-statistic)		0.221487

Tabla 126. Resultados Regresión Factor Común con Variables Macroeconómicas (1). Series Anuales.

- *Constante y producción industrial:*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.627671	2.819971	0.577194	0.5678
DELTAFC(-1)	0.395991	0.170224	2.326295	0.0265
DELTAPINDOCDE	1.545731	0.749635	2.061977	0.0474
R-squared	0.324387	Mean dependent var		5.407372
Adjusted R-squared	0.282162	S.D. dependent var		18.36405
S.E. of regression	15.55901	Akaike info criterion		8.408973
Sum squared resid	7746.644	Schwarz criterion		8.542288
Log likelihood	-144.1570	F-statistic		7.682214
Durbin-Watson stat	2.033635	Prob(F-statistic)		0.001884

Tabla 127. Resultados Regresión Factor Común con Variables Macroeconómicas (2). Series Anuales.

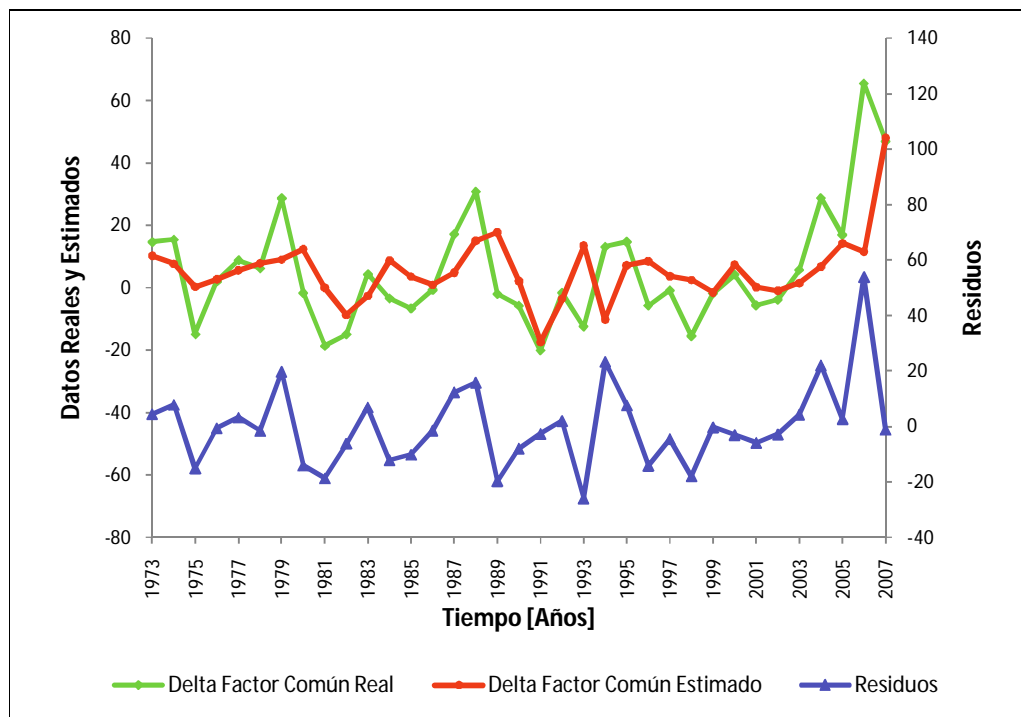


Figura 95. Factor Común Real y Estimado (en Diferencias). Series Anuales.

