

**UNIVERSIDAD MAYOR DE SAN ANDRÉS
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y FINANCIERAS
CARRERA DE ECONOMÍA**



**LA INCIDENCIA DEL TIPO DE CAMBIO REAL
SOBRE LAS EXPORTACIONES
DE SOYA Y DEL ZINC
(1990-2002)**

Postulante: Rolando Sergio Colque Soldado

Tutor: Lic. Luís Alberto Arce Catacora

La Paz – Bolivia

2006

Bienaventurado el hombre que haya la sabiduría, y que obtiene la inteligencia, porque su ganancia es mejor que la ganancia de la plata, y sus frutos más que el oro fino. Más preciosa es que las piedras preciosas; y todo lo que puedes desear, no se puede comparar a ella.

Proverbios 3:13

*Quiero agradecer a mis Padres que me orientaron, en mis primeros pasos, enseñandome sus valores mas preciosos, compartiendo tristezas y alegrías.
Para Eloy y Rita mi eterno agradecimiento.*

*A la valiosa colaboración del Lic. Luis Alberto Arce Catacora y Lic. Armando Mendez Morales.
Tutores que con su experiencia y conocimiento fueron decisivos para la culminación del presente trabajo.*

*A Pablo Mendieta, Humberto Arandia y Marcelo Montenegro, por sus comentarios y sugerencias.
Mi gratitud por estos grandes profesionales y amigos.*

Al Lic. Pablo Calderón y Lic. Rolando Marin, por su colaboración, de examinadores de la presente memoria de grado.

Al Banco Central de Bolivia y al Ministerio de Hacienda, mi eterna gratitud, por ser centros de oportunidades para la práctica de la ciencia de la Economía.

A mi querida Universidad Mayor de San Andres y los profesores, que me dieron acogida y me formaron profesionalmente.

La Incidencia del Tipo de Cambio Real Sobre las Exportaciones de Soya y del Zinc

Preparado por:
Rolando Sergio Colque Soldado*

Resumen

La economía boliviana ha experimentado en los últimos años un cambio en la estructura de sus exportaciones, donde el sector no tradicional se ha consolidado como un sector dinámico e importante en la generación de divisas, en comparación al sector tradicional que se ha quedado parcialmente estancado. Este desempeño se ha desarrollado en forma paralela con la apertura de la economía al sector externo a través de la vinculación directa con los flujos comerciales. El trabajo analiza en primera instancia el rol del tipo de cambio real y la actividad económica mundial, sobre el desempeño de las exportaciones a nivel de sectores económicos en el periodo 1990-2004. En segunda instancia se realiza un diagnóstico de la incidencia del precio relativo-TCR- y la actividad económica sobre las exportaciones de soya y derivados (exportaciones no tradicionales) y las exportaciones de zinc (exportaciones tradicionales), que denotan diferencias en cuanto a su calidad de exportación.

La estimación de la demanda de exportaciones fue a través del método de vector de corrección de errores (VEC) y validan una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real, la actividad económica externa y las exportaciones. La elasticidad precio para las exportaciones globales se ubicó en 0.9, que se reduce cuando se excluyen los hidrocarburos a 0.6. A nivel sectorial, las exportaciones tradicionales son más sensibles al TCR (1.5) a comparación de las exportaciones no tradicionales (1.28). Por otro lado la elasticidad renta es más significativa-mayor a la elasticidad precio- y se ubica en 1.25 y 1.7 para las exportaciones globales con respecto a los países industriales y de América Latina respectivamente, que sin embargo se reducen si se excluyen los hidrocarburos a 0.7 y 1.5. A nivel sectorial las exportaciones tradicionales y no tradicionales son más sensibles a la demanda de los países de América Latina, de 1.68 y 1.88 respectivamente; en cambio la elasticidad renta se ubica en 1.2 y 1.4 con respecto a los países industriales para las exportaciones tradicionales y no tradicionales respectivamente.

Para el modelo específico la elasticidad precio de las exportaciones de soya y derivados se ubicó en -3.1 promedio en un rango de -2.8 a -3.2, mayores a la elasticidad encontrada para el zinc de -0.9. Por otro lado la elasticidad renta reportó una mayor incidencia para las exportaciones de soya y derivados de 2.4 promedio, superior a la respuesta de las exportaciones de zinc que se ubicaron en 0.3.

Finalmente los resultados advierten que las exportaciones globales requieren menos de 2 trimestres para converger a su nivel de equilibrio. Donde las exportaciones no tradicionales necesitan 1 trimestre y $\frac{1}{2}$ para corregir su desequilibrio, mientras que las exportaciones tradicionales necesitan algo más de 5 trimestres. A nivel sectorial el complejo sojero se ajusta con mayor velocidad a su nivel de equilibrio de largo plazo, que le toma menos de 2 trimestres, en cambio las exportaciones de zinc requieren un mes adicional.

* El autor agradece la valiosa colaboración del Lic. Luis A. Arce Catacora, donde sus comentarios y observaciones fueron decisivos para la culminación de la tesis. También el agradecimiento a la Asesoría de Política Económica (APEC) del Banco Central de Bolivia, a través de su apoyo académico del Lic. Raúl Mendoza, María A. Aguilar, Fernando Escobar, Rafael Boyan, Humberto Arandía, Dennis Martín, Juan Carlos Escobar, Dennis Salazar, Julio Rocabado y, en especial al Lic. Pablo H. Mendieta en su desinteresado apoyo y enseñanza de la fascinante ciencia de la economía.

Índice

Capítulo 1	Introducción.....	7
1.1	<i>Planteamiento del Problema.....</i>	<i>7</i>
1.2	<i>Formulación de la Hipótesis</i>	<i>8</i>
1.3	<i>Objetivos.....</i>	<i>8</i>
1.4	<i>Justificación y Metodología.....</i>	<i>8</i>
Capítulo 2	Aspectos Teóricos Conceptuales.....	9
2.1	<i>Bienes Transables y No Transables.....</i>	<i>9</i>
2.2	<i>Tipo de Cambio Nominal.....</i>	<i>10</i>
2.3	<i>Tipo de Cambio Real.....</i>	<i>10</i>
2.4	<i>Tipo de Cambio Real y Efectivo.....</i>	<i>12</i>
2.5	<i>Tipo de Cambio Real de Equilibrio de Largo Plazo.....</i>	<i>13</i>
2.6	<i>El desalineamiento del Tipo de Cambio Real.....</i>	<i>14</i>
Capítulo 3	Modelos Teóricos.....	15
3.1	<i>Enfoque de Absorción.....</i>	<i>16</i>
3.2	<i>Enfoque de Elasticidades.....</i>	<i>16</i>
3.3	<i>Enfoque de la Curva J: Desajuste Transitorio de Mercado.....</i>	<i>17</i>
3.4	<i>Enfoque de la Curva J. Desajuste Estructural.....</i>	<i>21</i>
3.5	<i>Enfoque Monetario del Tipo de Cambio.....</i>	<i>22</i>
Capítulo 4	Revisión de la Literatura	24
Capítulo 5	Evolución de las Exportaciones Bolivianas 1990-2004.....	33
5.1	<i>Estructura Porcentual de las Exportaciones.....</i>	<i>33</i>
5.2	<i>Tasa de Crecimiento de las Exportaciones Tradicionales y No Tradicionales.....</i>	<i>35</i>
5.3	<i>Exportaciones, Tipo de Cambio Real y Actividad Económica.....</i>	<i>38</i>
5.4	<i>Exportaciones de Soya y Zinc, Precios y Actividad Económica.....</i>	<i>43</i>
5.5	<i>Participación de la Soya y Zinc en las Exportaciones.....</i>	<i>47</i>

5.6	<i>Correlación de las exportaciones de Soya y Otros No Tradicionales</i>	48
5.7	<i>Correlación de las Exportaciones de Zinc y Otros Minerales</i>	49
5.8	<i>Destino de las Exportaciones Bolivianas</i>	50
Capítulo 6	<i>Evolución del Tipo de Cambio Real 1990-2004</i>	54
Capítulo 7	<i>Un Modelo Econométrico</i>	58
7.1	<i>Planteamiento Teórico y Matemático</i>	58
7.2	<i>Especificación del Modelo Econométrico</i>	60
7.3	<i>Fuente de Datos</i>	62
7.4	<i>Test de Raíz Unitaria</i>	63
7.5	<i>Test de Cointegración</i>	65
7.6	<i>Modelo de Vector de Corrección de Errores (VEC)</i>	68
7.7	<i>Análisis Impulso-Respuesta</i>	85
Capítulo 8	<i>Conclusiones y Comentarios Finales</i>	90
9.	<i>Bibliografía</i>	94
10.	<i>Anexos</i>	
<i>Anexo 1</i>	<i>El problema de introducir la variable dependiente rezagada</i>	97
<i>Anexo 2</i>	<i>Deducción matemática de la demanda de exportaciones</i>	98
<i>Anexo 3</i>	<i>Precio relativo (P^*/P^*) y Tipo de Cambio Real</i>	101
<i>Anexo 4</i>	<i>Definición de Variables</i>	103
<i>Anexo 5</i>	<i>Test de Raíz Unitaria</i>	104
<i>Anexo 6</i>	<i>Test de Cointegración de Johansen-Juselius</i>	105
<i>Anexo 7</i>	<i>Modelo de Vector de Corrección de Errores</i>	106
<i>Anexo 8</i>	<i>Test de raíz unitaria para el modelo general y específico</i>	108
<i>Anexo 9</i>	<i>Base de datos</i>	110

Índice de Cuadros

CUADRO 2.1	Resumen de la evidencia empírica a nivel regional y por países.....	26
CUADRO 2.2	Resumen de la evidencia empírica en Bolivia.....	28
CUADRO 2.3	Evidencia empírica: Devaluación y producto.....	31
CUADRO 5.1	Bolivia: Estructura de las exportaciones según producto (%).....	33
CUADRO 7.1	Modelo general: Resultados del test de raíz unitaria.....	63
CUADRO 7.2	Modelo específico: Resultados del test de raíz unitaria.....	64
CUADRO 7.3	Modelo general: Johansen cointegration test.....	66
CUADRO 7.4	Modelo específico: Johansen cointegration test.....	67
CUADRO 7.5	Modelo general: Resultados vector error correction estimates.....	69
CUADRO 7.6	Modelo general (corto plazo): Resultados Vector error correction estimates.....	70
CUADRO 7.7	Modelo general: Elección de rezagos.....	72
CUADRO 7.8	Modelo general: VEC residual normality Tests.....	73
CUADRO 7.9	Modelo general: VEC residual portmanteau tests for autocorrelations.....	74
CUADRO 7.10	Modelo general: VEC residual serial correlation LM test.....	75
CUADRO 7.11	Modelo general: VEC residual heteroskedasticity tests: no cross terms.....	77
CUADRO 7.12	Modelo general: VEC residual heteroskedasticity tests: includes cross terms.....	77
CUADRO 7.13	Modelo específico: Resultados vector error correction estimates.....	78
CUADRO 7.14	Modelo específico (corto plazo): Resultados vector error correction estimates.....	79
CUADRO 7.15	Modelo específico: Elección de rezagos.....	81
CUADRO 7.16	Modelo específico: VEC residual normality tests.....	81
CUADRO 7.17	Modelo específico: VEC residual portmanteau tests for autocorrelations.....	82
CUADRO 7.18	Modelo específico: VEC residual serial correlation LM test.....	83
CUADRO 7.19	Modelo específico: VEC residual heteroskedasticity tests: no cross terms.....	84
CUADRO 7.20	Modelo específico: VEC residual heteroskedasticity tests: includes cross terms.....	84

Índice de Figuras

FIGURA 3.1	Cálculo del tipo de cambio nominal.....	10
FIGURA 3.2	Cálculo del tipo de cambio real.....	11

Índice de Gráficos

GRÁFICO 5.1	Participación en MM \$us de las exportaciones sobre el total (%).....	35
GRÁFICO 5.2	Tasa de crecimiento anual de las exportaciones tradicionales (%).....	36
GRÁFICO 5.3	Tasa de crecimiento anual de las exportaciones no tradicionales (%).....	37
GRÁFICO 5.4	Exportaciones y tipo de cambio real.....	38
	Exportaciones tradicionales y tipo de cambio real.....	39
	Exportaciones no tradicionales y tipo de cambio real.....	39
GRÁFICO 5.5	Exportaciones y PIB industrial.....	41
	Exportaciones y PIB de América Latina.....	41
	Exportaciones tradicionales, no tradicionales, y PIB industrial.....	42
	Exportaciones tradicionales, no tradicionales y PIB de América Latina.....	42
GRÁFICO 5.6	Soya total: volumen y precio relativo.....	43
GRÁFICO 5.7	Soya total e importaciones de la Comunidad Andina.....	44
GRÁFICO 5.8	Zinc: volumen y precio relativo.....	44
GRÁFICO 5.9	Exportaciones de zinc e importaciones de Suiza.....	45
GRÁFICO 5.10	Evolución del precio de la soya y derivados.....	46

GRÁFICO 5.11	<i>Evolución del precio del zinc.....</i>	46
GRÁFICO 5.12	<i>Participación de la soya en MM de \$us/ exportaciones no tradicionales (%).....</i>	47
GRÁFICO 5.13	<i>Participación del zinc en MM \$us / exportaciones tradicionales (%).....</i>	47
GRÁFICO 5.14	<i>Volumen: Soya y otros no tradicionales.....</i>	48
GRÁFICO 5.15	<i>Valor: Soya y otros no tradicionales.....</i>	48
GRÁFICO 5.16	<i>Volumen: Zinc y otro minerales.....</i>	48
GRÁFICO 5.17	<i>Valor: Zinc y otro minerales.....</i>	49
GRÁFICO 5.18	<i>Destino de las exportaciones bolivianas por zonas económicas (2004).....</i>	50
GRÁFICO 5.19	<i>Destino de las exportaciones mineras (promedio 2002-2004).....</i>	51
	<i>Destino de las exportaciones de hidrocarburos (promedio 2002-2004).....</i>	51
	<i>Destino de las exportaciones no tradicionales (promedio 2002-2004).....</i>	52
GRÁFICO 5.20	<i>Destino de las exportaciones de soya y derivados (2004).....</i>	53
GRÁFICO 5.21	<i>Destino de las exportaciones de zinc (promedio 2002-2004).....</i>	53
GRÁFICO 6.1	<i>Tipo de cambio real de equilibrio (en logaritmos).....</i>	55
GRÁFICO 6.2	<i>Desalineamiento del tipo de cambio real.....</i>	57
GRÁFICO 6.3	<i>Índice del tipo de cambio real y efectivo (1999-2004).....</i>	57
GRÁFICO 7.1	<i>Respuesta de largo plazo de las exportaciones totales</i>	86
GRÁFICO 7.2	<i>Respuesta de largo plazo de las exportaciones sin hidrocarburos.....</i>	86
GRÁFICO 7.3	<i>Respuesta de largo plazo de las exportaciones tradicionales.....</i>	87
GRÁFICO 7.4	<i>Respuesta de largo plazo de las exportaciones no tradicionales.....</i>	88
GRÁFICO 7.5	<i>Respuesta de largo plazo de las exportaciones de harina de soya.....</i>	89
	<i>Respuesta de largo plazo de las exportaciones de aceite de soya.....</i>	89
	<i>Respuesta de largo plazo de las exportaciones de torta de soya.....</i>	89
	<i>Respuesta de largo plazo de las exportaciones de zinc.....</i>	89

Capítulo 1. Introducción

La economía boliviana ha experimentado en los últimos años un cambio en la estructura de sus exportaciones, donde el sector no tradicional se ha consolidado como un sector dinámico e importante en la generación de divisas, en comparación al sector tradicional que se ha quedado parcialmente estancado. Este desempeño se ha desarrollado en forma paralela con la apertura de la economía al sector externo a través de la vinculación directa con los flujos comerciales. Esto hace suponer una dependencia de nuestras exportaciones con el ciclo de actividad económica y los precios relativos (tipo de cambio real). En este contexto, la teoría convencional recomienda a economías que presentan un desequilibrio comercial, corregir dicho desbalance a partir de una devaluación real. Es decir, una devaluación incide favorablemente a los bienes transables y no transables, lo que supone un incremento de la demanda agregada a través del crecimiento de las exportaciones por un canal y, el aumento del consumo por no transables por el otro (a partir de la sustitución de importaciones). Estos dos canales presionan sobre el producto y corrigen el desbalance inicial.

1.1 Planteamiento del Problema

Problema Central

En un primer nivel se plantea la pregunta: *¿Cuan efectiva ha sido la devaluación real, en favorecer a las exportaciones?* Esta pregunta se torna relevante cuando se pretende seguir una política de crecimiento de las exportaciones inducida con precios favorables (tipo de cambio devaluado) por un lado, y la preservación de la estabilidad de precios con metas de inflación (que se alcanza con una apreciación).

Problema Secundario

En un segundo nivel, con el propósito de diagnosticar la incidencia de los precios relativos-tipo de cambio real- sobre las exportaciones en forma diferenciada por sector productivo, se contemplan en el trabajo dos sectores representativos que denotan diferencias en cuanto a su calidad de exportación. Estos sectores son la soya (representa a las exportaciones no tradicionales) y el zinc (representa a las exportaciones tradicionales). Por consiguiente se plantea la pregunta: *¿Existen diferencias de reacción de las exportaciones de soya y zinc ante una devaluación real?* La pregunta es relevante para evaluar de manera más adecuada el efecto de una devaluación y distinguir que sectores son más sensibles y cuales tienen dificultades en reaccionar cuando los precios les son favorables.

1.2 Formulación de la Hipótesis

Hipótesis Central

- La devaluación real es efectiva en favorecer a las exportaciones, es decir su incidencia genera incrementos en los volúmenes de las exportaciones.

Hipótesis Secundaria

- Hay una reacción más dinámica de las exportaciones de soya a comparación de las exportaciones de zinc, que se manifiesta en un mayor grado de sensibilidad en sus volúmenes de exportación ante una devaluación real.

1.3 Objetivos

El trabajo pretende evaluar el efecto del tipo de cambio real y la actividad externa, en el desempeño exportador a través de la estimación de la demanda de exportaciones. Además de diagnosticar de manera más adecuada la influencia de la devaluación real a nivel de sectores exportadores distinguiendo sus grados de reacción. Paralelamente se pretende medir la respuesta de las exportaciones al ciclo de actividad económica de los principales socios comerciales.

1.4 Justificación y metodología

El trabajo adopta una metodología similar a estudios contemporáneos, en especial en el manejo de técnicas de reciente desarrollo en la metodología econométrica, particularmente en el análisis de cointegración en la estimación de la demanda de exportaciones. Con este propósito se emplea el método de vector de corrección de errores (VEC).

El trabajo se ha organizado en 8 partes incluida la introducción. La segunda y tercera, resumen algunos conceptos y modelos teóricos que se manejan en el trabajo. La cuarta parte presenta una revisión de la literatura sobre el tema. La quinta y sexta describen la evolución de las exportaciones y la evolución del TCR en los últimos 14 años. En la séptima se presenta el planteamiento teórico y matemático, la especificación y estimación del modelo. Y en la última parte se sintetizan algunas conclusiones y comentarios finales.

Capítulo 2 Aspectos Teóricos Conceptuales

2.1 Bienes Transables y No Transables

“Se define un bien transable aquel bien que puede ser comercializado internacionalmente para un nivel dado de tipo de cambio. En principio, hay dos factores principales que determinan la naturaleza transable o no transable de un producto. Primero, y más importante, son los costos de transporte, que crean barreras naturales al comercio. Cuando menores sean los costos de transporte como la proporción del costo total de un bien, más probable será que el bien se comercie internacionalmente. Los bienes con valor muy alto por unidad de peso (y, por lo tanto, costos de transporte bajos como proporción del valor) tienden a ser altamente transables. El ejemplo por excelencia es el oro, que es casi perfectamente transable, con precios casi idénticos en un día determinado en cualquiera de los principales centros comerciales del mundo.”¹

“Un segundo factor que determina la transabilidad o no transabilidad es el grado de proteccionismo comercial. Aranceles y cuotas de importación pueden bloquear el libre flujo de bienes a través de las fronteras nacionales, incluso cuando los costos de transporte son bajos. Cuánto mayores sean estas barreras artificiales al comercio, menos probable será que un bien sea transable. También los avances tecnológicos reducen los costos de transporte y hacen que más bienes se transformen en transables. En contraste, el aumento del proteccionismo tiende a incrementar la lista de bienes no transables.”²

2.2 Tipo de Cambio Nominal³

“El tipo de cambio nominal entre monedas se expresa de dos formas: La primera como el número de unidades de la moneda extranjera que recibimos a cambio de una unidad de moneda nacional, y la segunda como número de unidades de la moneda nacional que podemos obtener a cambio de una unidad de moneda extranjera.”

El tipo de cambio entre la moneda extranjera y el boliviano varían todos los días. Estas variaciones se denominan apreciaciones o depreciaciones nominales⁴. Una apreciación de la moneda nacional

¹ Ver artículo “Fundamentos y desalineamientos: el tipo de cambio real de equilibrio en el Perú”, Marco Arena y Pedro Tuesta, Banco Central de la Reserva del Perú, Documento Trabajo, 2001, Pág. 3.

² Ver libro “Macroeconomía en la economía global”, J. D. Sachs y F. Larrain B., Edit. Prentice Hall Hispanoamericana S.A., 1ra. Edición, Chile, 1994, Pág. 658.

³ Ver libro “Macroeconomía, Teoría y Política Económica con aplicaciones a América Latina”, Olivier Blanchard, Edit. Prentice Hall Iberia, 1ra. Edición, Buenos Aires, 2000, Pág. 236.

⁴ Los términos revaluaciones y devaluaciones, se emplean cuando los países tienen un tipo de cambio fijo. En ese sistema las reducciones del tipo de cambio se denominan revaluaciones en lugar de apreciaciones. La subida del tipo de cambio se denomina devaluación, en lugar de depreciación. Dadas las características del sistema cambiario mixto en Bolivia, la terminología apreciación/revaluación y depreciación/devaluación es indistinta.

es la subida de su precio expresado en una moneda extranjera, de acuerdo a nuestra definición, el tipo de cambio es el precio de la moneda extranjera expresado en la moneda nacional y por tanto una apreciación corresponde a una *reducción* del tipo de cambio, E.

Una *depreciación* del boliviano significa que está bajando su precio expresado en una moneda extranjera y, por lo tanto, corresponde a un *aumento* de, E.

Figura 2.1 Cálculo del Tipo del Cambio Nominal

<i>Tipo de cambio nominal (E)</i>	<i>Precio del dólar en bolivianos</i> <i>Número de bolivianos por unidad de dólar</i> <i>(Bs/\$)</i>
<i>Apreciación del boliviano:</i> <i>Sube el valor del boliviano</i>	<i>Baja el precio del dólar (\$) en bolivianos (Bs)</i> ó <i>Cae el número de bolivianos por unidad de dólar (\$)</i> E ↓
<i>Depreciación del boliviano:</i> <i>Baja el valor del boliviano</i>	<i>Sube el precio del dólar (\$) en bolivianos (Bs)</i> ó <i>Sube el número de bolivianos por unidad de dólar (\$)</i> E ↑

2.3 Tipo de Cambio Real⁵

"El tipo de cambio real se ha convertido recientemente en una de las variables económicas más importantes en los países en desarrollo"(S. Edward,1990).

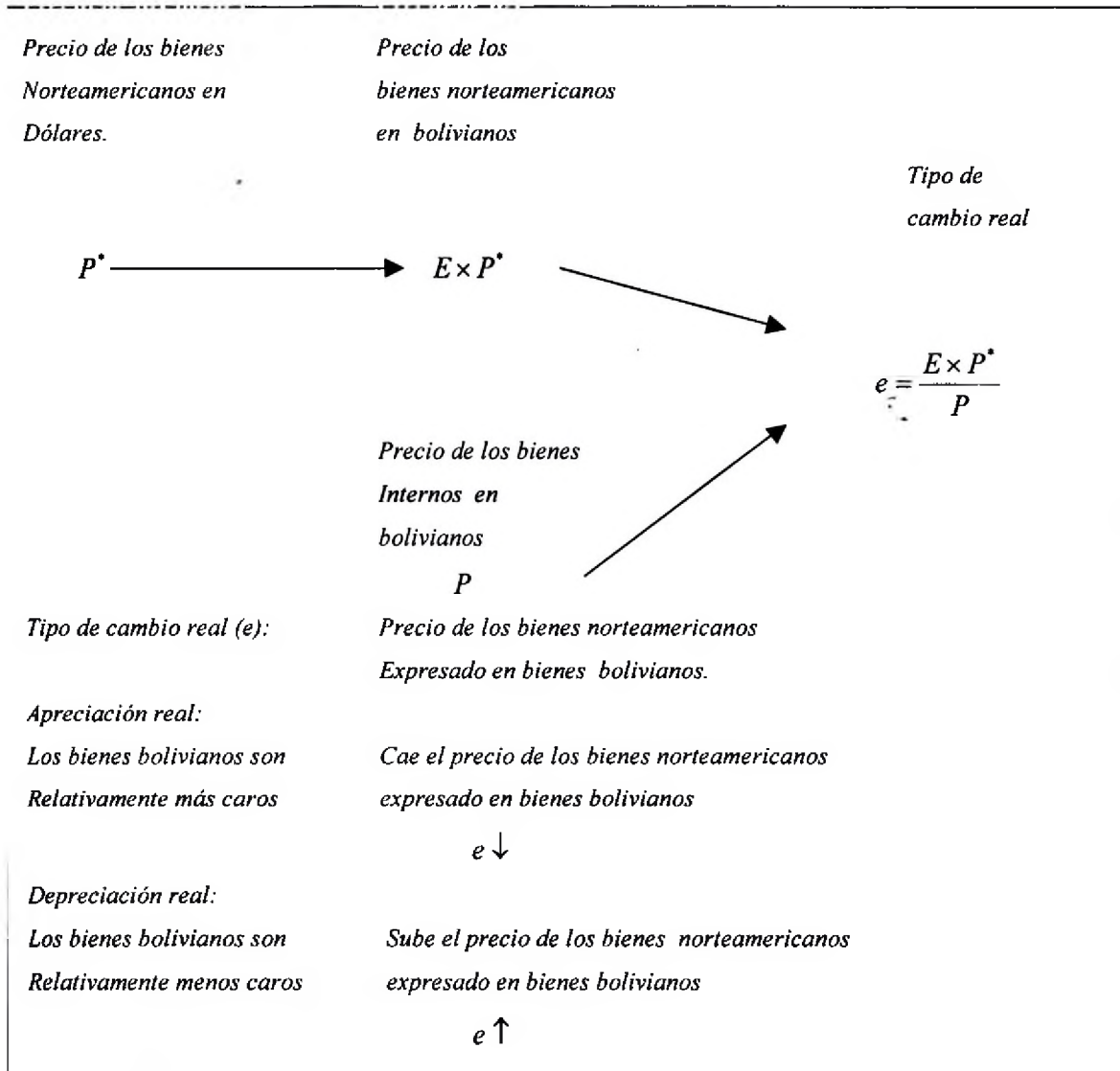
Si consideramos al país extranjero a Estados Unidos, definiendo P como el deflactor del PIB de Bolivia, P* el deflactor de Estados Unidos y E el tipo de cambio nominal entre el boliviano (Bs) y el dólar (\$). El precio de los bienes Norteamericanos en dólares es P*, multiplicándolo por el tipo de cambio E, obtenemos el precio de los bienes norteamericanos en bolivianos, E P*. El precio de los bienes internos en bolivianos es P. Por lo tanto, el tipo de cambio real es el precio de los bienes norteamericanos expresado en bienes bolivianos, que denominaremos e:

$$e = \frac{EP^*}{P}$$

⁵ Ver libro "Macroeconomía, Teoría y Política Económica con aplicaciones a América Latina", Olivier Blanchard, Edit. Príncipe Hall Iberia, 1ra. Edición, Buenos Aires, 2000. Pág. 239.

El tipo de cambio real, es el precio de los bienes extranjeros expresado en bienes interiores, es decir, el precio relativo de los bienes. Una subida del precio relativo de los bienes interiores expresado en bienes extranjeros se denomina *apreciación real*; una reducción se denomina *depreciación real*. Una apreciación real corresponde a un *descenso* del tipo de cambio real y una depreciación real a una *subida*.

Figura 2.2 Cálculo del Tipo de Cambio Real



Sin embargo se debe tomar en cuenta que Bolivia comercia con otros países, además de Estados Unidos. Esto se refiere al tipo de cambio multilateral, cuando se quiere medir el precio medio de los bienes bolivianos en relación con todos sus socios comerciales y se debe utilizar como ponderador a la importancia de cada socio comercial con Bolivia en el comercio.

“Utilizando las proporciones de las exportaciones, podemos calcular un tipo de cambio real de exportaciones, y utilizando las proporciones de las importaciones, podemos calcular un tipo de cambio real de importaciones. También alternativamente se puede calcular un tipo de cambio que mida las proporciones de las exportaciones e importaciones, y esto se denomina *tipo de cambio real ponderado por el comercio o tipo de cambio real efectivo*.”⁶

2.4 Tipo de Cambio Real y Efectivo

El tipo de cambio efectivo y real es entendido como “la unidad de moneda local por dólar Norteamericano deflactado por los índices de precios relativos sobre una base ponderada del comercio exterior”. Para el caso de Bolivia se calcula el índice en base al tipo de cambio paralelo de fin de periodo y el índice de precios al consumidor. El índice respecto a cada país (índice bilateral ponderado) es el índice del tipo de cambio paralelo de Bolivia dividido por el tipo de cambio paralelo de su socio comercial, deflactado por el cociente de los respectivos índices de precios del consumidor de Bolivia y de ese país con relación a un año base. Entonces el índice agregado del tipo de cambio efectivo y real es el promedio geométrico de los índices de los principales socios comerciales de Bolivia, ponderados por su participación comercial.

$$ITCER = \prod \left[\frac{IER}{IER^*} \right]^{w_i} \times 100$$

ITCER Índice del Tipo de Cambio Efectivo y Real.

IER Índice del Tipo de Cambio Real.

*IER** Índice Ponderado del Tipo de Cambio Real de los principales socios comerciales.

w_i Ponderación del socio comercial de acuerdo a su participación en el comercio

\prod Productoria.

Donde:

$$IER = \frac{ITCN}{IPC}$$

ITCN Índice del Tipo de Cambio Nominal.

IPC Índice de Precios al Consumidor.

y

$$IER^* = \prod \left[\frac{ITCN_i^*}{IPC_i^*} \right]^{w_i}$$

⁶ Ver libro “Macroeconomía, Teoría y Política Económica con aplicaciones a América Latina”, Olivier Blanchard, Edit. Printice Hall Iberia, 1ra. Edición, Buenos Aires, 2000, Pág. 240.

$ITCN_i^*$	Índice del Tipo de Cambio Nominal del País “i”.
IPC_i^*	Índice de Precios al Consumidor del País “i”.

Recientemente el Banco Central de Bolivia revisó la metodología de cálculo, que consiste:⁷

$$ITCR_t = ITCR_{t-1} \prod_i \left[\frac{\frac{e_t P_{i,t}}{P_t}}{\frac{e_{t-1} P_{i,t-1}}{P_{t-1}}} \right]^{w_i}$$

“Donde: e es el tipo de cambio nominal expresado en bolivianos por unidad de la moneda del socio i , p_i es el índice de precios del socio i , p es el índice de precios de Bolivia y w es el ponderador del socio i . Esta formula no considera constante a los ponderadores asignados a los socios comerciales y sólo se toman en cuenta aquellos países que superan el 0.5% de participación comercial con Bolivia. Es decir el índice puede valorar a distintos países con diferentes ponderaciones para cada año.”

“El tipo de cambio Efectivo y Real trata de medir la competitividad del sector transable de la economía frente al de sus socios comerciales. Por lo tanto incrementos del índice por encima de 100 implican ganancia en competitividad y por el contrario índices menores a 100 reflejan pérdidas.”

2.5 Tipo de Cambio Real de Equilibrio de Largo Plazo

“Es el precio relativo de bienes transables con respecto a los no transables, al cual el ingreso es igual al gasto, y los mercados de bienes, transables y no transables, están en equilibrio” (Dornbusch, 1980).

Sebastián Edward (1990)⁸ señala que “el tipo de cambio real de equilibrio es el precio relativo de bienes transables y no transables que, dadas las otras variables relevantes, es consistente con el logro simultáneo del equilibrio externo e interno. En este contexto, el equilibrio externo es definido como una situación donde la cuenta corriente de balanza de pagos satisface la condición intertemporal que establece que el valor presente de los superávits futuros de la cuenta corriente debe ser igual al stock inicial de deuda externa. Es decir, la condición de equilibrio externo puede ser expresada como:

$$\sum_{i=0} \frac{CA_i}{(1+r)^i} = -D_0$$

⁷ Ver “Memoria 2004”, Banco Central de Bolivia, Abril de 2005, Pág. 96.

⁸ Ver artículo “Política Cambiaria en Bolivia: Avances recientes y perspectivas”, Sebastián Edward, Unidad de Análisis de Política Económica (UDAPE), Revista Análisis Económico, Bolivia, 1990, Pág. 12.

Donde, CA es el balance en cuenta corriente en el período i , $(1+r)$ es el factor de descuento y D es el stock inicial de deuda externa. En otras palabras, el equilibrio externo es definido como una situación donde la cuenta corriente es consistente con *flujos externos de largo plazo sostenibles*. Una implicación importante es que en situaciones de déficit en cuenta corriente financiado con pérdidas persistentes de reservas internacionales, no se llega al equilibrio externo.”

“Por otra parte, el equilibrio interno es definido como una situación donde el sector no transable está en equilibrio en el período corriente y se espera que este en equilibrio en cualquier período futuro y donde la tasa actual de desempleo no difiera significativamente de su nivel natural, es decir:”

$$N^*_i = N^d_i$$

$$U = U_n$$

De esta definición surge la implicancia que el tipo de cambio real de equilibrio no es un número inmutable determinado por algún año *normal* observado en el pasado. Por el contrario es susceptible de modificación en cualquier momento en que se produzca un cambio en algunas de las variables que en forma conjunta determinan las condiciones de equilibrio externo e interno.⁹

2.6 El desalineamiento del Tipo de Cambio Real

Según Edward (1990) el desalineamiento del tipo de cambio real, “es decir sobre y subvaluación es definido como una situación en la que el TCR observado, experimenta desviaciones sostenidas con respecto a su nivel de equilibrio de largo plazo. Si el tipo de cambio real actual cae por debajo, es decir queda más apreciado que el TCR de equilibrio, se enfrenta una fase de sobrevaluación y por el contrario si el tipo de cambio real observado se encuentra por encima de su nivel de equilibrio, se presenta una fase de subvaluación.”¹⁰

Para el caso boliviano, trabajos sobre la estimación del tipo de cambio real de equilibrio han sido escasos, donde se destacan estudios de Ramirez (1991), Candia (1992), Edward (1992) y Ferrufino (1992). Y recientemente estudios de Lora y Orellana¹¹ (2000) y M. Aguilar (2002)¹², emplean la metodología adoptada por Baffes et al. y desarrollado por Montiel (1999) de la identificación del tipo de cambio real con sus fundamentos.

⁹ Ver artículo “Índice de precios de bienes transables y no transables e índice del tipo de cambio real”, Miguel Mora, Banco Central del Paraguay, Documento Trabajo, 2000, Pág. 5.

¹⁰ Ver artículo “Política Cambiaria en Bolivia: Avances recientes y perspectivas”, Sebastián Edward, Unidad de Análisis de Política Económica (UDAPE), Revista Análisis Económico, Bolivia, 1990, Pág. 10.

¹¹ Ver artículo “Tipo de cambio real de equilibrio: Un análisis del caso boliviano en los últimos años”, Lora y Orellana, Banco Central de Bolivia, Revista de análisis, 2000.

¹² Ver artículo “Estimación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio para Bolivia”, M.A. Aguilar, Banco Central de Bolivia, Revista de Análisis, 2002.

Capítulo 3

Modelos Teóricos

El capítulo expone modelos teóricos de diversas posiciones en cuanto a los efectos de una devaluación sobre las exportaciones. Un primer enfoque, de *elasticidades* considera que los desequilibrios externos son resultado de una revaluación del tipo de cambio real. Un segundo, *enfoque de absorción* presenta un análisis general y señala como causante del desequilibrio comercial al exceso de gasto sobre el ingreso de la economía, donde el exceso puede provenir tanto del sector público como del privado. El desequilibrio externo que se manifiesta a través de la cuenta corriente, puede ser corregido mediante una reducción de los niveles de gasto interno como de una devaluación. En este caso la efectividad del tipo de cambio dependerá de su capacidad para coadyuvar a reducir los niveles de absorción.

“Otros enfoques con aproximaciones monetaristas (Mundel, 1971, Dornbusch, 1973) arguyen que una devaluación reduce el valor real de los balances de efectivo y/o modifica el precio relativo de bienes transables a no transables mejorando así tanto la balanza comercial como la balanza de pagos. Por ejemplo, una devaluación reduce los balances reales y contrae, así los precios internos caen respecto a los precios de los bienes transables. Es decir, el precio relativo de los bienes transables se incrementa conduciendo finalmente a una mejora de la balanza comercial.”¹³

“El enfoque monetario, tanto en su versión de corto como de largo plazo, establece que los desequilibrios del sector externo obedecen estrictamente a un fenómeno monetario. De acuerdo con Krugman y Obstfeld (1994) la estrecha relación que existe entre la balanza de pagos de un país y su oferta monetaria, sugiere que las variaciones de las reservas internacionales del Banco Central pueden ser interpretadas como el resultado de los cambios en el mercado de dinero. Según Fisher, Dornbusch y Schmalensee (1990) este enfoque centra su atención en el hecho de que un déficit de balanza de pagos es siempre reflejo de un desequilibrio monetario, cuya principal característica es su capacidad autocorrectiva.”¹⁴

“Algunos economistas en la línea estructuralista arguyen que una devaluación puede ser contraproducente dado que las exportaciones y las importaciones son relativamente insensibles a cambios en los precios y el tipo de cambio (ver Krugman y Taylor 1978 y Taylor 1989). Otros autores enfatizan la importancia de los efectos sobre el lado de la oferta, y señalan que la

¹³ Ver artículo “El tipo de cambio y la balanza comercial en Bolivia durante el periodo post-estabilización”, Ruben Ferrufino, Unidad de Análisis de Política Económica, Revista Análisis Económico, Bolivia, 1990, Pág. 128.

¹⁴ Ver artículo “Sostenibilidad del Déficit en Cuenta corriente de la balanza de pagos de Costa Rica”, Norberto Zúñiga F. A. G. Azofeifa, Banco Central de Costa Rica, Noviembre, 1997, Pág. 3.

devaluación (sobre todo aquellas que son discretas) puede afectar negativamente al crecimiento de las economías de los países en desarrollo, por lo menos en el corto a mediano plazo debido a la dependencia que estas economías tienen respecto a insumos intermedios importados”.¹⁵

3.1 Enfoque de Absorción

El enfoque de absorción desarrollado por Alexander (1952), establece que la balanza comercial es igual a la diferencia entre el ingreso nacional (Y) y la absorción doméstica (A), donde la absorción es el gasto doméstico. Con un producto interno constante o una oferta inelástica (condiciones de pleno empleo), la balanza comercial sólo puede mejorar a través de la reducción de la absorción (A). Cuando no se está en condiciones de pleno empleo, la balanza comercial mejora si el producto crece por el aumento de las exportaciones. Es decir la balanza comercial mejora si 1) en condiciones de pleno empleo, se reduce el gasto en consumo, gasto en inversión y el gasto de gobierno, logrando bajar la absorción interna, y 2) en condiciones de no empleo a través del aumento del producto nacional con incentivos sobre las exportaciones o la desviación del gasto de los bienes extranjeros a bienes nacionales.

$$Y = C + I + G + (X - M)$$

$$C + I + G = A = \text{Absorción}$$

$$Y - A = X - M$$

“Si la economía se encuentra en pleno empleo donde no es posible producir más bienes y servicios, la devaluación en este caso tiende a incrementar las exportaciones netas; pero el resultado podría significar el alza del precio interno. Cuando los demandantes externos tratan de gastar más en nuestra producción local, al no existir un incremento consecuente en el producto, el resultado esperado es un incremento en los precios de los bienes y servicios. Sin embargo, dependiendo de los excesos de demanda nacional e internacional, es posible que las exportaciones se incrementen en contra del nivel de absorción interna.”¹⁶

3.2 Enfoque de elasticidades

“Partiendo de la definición de las exportaciones netas:

$$NX = X - e \times Q$$

$$NX = X(Y^*, e) - e \times Q(Y, e)$$

¹⁵ Ver artículo “El tipo de cambio y la balanza comercial en Bolivia durante el periodo post-estabilización”, Rubén Ferrufino, Unidad de Análisis de Política Económica, Bolivia, 1990, Pág. 128.

¹⁶ Ver artículo “El tipo de cambio y la balanza comercial en Bolivia durante el periodo post-estabilización”, Rubén Ferrufino, Unidad de Análisis de Política Económica, Bolivia, 1990, Pág. 130.

Donde NX son las exportaciones netas, X exportaciones, Q importaciones y e tipo de cambio real. Se puede notar que el tipo de cambio real figura en tres lugares y señala que la depreciación real – *aumento de e* – afecta a la balanza comercial a través de tres vías:

- *Aumenta X* . La depreciación abarata los bienes nacionales en el extranjero y provoca un aumento de la demanda extranjera y por lo tanto un aumento de las exportaciones.
- *Disminuye Q* . La depreciación encarece los bienes extranjeros en el país y provoca un desplazamiento de la demanda nacional hacia los bienes internos, que da lugar a una reducción de las importaciones.
- *Sube el precio relativo de las importaciones*. Esta subida tiende a elevar la *factura* de importaciones, eQ . Ahora cuesta más comprar la misma cantidad de bienes importados.”¹⁷

“Por tanto, para que la balanza comercial mejore tras una depreciación, las exportaciones deben aumentar lo suficiente y las importaciones deben disminuir para compensar la subida del precio de las importaciones. La condición, denominada de Marshall-Lerner, sostiene que si todo lo demás permanece constante, una depreciación real mejora la cuenta corriente si los volúmenes de las exportaciones y de las importaciones son lo suficientemente elásticos respecto al tipo de cambio real.”¹⁸

3.3 Enfoque de la Curva J: Desajustes Transitorios de Mercado

Si las variaciones de la cantidad de importaciones y exportaciones son lo suficientemente fuertes para contrarrestar el efecto del aumento de precios, entonces la depreciación aumentará las exportaciones netas. Sin embargo, la evidencia empírica ha demostrado que en el corto plazo las variaciones de las cantidades son bastante pequeñas y, por lo tanto, no contrarrestan el efecto de los precios.

M. Chacholiades (1996)¹⁹ señala que “después de una depreciación/devaluación, la balanza comercial típicamente empeora por varios meses antes de que eventualmente mejore. A este fenómeno se lo conoce como la *curva J*, porque la balanza comercial dibuja una curva en forma de J

¹⁷ Ver libro *Macroeconomía, Teoría y Política Económica con aplicaciones a América Latina*, Olivier Blanchard, Edit. Printice Hall Iberia, 1ra. Edición, Buenos Aires, 2000, Pág. 270.

¹⁸ Ver libro *Economía Internacional*, P.R. Krugman y M. Obstfeld, McGraw-Hill Interamericana de España, 4ta. Edición, 1999, Pág.388.

¹⁹ Ver libro *Economía internacional*, M. Chacholiades, McGraw-Hill Interamericana, 2da. Edición, 1992, Pág. 393.

a través del tiempo.” Krugman (1999)²⁰ explica que “en el corto plazo el empeoramiento de la balanza comercial es inmediato ante una depreciación y considera que estas imperfecciones se deben a desajustes por el lado de la demanda y de la oferta, por circunstancias transitorias que el mercado más tarde se encargara de ajustarlas.” Dornbusch (1994)²¹ señala que “la variación de la cantidad puede ser pequeña a corto plazo y grande en el largo plazo, debido a la tardía reacción de los consumidores y los productores en adaptarse a variaciones de los precios relativos. Esta variación de largo plazo puede ser bastante significativa y suficiente para que la balanza comercial responda a la variación de los precios relativos. Si partimos de la definición de la balanza comercial:

$$XN = X - \left(e \times \frac{P^*}{P} \right) \times Q$$

Donde X representa la demanda extranjera de nuestros bienes, o sea las exportaciones, y Q representa nuestro volumen de importaciones. Por lo tanto, el término $\left(e \times \frac{P^*}{P} \right) \times Q$ mide el valor de nuestras importaciones en bienes interiores. Supongamos que se deprecia el tipo de cambio y en un primer momento no varía el precio interno y externo, P y P^* generando un incremento del precio relativo de las importaciones, $e \times P^* / P$, lo que produce dos efectos. En primer lugar si la cantidad física de importaciones no varía, su valor medido en moneda nacional aumenta inequívocamente debido a la subida del precio. Esto significa que aumenta el gasto en importaciones (medido en moneda nacional) y, por lo tanto empeora la balanza comercial. Sin embargo hay dos respuestas relacionadas con la cantidad que actúan en sentido contrario donde las exportaciones deberían aumentar ya que ahora nuestros bienes son más baratos para los extranjeros y la cantidad de importaciones debería disminuir porque son más caras.”

“La cuestión estriba, pues, en saber si las variaciones de la cantidad de importaciones y exportaciones son suficientemente fuertes para contrarrestar el efecto de los precios, es decir la depreciación aumenta o reduce las exportaciones netas. La evidencia empírica señala que las variaciones de las cantidades en el corto plazo son bastante pequeñas y no contrarrestan el efecto de los precios. En cambio, en el largo plazo son bastante significativas y ciertamente suficientes para

²⁰ Ver libro “Economía Internacional”, P.R. Krugman y M. Obstfeld, McGraw-Hill Interamericana de España, 4ta. Edición, 1999, Pág.389.

²¹ Ver libro “Macroeconomía”, Rudiger Dornbusch y Stanley Fischer, McGraw-Hill Interamericana de España S.A., 6ta. Edición, 1994, Pág. 699.

hacer que la balanza comercial responda de manera normal a una variación de los precios relativos.”²²

¿Cuáles son las causas de la curva J?

- **Desajuste de Precios.** “El hecho de que la variación de la cantidad sea pequeña a corto plazo y grande a largo plazo se debe al tiempo que tardan los consumidores y los productores en adaptarse a las variaciones de los precios relativos.”²³ Por ejemplo si consideramos los efectos dinámicos de una devaluación del boliviano de 10 %, en los primeros meses es probable que sus efectos se reflejen mucho más en los precios que en las cantidades. “El precio de las importaciones de un país sube y el de las exportaciones del país al extranjero baja; pero las cantidades se ajustarán con lentitud donde los consumidores tardan un tiempo en darse cuenta de que han variado los precios relativos y las empresas tardan un tiempo en optar por proveedores más baratos.”²⁴
- **Desajuste por operaciones anticipadas.** “En los primeros meses que siguen a la depreciación, las exportaciones e importaciones pueden reflejar decisiones adoptadas con antelación, basándose en el tipo de cambio real anterior, de este modo, el primer efecto de una depreciación en la cuenta corriente consiste en un aumento del valor del nivel de las importaciones, que fueron formalizadas previamente a la depreciación. Las exportaciones no varían, mientras que las importaciones aumentan y se produce un empeoramiento inicial de la cuenta corriente. Incluso después de que los contratos se hayan ajustado, todavía es necesario un determinado período para que las nuevas operaciones se adapten al cambio producido en los precios relativos y el resultado final de los retardos, es el ajuste gradual de la cuenta corriente.”²⁵
- **Desajuste por el lado de los productores.** “Si se presentan precios favorables, las empresas exportadoras pueden necesitar algún tiempo para ampliar sus instalaciones y contratar nuevos trabajadores para responder con la producción. Por otro lado las importaciones que se componen de productos intermedios utilizados en la producción interna, se ajustaran

²² Ver libro “Macroeconomía”, Rudiger Dornbusch y Stanley Fischer, McGraw-Hill Interamericana de España S.A., 6ta. Edición, 1994, Pág. 700.

²³ Ver libro “Macroeconomía”, Rudiger Dornbusch y Stanley Fischer, McGraw-Hill Interamericana de España S.A., 6ta. Edición, 1994, Pág. 700.

²⁴ Ver libro “Macroeconomía, Teoría y Política Económica con aplicaciones a América Latina”, Olivier Blanchard, Edit. Printice Hall Iberia, 1ra. Edición, Buenos Aires, 2000, Pág. 273.

²⁵ Ver libro “Economía Internacional”, P.R. Krugman y M. Obstfeld, McGraw-Hill Interamericana de España, 4ta. Edición, 1999, Pág.373.

gradualmente a medida que los importadores vayan adoptando nuevas técnicas de producción que sustituyan las importaciones.²⁶

- **Desajuste por el lado del consumo.** “Se da cuando los consumidores reaccionan lentamente a los cambios en los precios, puesto que toma tiempo para que se ajusten sus hábitos.”²⁷
- **Desajuste por el efecto histéresis**²⁸. “El efecto histéresis se basa en el argumento de que las variaciones del tipo de cambio son muy grandes y duraderas e introducen un cambio relativamente permanente en los patrones comerciales.” Por ejemplo, “una vez que se han establecido las empresas extranjeras en Estados Unidos y los consumidores se han acostumbrado a sus bienes, no basta ni siquiera una vuelta del tipo de cambio a su nivel inicial para que las empresas americanas puedan recuperar su cuota de mercado. Del mismo modo cuando las empresas americanas han perdido su cuota en los mercados extranjeros e incluso han abandonado totalmente algunos, no es suficiente el retorno del tipo de cambio a su nivel inicial para que las empresas americanas recuperen el terreno perdido.” “Para recuperar el patrón comercial anterior, tendría que producirse una sobre-reacción del tipo de cambio en el sentido contrario, haciendo que fuera rentable incurrir en los costes iniciales de buscar mercados para las exportaciones y competir con las empresas extranjeras que ofrecen importaciones.”

Según Krugman la presencia de la *curva j* obliga a modificar algunas de las conclusiones, al menos las que se refieren al corto plazo (un año) o periodos menores. “Por ejemplo, una expansión monetaria, al producir una depreciación de la moneda puede originar inicialmente una contracción del producto. En este caso, puede que sea necesario un cierto período de tiempo antes que el aumento de la oferta monetaria dé lugar a una mejora en la cuenta corriente y, de este modo, se produzca un aumento de la demanda agregada.”²⁹

“Si a corto plazo una política monetaria expansiva contrae el producto, será necesario que el tipo de interés interno disminuya más de lo normal con el fin de mantener en equilibrio el mercado de dinero interno. De forma equivalente, la sobre-reacción del tipo de cambio será más pronunciada,

²⁶ Ver libro “*Economía Internacional*”, P.R. Krugman y M. Obstfeld, McGraw-Hill Interamericana de España, 4ta. Edición, 1999, Pág.372-373.

²⁷ Ver libro “*Economía Internacional*”, P.R. Krugman y M. Obstfeld, McGraw-Hill Interamericana de España, 4ta. Edición, 1999, Pág.373.

²⁸ Ver libro “*Macroeconomía*”, Rudiger Dornbusch y Stanley Fischer, McGraw-Hill Interamericana de España S.A., 6ta. Edición, 1994, Pág. 701.

²⁹ Ver libro “*Economía Internacional*”, P.R. Krugman y M. Obstfeld, McGraw-Hill Interamericana de España, 4ta. Edición, 1999, Pág. 374.

facilitando con ello una mayor apreciación esperada de la moneda interna, necesaria para equilibrar el mercado de divisas. Si se considera esta causa adicional de sobrerreacción, se llega a la conclusión de que los efectos de la curva J acentúan probablemente la volatilidad del tipo de cambio”.³⁰

3.4 Enfoque de la curva J: Desajustes estructurales

La línea estructuralista postula que una devaluación puede ser contraproducente dado que las exportaciones e importaciones son relativamente insensibles a cambios en los precios y el tipo de cambio. El sustento es que existen otros factores que inciden al ajuste entre la devaluación y la balanza comercial.

¿Cuáles son las causas?

- **Por el lado de la oferta.** Esta señala que “la devaluación puede afectar negativamente al crecimiento de las economías en desarrollo por lo menos en el corto a mediano plazo, debido a la dependencia que muestran a las importaciones de insumos intermedios. Además la estructura asimétrica del comercio exterior, donde los países en desarrollo mantienen una exportación de bienes primarios y concentran sus importaciones en insumos y partes industriales que son demandados por los sectores secundario y terciario y provocan un desajuste estructural.”³¹
- **Por el lado de la demanda.** “Suponiendo que la población se compone de dos grupos, los que perciben sus ingresos por medio de salarios y los propietarios de capital que perciben ganancias. Cuando los salarios nominales son rígidos, una devaluación redistribuirá el ingreso desde los trabajadores a los empresarios. Si el primer grupo tiene una más alta propensión a consumir que el segundo, como lo sugiere la evidencia, entonces la demanda agregada declinará, como también el producto.”³²

³⁰ Ver libro “*Economía Internacional*”, P.R. Krugman y M. Obstfeld, McGraw-Hill Interamericana de España, 4ta. Edición, 1999, Pág. 374.

³¹ Ver libro “*Macroeconomía, Teoría y Política Económica con aplicaciones a América Latina*”, Olivier Blanchard, Edit. Printice Hall Iberia, 1ra. Edición, Buenos Aires, 2000, Pág. 274. Blanchard además señala “Por ejemplo si pensamos que existe un cambio en los precios de los alimentos que exporta la Argentina es muy lenta. Si los productores agropecuarios tienen señales de buenos precios ante una devaluación, hay un retraso en el tiempo mientras siembran cereales o crían ganado, que implica una reacción no muy rápida de las exportaciones ante una devaluación. Por otro lado, un producto italiano que recibe mejores precios por su bien industrial exportable, ante una devaluación real es probable que incorpore un turno más de trabajo nocturno o nuevas máquinas y rápidamente tenga exportados sus productos a la comunidad europea; es decir, ese país mejora su balanza comercial vía aumento de las exportaciones (efecto precio) muy distinto del caso argentino que, en general, ajusta su sector externo reduciendo las importaciones por caída de la producción nacional (efecto ingreso).”

³² Ver libro “*La macroeconomía del Desarrollo*”, Agenor P. y Montiel P., Fondo de cultura económica, 1ra. Edición en español, México, 2000, Capítulo 8, Pág. 316-323.

En Resumen los efectos contractivos por el lado de la demanda actúan con mayor rapidez sobre la economía, que los efectos sobre el lado de la oferta que les toma un tiempo para operar.

3.5 *Enfoque monetario del tipo de cambio*

El enfoque monetario considera a la balanza de pagos como un fenómeno fundamentalmente monetario, es decir que los desequilibrios en la balanza de pagos y en el tipo de cambio se deben básicamente a distorsiones monetarias.

“Los efectos monetarios se resumen de acuerdo al sistema cambiario:

- Con un régimen de tipo de cambio fijo, donde los excesos de demanda y oferta de dinero se ajustan mediante flujos de reservas internacionales, se tiene el enfoque monetario de la balanza de pagos. Donde un desequilibrio monetario (por ejemplo un exceso en el stock de dinero) ocasiona incrementos en la demanda de importaciones y, por tanto, presiones en reservas, ocasionando un deterioro en la balanza comercial.
- Con un tipo cambiante flotante, donde el tipo de cambio se ajusta para igualar la oferta y la demanda monetaria, se tiene una aproximación monetaria al tipo de cambio. Cuando el tipo de cambio es flexible y se ajusta de acuerdo a las presiones sobre el mercado cambiario, el desajuste inicial en el stock de dinero no tendría fuerte impactos sobre la balanza comercial, pero sí en el tipo de cambio.”³³

“De acuerdo con el enfoque, los desequilibrios de pagos (déficit y superávit) reflejan desequilibrios de “stock” entre la oferta monetaria y la demanda de dinero. Donde la balanza de pagos es la válvula de seguridad que se abre automáticamente para eliminar un exceso de oferta de dinero en forma de déficit para permitir una cantidad adicional de dinero en forma de superávit de balanza de pagos. En el modelo monetario, una política monetaria *expansionista* genera un exceso de oferta de dinero que conduce a un déficit en la balanza de pagos, en tanto que una política *contraccionista* da origen a un exceso de demanda de dinero y a un *superávit* en la balanza de pagos.”

“Una premisa fundamental es que las autoridades monetarias no pueden, y de hecho no lo hacen, esterilizar los flujos monetarios asociados con superávit y déficit sino, por el contrario, permiten que éstos influyan sobre la oferta monetaria doméstica. Y que en el corto plazo las autoridades monetarias disponen de suficiente libertad para compensar los desequilibrios de pagos por medio de

³³ Ver artículo “*El tipo de cambio y la balanza comercial en Bolivia durante el periodo post-estabilización*”, Ruben Ferrufino, Unidad de Análisis de Política Económica, Revista Análisis Económico, Bolivia, 1990, Pág. 129-130.

operaciones de esterilización. En el modelo monetario, una devaluación de la moneda doméstica no siempre mejora la balanza de pagos y más aun en el largo plazo, e implícitamente señala que la condición Marshall-Lerner es inapropiada para el análisis del efecto de una devaluación.”³⁴

³⁴ Ver artículo “*Perdida de la Devaluación: Algunos costos y beneficios*”, Baquero M.A., Estudios Económicos, Banco Central del Ecuador, 2001, Pág. 4-5. Sobre este punto R. Dornbusch en *Macroeconomía* argumenta “... Los defensores del enfoque monetario han permitido que la depreciación del tipo de cambio no puede mejorar la balanza de pagos, salvo a corto plazo. Se basan en el argumento de que a corto plazo la depreciación mejora la posición competitiva de un país y de que este mismo hecho da lugar a un superávit comercial y, por lo tanto, a un aumento de la cantidad de dinero”.

“...con el paso del tiempo, el aumento de la oferta monetaria eleva la demanda agregada y, por lo tanto, los precios hasta que la economía retorna al pleno empleo y al equilibrio exterior. Por lo tanto, la devaluación sólo se produce un efecto transitorio en la economía, que dura mientras los precios y la oferta monetaria no aumenten en la misma medida que los precios de las importaciones...”.

“...el análisis del enfoque monetario es totalmente correcto en su insistencia en la perspectiva a largo plazo, en el que un sistema de tipo de cambio fijo, el precio y la cantidad de dinero se ajustan y la economía consigue el equilibrio interno y externo. También es correcto en su afirmación de que la limitación del dinero o del crédito interior mejora la balanza de pagos. Normalmente, una política monetaria dura basada en un lento crecimiento del crédito interior provoca una recesión”. “...el enfoque monetario está descaminado cuando sugiere que la política del tipo de cambio no puede influir a corto plazo en la posición competitiva de un país. Y lo que es más importante, las variaciones del tipo de cambio se deben frecuentemente a la existencia de un déficit y al desempleo. En ese caso, puede recurrirse a la devaluación para acelerar el proceso de ajuste”.

Los trabajos de C. M. Reinhart (1995)³⁵ y A. Arize (1990)³⁶, han influido en la literatura económica y han guiado a muchos investigadores. Estos estudios parten de un modelo teórico en un contexto de optimización Inter-temporal de sustitución imperfecta, que derivan como determinantes de las exportaciones al precio relativo (tipo de cambio real) y al ingreso.

Reinhart(1995)³⁷ encuentra que la incidencia de los precios relativos sobre las exportaciones no es significativa para los países en desarrollo y de América Latina, cuyas elasticidades precio en promedio alcanzan a -0.32 y -0.19 respectivamente. Por otro lado, la actividad económica sería un determinante importante que explicaría la evolución de las exportaciones de los países en desarrollo y de América Latina, con elasticidades renta de 2.05 y 2.06 respectivamente. Reinhart argumenta que una devaluación es efectiva para reducir un desequilibrio comercial, si 1) se traslada a una devaluación real y 2) si el flujo comercial responde a los precios relativos en forma significativa y, esto se podría lograr a través de grandes cambios en los precios relativos para obtener un efecto esperado.

Senhadji y Montenegro (1998)³⁸, miden la influencia de los precios relativos y la actividad económica en las exportaciones para 75 países en el periodo 1960-1993. Donde la elasticidad precio en el corto plazo alcanza a -0.21 y este mejora en el largo plazo a una elasticidad unitaria (-1.0). Para el caso de países en desarrollo, la incidencia de los precios relativos sobre las exportaciones sería elástica (-1.14). Por otro lado, la actividad económica sería importante en el desarrollo de las exportaciones, presentando elasticidades renta mayores a la unidad, 1.48 y 1.32 a nivel global y países en desarrollo respectivamente. Estos resultados les permiten concluir que las elasticidades precio de los países en vías de desarrollo son inferiores a la de los países industriales, donde los países Asiáticos muestran una elasticidad favorable de -1.39 -incluso superiores a algunos países industriales-y una elasticidad ingreso o renta de 0.50 . En contraste, África tendría las elasticidades precio e ingreso más bajas, de -0.02 y 0.51 respectivamente.

³⁵ Ver artículo "Devaluation, Relative Prices and International Trade: Evidence from Developing Countries", Reinhart, C., Fondo Monetario Internacional, Staff Papers, Junio 2005, Vol. 42. No.2.

³⁶ Ver artículo "The Demand for LDC Exports: Estimates from Singapore", Arize A., The International Trade Journal, 1999, Vol. XII, Nro. 4.

³⁷ Ver artículo "Devaluation, Relative Prices and International Trade: Evidence from Developing Countries", Reinhart, C., Fondo Monetario Internacional, Staff Papers, Junio 2005, Vol. 42. No.2, Pág. 306-307.

³⁸ Ver artículo "Times Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis", Senhadji A.S. y C. Montenegro, Fondo Monetario Internacional, Working Paper, 1998, Nro.WP/98/149, Pág. 12-14.

T. Gylfason (2001)³⁹, realiza el estudio para los países del bloque industrial y los de en vías en desarrollo, para la demostración de la condición Marshall-Lerner⁴⁰. Gylfason argumenta que esta condición es fácilmente satisfactoria para los países industriales, donde la elasticidad precio de las exportaciones e importaciones alcanzan a 1.11 y 0.99, respectivamente. Para los países en vías de desarrollo, las elasticidades precio de las exportaciones e importaciones-serían similares a los anteriores- de 1.1 y 1.5 respectivamente. Gylfason explica este comportamiento a causa de que los países pobres tienen mayores incentivos para un ajuste ante una depreciación nominal con recortes en las importaciones y el crecimiento de las exportaciones.

A nivel regional se destaca el trabajo de G. Moguillansky(1995)⁴¹, que sintetiza los estudios sobre la temática en la década de los 80 para América Latina. Los resultados en promedio reportan que la elasticidad precio en el corto plazo alcanza a 0.34 -similar a los anteriores estudios- y una elasticidad precio de largo plazo de 0.89. Moguillansky argumenta que una devaluación puede promover las exportaciones, si esta es complementada con otros instrumentos que corrijan las insuficiencias de financiamiento, la falta de tecnología, falta de recursos humanos e infraestructura, que son obstáculos que reducen el aprovechamiento por parte de los exportadores, cuando los precios relativos les son favorables.

Otros estudios a nivel regional: Misas, Ramírez y Silva (2001)⁴² para el caso colombiano; Catão y Falceti (1999)⁴³ para Argentina; y Cabezas, Selaive y Becerra (2004)⁴⁴ para Chile; demuestran que las exportaciones son dependientes en cierta magnitud de la evolución del precio relativo-tipo de cambio real- y el ciclo económico de los socios comerciales (Cuadro 4.1).

³⁹ Ver artículo "*The Real Exchange Rate Always Floats*", Gylfason T., Working Paper Series, University of Iceland, April 2002, Pág. 17-18.

⁴⁰ La condición *Marshall-Lerner* señala que una depreciación real mejora la cuenta corriente si los volúmenes de las exportaciones y de las importaciones son lo suficientemente elásticos respecto al tipo de cambio real.

⁴¹ Ver artículo "*Impacto de la Política Cambiaria y Comercial sobre el desempeño exportador en los años ochenta*", Moguillansky G., CEPAL 55, Abril 1995, Pág. 96-97.

⁴² Ver artículo "*Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes*", Misas M. A. , Ramírez M. T., Silvia L., Banco Central de la República de Colombia, Documento Trabajo, Abril 2001.

⁴³ Ver artículo "*Determinants of Argentina's External Trade*", Catão, L y E. Falceti, Fondo Monetario Internacional, Working Paper, September 1999, WP/99/121.

⁴⁴ Ver artículo "*Determinantes de las Exportaciones No Tradicionales: Una Perspectiva Regional*", Cabezas, M.B., Selaive J.C. y Becerra G.M., Banco Central de Chile, Documento Trabajo, 2004, Nro. 296.

Cuadro 4.1
Resumen de la evidencia empírica a nivel regional y por países

Autor	Periodo	Método de estimación	Países	Elasticidades		
				px/p*	W	Pm/p*
C.Reinhart (1995)	1970-1991	Stock and Watson Estimates (a)	Países en Desarrollo (12)*	-0.32	2.05	-0.53
			América Latina (5)*	-0.19	2.06	-0.35
A.S. Senhadji y C.E. Montenegro (2002)	1960-1993	Phillips-Hansen's Fully-Modified (FM) estimator, ARDL and OLS regressions(a)	75 Países LP	-1.00	1.48	
			75 Países CP	-0.21	0.41	
			Africa LP	-0.02	0.51	
			Asia LP	-1.39	0.50	
			Latinoamérica LP	-0.37	0.65	
			Medio Este y Norte de África LP	-0.67	0.22	
			Países en desarrollo (37)	-1.14	1.32	
T. Gylfason(2001)	1970-1987	DOLS of Stock-Watson(b)	Países Industriales (15)**	1.11		0.99
			Países en desarrollo (9)**	1.10		1.50
B. Algieri(2002)	1993-2001	Error Correction Model (ECM) and ARDL of Pesaran, Shin and Smith(a)	Rusia	-2.40	3.31	
S. Narayan y P. K. Narayan(2004)	1970-1999	ARDL, FMOLS of Phillips-Hansen and DOLS of Stock-Watson(a)	Fiji	-0.66	0.73	
G.Moguillansky (1995)	1970-1990	DOLS(b)	América Latina (7)*** LP	0.89		
			América Latina (7)*** CP	0.34		
M. Misas A., M. T. Ramírez y L.F.Silva(2001)	1980-2000	VEC estimates of equation system(b)	Colombia (Exportaciones No Tradicionales)	2.12	3.77	
L.Catão y E. Falchetti(1999)	1980-1997	VEC estimates of equation system and ARDL(a)	Argentina (Exportación de Manufacturas)	-1.24	2.03	
M. Cabezas B., J. Selaive C. Y G. Becerra M.(2004)	1990-2001	Datos de panel(b)	Chile (Exportaciones no minerales con EE.UU)	0.80	3.15	
			Chile (Exportaciones no minerales con la UE y Asia)	0.30	1.60	

CP = Corto Plazo, LP= Largo Plazo.

px/p* = Elasticidad precio de las Exportaciones.

W = Elasticidad renta de las Exportaciones.

pm/p* = Elasticidad precio de las Importaciones.

(*) incluye: Africa: Congo, Kenya, Morocco; Asia: Hong Kong, Indonesia, Pakistan, Sri Lanka; América Latina: Argentina, Brasil, Colombia, Costa Rica y México.

(**) incluye Países Industriales: Austria, Belgium, Canada, Denmark, France, Germany, Iceland, Italy, Japan, Netherlands, Norway, Sweden, Switzerland, United Kingdom, United States; Países en Desarrollo: Argentina, Brasil, India, Kenya, Korea, Morocco, Pakistan, Philippines and Turkey.

(***) Incluye: Argentina, Brasil, Bolivia, Chile, Colombia, Costa Rica y México.

a) y b) ⁴⁵

Elaboración propia en base a los autores señalados en el capítulo y en la bibliografía.

⁴⁵ a) Denota aquellos modelos que siguieron la metodología de Reinhart, en la interpretación de la variable "precio relativo", P.(comunmente asociada al tipo de cambio real) como determinante de la demanda de exportaciones. Reinhart utiliza en vez del TCR el factor (p^x / p^*) , como proxy del precio relativo, por lo que su interpretación es diferente y el signo esperado es negativo. En forma simplificada, Reinhart expone que la demanda de exportaciones del país en desarrollo se la deriva de la maximización de la función de utilidad intertemporal por parte de un agente racional representativo del país industrial. Este agente representativo consume bienes no transables producidos en el país extranjero y bienes importados, que denotamos como n_t y x_t respectivamente. Este último corresponde a las exportaciones del país doméstico. Así, la función de utilidad puede ser expresada como:

Para el caso boliviano han sido pocos los trabajos en abordar este tipo de investigaciones (Cuadro 4.2). Se destaca el estudio de Candia, Zambrana, Antelo y Valverde (1993)⁴⁶, evidenciando que el TCR es un determinante importante para las exportaciones no tradicionales y, que está debería ser acompañada de políticas complementarias (política fiscal), que compensen el alza en los costos producidos por una devaluación nominal.

Ferruffino (1993)⁴⁷, siguiendo la metodología de Krueger (1983), mide la vinculación entre la balanza comercial y el tipo de cambio real, mediante la estimación de MCO, con una especificación que incorpora rezagos al tipo de cambio real (modelo polinomial de rezagos distribuidos) con ponderaciones de segundo orden para el efecto contemporáneo. Estos resultados reportan que la incidencia del tipo de cambio real sobre la balanza comercial, al menos en el rezago 1 y 2 es positiva y cercana a la unidad en el largo plazo (0.82). Ferruffino justifica este comportamiento por el fenómeno de la curva “J” y que este impacto se completa en un período no mayor a un año.

G. Loza (1996,2000)⁴⁸ en su primer trabajo estima la elasticidad precio para las exportaciones totales, con resultados poco auspiciosos, con una elasticidad inferior a la unidad (0.22). Sin embargo las exportaciones de manufacturas serían la excepción (1.71). En el segundo trabajo, sigue

$$(1) \quad U = \int_0^{\infty} e^{-\beta t} \times u(n_t, x_t) dt$$

Este agente maximiza su función de utilidad de acuerdo a una restricción presupuestaria del gasto destinado al consumo total. Este presupuesto está determinado por una dotación de bienes producidos internamente y de las exportaciones de bienes, que denotamos como d y m , respectivamente. Este último es equivalente a las importaciones del país doméstico. Adicionalmente, existe un presupuesto inicial, g . Y finalmente a estos recursos se les resta el gasto en consumo interno y externo, n y x , respectivamente.

$$(2) \quad g^* = d_t + m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t - n_t - x_t \times (p^x / p^*)_t$$

Solucionando (1) dada la restricción de la ecuación (2) se obtiene:

$$\ln x_t + \ln(p^x / p^*)_t = \ln [m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t]$$

$$\ln x_t = \ln [m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t] - \ln(p^x / p^*)_t$$

Donde X_t^* , es la exportación real deseada del país doméstico; y W_t , es una variable de escala que representa la demanda real del país industrial y P_t , es el ratio del precio exportación del país doméstico con respecto al precio del país industrial; por lo tanto se espera que $\beta_1 < 0$ y $\beta_2 > 0$. En los anexos 2 y 3 de detallan las derivaciones matemáticas y las interpretaciones.

b) Denota aquellos modelos que incorporan al tipo de cambio real (TCR) como *proxy* del precio relativo (P), donde es válida la interpretación tradicional, de que una devaluación real incide favorablemente a las exportaciones, por lo tanto el signo esperado es positivo.

⁴⁶ Ver artículo “Determinantes de las Exportaciones en Bolivia”, Candia G., H. Zambrana, Antelo E. Y Valverde F, Unidad de Análisis de Política Económica, Análisis Económico, Junio 1993, vol. 6.

⁴⁷ Ver artículo “El tipo de Cambio y la Balanza Comercial en Bolivia: Durante el periodo Post-Estabilización”, Rubén Ferruffino, Unidad de Análisis de Política Económica, Análisis Económico, 1993.

⁴⁸ Ver artículo “Tipo de Cambio, Exportaciones e Importaciones: El caso de la Economía Boliviana”, G. Loza Tellería, Banco Central de Bolivia, Revista de Análisis, 2000, Volumen 3, Pág. 7-40. Y artículo “Tipo de Cambio y Exportaciones de Manufacturas”, Banco Central de Bolivia, Mirografía.

una metodología parcial del método ARDL (incorporando como regresor a la variable dependiente en forma conjunta con las variables explicativas), con un enfoque sectorial bajo la Clasificación Uniforme del Comercio Internacional (CUCI), que le permite evaluar la incidencia del TCR en forma diferenciada para el sector agrícola, minero y manufacturero.

Cuadro 4.2

Resumen de la evidencia empírica en Bolivia

Autor	Periodo	Método de estimación	Sector	Elasticidad				
				Ep	ErPind	ErPlat	Epx	Vtcr
Ferrufino (1993)	1980-1990	MCO-Modelo Polinomial de rezagos distribuidos	Exportaciones Totales LP	0.81				
			Exportaciones Totales CP	0.39				
Ferrufino (1993b)	1986-1990	Mínimos Cuadrados Ordinarios	Exportaciones Totales	0.82				
G. Loza T.(1996)	1988-1995		Exportación de Manufacturas	1.71				
			Exportaciones Totales	0.22				
G. Loza T.(2000)	1990-1999	ARDL (con un rezago en la variable dependiente)	Exportaciones Totales CP	0.62	0.39	0.95	0.82	
			Exportaciones sin Hidrocarburos y Reexportaciones CP	0.7	0.09	0.41	0.4	
			Exportaciones Agrícolas CP	1.57	0.01	0.56		
			Exportaciones Manufactureras CP	1.6	0.57	0.44		
			Exportaciones Mineras CP	0.51	0.85	0.21	0.44	
			Exportaciones Totales LP	0.75	0.48	1.14	0.99	
			Exportaciones sin Hidrocarburos y Reexportaciones LP	1.06	0.14	0.62	0.6	
			Exportaciones Agrícolas LP	2.47	0.02	0.87		
			Exportaciones Manufactureras LP	2.17	0.77	0.58		
			Exportaciones Mineras LP	0.7	1.16	0.29	0.61	
R. Boyán T.(2004)	1990-2002	Datos de panel	Exportaciones Agrícolas		0.86*			-0.16*
			Exportaciones de Manufacturas		1.55**			-0.09**
			Exportaciones Mineras	0.5***	1.03***			
			Exportaciones de Combustibles	1.88****	5.28****			-0.27****

CP = Corto Plazo, LP = Largo Plazo.

Ep = Elasticidad precio (TCR) de las exportaciones

ErPind = Elasticidad renta (Y*) de las exportaciones con los países industriales

ErPlat = Elasticidad renta (Y*) de las exportaciones con los países latinoamericanos

Epx = Elasticidad precio (P*) de las exportaciones

vtcr = Desviación estándar del TCR

(*) Elasticidad promedio de la renta y volatilidad del TCR, con respecto a: Argentina, Brasil, Chile, Perú, Colombia, Estados Unidos, Alemania y el Reino Unido.

(**) Elasticidad promedio de la renta y volatilidad del TCR, con respecto a: Argentina, Brasil, Chile, Perú y Colombia.

(***) Elasticidad promedio del precio (TCR), renta y volatilidad del TCR, con respecto a: Argentina, Brasil, Chile, Perú, Colombia, Reino Unido y Estados Unidos.

(****) Elasticidad promedio del precio (TCR), renta y volatilidad del TCR, con respecto a: Argentina, Brasil y Estados Unidos.

Elaboración Propia en base a las publicaciones de los autores mencionados en el capítulo.

Los resultados de Loza (2000) reportan que en el corto plazo, la elasticidad de las exportaciones totales respecto al TCR es de 0.62 y éste a pesar de una mejora en el largo plazo no supera la unidad, 0.75. A nivel sectorial, en el corto plazo, las exportaciones de manufacturas (1.60) y las exportaciones Agrícolas (1.57) son elásticas; pero esto no sería evidente para las exportaciones mineras (0.51). En el Largo Plazo la elasticidad precio tendría una mejora para las exportaciones Agrícolas (2.47) y las Manufactureras (2.17), que no se reflejan en el resultado global (0.75). Por otro lado, la elasticidad renta de largo plazo para las exportaciones globales son sensibles (1.14) con respecto a los países de América Latina; sin embargo a nivel sectorial, tan solo las exportaciones mineras tendrían una mejora importante con respecto a los Países Industriales (1.16).

Para la estimación de la demanda de exportaciones, Loza (2000) toma series trimestrales que tienen una cobertura desde el primer trimestre de 1990 hasta el segundo trimestre de 1999 bajo la siguiente especificación:

$$\log x_t = \alpha_1 + \alpha_2 \log REER_{t-j} + \alpha_3 \log M_t^{pind} + \alpha_4 \log M_t^{pal} + \alpha_5 P_t^x + u_t$$

donde x_t , es el volumen de las exportaciones; $REER$, tipo de cambio efectivo y real; M_t^{pind} , importaciones reales de los países industriales; M_t^{pal} , importaciones reales de los países de América Latina y; P_t^x , es el precio de las exportaciones.

En el contexto de este trabajo se puede realizar los siguientes comentarios sobre la parte metodológica:

- Loza realiza pruebas de raíz unitaria (ADF), encontrando que todas las series sin excepción son no estacionarias en niveles y están integradas de orden uno I(1).
- Para demostrar que existe al menos una relación de cointegración entre las variables que sólo son estacionarias en primeras diferencias y superar el problema de la estimación espúrea. Loza prueba mediante el test de Cointegración de Johansen-Juselius que la hipótesis nula de no cointegración es rechazada con un 95% de confianza.
- Luego realiza una estimación uniecuacional para los coeficientes de corto plazo, reportando signos esperados y estadísticamente significativos.
- Finalmente realiza pruebas al residuo del modelo, superando los problemas de no normalidad, autocorrelación y heteroscedasticidad.
- Para la estimación de las elasticidades de largo plazo, supone que las diferencias entre los valores contemporáneos de la variable de exportación y sus valores rezagados es igual a cero en el largo plazo, por lo tanto:

$$\log(\text{exp})_t = \log(\text{exp})_{t-a}$$

Sin embargo se puede realizar las siguientes observaciones:

- Utiliza series desestacionalizadas, que implican la pérdida de información relevante para una proyección.
- El modelo se especifica de manera uniecuacional.
- A pesar de encontrar relaciones de cointegración entre las variables que son estacionarias en primeras diferencias, estas no se reportan en el trabajo, y queda pendiente la dirección de los signos de las variables que conforman el vector de cointegración sean los esperados.
- En la prueba de cointegración (Johansen-Juselius), se reportan más de un vector de cointegración, por lo tanto la especificación podría ser incorrecta.
- Considerando que una regresión entre variables I(0) e I(1) produciría por definición un error I(1). Sin embargo en estudios recientes de Pesaran y Shin (1999) bajo una especificación ARDL (Auto Regressive Distributed Lags), la modelación entre I(0) e I(1) sería válida si se agregan suficientes rezagos a la variable dependiente e independientes. Por lo tanto en el modelo presentado por Loza, no sería valido al contemplar solamente rezagos en la variable dependiente, que además generaría problemas de la presencia de variables explicativas estocásticas y la posibilidad de correlación serial.⁴⁹
- Una desventaja de la forma de obtención de los coeficientes de largo plazo, a partir del rezago de la variable dependiente, es que no se reporta el estadístico t y el error standart, para determinar su grado de significación.

R. Boyan (2004)⁵⁰, estima la demanda de exportaciones en forma sectorial según la clasificación CUCI, para el periodo 1990-2002 a través de datos de panel. Esta innovación le permite evaluar el desempeño de las exportaciones con respecto a cada socio comercial. Boyan encuentra que las exportaciones agrícolas y manufactureras son sensibles al PIB de los principales socios comerciales de 0.8 y 1.5, respectivamente.

Por otro lado Boyan (2004) menciona que el TCR tiene un efecto marginal (pero con el signo esperado) para las exportaciones mineras (0.5) y de combustibles (1.88). Pero la variable más influyente sería el PIB agregado externo de los socios comerciales, de 1.03 y 5.28 para la minería y

⁴⁹ En el Anexo 1, se presenta un tratamiento acerca del problema de incluir en los modelos la variable dependiente rezagada en el conjunto de variables explicativas.

⁵⁰ Ver artículo "Determinantes de las Exportaciones Bolivianas: Periodo 1990-2002", R.Boyan T., Banco Central de Bolivia, 2004, mimeografiado.

combustibles respectivamente. Boyan concluye que el TCR tiene un impacto limitado sobre las exportaciones, y destaca que estas están concentradas en pocos productos, con un número reducido de compradores, que dan origen a una vulnerabilidad de los ingresos por exportación.

A continuación se presenta una recopilación de otros estudios empíricos sobre la vinculación del tipo de cambio y el producto.

Cuadro 4.3

Evidencia Empírica : Devaluación y Producto

Autor	Periodo	Países	Metodología	Resultado
Díaz (1965)	1955-61	Argentina	Enfoque estadístico antes / después	CONTRACTIVO
Cooper (1971)	1959-66	19 países en desarrollo	Enfoque estadístico antes / después	CONTRACTIVO
Killick et. Al. (1992)	1980	266 programas del FMI	Enfoque estadístico antes / después	NULO en el corto plazo. EXPANSIVO en el largo plazo(4años después)
Kamin (1988)	1953-83	Varios países (107 devaluaciones)	Grupos de control	EXPANSIVO(la caída del producto ocurre antes de la devaluación)
Edwards (1989)	1962-82	Latinoamérica	Grupos de control	AMBIGUO (la caída en el producto se debe a la imposición de controles al comercio y al capital)
Donovan (1981)	1970-86		Grupos de control	CONTRACTIVO, cuando la devaluación se acompañaba con restricción de importaciones
Donovan (1982)	1971-80	79 países	Grupos de control	CONTRACTIVO
Khan (1990)	1973-88	79 países en desarrollo	Análisis de regresión	NULO (no hay efecto en el corto plazo)
Dorodian (1993)	1977-83	43 países		NULO (no hay efecto en el corto plazo)
Sheehy (1986)		16 países de Latinoamérica	Estimación de un modelo econométrico (función de oferta a la Lucas)	CONTRACTIVO (en el corto plazo)
Edwards (1986)	1965-80	12 países de Latinoamérica	Estimación de un modelo econométrico	CONTRACTIVO en el corto plazo. Mientras que en el largo plazo es NULO
Edwards (1989)	1965-84	13 países de Latinoamérica	Estimación de modelo macroeconómico multisector para una economía dependiente	CONTRACTIVO en el corto plazo./NO NEUTRAL en el largo plazo
Agénor (1991)			Distingue entre devaluaciones anticipadas y no anticipadas	CONTRACTIVO (si es anticipada)/EXPANSIVA (si es sorpresiva)
Agénor (1991)	1976-87	23	Estimación econométrica del modelo	CONTRACTIVO (si es anticipada)/EXPANSIVA (si es sorpresiva)

Evidencia Empírica : Devaluación y Producto (continuación)

Autor	Periodo	Países	Metodología	Resultado
Morley (1992)		28 eventos de devaluación en países en desarrollo	Análisis de regresión	CONTRACTIVO durante 2 años.
Rogers y Wang (1995)		México	Modelos VAR's	CONTRACTIVO
Santaella y Vela (1996)		México	Modelos VAR's	CONTRACTIVO
Copelman y Werner(1996)		México	Modelos VAR's	CONTRACTIVO
Kamin y Rogers (1997)		México	Modelos VAR's	CONTRACTIVO
Kamin y Klau (1998)	1970-96	27 (América Latina, Asia e industrializados)	Modelo VEC	CONTRACTIVO en el corto plazo. NO CONTRACTIVAS en el largo plazo
Wijnbergen (1986)			Estimación de un modelo con bienes intermedios y mercados financieros informales	CONTRACTIVAS por el lado de la oferta
Gylfason y Schmidt(1983)		10	Estimación de un modelo macro con bienes intermedios	EXPANSIVAS
Conolly (1983)		22		EXPANSIVAS
Gylfason y Risager(1984)			Modelo para país pequeño. Captura efectos de la devaluación sobre la deuda externa	CONTRACTIVAS en países LDC's
Gylfason y Radetzki(1985)		Países en desarrollo	Simulación de un macro modelo	CONTRACTIVAS El efecto contractivo aumenta en presencia de mecanismos de indexación de salarios
Branson (1986)		Kenia	Simulación de modelo	CONTRACTIVO
Taylor y Rosenweig(1984)		Tailandia	Estimación de un modelo de equilibrio general	EXPANSIVO
Nazmi y Samaniego(1998)	1965-95	Ecuador	Estimación de un modelo de inversión con costos de ajuste, utilizando vectores autoregresivos	CONTRACTIVA
Acar (2000)	1970-94	26 países	Estimación de un modelo econométrico similar a Edwards (1986)	CONTRACTIVA en el corto plazo. EXPANSIVA en el largo plazo
Kamin (1988)				NO ENCUENTRA EVIDENCIA DE EFECTOS CONTRACTIVOS
Rodriguez y Diaz (1995)		Perú	Modelos VAR's	CONTRACTIVA
Hoffmaister y Vegh(1996)		Uruguay	Modelos VAR's	CONTRACTIVO

Extractado de Baquero M.A. (2001): "Perdida de la Devaluación: Algunos costos y beneficios", Estudios Económicos, Banco Central del Ecuador.

Capítulo 5 *Evolución de las Exportaciones Bolivianas*

5.1 *Estructura Porcentual de las Exportaciones*

Desde mediados de los años ochenta, la composición de las exportaciones experimentó cambios significativos que se reflejaron en una mayor diversificación de la oferta y empezó a tener mayor importancia la relación con los socios comerciales. Entre 1985 y 1988, las exportaciones de productos tradicionales representaban el 84%, los minerales contribuían un 38% (principalmente estaño, zinc y la plata) y los hidrocarburos un 47% (Cuadro 5.1). Las exportaciones no tradicionales tenían una ponderación de 14%, destacándose algunas manufacturas y maderas (3%), soya y derivados (2.5%) y café en grano que significaba 2.2% de las exportaciones totales.

Cuadro 5.1

Bolivia: Estructura de las Exportaciones Según Producto (%)

	Prom. 1985-1988	Prom. 1989-1992	Prom. 1993-1996	Prom. 1997-1999	Prom. 2000-2002	Prom. 2003-2004
Tradicionales	84	68	52	40	46	55
Minerales	38	44	41	33	26	21
Estaño	17	12	8	5	5	1
Otros minerales	21	32	33	28	22	20
Hidrocarburos	47	23	11	7	20	34
Gas Natural	46	23	8	4	15	26
Otros	1	1	3	3	5	8
No tradicionales	14	28	43	45	44	36
Reexportaciones	2	4	4	15	9	10
Total	100	100	100	100	100	100

Los datos representan su participación en % de Millones de \$us.

Fuente: Instituto Nacional de Estadística

Elaboración Propia

Entre 1989 y 1992 se exportaron en total \$us 3.477 millones (incluyendo reexportaciones), lo que significó un incremento del 38% acumulado respecto al observado en el período anterior (1985-1988). Los productos tradicionales redujeron su participación a 68% debido a la caída de los volúmenes de venta de gas a la República Argentina. Los productos no tradicionales contribuyeron al incremento de las exportaciones (28%), donde la soya redujo el ritmo de crecimiento a la mitad (22%), las maderas prácticamente se estancaron y otros productos como el café, cacao y goma tuvieron una declinación absoluta en sus niveles de exportación.

Entre 1993 y 1996 las exportaciones se diversificaron con relación a los años anteriores. El 52% correspondían a exportaciones tradicionales, y las exportaciones no tradicionales alcanzaron un 43%. Este repunte, se debió a la soya y derivados, maderas y productos elaborados con madera y

productos de joyería. También apoyaron los incentivos a las exportaciones (Draw-Back) y el incremento de los precios internacionales de *commodities* como la soya, azúcar y madera.

Entre 1997 y 1999, Bolivia exportó un valor total de \$us 5,462 millones, donde el 40% fueron exportaciones tradicionales y las no tradicionales contribuyeron con el 45%. Las exportaciones de minerales disminuyeron en más de 50 millones de dólares respecto al periodo anterior (1992-1996) a igual que los hidrocarburos en 8 millones, debido a la culminación del contrato de venta de gas natural con la Argentina. Las exportaciones no tradicionales conservaron su dinámica gracias a la contribución de la soya y derivados, cueros y manufacturas⁵¹.

Entre el 2000 y 2002 las exportaciones tradicionales ampliaron su participación a 46%, gracias a los contratos de venta de gas al Brasil, y representaron un 15% del total exportado. Las Exportaciones No Tradicionales conservaron su participación, donde se destacan incrementos en las exportaciones de oleaginosas y algunas manufacturas.

Entre el 2003 y 2004 se exportó un valor total de \$us 2,694 millones, donde se evidencia un repunte de las exportaciones tradicionales de un 19% con respecto al periodo anterior, que se traduce en una participación del 55%, gracias a la exportación de gas natural en \$us 389.5 millones el 2003 y de 619.7 millones el 2004. Sin embargo las exportaciones no tradicionales, a pesar de incrementar divisas para el país de \$us 621.5 millones el 2003 y 788.5 millones el 2004, su participación sobre el global bajo a 36%.⁵²

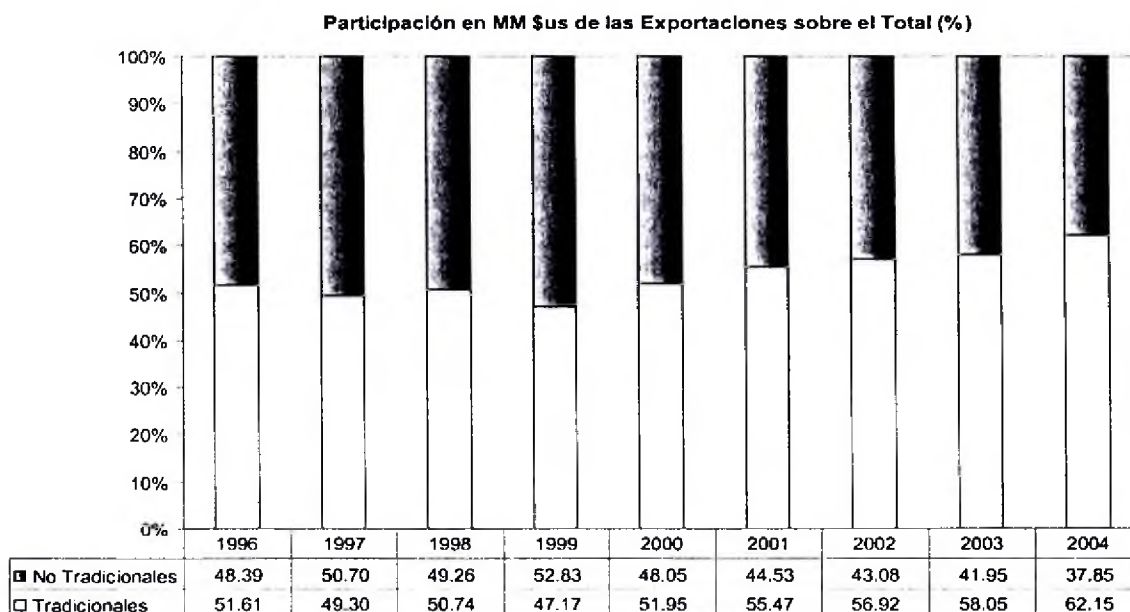
El gráfico 5.1 indica la participación porcentual de las XT y XNT sobre el global, sin considerar reexportaciones. Se evidencia que la participación de las exportaciones no tradicionales se incrementaron en forma sostenida en la década de los 90, llegando a 46 % promedio y su pico más alto fue en 1999 (52.83%). En los últimos años su participación se redujo a causa de una mayor participación porcentual del gas natural; sin embargo su aporte de divisas al país llegó el 2004 a una cifra record de \$us 788.5 millones. Por otro lado las exportaciones tradicionales bajaron su participación de 75% de la década de los 80 a 54% promedio en los últimos 14 años.⁵³

⁵¹ La crisis internacional tuvo efectos sobre la disminución de precios internacionales de *commodities* (azúcar, café, cacao); además, la devaluación del Real brasileño afectó a las exportaciones de madera y derivados.

⁵² Ver artículo "La apertura externa en Bolivia", H.S. Zambrana Calvimonte, Unidad de Análisis de Política Económica, Análisis Económico, Diciembre de 2002. El artículo realiza una exposición detallada de la evolución de las exportaciones y la apertura externa de Bolivia en los últimos años

⁵³ Un artículo que resume la evolución de las exportaciones tradicionales y no tradicionales es "Crecimiento económico y promoción de exportaciones en Bolivia", W. Jimenez Pozo, Unidad de Análisis de Política Económica, Análisis Económico, 2001.

Gráfico 5.1



Fuente: Instituto Nacional de Estadística
Elaboración Propia

5.2 Tasa de Crecimiento de las Exportaciones Tradicionales y No Tradicionales

El gráfico 5.2 describe el crecimiento anual de las exportaciones tradicionales, donde se distinguen 4 periodos:

- i) 1991-1992, donde el volumen de las XT cayó en 0.5% en 1992, resultado de la reducción de volúmenes de exportación de gas a la Argentina.
- ii) 1993-1995, las XT crecen en 11% promedio que fue compatible con un TCR competitivo.
- iii) 1996-1999, las XT cayeron en 3.7% promedio, resultado de una menor dinámica de los principales minerales y del gas natural. También en este periodo el TCR se apreció en 4% promedio resultado de la devaluación del real brasileño en 1999.
- iv) 2000-2004, las XT se recuperaron en forma sostenible, con excepción en el 2002 cuando el TCR se apreció en 6% a causa de la devaluación del peso argentino; sin embargo en los últimos años en un escenario estable de la región y una mayor dinámica del sector de hidrocarburos, las XT crecieron por encima del 20%.

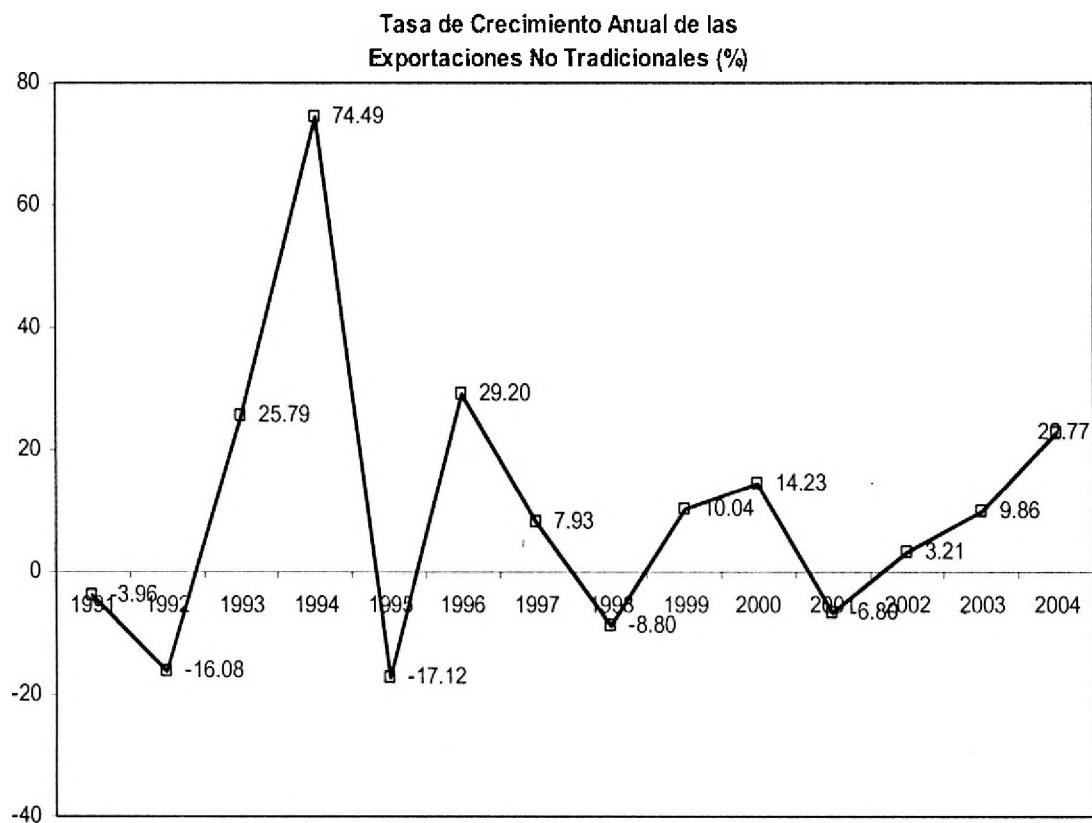
v) 1999-2000, las XNT se recuperaron a una tasa promedio del 12.1%, compatible con la mejora de la competitividad (una devaluación real de 0.2% en 1999⁵⁵ y 1.2% en el 2000).

vi) 2001, las XNT cayeron a una tasa de 6.7% y pese a que tuvimos una tasa de devaluación de 1.9%, las crisis financieras de 1999 afectaron nuestra economía en forma retardada a través de nuestros socios comerciales que enfrentaron crisis cambiarias y a la recesión internacional.

vii) 2002, las XNT crecieron apenas a una tasa de 3.2% y esta menor dinámica puede ser explicada por una apreciación record del TCR a 6.5%. Este periodo se caracteriza además, por el abandono de la Argentina a su plan de convertibilidad que indujo a significativas devaluaciones de su moneda (222.3%)⁵⁶.

Y finalmente viii) 2003-2004, donde las XNT se recuperaron y llegó el 2004 a una tasa de 22%. Este periodo se caracterizó por una mejora del escenario internacional y ganancias en competitividad del TCR, cuya tasa de devaluación llegó a 9% promedio⁵⁷.

Gráfico 5.3



Fuente: Instituto Nacional de Estadística
Elaboración Propia

⁵⁵ Esta baja tasa de devaluación real del TCR de 1999 es explicada por la devaluación del real brasileño (65%).

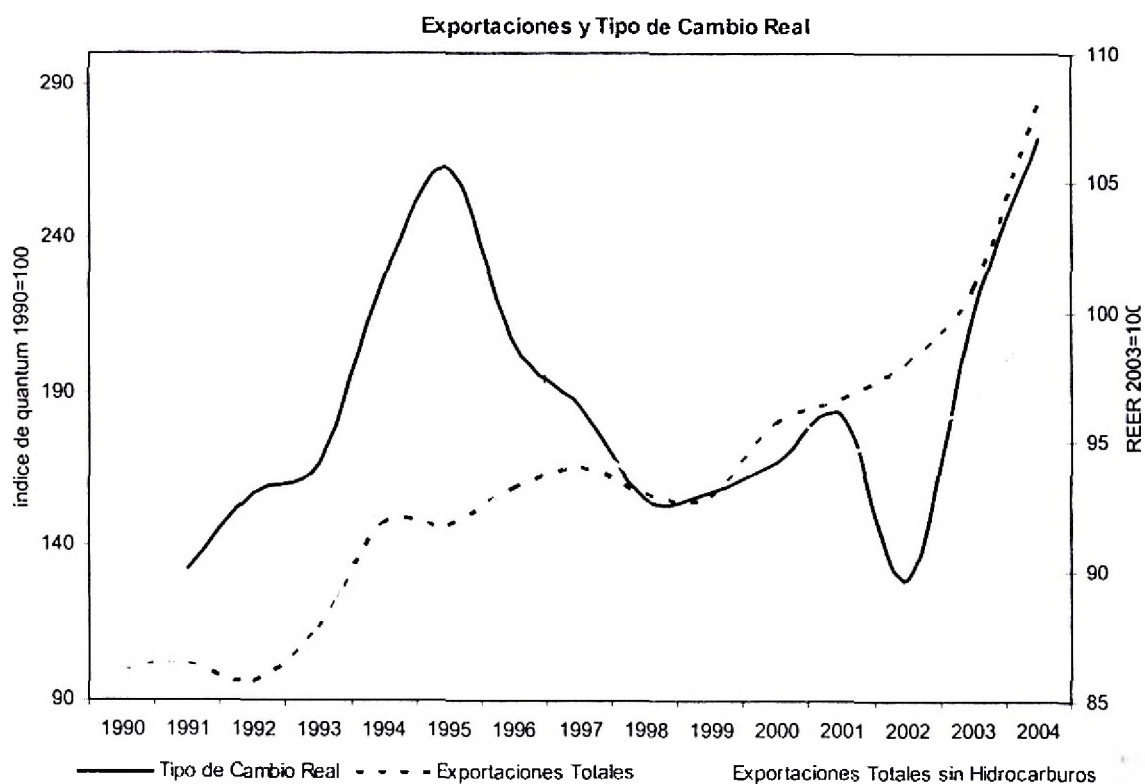
⁵⁶ En este periodo el TCR se sobrevaluó respecto a su nivel de equilibrio de largo plazo en casi un 8%.

⁵⁷ En este periodo la subvaluación del TCR respecto a su nivel de equilibrio fue en el orden de 3%.

5.3 Exportaciones, Tipo de Cambio Real y Actividad Económica

El gráfico 5.4 muestra la evolución del quantum de las exportaciones totales, exportaciones tradicionales y no tradicionales y el tipo de cambio real. Se puede observar en el gráfico 5.4(a) una sintonía entre las variables, sobre todo en el periodo 1990-1995, cuando las exportaciones crecieron en forma sostenida y el TCR fue competitivo. Sin embargo en el periodo 1996-1998 el TCR se apreció a una tasa promedio de 4% y frenó el crecimiento de las exportaciones que se tradujo en una tasa negativa de 5% en 1998. Se destaca en este periodo, la inestabilidad cambiaria de la región, que empezó en 1999 con la devaluación del real brasileño que generó una apreciación del TCR en el primer trimestre de 4%, y más tarde en el mes de enero de 2002, con la maxidevaluación del peso argentino (223.3%) que apreció el TCR en 6%. Finalmente en el periodo 2003-2004 las exportaciones globales recuperaron su dinámica gracias al repunte de las exportaciones de gas natural y al complejo sojero, que también fue apoyada con un TCR competitivo.

Gráfico 5.4 (a)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco Central de Bolivia
Elaboración Propia

Gráfico 5.4 (b)

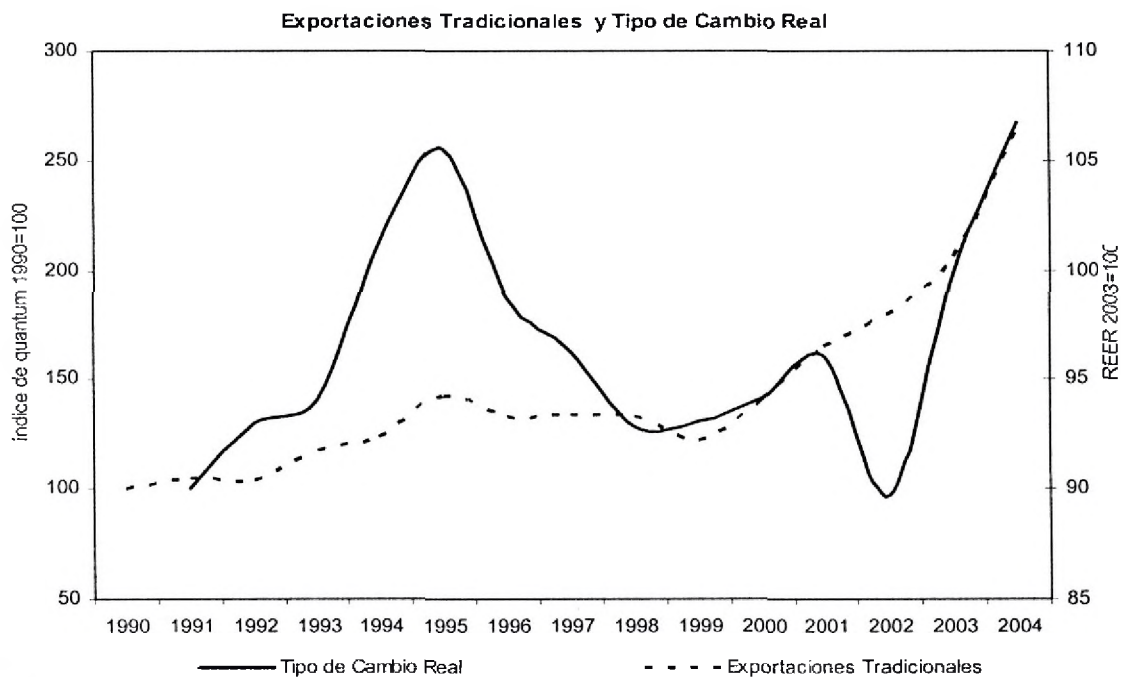
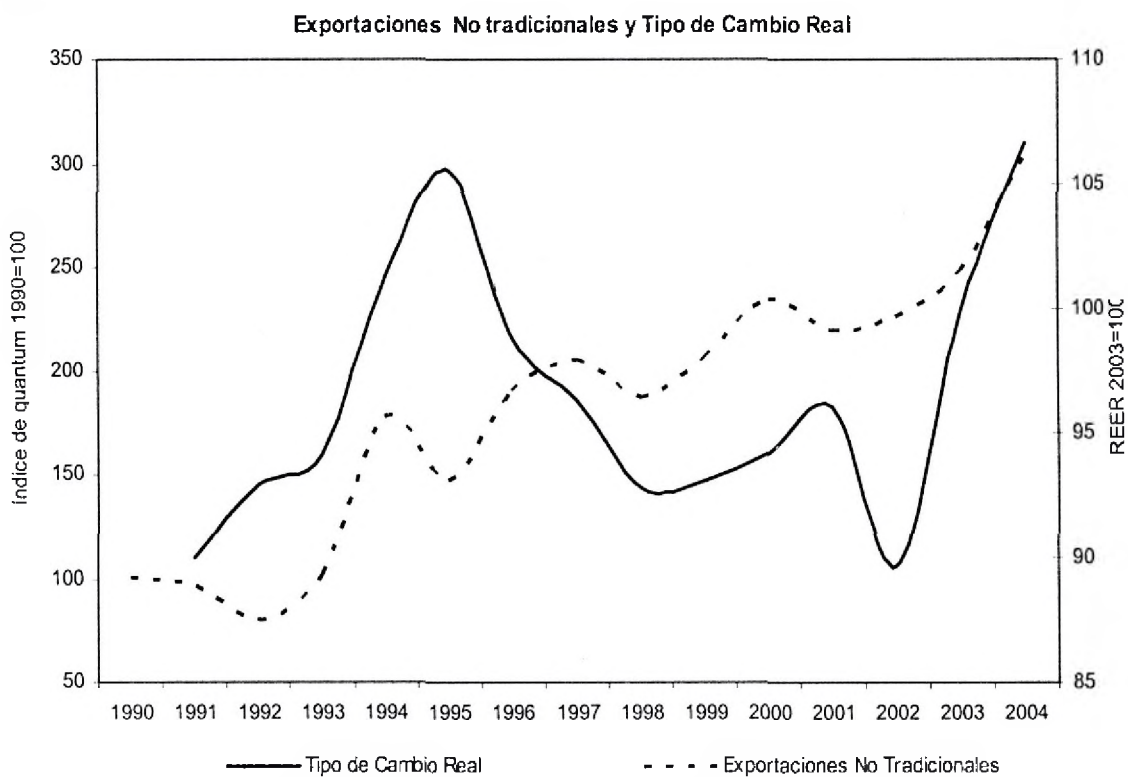


Gráfico 5.4 (c)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco Central de Bolivia
Elaboración Propia

El gráfico 5.4(b) muestra el desempeño de las exportaciones tradicionales (XT) y el TCR, donde se observa una relativa correlación entre ambas variables, sobre todo en el periodo 1990-2001. En el 2002, en el mes de enero se produce la maxidevaluación del peso argentino (223.3%) que provocó una apreciación del TCR de 6% (una de las más altas en los últimos años). Sin embargo, pese a un TCR no competitivo que descontó la dinámica de las exportaciones, estas crecieron gracias al incremento de volúmenes de exportación de gas al Brasil y la apertura del mercado venezolano para las oleaginosas.

El gráfico 5.4(c) muestra la evolución del quantum de las exportaciones no tradicionales (XNT) y el TCR, donde existe una relativa sintonía entre ambas variables. En el periodo 1990-1994 las XNT aumentaron y fue compatible con un TCR devaluado. Sin embargo en el periodo 1996-1998, se observa un periodo de apreciación del TCR que en cierta magnitud redujo la dinámica de las XNT. El periodo 1999-2001, la devaluación del TCR apoyo a la recuperación del sector. En el 2002 se registra una baja del TCR (apreciación de 6.5%) que incidió al lento crecimiento de las XNT (3.2%). Y finalmente en los últimos años, entre 2003-2004, ambas series crecieron paralelamente donde el 2004 las XNT aumentaron a una cifra record de 22.7% y el TCR se devaluó en 6.8%.

El gráfico 5.5 muestra el desempeño de las exportaciones y la actividad económica.⁵⁸ En la parte (a) y (b) señala la volatilidad que enfrentan las exportaciones bolivianas ante cambios de la actividad económica de los países industriales y países de América Latina. Si diferenciamos por sectores productivos, las exportaciones no tradicionales presentan una mayor variabilidad con los países industriales (parte c) y países de América Latina (parte d).

⁵⁸ Una publicación que expone al detalle el destino de las exportaciones bolivianas, a nivel de acuerdos comerciales es "Análisis del comercio exterior de Bolivia y aprovechamiento de acuerdos preferenciales", L.A. Arano Suárez, Instituto Boliviano de Comercio Exterior (IBCE), Santa Cruz, marzo de 2003.

Gráfico 5.5 (a)

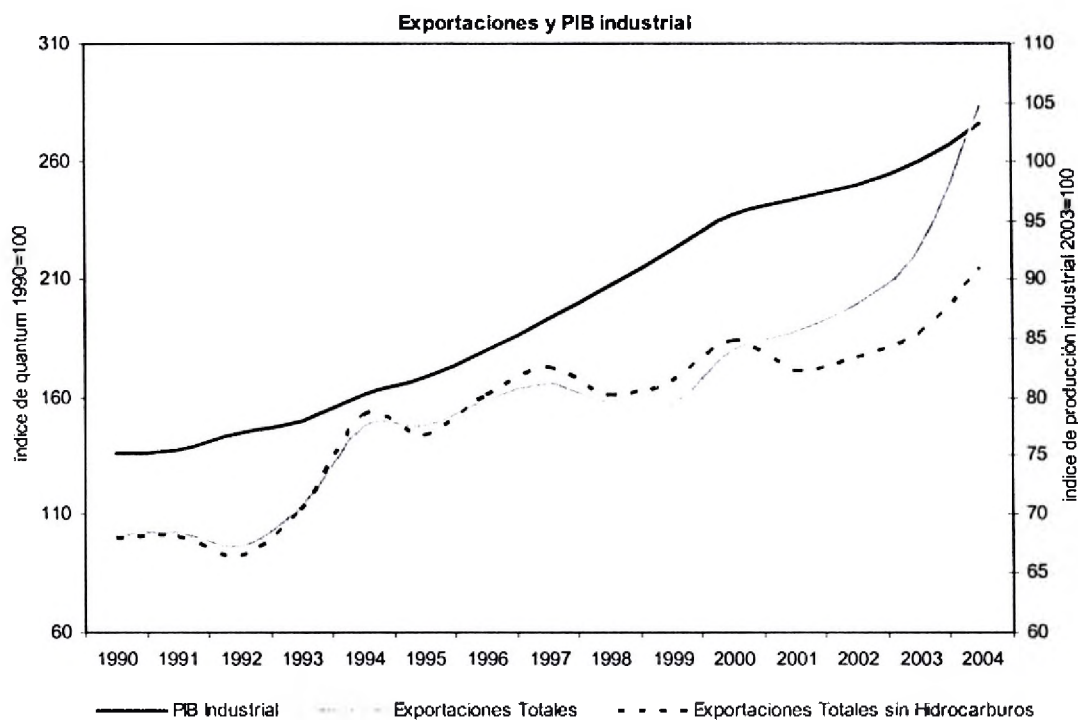
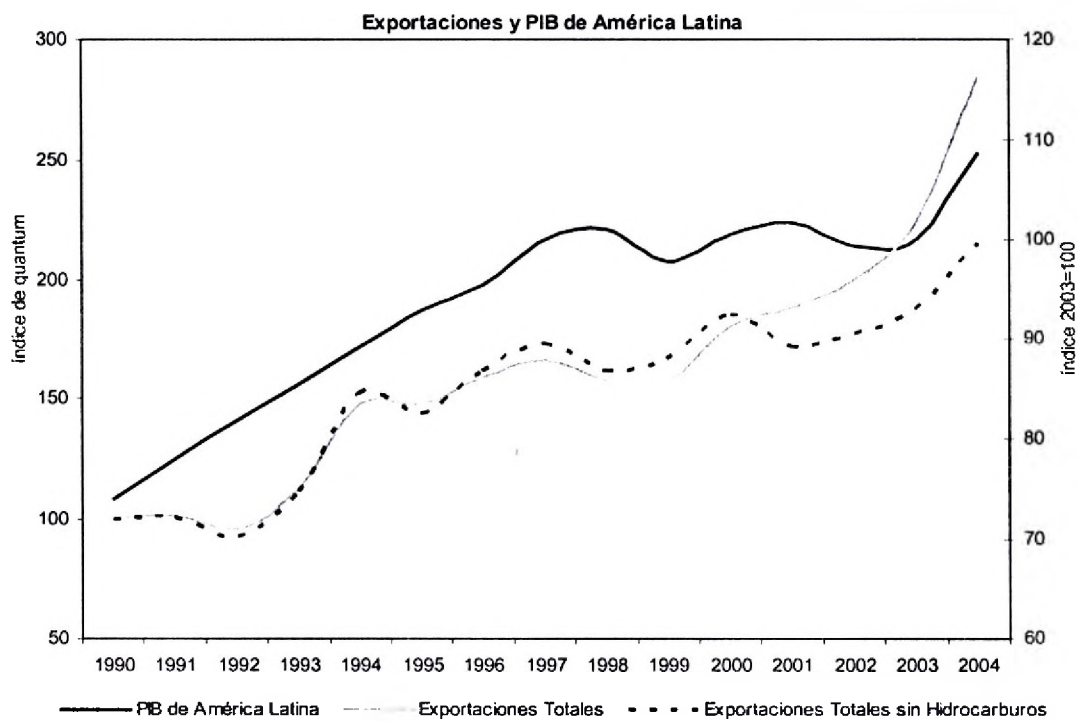


Gráfico 5.5 (b)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Fondo Monetario Internacional
 Elaboración Propia

Gráfico 5.5 (c)

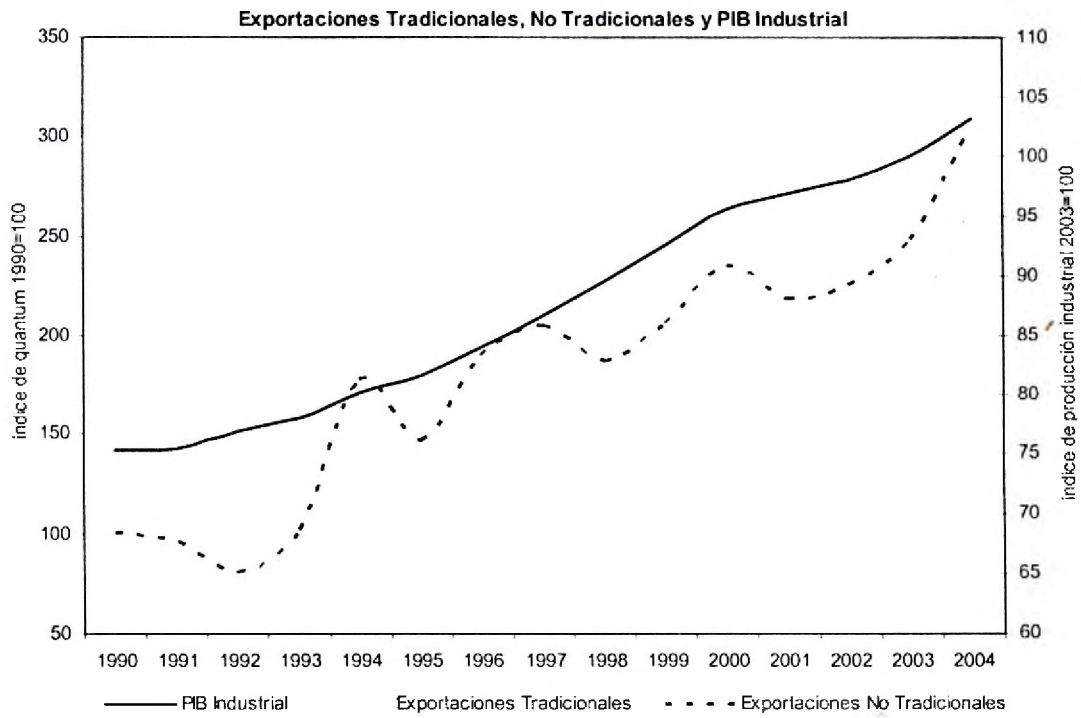
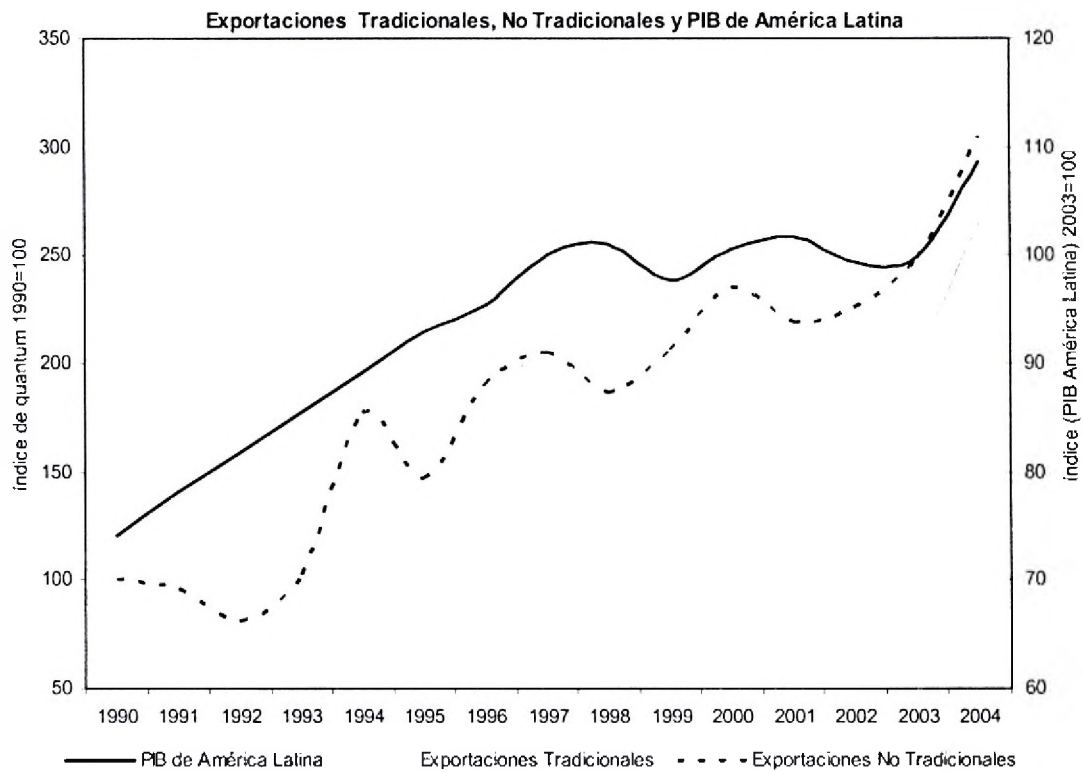


Gráfico 5.5 (d)



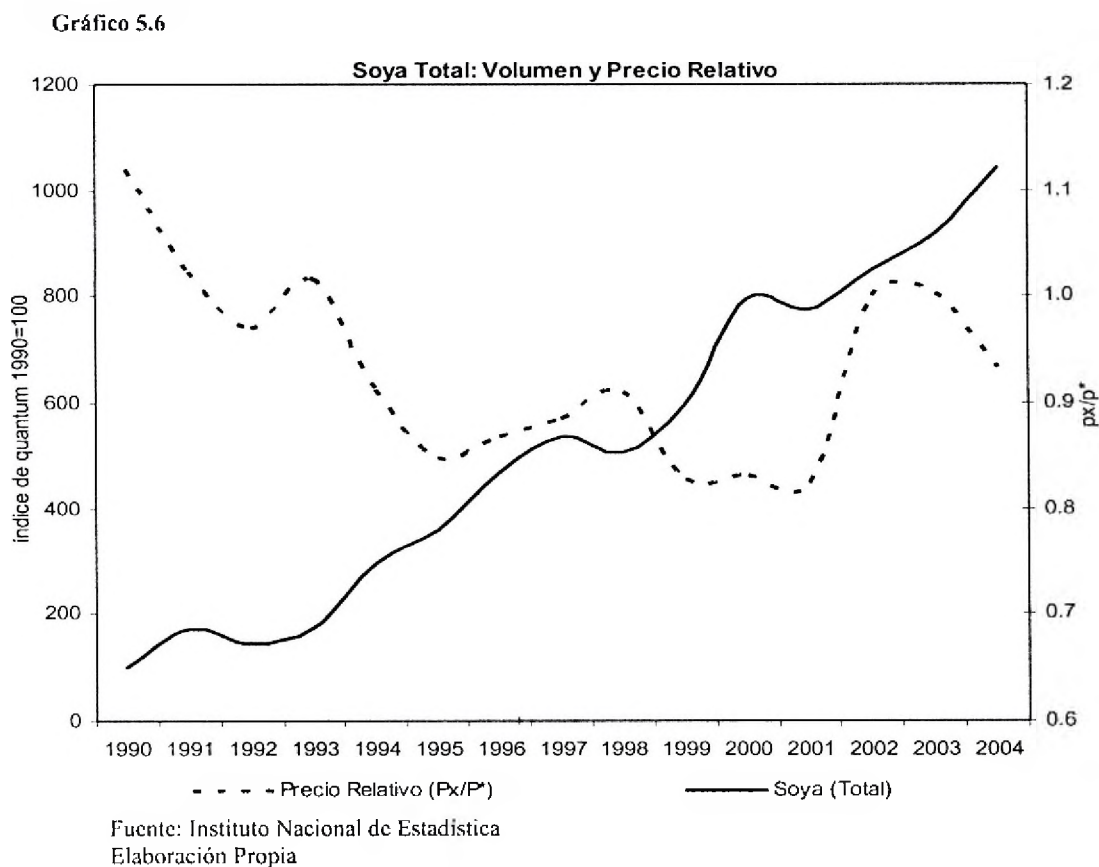
Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Fondo Monetario Internacional
Elaboración Propia

5.4 Exportaciones de Soya y Zinc, Precios y Actividad Económica

El gráfico 5.6 muestra la evolución del quantum de las exportaciones de soya y derivados⁵⁹ con respecto a su precio relativo (ratio del precio de exportación y precio externo)⁶⁰, donde se puede notar en forma preliminar una relación inversa entre ambas variables.

El gráfico 5.7 muestra la respuesta de las exportaciones de soya y derivados respecto a cambios de la actividad económica de la Comunidad Andina. La evolución de la soya también es compatible con una apertura externa que favoreció a una diversificación de mercados.

El gráfico 5.8 muestra la evolución del quantum de las exportaciones de zinc⁶¹ con respecto a su precio relativo (ratio del precio de exportación y precio externo), donde se evidencia una relación inversa entre ambas variables.

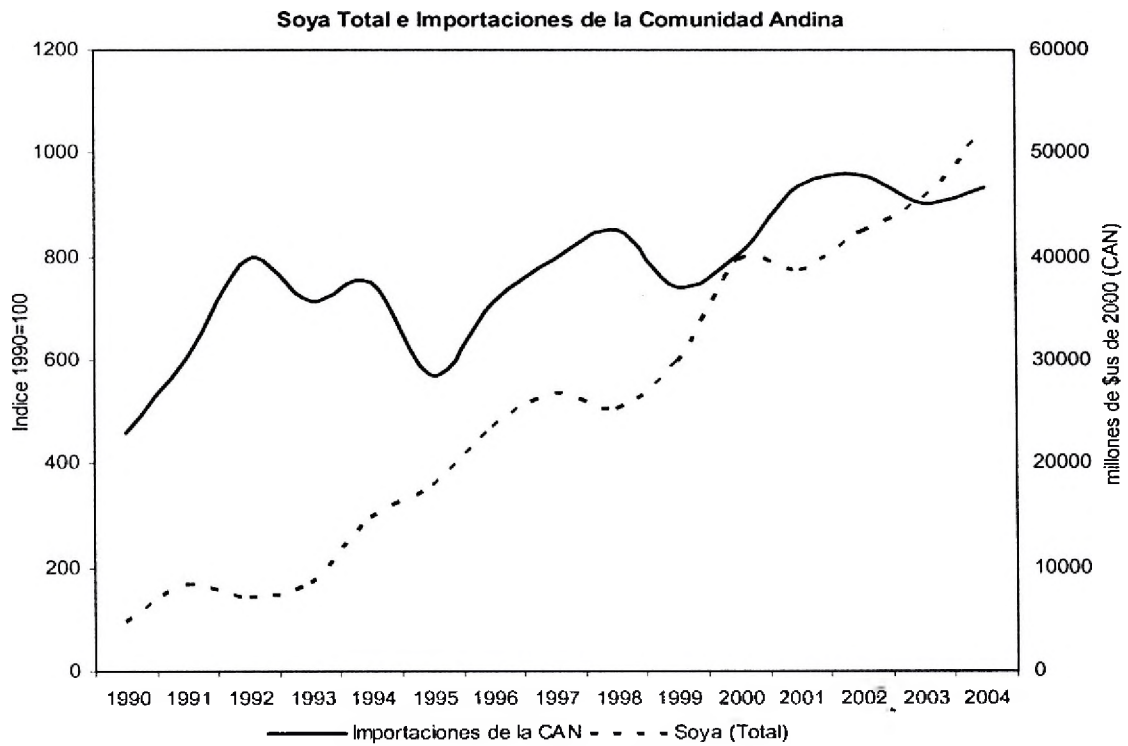


⁵⁹ Un artículo que describe la historia de la soya, su evolución e importancia para la economía boliviana es "El cluster de la soya en Bolivia: Diagnóstico competitivo y recomendaciones estratégicas", E. R. Brenes, K. Magrigal y D. Montenegro, Instituto Centroamericano de Administración de Empresas (INCAE), Documento trabajo, Septiembre de 2001.

⁶⁰ Se utiliza como proxy del precio relativo la variable P^*/P^* , que también es otra forma de analizar al tipo de cambio real. Se presenta un detalle en el anexo 3.

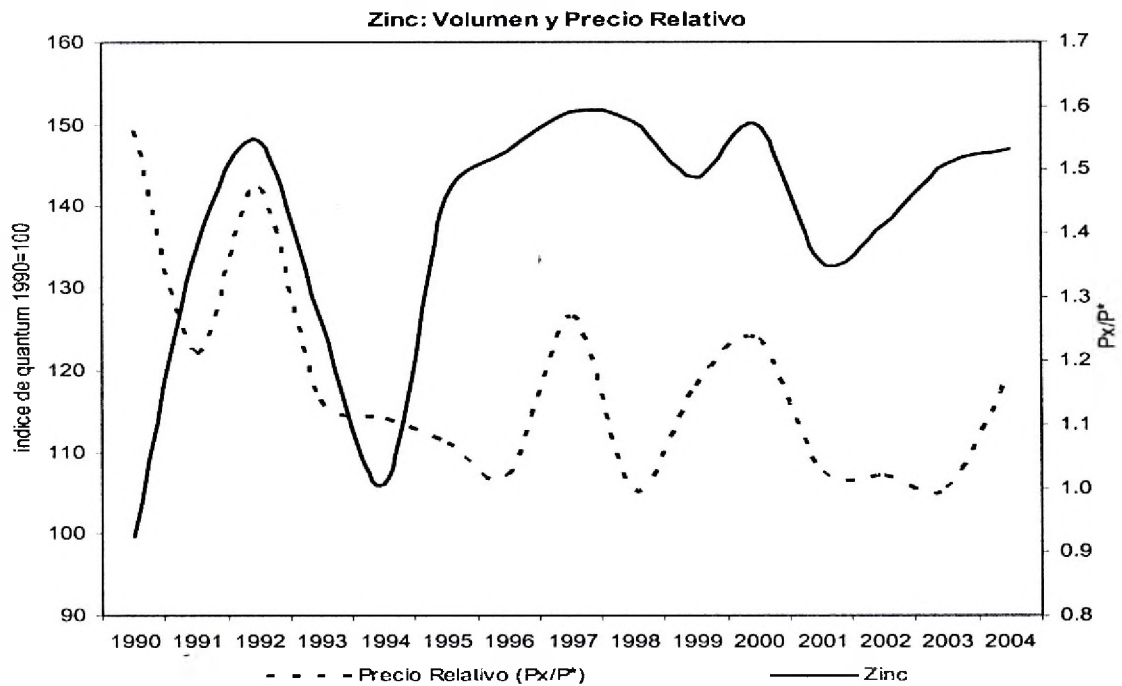
⁶¹ Un artículo que expone la evolución de la minería (incluida el zinc) y su impacto sobre la economía boliviana es "Vulnerabilidad macroeconómica ante shocks externos: El caso boliviano", O. Nina y A. Brooks, Instituto de Investigaciones Socio-Económicas, Universidad Católica Boliviana, Noviembre de 2001.

Gráfico 5.7



Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Fondo Monetario Internacional
Elaboración Propia

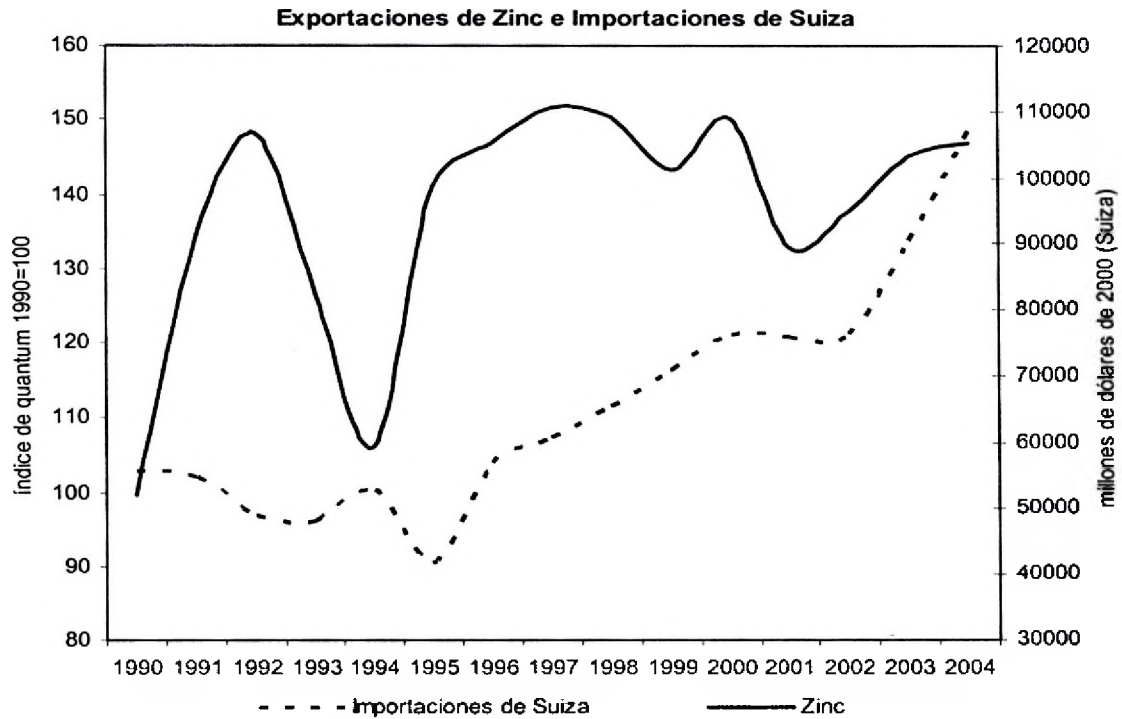
Gráfico 5.8



Fuente: Instituto Nacional de Estadística
Elaboración Propia

El gráfico 5.9 muestra la respuesta de las exportaciones de Zinc respecto a cambios de la actividad económica de su principal mercado (Suiza).

Gráfico 5.9



Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Fondo Monetario Internacional
Elaboración Propia

El gráfico 5.10 y 5.11 describe la trayectoria de las cotizaciones del precio para la Soya y el Zinc en el mercado internacional. Donde se evidencia una mayor volatilidad para el precio del Zinc.

Gráfico 5.10

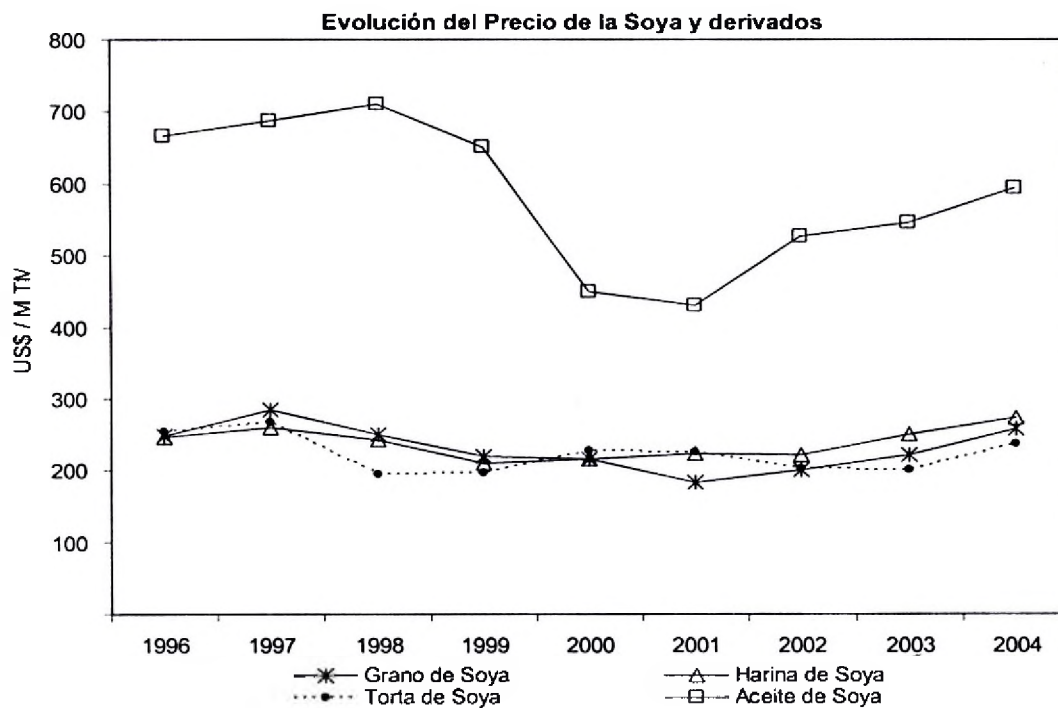
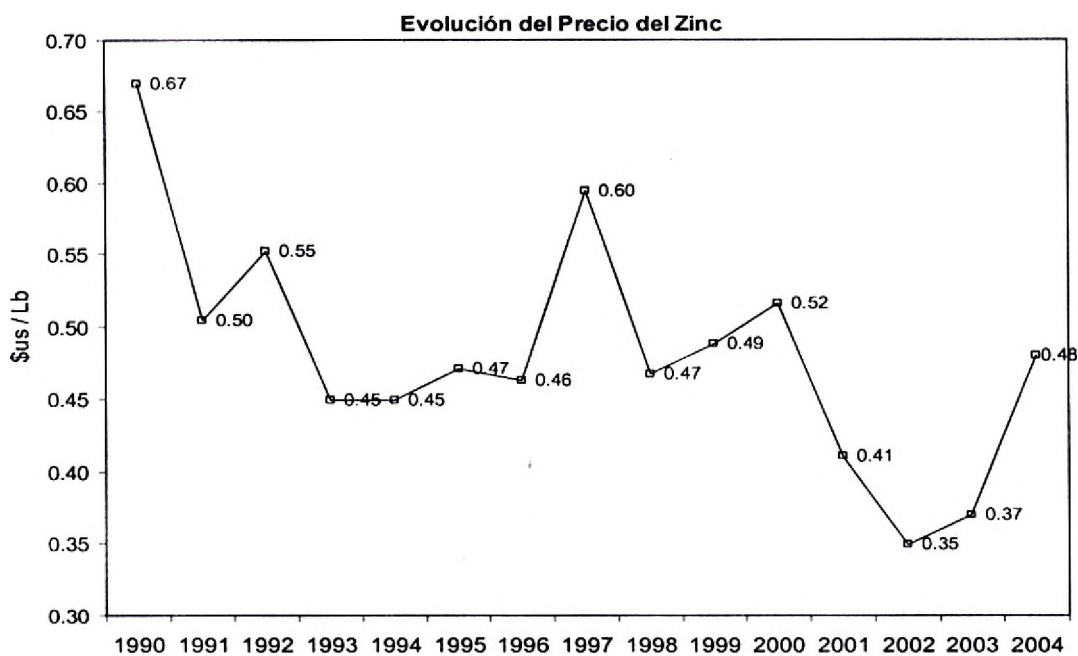


Gráfico 5.11

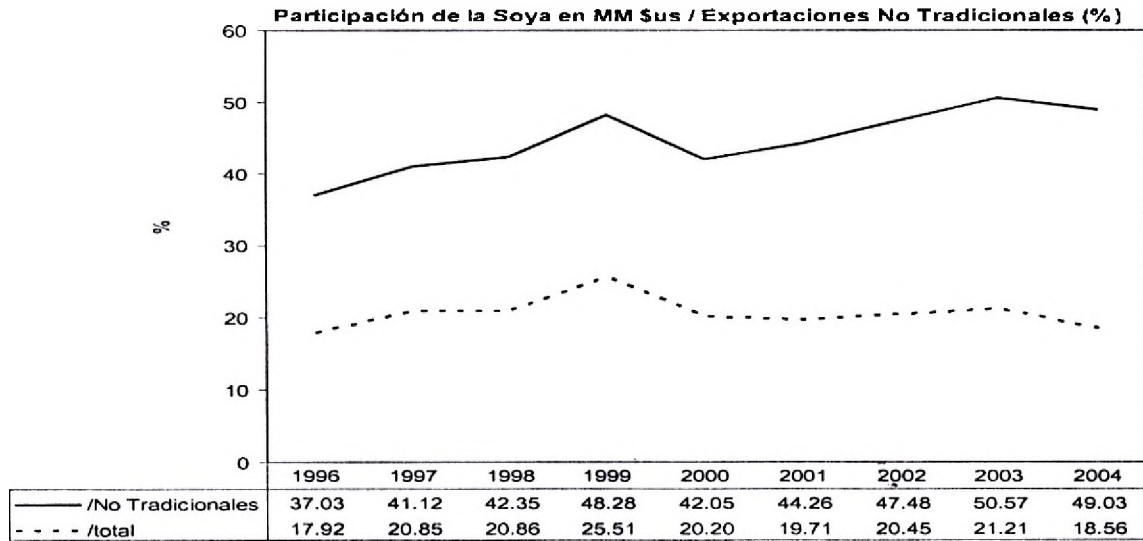


Fuente: Instituto Nacional de Estadística
Elaboración Propia

5.5 Participación de la Soya y Zinc en las Exportaciones

El gráfico 5.12 y 5.13 muestran la participación porcentual de los productos que están contemplados en el trabajo y tienen el objetivo de hacer notar su importancia sobre el sector exportador. El gráfico 5.12 señala que las exportaciones de soya y derivados representan algo más del 44% promedio sobre las XNT y el 20% promedio sobre las exportaciones globales en el periodo 1996-2004.

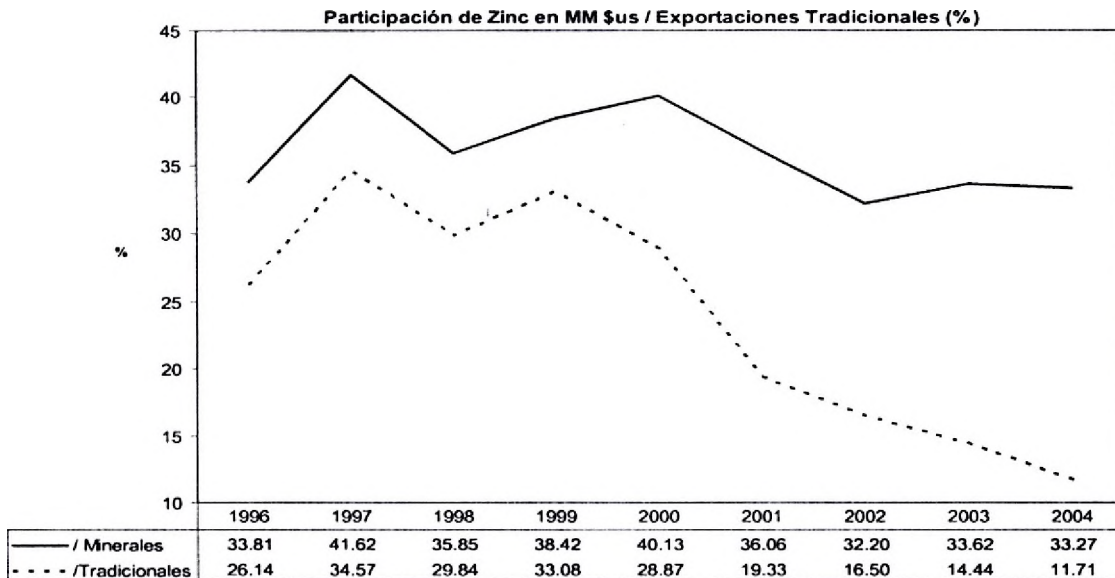
Gráfico 5.12



Fuente: Instituto Nacional de Estadística
Elaboración Propia

El gráfico 5.13 describe que las exportaciones de zinc mantienen su importancia dentro del sector tradicional. En el periodo su participación llegó a 36% promedio sobre las exportaciones mineras y a 23% sobre las exportaciones tradicionales.

Gráfico 5.13

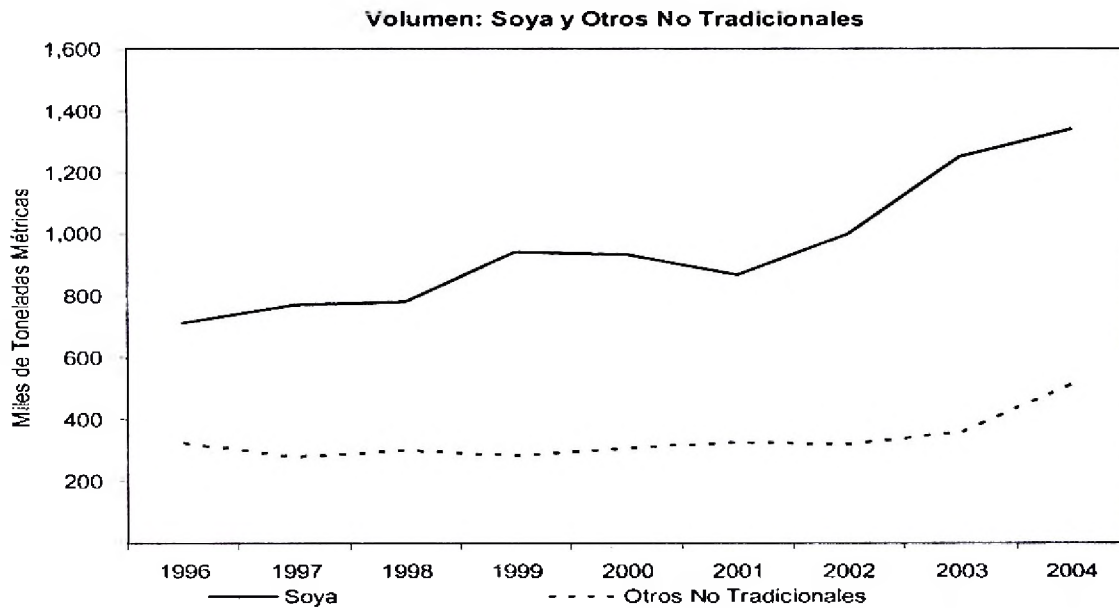


Fuente: Instituto Nacional de Estadística

5.6 Correlación de las exportaciones Soya y Otros No Tradicionales

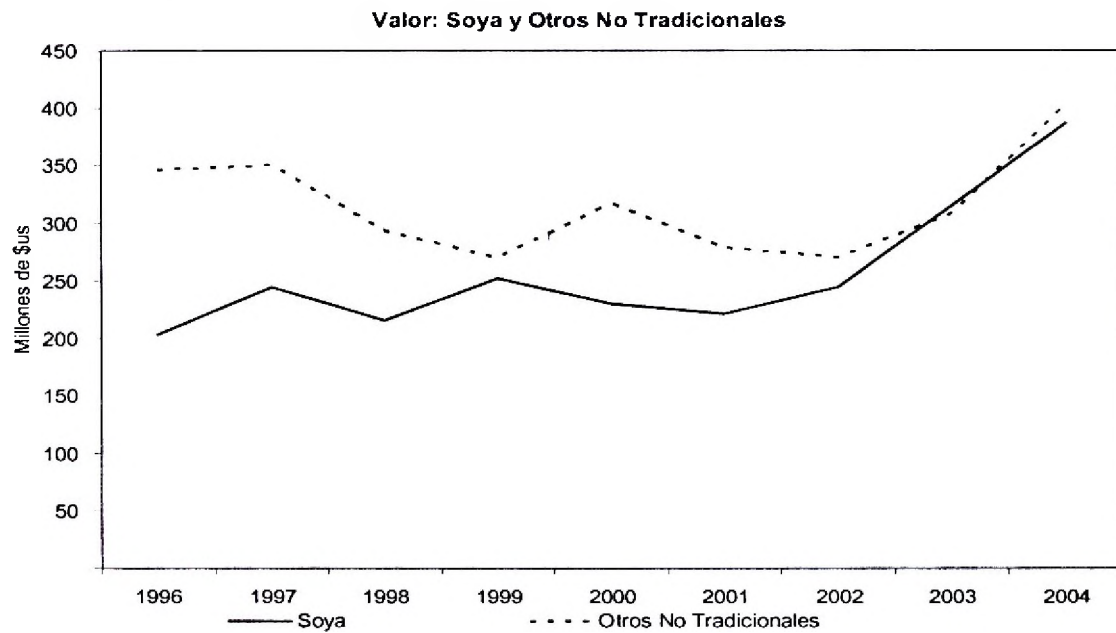
En el gráfico 5.14 y gráfico 5.15 se evidencia una importante correlación en volumen y valor entre la soya y el resto de las exportaciones no tradicionales.

Gráfico 5.14



Fuente: Instituto Nacional de Estadística
Elaboración Propia

Gráfico 5.15

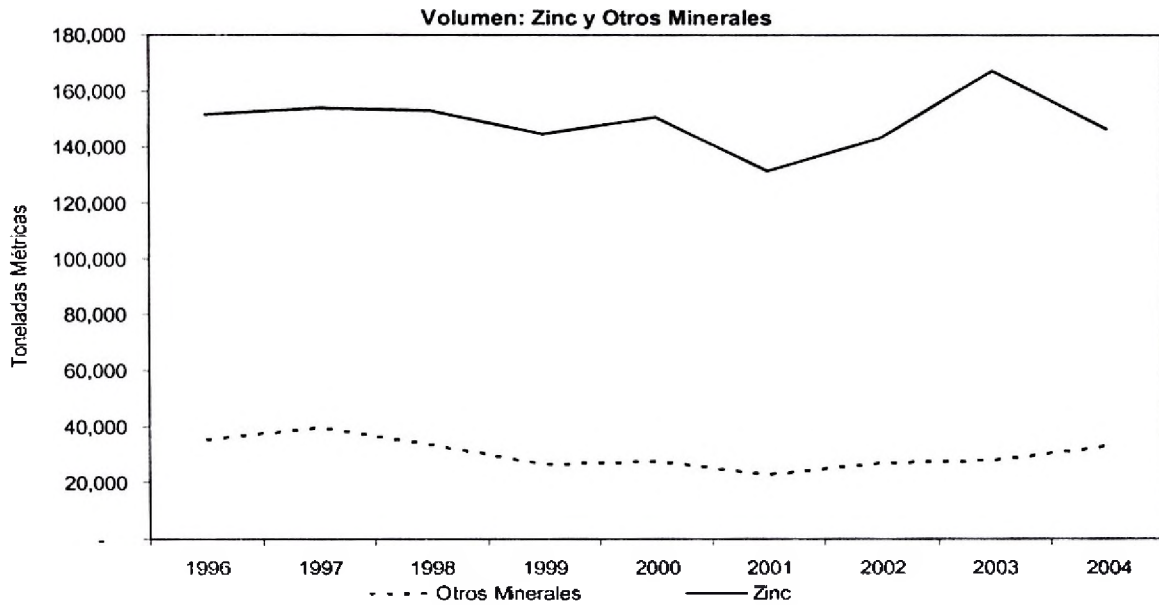


Fuente: Instituto Nacional de Estadística
Elaboración Propia

5.7 Correlación de las Exportaciones de Zinc y Otros Minerales

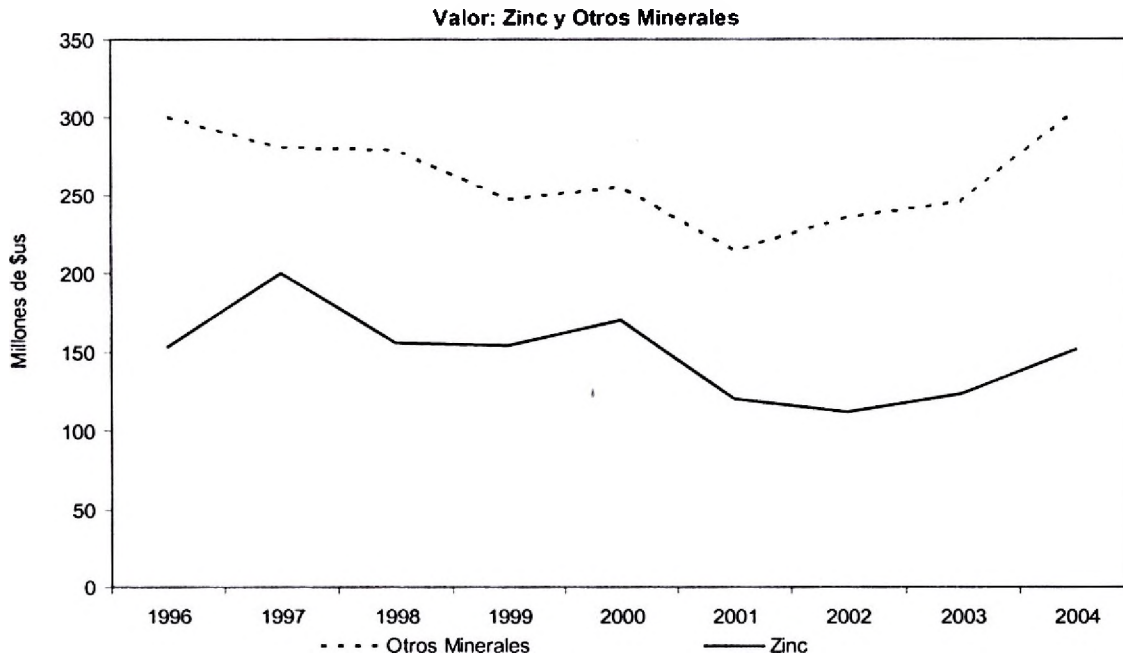
En el gráfico 5.16 y 5.17 se evidencia una correlación en volumen y valor entre el Zinc y el resto de las exportaciones mineras.

Gráfico 5.16



Fuente: Instituto Nacional de Estadística
Elaboración Propia

Gráfico 5.17



Fuente: Instituto Nacional de Estadística
Elaboración Propia

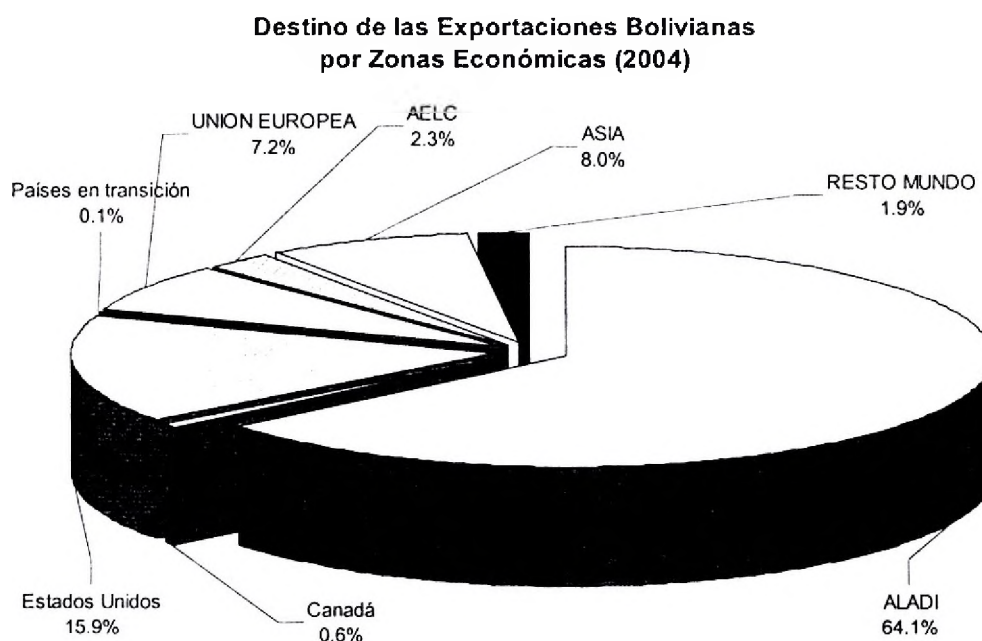
5.8 Destino de las Exportaciones Bolivianas

La apertura externa de la economía boliviana en los últimos años ha permitido en cierto grado una mayor diversificación de su oferta exportable. A fines de los ochenta, Argentina representaba casi el 48% del mercado externo, y junto a Estados Unidos y el Reino Unido se llevaban casi tres cuartas partes del valor de las exportaciones.

A finales de los noventa y el año 2000, la Argentina pasó a tener el 8% de la representatividad de las exportaciones, en cambio Estados Unidos (25.1%), los países europeos (27.6%), Perú (8%) y Brasil (5%) ganaron ponderaciones como socios comerciales.

En el 2004, un 64.1% de las exportaciones bolivianas se destinaron a los países que conforman la ALADI y el resto se concentra en otros bloques como: Estados Unidos (15.9%), Asia (8%), Unión Europea (7.2%), AELC (2.3%), Canadá (0.6%), Países en transición (0.1%) y Resto de Mundo (1.9%).

Gráfico 5.18

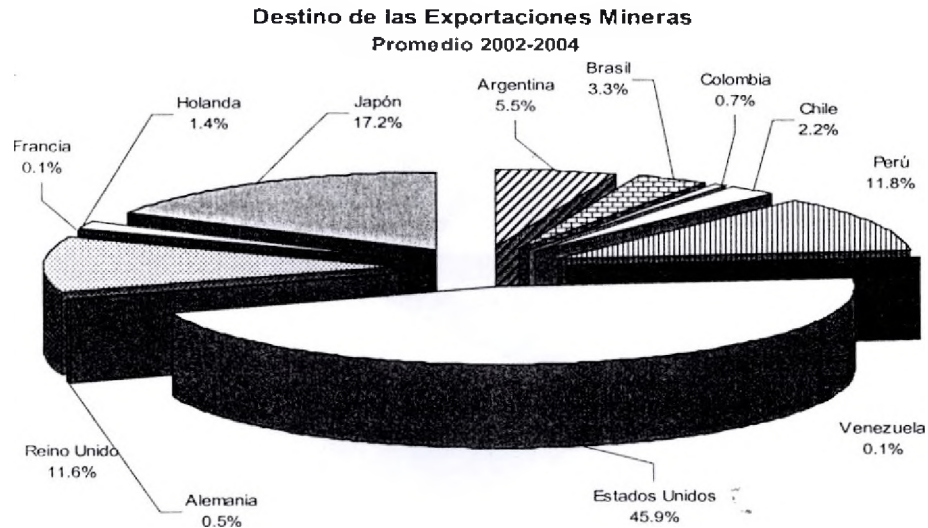


Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco Central de Bolivia
Elaboración Propia

El gráfico 5.19 describe el destino de las exportaciones mineras, exportaciones de hidrocarburos y exportaciones no tradicionales para el periodo 2002-2004.

Las exportaciones se concentraron principalmente en Estados Unidos (45.9%), Japón (17.2%), Perú (11.8%), Reino Unido (11.6%) y el resto a países de la Unión Europea y de Sudamérica.

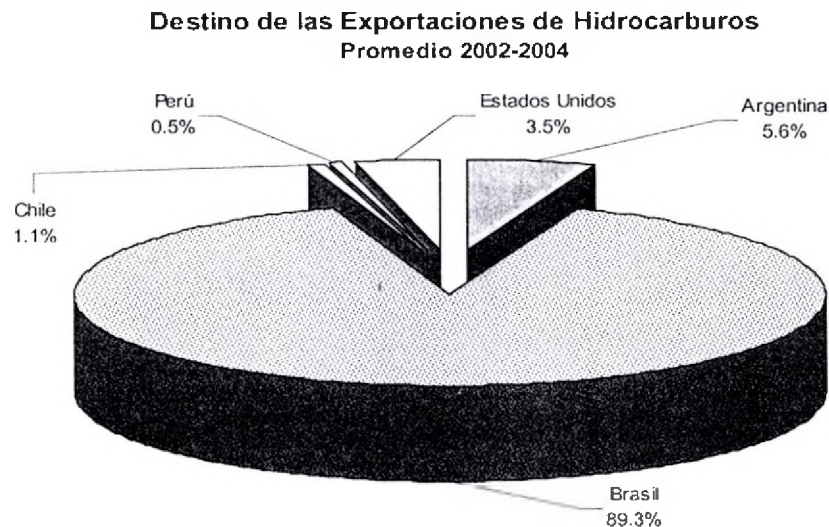
Gráfico 5.19 (a)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco Central de Bolivia
Elaboración Propia

Las exportaciones de hidrocarburos en el periodo 2002-2004 se concentraron en Brasil (89.3%) y Argentina (5.6%).

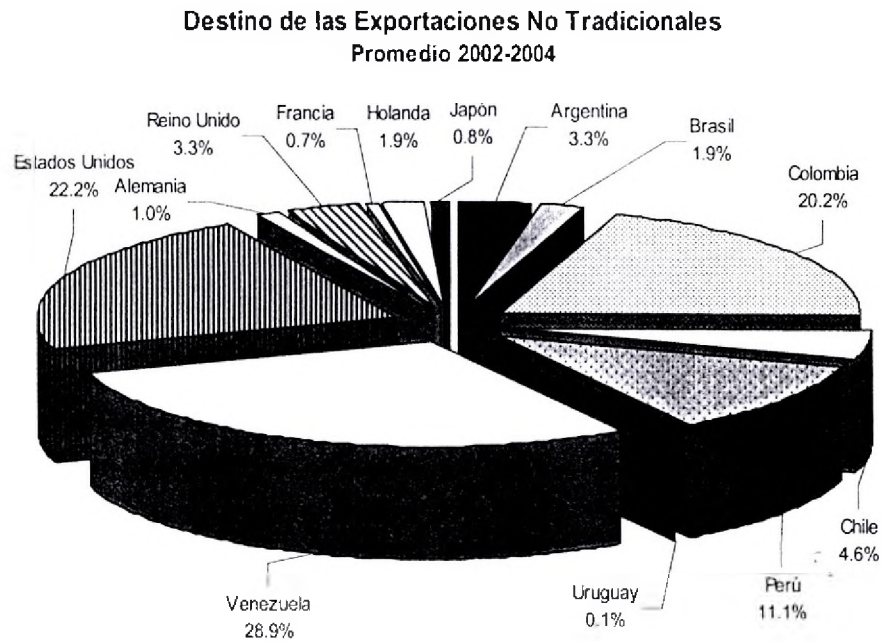
Gráfico 5.19(b)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco Central de Bolivia
Elaboración Propia

Por otro lado las exportaciones no tradicionales se dirigieron principalmente a Venezuela (28.9%), Estados Unidos (22.2%), Colombia (20.2%), Perú (11.1%), Chile (4.6%), Argentina (3.3%) y el Reino Unido (3.3%).

Gráfico 5.19 (c)

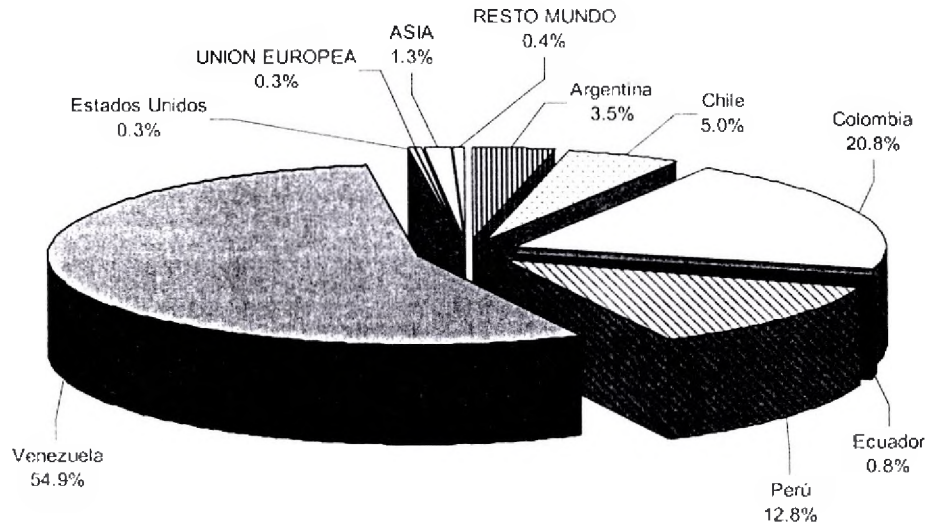


Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco Central de Bolivia
Elaboración Propia

El gráfico 5.20 describe el mercado de destino de las exportaciones de soya y derivados de la gestión 2004. Donde un 90% se destina a la Comunidad Andina, conformado por Venezuela (54.9%), Colombia (20.8%), Perú (12.8%) y Ecuador (0.8%).

Gráfico 5. 20

Destino de las Exportaciones de Soya y Derivados (2004)

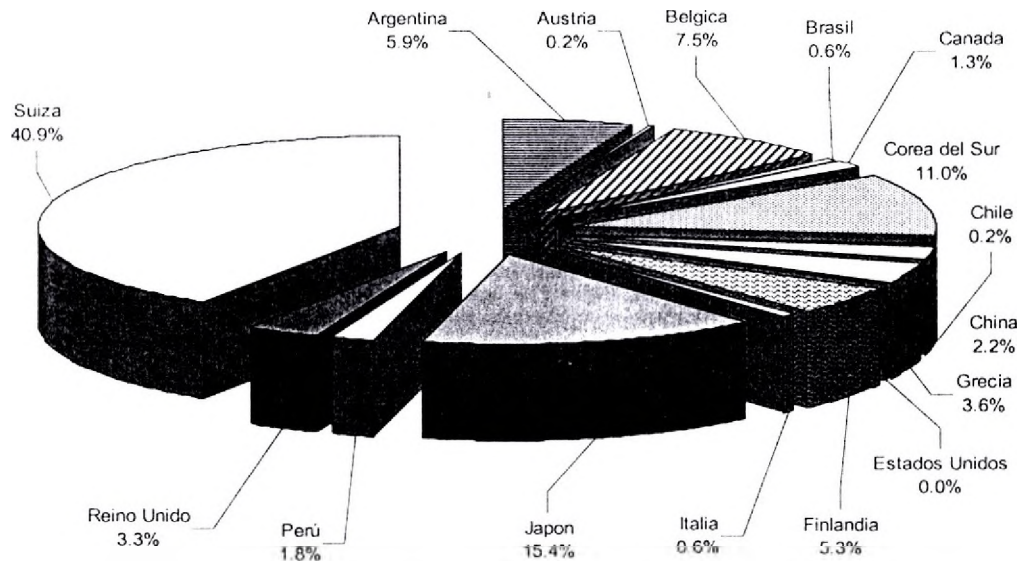


Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco Central de Bolivia
Elaboración Propia

El gráfico 5.21 describe el destino de las exportaciones de Zinc para el periodo 2002-2004. Donde sus principales mercados se concentran en Suiza (40.9%), Japón (15.4%), Corea del Sur (11.0%) y Bélgica (7.5%).

Gráfico 5. 21

**Destino de las Exportaciones de Zinc
Promedio 2002-2004**



Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco Central de Bolivia

Capítulo 6 *Evolución del Tipo de Cambio Real 1990-2004*

“La política cambiaria tiene por objetivo mantener la estabilidad del tipo de cambio real multilateral con respecto a los fundamentos del mercado, buscando el equilibrio externo de la economía en el mediano plazo. Este objetivo está sujeto al de preservar la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda nacional, es decir un tipo de cambio real competitivo y apoyar el normal funcionamiento de pagos internacionales sin poner en riesgo la estabilidad interna de precios.”⁶² Sin embargo esta sujeta a algunas restricciones que impiden su libre desenvolvimiento: 1) la transmisión de devaluación a la inflación, porque en la medida en que esta relación sea importante una política cambiaria más activa podría tener un impacto sobre los precios⁶³; 2) la poca reacción del sector exportador en razón de una economía que agrega poco valor a sus exportaciones y, 3) la dolarización financiera que en los últimos años se ubica en torno al 90%, es decir una devaluación fuerte podría poner en riesgo al sistema financiero a través de las moras que incurren los prestatarios en la medida en que perciben sus ingresos en moneda nacional y deben cubrir sus obligaciones en dólares.

Una de las maneras de diagnosticar el desempeño del tipo de cambio real es realizando su comparación en torno a su nivel de equilibrio de largo plazo. Siguiendo a M. Aguilar (2003)⁶⁴, que realiza la estimación del desalineamiento del TCR, adopta un marco analítico empleado por Lora y Orellana (2000)⁶⁵ que se basa en Baffes et al. y Montiel (1999) en considerar al TCR con sus fundamentos, es decir:

$$e^* = e^*(\underset{+}{ti}, \underset{+}{fk}, \underset{-}{apertura}, \underset{-}{polcom}, \underset{-}{gnt}, \underset{-}{dif})$$

donde e^* es el tipo de cambio real de equilibrio; ti , los términos de intercambio; fk , los flujos de capital; $apertura$, el coeficiente que mide la apertura de la economía; $polcom$, la política comercial; gnt , la política fiscal; y finalmente dif , el diferencial de productividad.

⁶² Ver Boletín Informativo, “Estabilidad en la Política Cambiaria del BCB”, BCB, Nro. 74, Mayo, 1999.

⁶³ Estudios realizados evidencian que la relación entre la devaluación e inflación no es lineal, donde se destacan trabajos de Morales (1989) que estimó un coeficiente pass-through de 0.74 para el periodo 1986-1989, Comboni (1994) de 0.52 para el periodo 1992-1994, Orellana (1999) de 0.24, y Cupé (2002) de 0.24. Recientemente el trabajo de Escobar y Mendieta (2005, Banco Central de Bolivia) estiman el coeficiente esperado (cerca a la unidad) y el observado (cerca a 0.2) y concluyen la importancia del tipo de cambio como el ancla nominal, donde una mayor tasa de devaluación incrementa rápidamente el traspaso y hace que el efecto sea más variable, en cambio menores tasas de devaluación reducen el traspaso.

⁶⁴ En el capítulo se presenta un resumen del Documento Trabajo denominado “Estimación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio para Bolivia” de M. A. Aguilar, publicada en el Banco Central de Bolivia en 2003, la misma que fue actualizada hasta el 2 trimestre de 2005, cuando tuve la oportunidad de realizar una pasantía en la Asesoría de Política Económica.

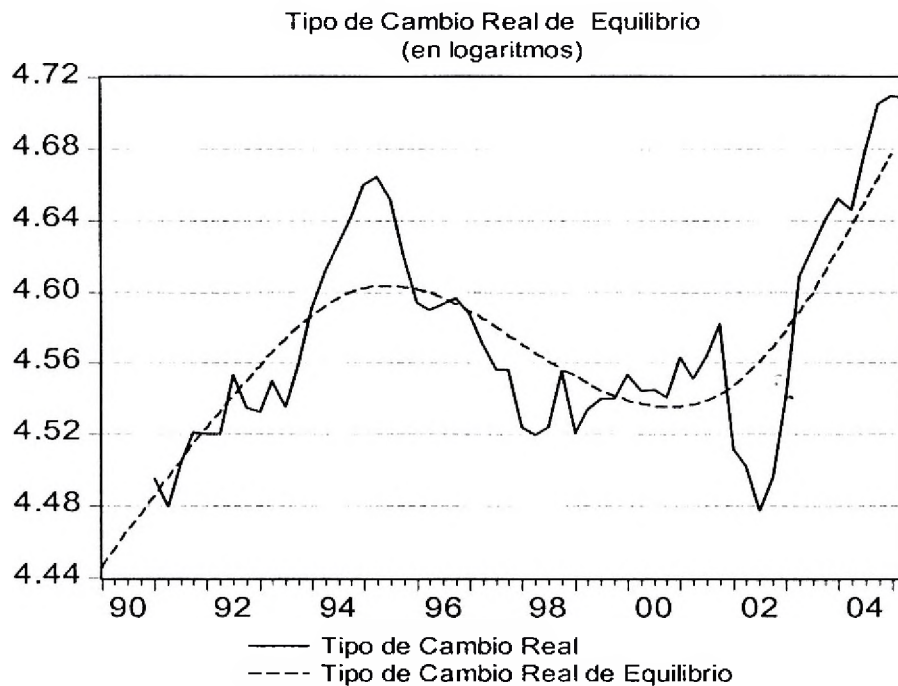
⁶⁵ Ver artículo “Tipo de cambio real de equilibrio: Un análisis del caso boliviano en los últimos años”, O. Lora y W. Orellana, Banco Central de Bolivia, Revista de análisis, 2000, Pág. 43-79.

Luego de la estimación de los parámetros de largo plazo y “alimentándolos” con valores sostenibles de los fundamentos, es decir:

$$\log e^* = \beta' \times F^*$$

Donde β' son los parámetros de largo plazo y F^* son los valores sostenibles obtenidos a partir del filtro de Hodrick-Prescott. El resultado se presenta en el gráfico 6.1, donde se evidencia 3 fases de sobrevaluación y 3 fases de subvaluación del TCR respecto a su nivel de equilibrio.

Gráfico 6.1



Los periodos de sobrevaluación comprenden:

- 1991:T1-1993:T4: En este periodo el desalineamiento del TCR fue del orden del 0.9%, esta sobrevaluación fue resultado de un tímido acompañamiento del TCR, que sin embargo se depreció en 0.6%. La caída de los términos de intercambio durante la década de los 80 y la necesidad de dar mayor competitividad a las exportaciones influyeron para que el TCR de equilibrio no se aprecie demasiado.
- 1996:T1-1999:T4: El desalineamiento fue leve (1.6%) que fue compatible con una apreciación del TCR para el periodo de 0.4%. En 1997 y parte de 1998 se produce la crisis del Este Asiático y la crisis de la economía Japonesa que generó una fuerte devaluación del yen respecto al dólar, a esto se suman las devaluaciones del marco alemán, el peso chileno y el nuevo sol del Perú que influyeron a una apreciación del TCR. También se destaca un mayor gasto del sector público en

transferencias 6.8% promedio que pudieron influir a una apreciación. A principios de 1999 Brasil deprecia su moneda y provoca una turbulencia sobre la región que tienen su efecto en nuestra economía a través de una apreciación del TCR en el orden de 4% en el primer trimestre de 1999.

- 2002:T1-2003:T1: En este periodo el desalineamiento fue más marcado y llegó a 5.5% promedio, alcanzando el periodo de mayor desalineamiento el tercer trimestre de 2002. Este comportamiento es explicado por la maxidevaluación del peso argentino en enero de 2002 (223.3%) que provocó una apreciación del TCR de 6%.

Los periodos de subvaluación comprenden:

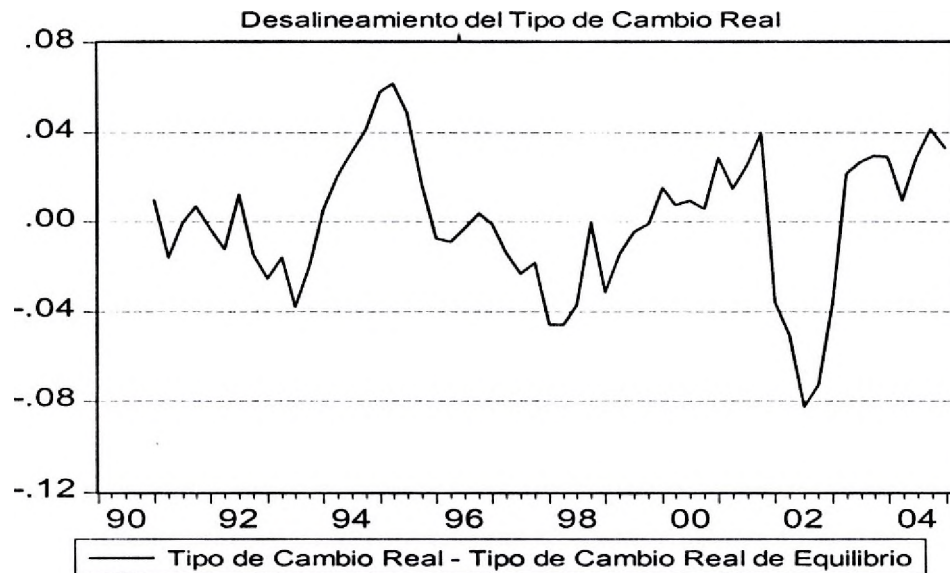
- 1994:T1-1995:T4: En este periodo el TCR ganó competitividad (depreciación de 0.8%) resultado de algunos desequilibrios que enfrentaron las economías del Perú y Brasil y, la apreciación de las monedas europeas y del yen japonés frente al dólar que incidieron en desajustes temporales del tipo de cambio. Esto llevó a una subvaluación del TCR respecto a su nivel de equilibrio en el orden de 3.5%.
- 2000:T1-2001:T4: Este periodo se caracteriza por la recesión internacional y regional, sin embargo la ausencia de presiones inflacionarias permitió mantener el nivel de competitividad donde el TCR se depreció en 0.5% y una subvaluación del TCR respecto a su nivel de equilibrio en 1.8% promedio.
- 2003:T2-2005:T1: Este periodo se caracteriza por la estabilidad regional y la apreciación de las monedas de nuestros socios comerciales frente al dólar que contribuyeron en ganancias de competitividad, donde la subvaluación del TCR llegó en el orden del 2.6%.

El gráfico 6.2 describe el desalineamiento del tipo de cambio real, entendida como la diferencia entre su valor observado y su valor de equilibrio.

$$\delta = \log e_t - \log e_t^* = \log \hat{e}_t - \beta' \times F_t^p$$

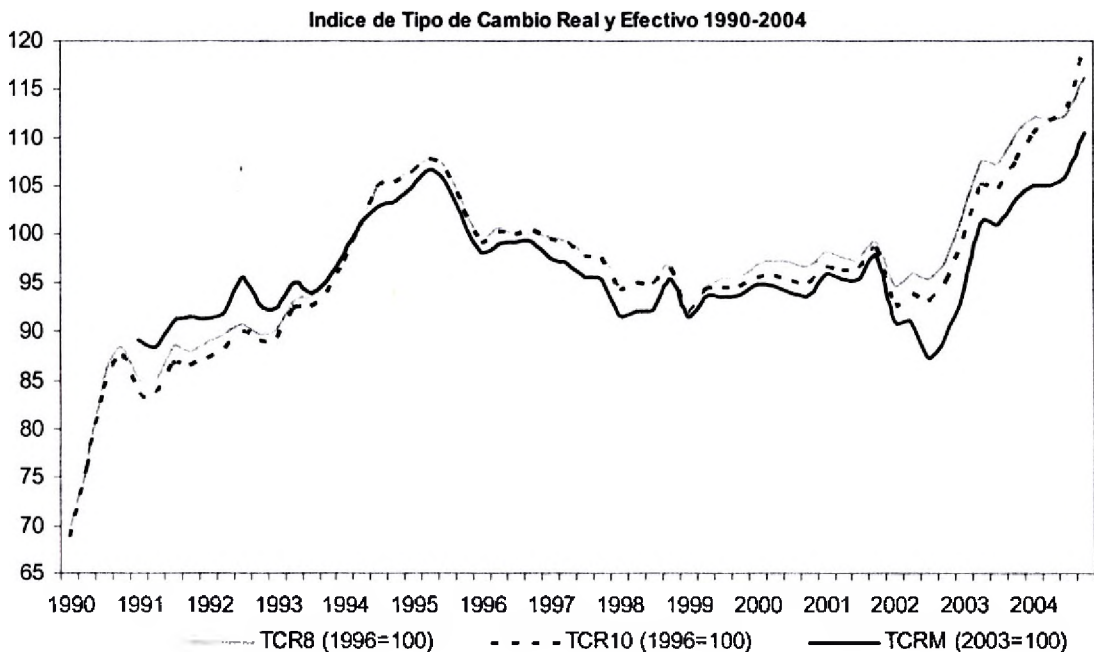
En resumen, 28 trimestres que representan el 49 % de la muestra (57 trimestres) corresponden a periodos de subvaluación del TCR, donde los periodos de mayor desalineamiento fueron: 1) TCR observado > TCR de equilibrio: segundo trimestre de 1995 (6.1%) y 2) TCR de equilibrio > TCR observado: tercer trimestre de 2002 (8.2%).

Gráfico 6.2



Finalmente el gráfico 6.3 presenta la evolución del índice del tipo de cambio real y efectivo calculado por el Banco Central de Bolivia con diferentes ponderadores de nuestros principales socios comerciales. La evolución comparativa entre el tipo de cambio real con ocho países, diez y multilateralmente (TCR8, TCR10, TCRM) tienden a diferenciarse desde finales del 2001 pero mantienen la misma tendencia.

Gráfico 6.3



Fuente: Banco Central de Bolivia
Elaboración Propia

Capítulo 7 *Un Modelo Econométrico*

7.1 *Planteamiento Teórico y Matemático*

La modelación de la demanda de exportaciones y sus determinantes, tiene una larga historia desde las ilustraciones de Goldstein y Khan (1985), donde especifican un modelo teórico en un contexto de optimización Inter-temporal de sustitución imperfecta. En esta línea dos estudios influyentes en la literatura económica, C. M. Reinhart (1995)⁶⁶ y A. Arize (1990)⁶⁷, han guiado a muchos investigadores sobre la temática. En síntesis, esta modelación tiene los siguientes supuestos:

1. Se consideran dos economías: un país industrial y el otro en desarrollo;
2. Ambas economías son abiertas;
3. El modelo supone una sustitución imperfecta, es decir que ninguna de las exportaciones e importaciones son perfectamente sustituidos en consumo doméstico de no transables;
4. Existe un agente representativo en cada economía, que consume bienes no transables y bienes importados, que corresponden a las exportaciones del otro país. Además este agente es racional, es decir maximiza su función de utilidad Inter-temporal;
5. El agente dispone de recursos producidos internamente (no transables) y de los bienes que exporta (transables), y de un stock real inicial.

Siguiendo a Reinhart, la demanda de exportaciones del país en desarrollo (doméstico) se la deriva de la maximización de la función de utilidad intertemporal por parte de una agente racional representativo del país industrial⁶⁸. Este agente representativo consume bienes no transables producidos en el país extranjero y bienes importados, que denotamos como n_t y x_t respectivamente. Este último corresponde a las exportaciones del país doméstico. Así, la función de utilidad puede ser expresada como: ⁶⁹

$$7.1 \quad U = \int_0^{\infty} e^{-\beta t} \times u(n_t, x_t) dt$$

⁶⁶ Ver artículo "Devaluation, Relative Prices, and International Trade, evidence from Developing Countries", Carmen M. Reinhart, Fondo Monetario Internacional, Staff Papers, Vol. 92, No.2, June, 1995, Pág. 293.

⁶⁷ Ver artículo "An Econometric Investigation of Export Behaviour in Seven Asian Developing Countries", Augustine Arize, Applied Economics 22, 1990, no.7, Pág.891-904. Y "The Demand for LDC Exports: Estimates from Singapore", International Trade Journal 13, 1999, no. 4, Pág. 345-370.

⁶⁸ Ver artículo "Exportaciones No Tradicionales en Colombia y sus determinantes", Martha Misas A., María Teresa Ramírez G., Luisa Fernanda Silva E., Banco Central de la República de Colombia, Documento Trabajo, 2001, Pág. 6-9.

⁶⁹ En el Anexo 2, se presenta la deducción matemática de la demanda de exportaciones.

Donde $\beta > 0$, que representa una tasa constante de descuento, dado que todos los argumentos de la función de utilidad están medidos en términos reales. Si asumimos por simplicidad que esta función proviene de una función Cobb-Douglas, tenemos;

$$7.2 \quad \max U = \int_{t=0}^{\infty} [\alpha \ln(n_t) + (1 - \alpha) \ln(x_t)] \times e^{-\beta t}$$

Este agente maximiza su función de utilidad de acuerdo a una restricción presupuestaria del gasto destinado al consumo total. Este presupuesto está determinado por una dotación de bienes producidos internamente y de las exportaciones de bienes, que denotamos como d y m , respectivamente. Este último es equivalente a las importaciones del país doméstico. Adicionalmente, existe un presupuesto inicial, g . Y finalmente a estos recursos se les resta el gasto en consumo interno y externo, n y x , respectivamente.

$$7.3 \quad g^* = d_t + m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t - n_t - x_t \times (p^x / p^*)_t,$$

donde $(p^m / p^*)_t$, denota la relación de precios de las exportaciones del país extranjero y su precio interno; y $(p^x / p^*)_t$, es la relación de precios de bienes importados del país extranjero y su precio interno.

Solucionando 7.2 dada la restricción de la ecuación 7.3 obtenemos:

$$7.4 \quad X_t = \mu + \beta_1 \times (-P)_t + \beta_2 \times W_t + \varepsilon_t$$

Esta última ecuación representa a la demanda de exportaciones de largo plazo, es decir que cualquier desviación de los valores observados y esperados tienden a desaparecer, por lo tanto,

$$X_t^* = X_t$$

Es decir:

$$7.5 \quad X_t^* = \mu - \beta_1 \times P_t + \beta_2 \times W_t + \varepsilon_t$$

Donde X_t^* , es la exportación real deseada del país doméstico; P_t , es el ratio del precio exportación del país doméstico con respecto al precio del país industrial; y W_t , es una variable de escala que representa la demanda real del país industrial. Así se espera que $\beta_1 < 0$ y $\beta_2 > 0$ (Ver Anexo 3⁷⁰).

⁷⁰ En el Anexo 3 se detalla la interpretación del precio relativo (P^*/P^*) como equivalente al Tipo de Cambio Real y, la dirección del signo de la variable P_t .

7.2 Especificación del Modelo Econométrico

Expresando la ecuación 7.5 en logaritmos, obtenemos la demanda de exportaciones:

$$\log(Q_t) = \psi - \beta_1 \times \log(P_x^{sus} / P^*), + \beta_2 \times \log W_t + \mu_t$$

Donde:

Q_t	Volumen de Exportación.
$(P_x^{sus} / P^*)_t$	Ratio del Precio de las Exportaciones en dólares y el Precio Externo.
W_t	Variable de Escala.
β_1	Elasticidad Precio.
β_2	Elasticidad Renta/Ingreso.
μ_t	Término de error.

Modelo General:

El trabajo aborda un modelo general y uno específico, el primero contempla a las exportaciones bajo una clasificación: Tradicional y No Tradicional (TNT) que denotamos como;

$$\log(Q_t) = \psi + \beta_1 \times \log(tcr)_t + \beta_2 \times \log(Pib_t^{Ind}) + \beta_3 \times \log(Pib_t^{Al}) + \mu_t$$

Donde:

Q_t	Volumen de las Exportaciones (Tradicionales y No Tradicionales).
tcr_t	Tipo de Cambio Real.
Pib_t^{Ind}	Producto Interno Bruto de los países industriales.
Pib_t^{Al}	Producto Interno Bruto de los países de América Latina.
β_1	Elasticidad Precio.
β_2	Elasticidad Renta/Ingreso (países industriales).
β_3	Elasticidad Renta/Ingreso (países de América Latina).
μ_t	Término de error.

Modelo Específico

Por otro lado el modelo específico contempla:

1) a las Exportaciones de Soya y derivados como representativo de las Exportaciones No Tradicionales:

$$\log(Q_t^{Soya}) = \psi - \beta_1 \times \log(P_x^{Sus} / P^*)_t + \beta_2 \times \log(M_t^{CAN}) + \mu_t$$

Donde:

Q_t^{Soya}	Volumen de exportación de la Soya y derivados.
$(P_x^{Sus} / P^*)_t$	Precio relativo de las exportaciones de Soya en dólares y el Precio Externo.
M_t^{CAN}	Importaciones reales de la Comunidad Andina.
β_1	Elasticidad Precio.
β_2	Elasticidad Renta/Ingreso.
μ_t	Término de error.

2) a las Exportaciones de Zinc para las Exportaciones Tradicionales, que denotamos como:

$$\log(Q_t^{Zinc}) = \psi - \beta_1 \times \log(P_x^{Sus} / P^*)_t + \beta_2 \times \log(M_t^{Suiza}) + \mu_t$$

Donde:

Q_t^{Zinc}	Volumen de exportación de Zinc.
$(P_x^{Sus} / P^*)_t$	Precio relativo de las exportaciones de Zinc en dólares y el Precio Externo.
M_t^{Suiza}	Importaciones reales de Suiza.
β_1	Elasticidad Precio.
β_2	Elasticidad Renta/Ingreso.
μ_t	Término de error.

7.3 Fuente de datos

Para la estimación, se tomaron datos trimestrales para el periodo 1990-2004 que se detallan en los siguientes cuadros para el modelo general y el modelo específico (Ver Anexo 4⁷¹):

Modelo General			
Variables	Fuente	Definición	Símbolo
Exportaciones			
Totales	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Quantum, 1990=100	Q_TOT
Totales sin Hidrocarburos	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Quantum, 1990=100	Q_TOTSH
Tradicional	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Quantum, 1990=100	Q_T
No Tradicional	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Quantum, 1990=100	Q_NT
Tipo de Cambio Real			
Multilateral	Banco Central de Bolivia	Índice de Tipo de Cambio Real y Efectivo, agosto-2003=100	TCR
Variable de Escala			
PIB de Países Industriales	Fondo Monetario Internacional	Índice de Producción Industrial, 2003=100. Incluye: EE.UU, Canadá, Australia, Japón, Nueva Zelanda, la Zona del Euro y otros.	PIBIND
PIB de Países de América Latina	Fondo Monetario Internacional	Índice de Producción de América Latina, 2003=100	PIBAL
Modelo Específico			
Variables	Fuente	Definición	Símbolo
Exportaciones			
Harina de Soya	Instituto Nacional de Estadística	Volumen, kilos netos	Q_S2
Aceite de Soya (refinado)	Instituto Nacional de Estadística	Volumen, kilos netos	Q_S4
Torta de Soya	Instituto Nacional de Estadística	Volumen, kilos netos	Q_S5
Zinc	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Quantum, 1990=100	Q_ZIN
Precios			
Externos	Banco Central de Bolivia	Índice de Precios Externos, en \$ de 2003=100	IPE
Harina de Soya	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Valor Unitario, 2003=100	P_S2
Aceite de Soya (refinado)	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Valor Unitario, 2003=100	P_S4
Torta de Soya	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Valor Unitario, 2003=100	P_S5
Zinc	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Valor Unitario, 2003=100	P_Z1
Variable de Escala			
Importaciones de la Comunidad Andina	Fondo Monetario Internacional	Importaciones Reales, millones de \$ de 2000	MCANI
Importaciones de Suiza	Fondo Monetario Internacional	Importaciones Reales, millones de \$ de 2000	MSUIZA

Se consultaron los siguientes documentos: 1) INE: publicaciones (Anuario Estadístico 2003,2004,2005, Comercio Exterior), CD-ROM (Anuario 2003,2004,2005); y página web (www.inc.gov.bo); 2) BCB: publicaciones (Memoria 2003, 2004 y 2005; Boletín estadístico (varios números), Boletín Sector Externo (varios números), boletín informativo (varios números) y Revista Análisis (varios números)); CD-ROM (Memorias 2003, 2004, 2005); base de datos interno de la Asesoría de Política Económica; y página web (www.bcb.gov.bo). 3) FMI: publicaciones (Estadísticas Financieras Internacionales 2002,2003,2004,2005), CD-ROM (IFS CD-ROM"2005) y página web (www.imf.org).

⁷¹ En el Anexo 4, se amplía en detalle todas las variables sujetas al análisis.

7.4 Test de Raíz Unitaria

Un aspecto importante es la determinación del grado de integración de las variables antes de una estimación, es decir, si se realiza una regresión entre variables no estacionarias podría llevar a resultados espurios, a menos que la combinación de las mismas se encuentren cointegradas. Una serie de tiempo es estacionaria, si su media, su varianza y su autocovarianza (en los diferentes rezagos) permanecen iguales sin importar el momento en el cual se midan. La prueba tradicional para determinar la estacionariedad de una variable, es el test *Augmented Dickey-Fuller*.⁷²

Aplicando el test ADF para el modelo general (Cuadro 7.1) disponible en el paquete econométrico Eviews 5.0, a los logaritmos de las exportaciones totales (Q_TOT), exportaciones totales sin hidrocarburos (Q_TOTSH), tradicionales (Q_T) y no tradicionales (Q_NT), como también a los logaritmos del PIB industrial (PIBIND), PIB de América Latina (PIBAL) y al Tipo de Cambio Real (TCR); se evidencia que no se puede rechazar la hipótesis nula de la presencia de raíz unitaria para todas las variables con un 95% de confianza y poseen un grado I (1) de integración. Por lo tanto, es posible modelar en conjunto de variables siempre y cuando exista alguna relación de cointegración.

Cuadro 7.1

Modelo General		Resultados del Test de Raíz Unitaria En Niveles							
Variables	ADF Statistics	Critical Value			Orden	P Value	Const	Tend	Rez
		1%	5%	10%					
LQ_TOT	1.52188	-2.60849	-1.946996	-1.612934	1	0.9670	no	no	5
LQ_TOTSH	1.20277	-2.60849	-1.946996	-1.612934	1	0.9395	no	no	5
LQ_T	1.34139	-2.604746	-1.946447	-1.613238	1	0.9533	no	no	0
LQ_NT	1.07645	-2.607686	-1.946878	-1.612999	1	0.9247	no	no	4
LPIBIND	-2.88916	-4.121303	-3.487845	-3.172314	1	0.1734	si	si	0
LPIBAL	1.86353	-2.606911	-1.946764	-1.613062	1	0.9841	no	no	3
LTCR	1.16323	-2.607686	-1.946878	-1.612999	1	0.9352	no	no	0

Primera Diferencia		Critical Value		
Variables	ADF Statistics	1%	5%	10%
ΔLQ_TOT	-8.410595	-3.548208	-2.912631	-2.594027
ΔLQ_TOTSH	-8.54022	-2.605442	-1.946549	-1.613181
ΔLQ_T	-8.823951	-3.548208	-2.912631	-2.594027
ΔLQ_NT	-8.875698	-2.605442	-1.946549	-1.613181
ΔLPIBIND	-3.192596	-3.550396	-2.913549	-2.594521
ΔLPIBAL	-2.104024	-2.607686	-1.946878	-1.612999
ΔLTCR	-4.010419	-2.609324	-1.947119	-1.612867

La elección de rezagos fue determinada bajo el criterio de Schwarz (maximum lags=6)

L=Logaritmo

Δ = $y_t - y_{t-1}$ = Diferencia

⁷² El test *Augmented Dickey-Fuller* en su forma completa se denota:

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{donde} \quad \gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p a_i\right)$$

$$\beta_i = \sum_{j=1}^p a_j$$

el coeficiente de interés es γ , si $\gamma = 0$, se tiene el problema de la presencia de raíz unitaria. En el Anexo 5 se detalla el test ADF, basado en "Applied Econometric Time Series", W. Enders, 1995.

Aplicando el test ADF para el modelo específico (cuadro 7.2) a los logaritmos del volumen y precio de las exportaciones que denotamos como LQ y LP respectivamente, para la Harina de Soya (S2), Aceite de Soya (S4), Torta de Soya (S5) y Zinc (ZIN); donde no se puede rechazar la hipótesis nula de la presencia de raíz unitaria con un 95% de confianza.

Realizando el test al logaritmo de las variables de escala: PIB de América Latina (PIBAL), importaciones de la Comunidad Andina (MCANI) e importaciones de Suiza (MSUIZA) y; al precio externo (IPE), también se puede afirmar con un 95% de confianza que no se puede rechazar la hipótesis nula de la presencia de raíz unitaria y poseen un grado I(1) de integración. Es decir, es posible hacer correr modelos, con las series mencionadas, ya que tienen el mismo grado de integración.

Cuadro 7.2

Modelo Especifico

Resultados del Test de Raíz Unitaria									
En Niveles									
Variables	ADF Statistics	Critical Value			Orden	P Value	Const	Tend	Rez
		1%	5%	10%					
LQ_S2	-0.058544	-2.605442	-1.946549	-1.613181	1	0.6591	no	no	0
LQ_S4	1.123679	-2.61301	-1.947665	-1.612573	1	0.9302	no	no	2
LQ_S5	-1.192141	-3.552666	-2.914517	-2.595033	1	0.6719	si	no	3
LQ_ZIN	-3.15533	-3.552666	-2.914517	-2.595033	1*	0.0282	si	no	3
LP_S2	-2.883332	-3.546099	-2.91173	-2.593551	1	0.0534	si	no	0
LP_S4	-0.631321	-2.611094	-1.947381	-1.612725	1	0.4389	no	no	0
LP_S5	-2.877412	-3.548208	-2.912631	-2.594027	1	0.0542	si	no	1
LP_ZI	-3.666096	-4.124265	-3.489228	-3.173114	1*	0.0328	si	si	1
LIPE	0.720557	-2.605442	-1.946549	-1.613181	1	0.8679	no	no	1
LPIBAL	1.863531	-2.606911	-1.946764	-1.613062	1	0.9841	no	no	3
LMCANI	-3.918367	-4.121303	-3.487845	-3.172314	1*	0.0172	si	si	0
LMSUIZA	-1.767364	-4.124265	-3.489228	-3.173114	1	0.7077	si	si	1

Primera Diferencia									
Variables	ADF Statistics	Critical Value			Orden	P Value	Const	Tend	Rez
		1%	5%	10%					
Δ LQ_S2	-10.79621	-2.605442	-1.946549	-1.613181					
Δ LQ_S4	-8.450059	-2.61301	-1.947665	-1.612573					
Δ LQ_S5	-10.73647	-3.552666	-2.914517	-2.595033					
Δ LQ_ZIN	-14.46722	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
Δ LP_S2	-7.207621	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
Δ LP_S4	-7.043947	-2.612033	-1.94752	-1.61265					
Δ LP_S5	-5.543162	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
Δ LP_ZI	-4.885568	-4.124265	-3.489228	-3.173114					
Δ LIPE	-4.202103	-2.606163	-1.946654	-1.613122					
Δ LPIBAL	-2.104024	-2.607686	-1.946878	-1.612999					
Δ LMCANI	-3.224843	-2.607686	-1.946878	-1.612999					
Δ LMSUIZA	-6.316938	-4.127338	-3.490662	-3.173943					

(*)No se puede rechazar la Hipótesis Nula (1%=Critical Value)

La elección de rezagos fue determinada bajo el criterio de Schwarz (maximun lags=6)

L=Logaritmo

$\Delta = y_t - y_{t-1}$ = Diferencia

7.5 Test de Cointegración

Sobre la teoría de *Cointegración*, Granger y Newbold (1974) han señalado la particular atención que debe prestarse al cumplimiento de la propiedad de *estacionariedad* cuando se utilizan series de tiempo en análisis de regresión, así como la consecuencia de su violación conocida en econometría como *correlación espúrea*. Estos autores señalan que muchas variables económicas son no estacionarias en niveles y se comportan como “*random walks*”.

“Si bien la estacionariedad puede ser recuperada en algunos casos a través de la primera diferenciación de las variables, sucede que frecuentemente el interés del análisis se centra en las variables en *niveles*. La no estacionariedad invalida los supuestos de los procedimientos usuales de estimación de los mínimos cuadrados ordinarios y, en consecuencia, no permite confiar en los resultados obtenidos. Sin embargo, aun cuando dos variables pueden no ser estacionarias individualmente, una combinación lineal entre ellas puede serlo, en este caso se dice que las variables están *cointegradas*.”

“Por lo tanto la sincronía es intuitivamente la idea detrás de las series de tiempo. Como lo afirma Granger, “...una prueba de cointegración puede ser considerada como una prueba previa para evitar situaciones de regresión espuria”. La teoría de cointegración permite reconciliar la no estacionariedad con la posibilidad de estudiar relaciones entre los niveles de las variables económicas.”⁷³

En este sentido, adoptando la metodología de Johansen-Juselius, mediante el *test de cointegración de Johansen*⁷⁴ disponible en el paquete econométrico Eviews 5.0, donde se puede afirmar para el modelo general con un nivel de significancia del 5%, el rechazo de la hipótesis nula de no presencia de ningún vector de cointegración. Es decir, las estimaciones de los parámetros de los modelos planteados, tienen validez en el largo plazo.

⁷³ Ver libro “*Econometría Básica*”, D. Gujarati, Mc Graw Hill, Tercera Edición, 1997, Pág. 709-711.

⁷⁴ El test de Johansen se basa en una modelación VAR de orden n :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_n y_{t-n} + u_t$$

$$y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t$$

donde y_t , es el vector compuesto de las variables no estacionarias, y u_t , es un vector de innovaciones. El test permite identificar si existe alguna combinación de variables que este cointegrada y recomienda el tipo de modelación: en niveles o en diferencias; con constante o tendencia o ambas, etc.

En el anexo 6 se presenta una explicación al detalle del test de cointegración “Johansen-Juselius”, basado en “*Análisis Econométrico*”, W. Greene, 1999; y Eviews 5.0 user's guide, Quantitative Micro Software, LLC, 2004.

Cuadro 7.3
Modelo General

Johansen Cointegration Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value 0.05**	Critical Value Adjusted 0.05***
Totales				
None *	0.47335	61.00439	47.21000	52.02735
At most 1	0.32416	26.37870	29.68000	32.70857
Totales/sin Hidrocarburos				
None *	0.43530	64.98792	47.21000	52.02735
At most 1*	0.37796	34.12911	29.68000	32.70857
Tradicionales				
None *	0.32926	50.19967	47.21000	57.93955
At most 1	0.27465	29.03276	29.68000	36.42545
No Tradicionales				
None *	0.39891	61.50113	47.21000	52.02735
At most 1*	0.37861	34.01502	29.68000	32.70857

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

*** Cheung-Lai, $T/(T-n*k)$

donde: T= Número de observaciones

n= Número de variables incluyendo el intercepto

k= Número de rezagos

Es importante hacer notar que Johansen-Juselius utilizan el máximo eigenvalor o traza de la matriz para determinar el equilibrio de largo plazo. Sin embargo un influyente trabajo de Cheung y Lai (1993)⁷⁵ concluyen que el test de Johansen-Juselius, presenta un sesgo para muestras pequeñas que tienden a rechazar la hipótesis nula o señalar máximo un vector de cointegración.

Para corregir este problema Cheung y Lai, bajo el método Reinsel-Ahn, proponen una corrección al valor crítico del test de Johansen-Juselius, por el factor $(T - nk)/T$, donde T es el número de observaciones, n el número de variables incluyendo el intercepto y k el número de rezagos.

Realizando esta corrección, el reporte de los vectores de cointegración de Johansen-Juselius no registra cambios, con excepción para el modelo de las exportaciones tradicionales que no estaría cointegrada, si consideramos al valor crítico ajustado en un nivel del 5% de significancia.

Para el modelo específico aplicando el test de Johansen-Juselius (Cuadro 7.4) disponible en Eviews 5.0, es rechazada la hipótesis nula de no presencia de ningún vector de cointegración para cada combinación de los cuatro modelos planteados en un nivel de significancia del 5%. Corrigiendo los

⁷⁵ Ver "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration", Yin-Wong Cheung y Kon S. Lai, 1993, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 55, No. 3.

valores críticos sugeridos por Cheung y Lai, no se registran cambios y se mantiene la presencia de al menos un vector de cointegración. Es decir, que los parámetros a estimar para los modelos planteados, tendrán su validez en el largo plazo.

Cuadro 7.4
Modelo Especifico

Johansen Cointegration Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value 0.05**	Critical Value Adjusted 0.05***
Harina de soya				
None *	0.28953	41.85806	29.68000	37.774545
At most 1 *	0.25248	22.71538	15.41000	19.612727
Aceite de soya				
None *	0.44662	45.60857	29.68000	35.471220
At most 1	0.28486	16.61516	15.41000	18.416829
Torta de soya				
None *	0.25260	32.80414	29.68000	31.878519
At most 1	0.16680	15.91742	15.41000	16.551481
Zinc				
None *	0.30362	38.78911	29.68000	34.525714
At most 1 *	0.24337	18.16304	15.41000	17.925918

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

*** Cheung-Lai, $T/(T-n*k)$

donde: T= Número de observaciones

n= Número de variables incluyendo el intercepto

k= Número de rezagos

7.6 *Modelo de Vector de Corrección de Errores (VEC)*

El modelo de Vector de Corrección de Errores es una restricción VAR designado por el uso de series no estacionarias que están cointegradas. “El enfoque VEC tiene la construcción de una relación de cointegración dentro de una especificación donde esta restringido al comportamiento del largo plazo de las variables endógenas que convergen a su relación de cointegración durante el ajuste dinámico de corto plazo. El término de cointegración es conocido como el término de corrección de errores, donde la desviación del equilibrio de largo plazo es corregida gradualmente a través del ajuste parcial de corto plazo”.⁷⁶

“La especificación VEC tiene la ventaja de considerar los problemas de simultaneidad y autocorrelación en las variables endógenas y, en este sentido es superior a métodos uniecuacionales como el de Engle y Granger.”⁷⁷ Además permite la integración de los conceptos de cointegración y exogenidad para un modelo subyacente con la factorización adecuada del proceso generador de datos. La imposición de restricciones de exogenidad, previamente verificadas bajo la modelación VEC, permite la construcción de sistemas parciales⁷⁸. Otra ventaja es que puede ser aplicado en estudios donde la muestra es pequeña, en cambio es conocido que Engle y Granger (1987) y Johansen (1988,1995) que sus métodos de cointegración no son apropiadas cuando se tienen pocas observaciones.

El Cuadro 7.5 reporta los resultados del modelo general para las exportaciones y sus determinantes bajo el método de Vector de Corrección de Errores (VEC). Los parámetros estimados son significativos como lo muestra el estadístico t, con alguna excepción para el modelo de las exportaciones tradicionales donde los parámetros estimados de las variables de escala presentan una relativa significación; pero con un estadístico t mayor a 1.6.

Las exportaciones no tradicionales y las exportaciones globales sin hidrocarburos son las que presentan un mayor poder explicativo global del modelo (R2 Ajustado) de 0.75, y un estadístico F mayor a 23. Las exportaciones globales, también presentan un importante grado de ajuste que se

⁷⁶ Ver libro “Análisis Econométrico”, W. Greene, Prentice Hall, Tercera Edición, 1997; y libro “Eviews 5.0 user's guide”, Quantitative Micro Software, 2004, Pág. 733-736.

En el Anexo 7, se presenta al detalle las modelaciones en el enfoque VAR (Vector Autoregressive Models) y VEC (Vector Autoregressive Models).

⁷⁷ Ver artículo “Determinants of Demand for Fiji's Exports: An Empirical Investigation”, Seema Narayan y Paresh Kumar Narayan, The Developing Economies, March, 2004.

⁷⁸ Ver artículo “Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes”, Misas, Ramírez y Silva, Banco central de la república de Colombia, Documento Trabajo, Abril 2001. Además argumentan algunas observaciones sobre los estudios de Reinhart (1995) y Arize (1999), que realizaron estimaciones sin contemplar el análisis de exogenidad y que no superarían los problemas de inferencia. En este caso los estimadores son consistentes pero no eficientes y además los errores estándar no permiten construir pruebas sobre significancia estadística.

ubica en 0.69 y un estadístico F de 17. Por otro lado las exportaciones tradicionales, resultado de una relativa significación de sus variables, reporta un R2 ajustado que no supera el 22% y un estadístico F no mayor a 3; sin embargo su error standart es bastante pequeño.

Cuadro 7.5

Modelo General
Resultados: Vector Error Correction Estimates

Variables	Exportaciones			
	Totales	Totales/sh	Tradicionales	No Tradicionales
LQ_	1	1	1	1
LTCR	0.97 (2.91)	0.81 (2.23)	1.51 (1.97)	1.28 (1.99)
LPIBIND	1.25 (3.68)	0.69 (1.91)	1.28 (1.66)	1.61 (2.50)
LPIBAL	1.69 (3.98)	1.50 (3.37)	1.68 (1.66)	1.88 (2.38)
C	-12.69	-8.61	-15.34	-16.48
CointEq1	-0.55 (-3.81)	-0.76 (-5.25)	-0.19 (-1.84)	-0.67 (-4.87)
Adj. R-squared	0.6910	0.7512	0.2198	0.7575
S.E. equation	0.0888	0.0882	0.0887	0.1376
F-statistic	17.9279	23.8565	2.6277	24.6545

t-statistics in ()

Donde:

LTCR= Log del Tipo de Cambio Real.

LPIBIND= Log del PIB de los países industriales.

LPIBAL= Log del PIB de los países de América Latina.

CointEq1= Velocidad de ajuste de corto plazo a su nivel de equilibrio de largo plazo.

Sobre los resultados se pueden hacer los siguientes comentarios:

- Existe una relación directa en el *largo plazo* entre el quantum de las exportaciones y el tipo de cambio real, es decir una devaluación real de 1% produce un incremento de las exportaciones totales de 0.9% y, sin considerar a los hidrocarburos la elasticidad precio se reduce a 0.8%. A nivel sectorial las exportaciones tradicionales son más sensibles al TCR, cuya elasticidad haciende a 1.5 a comparación de las no tradicionales de 1.28.
- Con respecto a las variables de escala (actividad económica), existe una relación directa en el *largo plazo* con las exportaciones, es decir una mejora de la actividad económica de 1% produce una respuesta de las exportaciones globales de 1.2 % y 1.7 % con respecto a los países industriales y de América Latina, respectivamente. Si consideramos a las exportaciones sin hidrocarburos, la elasticidad renta es menor y se ubica en 0.7 y 1.5 con los países industriales y de América Latina respectivamente.

- A nivel sectorial las exportaciones tradicionales y no tradicionales son más sensibles a la demanda de los países de América Latina, de 1.6 y 1.8 respectivamente; en cambio las elasticidades renta con respecto a los países industriales son de 1.28 y 1.6, para las exportaciones tradicionales y no tradicionales respectivamente.

En el cuadro 7.6 se reportan los resultados del modelo general para el *corto plazo*. Donde los parámetros estimados pierden significación y sólo se reportan aquellos que presentan los signos esperados.

Cuadro 7.6
Resultados de Corto Plazo: Vector Error Correction Estimates

Variables	Exportaciones			
	Totales	Totales/sh	Tradicionales	No Tradicionales
D(LTCR)	1.01 (1.82)	0.62 (1.16)	1.01 (1.82)	1.20 (1.44)
D(LPIBIND)		6.71 (1.58)		9.87 (1.47)
D(LPIBAL)			2.09 (2.21)	
C	0.09 (3.25)	0.04 (1.34)	0.07 (1.80)	0.07 (1.48)
DUMMY 1	-0.24 (-6.83)	-0.25 (-7.25)		-0.41 (-8.13)
DUMMY 2	0.00 (0.03)	0.02 (0.26)		0.05 (0.35)
CointEq1	-0.55 (-3.81)	-0.76 (-5.25)	-0.19 (-1.84)	-0.67 (-4.87)
<i>Número de trimestres para corregir el desequilibrio.</i>				
	1.8	1.3	5.2	1.5

Sólo se incluyen parámetros que presentaron significación y con los signos esperados.

t-statistics in ()

Donde:

DLTCR= Log del Tipo de Cambio Real en diferencias.

DLPIBIND= Log del PIB de los países industriales en diferencias.

DLPIBAL= Log del PIB de los países de América Latina en diferencias.

CointEq1= Velocidad de ajuste de corto plazo a su nivel de equilibrio de largo plazo.

Variables Dummy:

Exportaciones Totales: d1=1er. trimestre de cada año; d2=1993:T1.

Exportaciones Totales sin Hidrocarburos: d1=1er. trimestre de cada año; d2=2002:T3.

Exportaciones No Tradicionales: d1=1er. trimestre de cada año; d2=2002:T3.

En el corto plazo los resultados señalan que el TCR tiene una incidencia sobre las exportaciones totales (1.01), exportaciones sin hidrocarburos (0.6), exportaciones tradicionales (1.01) y no tradicionales (1.2). Por otro lado la actividad económica de los países industriales y de América Latina tiene un efecto marginal sobre las exportaciones.

Adicionalmente a las variables que figuran en el cuadro 7.5 se incluyeron *variables dicótomas*. Para las exportaciones globales con y sin hidrocarburos y para las exportaciones no tradicionales se incorporó una variable que capture la baja exportación que se registra en el primer trimestre de cada año, donde el signo negativo reportado (Cuadro 7.6) confirma la aseveración anterior.

Por otro lado, se introduce una variable dicótoma que captura la apertura del mercado de la comunidad andina, que influyó a una recuperación de las exportaciones en el 1er. trimestre de 1993 que se confirma con el signo positivo reportado en el cuadro 7.6. Finalmente para las exportaciones globales sin hidrocarburos y no tradicionales se incorporó una variable que registre los efectos de la devaluación del peso argentino en enero del 2002 y que provocó una tímida reacción del TCR que incentivó parcialmente a las exportaciones en el tercer trimestre del 2002, como lo muestra en el cuadro 7.6 con un signo positivo.

El resultado de relevancia es el parámetro que mide la *velocidad de ajuste de corto plazo a su nivel de equilibrio* (CointEq1) y esta se ubica en un rango de -0.19 a -0.76. Estos coeficientes permiten conocer el tiempo necesario que le toma a las exportaciones corregir su desequilibrio de corto hacia el largo plazo. En este sentido las exportaciones globales sin hidrocarburos son las que convergen con mayor rapidez a su nivel de equilibrio que le tomaría menos de 1 trimestre y 1/2, y si sumamos a los hidrocarburos, la eliminación del desequilibrio requiere menos de 2 trimestres. Por otro lado, las exportaciones no tradicionales convergen con mayor rapidez a su nivel de equilibrio y requieren 1 y 1/2 trimestre, en comparación con las exportaciones tradicionales que necesitan algo más de 5 trimestres.

Se concluye que si bien la velocidad de ajuste es relativamente alta en los modelos, con excepción de las exportaciones tradicionales, la convergencia hacia su nivel de equilibrio no es de carácter inmediato, lo cual sugiere la presencia de rigideces en la economía.

Para la elección de rezagos se utilizó los criterios de *Schwarz y Hannan-Quinn*⁷⁹ que recomiendan correr el modelo con un rezago (Cuadro 7.7). Sin embargo para la estimación de las exportaciones

⁷⁹ El criterio de Schwarz (SC) permite determinar el número de rezagos en un modelo de rezagos distribuidos, Schwarz sugiere que se minimice la siguiente función: $SC = \log \hat{\sigma}^2 + m \times \log n$

Donde $\hat{\sigma}^2$ es la estimación de máxima verosimilitud de σ^2 = sumatoria residual de cuadrados/n; m es la longitud del rezago y n es el número de observaciones. En esencia, se utiliza un modelo de regresión utilizando diversos valores rezagados (m) y se selecciona el valor de m que minimiza el valor de SC. Ver "Econometría Básica", D. Gujarati, tercera edición, 1997, Pág. 617.

Otro criterio para determinar el número de rezagos es el de *Hannan-Quinn* (HQ) y consiste en:

tradicionales se consideró 2 rezagos, que fueron necesarios ante la presencia de autocorrelación, las mismas que se sometieron al test de *Wald de exclusión de rezagos*⁸⁰ y reportó que no se les puede excluir.

Cuadro 7.7
Modelo General

Lag	Elección de Rezagos		
	LogL	Schwarz information criterion	Hannan-Quinn information criterion
Totales			
0	288.422	-10.18133	-10.45898
1	577.0586	-20.06697*	-20.71484*
2	590.21	-19.35702	-20.3751
Totales/sin hidrocarburos			
0	285.5507	-10.07089	-10.34855
1	574.4102	-19.96511*	-20.61298*
2	587.7724	-19.26327	-20.28135
Tradicionales			
0	270.295	-10.09202	-10.18457
1	565.729	-20.23910*	-20.70186*
2	573.7035	-19.33004	-20.16301
No Tradicionales			
0	261.0769	-9.129594	-9.407251
1	550.7884	-19.05658*	-19.70445*
2	563.0869	-18.31383	-19.33191

* indicates lag order selected by the criterion

En el cuadro 7.8, se reportan los resultados del *test de Cholesky*⁸¹ para el modelo general para diagnosticar la *normalidad*⁸² de los residuos.

$$HQ = -2(l/T) + 2k \log(\log(T)) / T$$

Donde l es el valor log likelihood de la función con k parámetros estimados y con T observaciones.

Ver "Eview 5.0 user's guide, Quantitative Micro Software", 2004, LLC, April, Pág. 947.

⁸⁰ El test de Wald realiza la prueba de exclusión o la aceptación del número de rezagos empleado en el modelo VAR. Para cada rezago, el χ^2 (wald) statistic es utilizado para cada articulación significativa de todas las variables endógenas y los rezagos reportados para cada ecuación por separado y en forma conjunta.

Ver "Eview 5.0 user's guide, Quantitative Micro Software", 2004, LLC, April, Pág. 709.

⁸¹ El test de *Cholesky* es una prueba multivariante y sirve para testear la presencia de normalidad en la distribución de residuos de un modelo. Donde P es la matriz $k \times k$ factorizada:

$$v_t = P u_t \sim N(0, I_k)$$

Donde u_t es el residuo. Definido el tercer y cuarto momento del vector tenemos: $m_3 = \sum_t v_t^3 / T$ y $m_4 = \sum_t v_t^4 / T$ de

tal manera que

$$\sqrt{T} \begin{bmatrix} m_3 \\ m_4 - 3 \end{bmatrix} \rightarrow N \left(0 \begin{bmatrix} 6I_k & 0 \\ 0 & 24I_k \end{bmatrix} \right)$$

Bajo la hipótesis nula de una distribución normal. Cada componente es independiente de otro, nosotros podemos formar un estadístico χ^2 statistic con la totalidad de los cuadrados de cada tercer y cuarto momento. En el test de cholesky, P , es la inversa de la matriz triangular. El resultado del test statistics depende del orden de las variables del modelo VAR.

Ver "Eview 5.0 user's guide, Quantitative Micro Software", 2004, LLC, April, Pág. 710.

Cuadro 7.8

VEC Residual Normality Tests						
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)						
H0: residuals are multivariate normal						
Modelo	Skewness		Kurtosis		Normalidad	
	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Jarque-Bera	Prob.
Totales	4.342438	0.3616	2.883678	0.5775	7.226116	0.5124
Totales/sin hidrocarburos	3.169735	0.5298	3.273077	0.5132	6.442812	0.5978
Tradicional	1.436357	0.8379	10.4169	0.034	11.85326	0.1579
No Tradicional	2.80658	0.5907	5.740215	0.2194	8.546795	0.382

- Las exportaciones globales con y sin hidrocarburos reportan que sus residuos se distribuyen normalmente con una probabilidad de 51% y 59% respectivamente. Donde la probabilidad de que los residuos presentan simetría superan el 35% y la probabilidad de que no presentan curtosis son mayores al 50%.
- Por otro lado, las exportaciones tradicionales y no tradicionales reportan una relativa normalidad, cuyas probabilidades hacienden a 15% y 38% respectivamente, es decir que ambos modelos presentan una relativa curtosis, que sin embargo son compensadas con probabilidades mayores al 60% de que sus residuos se distribuyen simétricamente. Sin embargo, estos resultados pueden originar problemas de diagnóstico de los residuos en las demás pruebas.

Luego se evaluó al residuo para testear si este presenta el problema de *autocorrelación*⁸³, con el test de *Portmanteau*⁸⁴ (Cuadro 7.9) y el test *LM*⁸⁵ (Cuadro 7.10).

⁸² El supuesto de normalidad se expresa en $u_i \sim N(0, \sigma^2)$, donde \sim significa "distribuido" y N significa "distribución normal", donde los términos entre paréntesis representan los dos parámetros de la distribución normal, la media y la varianza. Es decir con media 0 y varianza constante. Además de la independencia entre las dos variables, por lo tanto:

$$E(u_i) = 0$$

$$E(u_i^2) = \sigma^2$$

$$E(u_i, u_j) = 0 \quad i \neq j$$

Ver "Econometría Básica", D. Gujarati, tercera edición, 1997, Pág. 235-239.

⁸³ La autocorrelación es una violación al supuesto del modelo clásico de regresión lineal, que supone que no existe tal autocorrelación en las perturbaciones u_i . Simbólicamente, $E(u_i, u_j) = 0 \quad i \neq j$

Es decir que el término de perturbación relacionado con una observación cualquiera no está influenciado por el término de perturbación con cualquier otra observación.

Ver "Econometría Básica", D. Gujarati, tercera edición, 1997, Pág. 394.

⁸⁴ La *prueba portmanteau*, permite testear la correlación. Consiste en el computo multivariante de Box-Pierce/Ljung-Box Q-statistics para la correlación serial del residuo con su orden de especificación. El test reporta cada Q-statistics y su ajuste (con una simple corrección). La hipótesis nula es: no existe correlación para el rezago h, donde cada estadístico tiene una distribución χ^2 con grados de libertad de $k^2(h-p)$, donde p es el orden de rezagos del modelo VAR. La distribución asintótica es aproximadamente en el sentido que el coeficiente MA requiere para ser cero para rezagos $i \geq h-p$.

Ver "Eview 5.0 user's guide, Quantitative Micro Software", 2004, LLC, April, Pág. 710.

⁸⁵ El test LM permite testear la correlación serial. Computa el multivariante LM test statistics del residual de correlación serial para un orden específico. El test estadístico para rezagos de orden h, es computado para correr como auxiliar en la

Cuadro 7.9

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 H0: no residual autocorrelations up to lag h

Exportaciones Totales					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	3.949582	NA*	4.024102	NA*	NA*
2	16.53986	0.416	17.09862	0.3792	16
3	24.46923	0.8269	25.49442	0.7855	32
4	42.26789	0.7058	44.71698	0.6082	48
5	64.72228	0.4512	69.46264	0.2986	64
Exportaciones Totales/sin hidrocarburos					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.867217	NA*	2.921316	NA*	NA*
2	21.72435	0.1523	22.50372	0.1277	16
3	32.58487	0.438	34.0031	0.3713	32
4	44.54057	0.6154	46.91525	0.5173	48
5	61.68753	0.5587	65.8119	0.4139	64
Exportaciones Tradicionales					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	5.595288	NA*	5.702889	NA*	NA*
2	11.46259	NA*	11.80028	NA*	NA*
3	24.91139	0.0714	26.05601	0.0532	16
4	36.08658	0.2833	38.14346	0.2102	32
5	56.86794	0.1783	61.08954	0.0972	48
Exportaciones No Tradicionales					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.680426	NA*	2.731000	NA*	NA*
2	20.70779	0.19	21.45172	0.1618	16
3	31.40552	0.4965	32.77874	0.4286	32
4	43.62383	0.6526	45.97451	0.5562	48
5	64.78848	0.4489	69.29882	0.3034	64

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

La prueba de *Portmanteau* reporta que no se puede rechazar la hipótesis nula que los residuos no están autocorrelacionados en un número aceptable de rezagos y una probabilidad de al menos 5%.

- Las exportaciones globales reportan una probabilidad de al menos un 30% de que el residuo no tiene autocorrelación en un número suficiente de rezagos que llegan a 5.
- Las exportaciones globales sin hidrocarburos reportan una probabilidad relativamente baja (12%) en el segundo rezago en la aceptación de la hipótesis nula. Y a partir del tercer rezago las probabilidades son más altas, superando el 40%.

regresión de los residuos u_t , al lado derecho, y luego se corre los rezagos del residuo u_{t-h} . La hipótesis nula es la no correlación serial en el rezago h, donde el estadístico LM es asintóticamente distribuida como χ^2 con k^2 grados de libertad.

- Las exportaciones tradicionales, son las que presentan las probabilidades más bajas de aceptación de la hipótesis nula, que sin embargo sólo son disponibles a partir del tercer rezago y no superan el 22%.
- Finalmente las exportaciones no tradicionales, muestran una probabilidad relativamente baja en el segundo rezago (16%) que crece a partir del tercero superando el 40%.

Por otro lado empleando la *prueba LM* para el diagnóstico de la presencia de correlación serial de los residuos, se concluye que no se puede rechazar la hipótesis nula de que los residuos no presentan autocorrelación de al menos una probabilidad del 10%. Si consideramos al primer rezago, contemplado en el modelo de vector de corrección de errores para la estimación de los parámetros, la probabilidad supera el 22%.

Cuadro 7.10
VEC Residual Serial Correlation LM Tests
H0: no serial correlation at lag order h

Exportaciones Totales		
Lags	LM-Stat	prob.
1	16.72245	0.4038
2	14.28914	0.5772
3	8.327248	0.9385
4	17.53048	0.3521
5	23.15535	0.1096
Exportaciones Totales/sin hidrocarburos		
Lags	LM-Stat	prob.
1	17.64968	0.3448
2	21.73358	0.152
3	11.00418	0.8092
4	11.86778	0.753
5	17.46195	0.3563
Exportaciones Tradicionales		
Lags	LM-Stat	prob.
1	19.80302	0.2292
2	22.85053	0.1178
3	15.26248	0.5055
4	12.61716	0.7005
5	20.94154	0.1808
Exportaciones No Tradicionales		
Lags	LM-Stat	prob.
1	15.91962	0.4586
2	19.54328	0.2415
3	10.60202	0.8334
4	12.2171	0.7289
5	22.57347	0.1256

- Las exportaciones globales reportan una probabilidad del 40% en el primer rezago en la aceptación de la hipótesis nula y esta paulatinamente crece hasta el tercer rezago.

- Las exportaciones globales sin hidrocarburos presentan una probabilidad mayor al 34% en el primer rezago, que sin embargo baja en el segundo (15%). Pero al aumentar un número suficiente de rezagos se concluye que los residuos no presentan autocorrelación.
- Las exportaciones tradicionales evidencian una probabilidad mayor al 22% en el primer rezago de que el residuo no tiene autocorrelación, aunque la probabilidad baja al 11% en el siguiente rezago.
- Las exportaciones no tradicionales reportan una probabilidad mayor al 45% en el primer rezago y éste se mantiene cuando se incorpora un número suficiente de rezagos.

Finalmente se someten los residuos para testear si este presenta el problema de *heteroscedasticidad*⁸⁶ bajo la prueba *White con términos no cruzados* (Cuadro 7.11) y *cruzados*⁸⁷ (Cuadro 7.12). Empleando la prueba White para términos no cruzados, no se puede rechazar la hipótesis nula de que los residuos siguen un comportamiento homoscedástico con una probabilidad de al menos 5%.

⁸⁶ Uno de los supuestos del modelo clásico es que la varianza de cada término de perturbación u_i , condicional a los valores seleccionados de las variables explicativas, es algún número constante igual a σ^2 . Este es el supuesto de homoscedasticidad: $E(u_i^2) = \sigma^2 \quad i = 1, 2, \dots, n$. En conclusión si un modelo presenta el problema de heroscedasticidad, el parámetro estimado deja de ser eficiente porque ya no tiene la varianza mínima. Sin embargo este problema es válido para información de corte transversal más que de las series de tiempo. Ver "Econometria Básica", D. Gujarati, tercera edición, 1997, Pág.349-353.

⁸⁷ El test de white permite identificar el problema de heteroscedasticidad, y consiste en regresionar los residuos al cuadrado frente a todas las variables explicativas del modelo, sus cuadrados y productos cruzados. Bajo la hipótesis nula de homoscedasticidad:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2$$

Y para muestras suficientemente grandes, se puede comprobar que la variable definida como el producto entre el coeficiente de determinación de la regresión efectuada y el tamaño muestral, n, seguirá una distribución χ^2 -Pearson con m grado de libertad.

$$nR^2 \sim \chi_m^2$$

Donde n denota el número de variables explicativas de la regresión realizada. Cuando esa expresión sea mayor que el valor crítico correspondiente a la distribución χ^2 -Pearson para un nivel de significatividad determinado, se rechaza la hipótesis nula a contrastar, y estaremos ante un problema de heteroscedasticidad.

Ver "Econometria", M.D. Fernández y M.M. Llorente Marrón, Edit. Piramide, 1998, Pág. 248-249.

Cuadro 7.11
VEC Residual Heteroskedasticity Tests:
No Cross Terms (only levels and squares)

	Chi-sq	df	Prob.
Exportaciones Totales			
	134.924	120	0.1663
Exportaciones Totales/sin hidrocarburos			
	119.0705	120	0.5068
Exportaciones Tradicionales			
	207.6874	180	0.077
Exportaciones No Tradicionales			
	118.9255	120	0.5106

Donde las exportaciones no tradicionales y globales sin hidrocarburos reportan las probabilidades más altas de aceptación de la hipótesis nula, que superan el 50%. Por otro lado las exportaciones globales (16%) y las exportaciones tradicionales (7%) tienen las probabilidades más bajas, y en consecuencia un ligero problema de heteroscedasticidad. Es decir los parámetros estimados pueden no ser los más eficientes, en consecuencia las pruebas t y F nos den resultados imprecisos y mostrar coeficientes estadísticamente no tan significativos.

Por otro lado la prueba *White de heteroscedasticidad con términos cruzados* presenta algunos problemas de heteroscedasticidad, donde se acepta la hipótesis nula con una probabilidad que no supera el 8%. Esta tiene su consecuencia en que los parámetros estimados pueden no ser los más eficientes y reportar resultados imprecisos, y sobreestimar o subestimar los resultados encontrados. Sin embargo estas no pierden sus propiedades de linealidad e inesgamiento.

Cuadro 7.12
VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes
Cross Terms

	Chi-sq	df	Prob.
Exportaciones Totales			
	316.537	270	0.027
Exportaciones Totales/sin hidrocarburos			
	305.9456	270	0.0653
Exportaciones Tradicionales			
	-	-	-
Exportaciones No Tradicionales			
	304.5062	270	0.0729

El Cuadro 7.13 reporta los resultados del modelo específico para las exportaciones de soya y derivados y el zinc bajo el método del *Vector de Corrección de Errores (VEC)*. Los parámetros estimados son significativos como lo muestra el estadístico t (superior a 2 en la mayoría de los casos). Las exportaciones de aceite de soya y zinc son las que presentan una mejor bondad de

ajuste (R2 Ajustado) de 0.50 y 0.43 respectivamente. Las exportaciones de torta de soya, presentan un grado de ajuste que se ubica en 0.37 y un estadístico F de 6. Por otro lado, las exportaciones de harina de soya reportan un R2 ajustado que no supera el 20% y un estadístico F no mayor a 3.

Cuadro 7.13

Modelo Especifico

Resultados: Vector Error Correction Estimates

Variables	Exportaciones			
	Harina de Soya	Aceite de Soya	Torta de Soya	Zinc
LQ	1	1	1	1
LP _i - LIPE	-2.85 (-4.03)	-3.23 (-4.21)	-3.23 (-3.16)	-0.99 (-2.71)
LPIBAL		3.96 (2.80)		
LMCAN1	1.04 (1.98)		2.27 (2.62)	
LMSUIZA				0.38 (1.84)
C	6.68	-2.91	-2.56	1.35
CointEq1	-0.60 (-2.58)	-0.47 (4.66)	-0.22 (2.53)	-0.44 (3.13)
Adj. R-squared	0.1981	0.5001	0.3701	0.4392
S.E. equation	0.6269	0.2901	0.3848	0.1777
F-statistic	2.2355	7.0016	6.5807	5.8738

t-statistics in ()

Donde:

LP_i-LIPE = $\text{Log}(P^x/P^*)$ = Log del ratio del precio de las exportaciones _i y el precio externo.

LPIBAL= Log del PIB de los países de América Latina.

LMCAN1= Log de las importaciones de la Comunidad Andina.

CointEq1= Velocidad de ajuste de corto plazo a su nivel de equilibrio de largo plazo.

Por lo tanto se puede realizar los siguientes comentarios:

- Existe una relación inversa en el largo plazo entre el quantum de las exportaciones y los precios relativos (ratio del precio de exportación con respecto al precio externo), es decir una reducción del precio relativo de 1% (i.e. una depreciación/devaluación real de 1%) genera un incremento promedio de las exportaciones de soya y derivados de 3.1 %, en un rango que se ubica entre -2.8 a -3.2. También se evidencia que las elasticidades precio de los derivados de la soya (-3.1) son más sensibles a las exportaciones de zinc, que haciende a -0.9 (muy cercana a la unidad).
- Con respecto a las variables de escala (actividad económica), existe una relación directa en el largo plazo con las exportaciones, es decir una mejora de la actividad económica de 1% genera una respuesta promedio de las exportaciones de soya de 2.4%. Donde la elasticidad renta para el aceite de soya es la más sensible (3.9), seguida de la torta de soya (2.2) y la harina de soya

(1.04); que sin embargo son superiores a la elasticidad renta reportada de las exportaciones de zinc respecto a su principal mercado (Suiza) que haciende a 0.38.

- En resumen se puede notar respuestas más favorables tanto en precios relativos y demanda externa para la soya y derivados a comparación de las exportaciones de zinc, e incluso se presentan diferencias en las elasticidades precio y renta dentro del mismo sector sojero, donde los aceites de soya son los más favorecidos al resto.

El cuadro 7.14 reporta los resultados de corto plazo para el modelo específico bajo el modelo de *Vector de Corrección de Errores*. Se evidencia que los parámetros pierden significación en el corto plazo donde los precios relativos y la demanda externa tienen un efecto marginal sobre las exportaciones.

Cuadro 7.14
Modelo específico (corto plazo)
Resultados: Vector Error Correction Estimates

Variables	Exportaciones			
	Harina de Soya	Aceite de Soya	Torta de Soya	Zinc
D(LP - L.IPE)				
D(LPIBAL)		6.99 (2.26)		
D(LMCANI)				
D(LMSUIZA)				
DUMMY 1	-0.07 (-0.68)	-0.94 (-3.04)	-1.64 (-4.14)	-0.02 (-0.54)
DUMMY 2			-0.62 (-1.58)	-0.09 (-0.44)
C	0.03 (0.36)	0.03 (0.74)		0.05 (1.85)
CointEq1	-0.60 (-2.58)	-0.47 (4.66)	-0.22 (2.53)	-0.44 (3.13)
<i>Número de trimestres para corregir el desequilibrio</i>				
	1.7	2.1	4.6	2.3

t-statistics in ()

Sólo se incluyen parámetros que presentaron significación y con los signos esperados.

Donde:

DL_{P_t}-L.IPE = Log del ratio del precio de las exportaciones _t y el precio externo en diferencias.

DLPIBAL = Log del PIB de los países de América Latina en diferencia.

DLMCANI = Log de las importaciones de la Comunidad Andina en diferencia.

CointEq1 = Velocidad de ajuste de corto plazo a su nivel de equilibrio de largo plazo.

Variables Dummy:

Harina de Soya: d1 = dummy estacional

Aceite de Soya: d1=2000:T2.

Torta de Soya: d1=1993:T1; d2=1995:T1.

Zinc: d1=Dummy estacional, d2=2002:T3.

Adicionalmente se incluyeron *variables dicótomas*⁸⁸. Para las exportaciones de harina de soya y zinc se tomó en cuenta una dummy estacional. Para las exportaciones de aceite de soya se incorpora una variable que capture la devaluación del peso argentino en enero del 2002, y que tuvo su consecuencia en el segundo trimestre del mismo año repercutiendo a la baja de las exportaciones, que se confirma con la dirección del signo (-0.9) en el cuadro 7.14. Por otro lado para las exportaciones de torta de soya se incluyen 2 variables dicótomas que reflejan una caída de las exportaciones en el primer trimestre de 1993 y la otra en el primer trimestre de 1995 que captura los desequilibrios de la economía del Perú y Brasil que incidieron en recortes de sus importaciones que afectaron principalmente a las oleaginosas. Finalmente se introduce para las exportaciones de zinc una variable que refleja un periodo recesivo de los países industriales (incluido Suiza) en el tercer trimestre del 2002.

El resultado de relevancia de la estimación de corto plazo es el parámetro que mide la *velocidad de ajuste de corto plazo a su nivel de equilibrio* y esta se ubica en un rango de -0.22 a -0.6. Donde la harina de soya es la que converge con mayor rapidez a su nivel de equilibrio y le tomaría menos de 2 trimestres. Por su lado, las exportaciones de aceite de soya y las exportaciones de zinc necesitan un poco más de 2 trimestres. Finalmente la torta de soya es la que mantiene una mayor rigidez antes de converger a su nivel de equilibrio, que le toma algo menos de 5 trimestres.

Un aspecto importante es que las exportaciones de soya y derivados (excluyendo a la torta de soya) mantienen una velocidad de ajuste rápido a su nivel de equilibrio, donde necesita en promedio 2 trimestres, en cambio las exportaciones de zinc necesitan 1 mes adicional para corregir su desequilibrio.

Para la elección de rezagos se utilizó los criterios de *Schwarz y Hannan-Quinn* que recomiendan correr el modelo con uno y dos rezagos según corresponda (Cuadro 7.15). Sin embargo se utilizaron más rezagos para la estimación de las exportaciones de Harina de Soya (3 rezagos) y aceite de soya (2 rezagos), que fueron necesarios ante la presencia de autocorrelación, las mismas que se sometieron al *test de Wald de exclusión de rezagos* y este reportó que no se les puede excluir.

⁸⁸ Las variables dicótomas pueden adquirir los valores 0 y 1. Tomarán el valor uno cuando en el elemento muestral correspondiente se constate la presencia del atributo considerado, y el valor cero, cuando aquél no esté presente en la correspondiente unidad muestral. En otras palabras, tomarán los valores cero y uno, para denotar la ausencia o presencia, respectivamente, del atributo considerado. Ver "Econometría", M.D. Fernández y M.M. Llorente Marrón, Edit. Piramide, 1998, Pág. 172.

Cuadro 7.15

Lag	Elección de Rezagos		
	LogL	Schwarz information criterion	Hannan-Quinn information criterion
Harina de Soya			
0	3.499147	0.306318	0.173447
1	59.10637	-1.032723*	-1.364900*
2	62.78817	-0.517284	-1.048767
Aceite de Soya			
0	84.27907	-3.027728	-3.173237
1	187.4295	-6.599811*	-6.963583*
2	197.2947	-6.285014	-6.86705
Torta de Soya			
0	3.354567	0.527126	0.327819
1	99.88703	-2.273531*	-2.672143
2	115.0444	-2.167935	-2.765854*
Zinc			
0	62.40741	-1.613615	-1.815064
1	181.7596	-5.297950*	-5.700849
2	194.8771	-5.119204	-5.723553*

* indicates lag order selected by the criterion

En el cuadro 7.16 se reportan los resultados del *test de Cholesky* para el modelo específico para diagnosticar la normalidad de los residuos.

Cuadro 7.16

Modelo	VEC Residual Normality Tests					
	Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)					
	H0: residuals are multivariate normal					
	Skewness		Kurtosis		Normalidad	
	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Jarque-Bera	Prob.
Harina de Soya	2.628291	0.4526	1.978723	0.5768	4.607014	0.5951
Aceite de Soya	4.12497	0.2483	1.232711	0.7452	5.357681	0.4988
Torta de Soya	5.721538	0.126	1.025654	0.795	6.747192	0.3449
Zinc	1.155252	0.7638	4.070498	0.254	5.225751	0.5152

- Las exportaciones de harina de soya, aceite de soya y zinc reportan, que sus residuos se distribuyen normalmente con una probabilidad mayor al 50%. Donde la probabilidad de que los residuos presentan simetría superan el 24% y la probabilidad de que no presentan curtosis son mayores al 25%. Por lo tanto estos modelos presentan normalidad.
- Por otro lado, las exportaciones de torta de soya tienen un ligero problema de no normalidad, cuya probabilidad de aceptación de la hipótesis nula haciende a 34%, es decir que presenta una relativa asimetría, que sin embargo es compensada con un 79% de probabilidad de que su residuo no tiene curtosis.

Luego se evaluó al residuo para testear si este presenta el problema de autocorrelación, con el *test de Portmanteau* (Cuadro 7.17) y el test LM (Cuadro 7.18). La prueba de *Portmanteau* reporta que no se puede rechazar la hipótesis nula que los residuos no están autocorrelacionados en un número aceptable de rezagos y una probabilidad de al menos 5%.

- La harina de soya reporta una probabilidad de al menos un 5% de que el residuo no tiene la presencia de autocorrelación.
- El aceite de soya reporta una probabilidad de al menos un 30% a partir del tercer rezago de que el residuo no presenta autocorrelación.
- La torta de soya presenta una probabilidad de aceptación de la hipótesis nula mayor al 30% en el segundo rezago.
- Finalmente las exportaciones de zinc muestran una probabilidad relativamente baja en el tercer rezago (13%).

Cuadro 7.17

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
H0: no residual autocorrelations up to lag h

Harina de Soya					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.254444	NA*	1.277252	NA*	NA*
2	3.176104	NA*	3.270085	NA*	NA*
3	6.071777	NA*	6.329664	NA*	NA*
4	12.09493	0.208	12.81613	0.1711	9
5	26.83912	0.0821	29.00584	0.0483	18
Accite de Soya					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.931071	NA*	1.971302	NA*	NA*
2	4.215322	NA*	4.352755	NA*	NA*
3	10.20439	0.3342	10.73242	0.2945	9
4	17.45488	0.4921	18.6274	0.4151	18
5	25.09938	0.5689	27.14058	0.4562	27
Torta de Soya					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.613531	NA*	0.624295	NA*	NA*
2	10.27264	0.3289	10.62837	0.302	9
3	14.68103	0.6837	15.27722	0.6429	18
4	33.33812	0.1861	35.31632	0.131	27
5	42.11401	0.2233	44.92012	0.1463	36
Zinc					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.260174	NA*	1.282677	NA*	NA*
2	6.231089	NA*	6.434353	NA*	NA*
3	13.11032	0.1577	13.69576	0.1336	9
4	27.69492	0.0669	29.38109	0.0439	18
5	33.45329	0.1825	35.69315	0.1222	27

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Por otro lado empleando la *prueba LM* para el diagnóstico de la presencia de *correlación serial* de los residuos, se concluye que no se puede rechazar la hipótesis nula de que los residuos no presentan autocorrelación de al menos una probabilidad del 5% en un número suficiente de rezagos.

- La harina de soya reporta una probabilidad del 40% en el primer rezago en la aceptación de la hipótesis nula y esta paulatinamente decrece hasta el quinto rezago, en consecuencia se presenta un ligero problema de autocorrelación.
- El aceite de soya presenta una probabilidad mayor al 10% en el primer rezago, que paulatinamente crece hasta el quinto rezago. La torta de soya evidencia que no se puede rechazar la hipótesis nula con una probabilidad del 65% en el primer rezago, aunque tiene problemas de autocorrelación en el cuarto rezago.
- Finalmente las exportaciones de zinc reportan una probabilidad mayor al 80% en el primer rezago y éste se mantiene cuando se incorpora un número suficiente de rezagos, con excepción del cuarto rezago y en consecuencia el rechazo de la hipótesis nula.

Cuadro 7.18
VEC Residual Serial Correlation LM Tests
H0: no serial correlation at lag order h

Harina de Soya		
Lags	LM-Stat	Prob.
1	9.327266	0.4076
2	15.08789	0.0885
3	13.88804	0.1264
4	9.084241	0.4295
5	16.5104	0.057
Accite de Soya		
Lags	LM-Stat	Prob.
1	14.35147	0.1104
2	7.743964	0.5601
3	5.819847	0.7578
4	8.402993	0.4941
5	10.44545	0.3156
Torta de Soya		
Lags	LM-Stat	Prob.
1	6.815251	0.6563
2	12.78645	0.1725
3	4.057219	0.9076
4	21.78798	0.0096
5	9.22238	0.417
Zinc		
Lags	LM-Stat	Prob.
1	4.895764	0.8433
2	13.35723	0.1471
3	12.95904	0.1645
4	18.47926	0.03
5	7.429595	0.5925

Finalmente se someten a los residuos para testear si este presenta el problema de *heteroscedasticidad* bajo la prueba *White con términos no cruzados* (cuadro 7.19) y *cruzados* (cuadro 7.20). Empleando la prueba de *White para términos no cruzados*, no se puede rechazar la hipótesis nula de que los residuos siguen un comportamiento homoscedástico con una probabilidad de al menos 12%.

Cuadro 7.19
VEC Residual Heteroskedasticity Tests:
No Cross Terms (only levels and squares)

	Chi-sq	df	Prob.
Harina de Soya			
	137.8457	126	0.2219
Accite de Soya			
	105.7379	90	0.123
Torta de Soya			
	58.46093	60	0.5322
Zinc			
	106.0111	96	0.2277

Donde las exportaciones de harina de soya, torta de soya y el zinc reportan probabilidades más altas de aceptación de la hipótesis nula que superan el 20%. Por otro lado las exportaciones de aceite de soya presentan un ligero problema de heteroscedasticidad con una probabilidad del 12%.

Por su lado la prueba *White de heteroscedasticidad* con términos cruzados ratifica la aceptación de la hipótesis nula cuya probabilidad supera el 27% en todos los modelos.

Cuadro 7.20
VEC Residual Heteroskedasticity Tests:
Includes Cross Terms

	Chi-sq	df	Prob.
Harina de Soya	-	-	-
Accite de Soya			
	228.0589	216	0.2737
Torta de Soya			
	97.05173	96	0.4508
Zinc			
	270.6531	264	0.376

7.7 *Análisis Impulso-Respuesta*

Este análisis es sugerido por *Lutkepohl* (1993), quien sostiene que la interpretación de los coeficientes del vector de cointegración como elasticidades de largo plazo es inadecuada, porque este ignoraría la dinámica del sistema⁸⁹. Si asociamos el *análisis impulso-respuesta*, al concepto de elasticidades, podemos encontrar la dirección y grado de respuesta de largo plazo de las exportaciones ante “shocks” del precio relativo y la demanda externa.

El análisis impulso respuesta para las exportaciones indican elasticidades precio/renta de largo plazo inferiores a los obtenidos tomando en cuenta a los coeficientes del vector de cointegración. Esto se debe a que esta última interpretación ignora la dinámica completa del sistema. Teniendo en cuenta esta dinámica, para las exportaciones globales, la elasticidad precio es ligeramente mayor (cercana a 1) a comparación del reportado en el vector de cointegración (0.9). Por otro lado las elasticidades renta se ubican en 0.13 y 0.54 en el largo plazo, con respecto a los países industriales y de América Latina respectivamente; que sin embargo son inferiores al reportado en el vector de cointegración (Gráfico 7.1).

Si consideramos a las exportaciones globales sin hidrocarburos, la elasticidad precio es mayor (2.1) al reportado en el vector de cointegración (0.8), en cambio la elasticidad renta con los países industriales y de América Latina son relativamente similares de 0.45 y 1.6 respectivamente a los estimados (Gráfico 7.2).

⁸⁹ Al respecto *Johansen* (1995) argumenta que los coeficientes que reporta la relación de cointegración no pueden usualmente ser interpretada como elasticidades, porque un shock en una de las variables implica también un shock en las demás variables del sistema en el largo plazo.

Gráfico 7.1

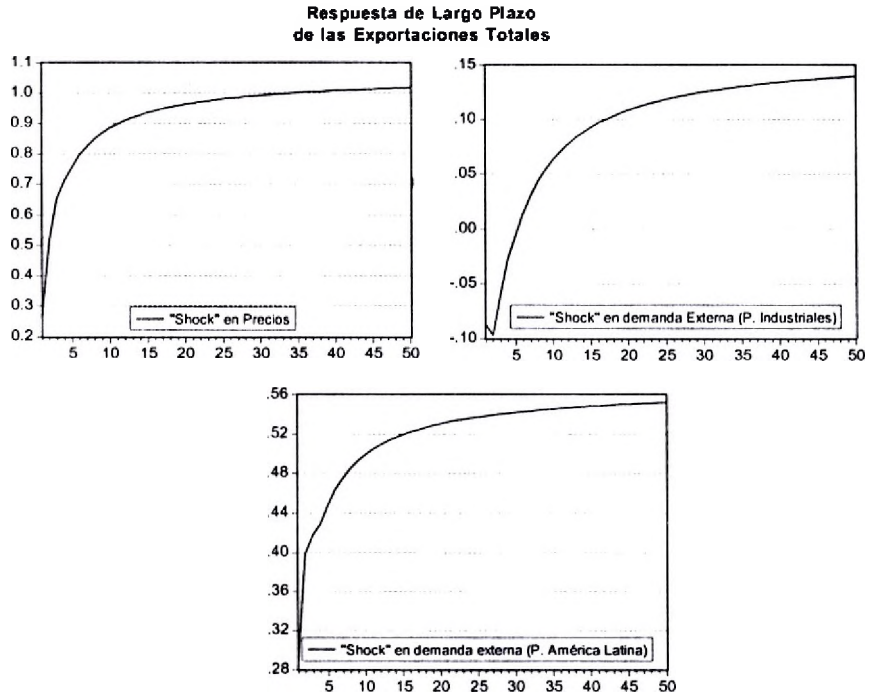
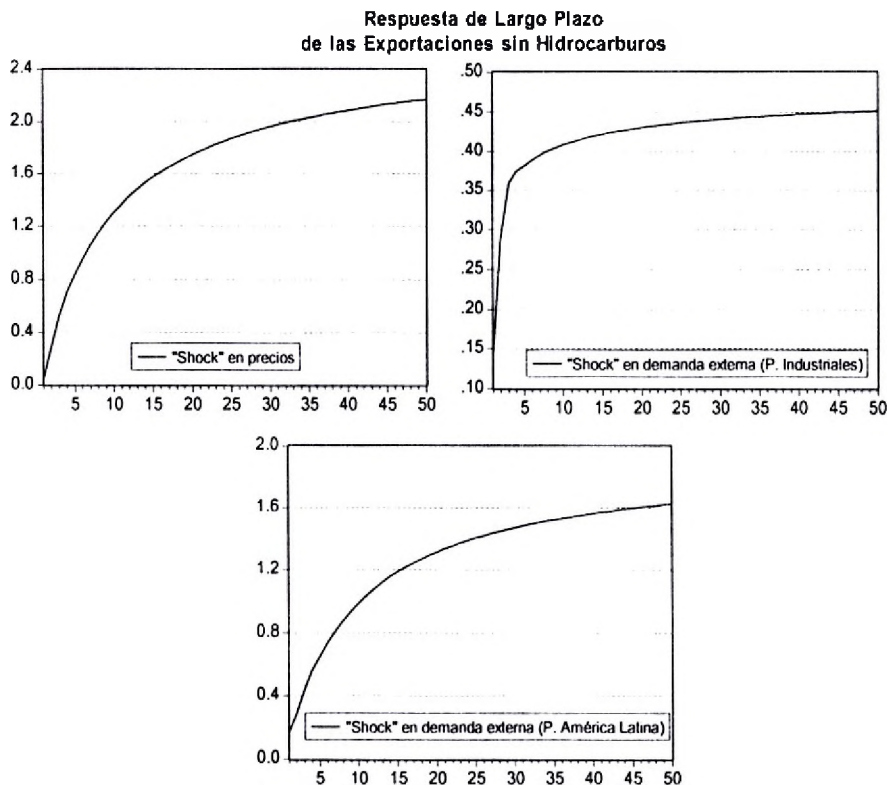


Gráfico 7.2



El análisis impulso respuesta para las exportaciones tradicionales reporta una elasticidad precio inferior de 0.7 en referencia al estimado en el vector de cointegración (1.5). Por otro lado las elasticidades renta de largo plazo se ubican en 0.25 y 0.45, con respecto a los países industriales y de América Latina respectivamente; que sin embargo son inferiores al señalado en el vector de cointegración (gráfico 7.3).

Por el contrario la elasticidad precio para las exportaciones no tradicionales se ubica en 2.3, mayor al reportado en el vector de cointegración (1.2). En cambio la elasticidad renta con los países industriales y de América Latina son relativamente similares, de 0.67 y 1.47 respectivamente (gráfico 7.4).

Gráfico 7.3

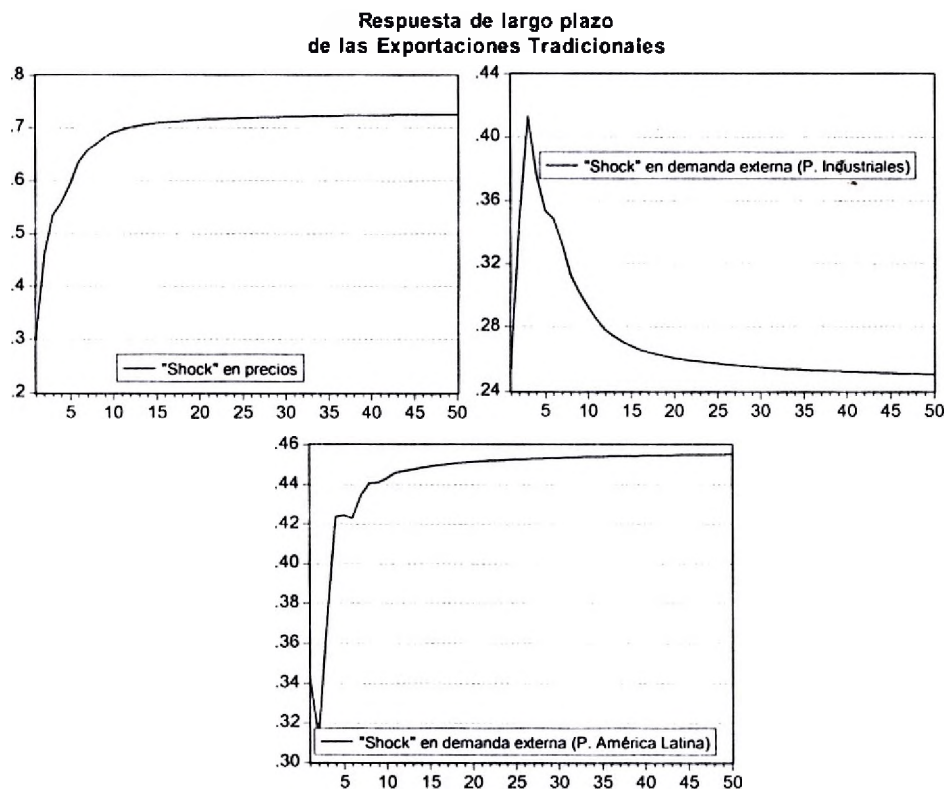
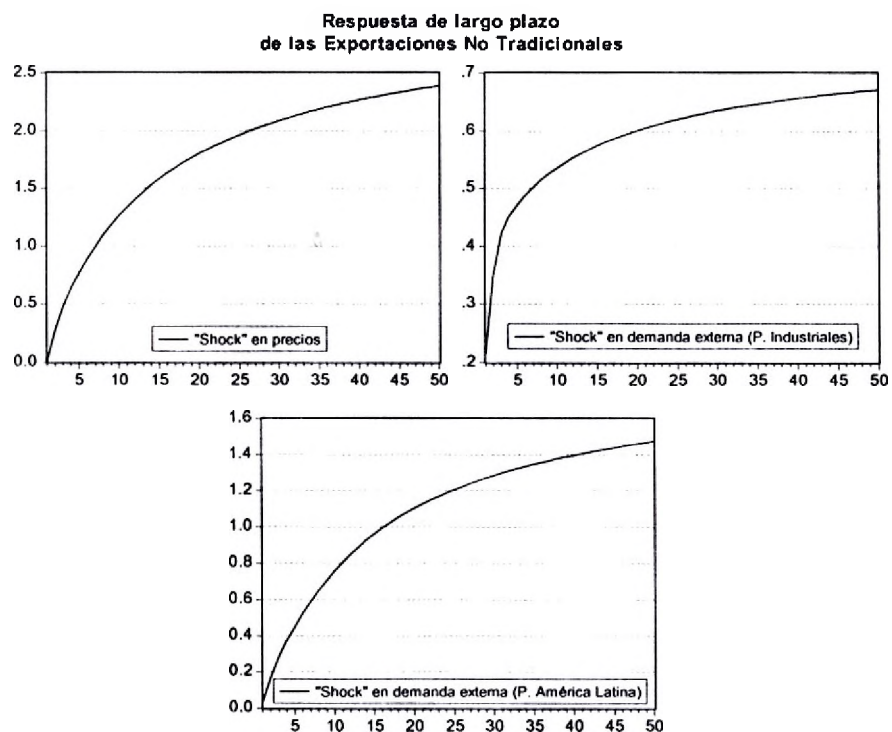


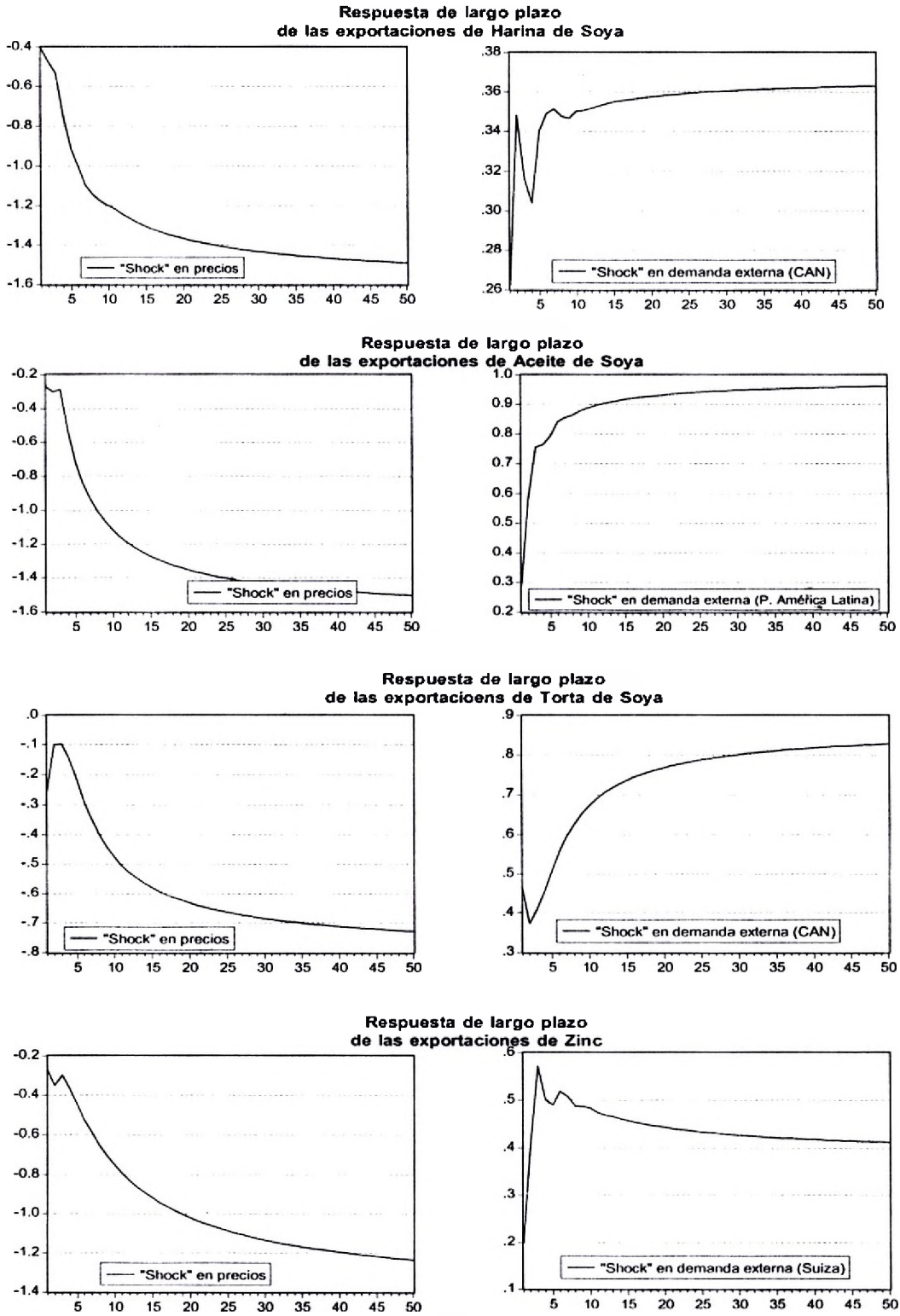
Gráfico 7.4



Para el modelo específico se verifica la dirección de los signos y el grado de respuesta de las exportaciones ante un shock en precios y demanda externa (Gráfico 7.5).

- Las exportaciones de harina de soya reportan una elasticidad precio y renta inferior al estimado en el vector de cointegración, y se ubica en -1.5 y 0.36 respectivamente.
- El aceite de soya señala una respuesta relativamente baja de -1.5 ante un *shock* en precios y de 0.95 ante un *shock* de demanda externa, concentrada en la Comunidad Andina.
- La torta de soya registra una elasticidad precio y renta de largo plazo baja, a comparación con los estimados en el modelo VEC, que se ubica en -0.73 y 0.82 respectivamente.
- Finalmente las exportaciones de zinc reportan una elasticidad ligeramente mayor al estimado, de -1.23 y, una elasticidad renta que se ubica en 0.41.

Gráfico 7.5



Capítulo 8 Conclusiones y Comentarios Finales

Una de las motivaciones de este trabajo fue diagnosticar la influencia del tipo de cambio real y la actividad externa en el desempeño de las exportaciones a través de la estimación de la demanda de exportaciones. Recapitulando la primera pregunta: ¿Cuan efectiva ha sido la devaluación real en favorecer a las exportaciones?

1. A través de la estimación de la demanda de exportaciones se concluye que la devaluación ha sido efectiva en favorecer a las exportaciones. Con el método de vector de corrección de errores (VEC), los resultados revelan una elasticidad precio de las exportaciones globales de 0.9. Es decir, una devaluación/depreciación real de 1% genera un incremento de los volúmenes de las exportaciones en 0.9%. Sin embargo la elasticidad precio disminuye ligeramente, cuando se excluyen los hidrocarburos a 0.6. A nivel sectorial las exportaciones tradicionales son algo más sensibles al TCR (1.5) a comparación de las no tradicionales (1.28).
2. Este resultado tiene importancia cuando se pretende incentivar a las exportaciones a través de un precio relativo favorable (TCR devaluado). En este sentido, las exportaciones han sido favorecidas en algunos periodos cuando el TCR se ubicaba en una fase de subvaluación respecto a su nivel de equilibrio. Sin embargo en otros periodos, tuvieron que enfrentar un TCR revaluado, que descontaron su dinámica exportadora.
3. Comparando los resultados con la evidencia empírica: Reinhart estimó una elasticidad precio de -0.32 para los países en desarrollo y -0.19 para América Latina; Senhadji y Montenegro reportan resultados más optimistas, de -1.14 para los países en desarrollo. Comparando con estudios a nivel interno, Ferrufino estima una elasticidad precio de 0.8 y Loza de 0.75 para las exportaciones globales. Es evidente que los resultados del presente trabajo reportan elasticidades precio superiores a anteriores evidencias empíricas, pero no discrepan en demasía. Esto puede originarse por las diferencias metodológicas en cuanto al modelo econométrico, la especificación del modelo y la naturaleza de los datos.
4. El efecto de la devaluación real por ramas no son homogéneos, pues algunos exhiben elasticidades altas, sugiriendo que mientras mayor es la diversificación y la capacidad instalada mayores son los efectos derivados de las variaciones en el tipo de cambio real.

5. Por otro lado la demanda externa tienen un efecto importante sobre el quantum de las exportaciones (mayor a la de los precios). Mediante el método de vector de corrección de errores, los resultados señalan que la demanda externa incide favorablemente sobre las exportaciones en el largo plazo, es decir una mejora de la actividad económica de 1% genera una respuesta de las exportaciones globales de 1.2% y 1.7% respecto a los países industriales y de América Latina respectivamente. Si excluimos los hidrocarburos, la elasticidad renta se reduce a 0.7 con los países industriales y 1.5 con países de América Latina. A nivel sectorial las exportaciones tradicionales y no tradicionales son más sensibles a la demanda de los países de América Latina, de 1.6 y 1.8 respectivamente. En cambio la elasticidad renta con los países industriales se ubican en 1.2 y 1.6 para las exportaciones tradicionales y no tradicionales respectivamente.
6. Las exportaciones se desarrollan conforme al ciclo de la actividad económica mundial, esto refleja la forma en que las exportaciones se han adaptado a las preferencias de los países importadores; sin embargo aún se registra una relativa vulnerabilidad en la generación de divisas a causa de que los principales productos se concentran en mercados reducidos.
7. En el corto plazo, los parámetros pierden significación, donde las exportaciones globales alcanzaron una elasticidad precio de 1.01, las exportaciones sin hidrocarburos de 0.6 y las no tradicionales de 1.2. Por otro lado la actividad económica de los países industriales y de América Latina tiene un efecto marginal sobre las exportaciones.

Estos coeficientes permiten conocer el tiempo necesario que les toma a las exportaciones corregir su desequilibrio de corto hacia el largo plazo. Donde las exportaciones globales sin hidrocarburos son las que convergen con mayor rapidez a su nivel de equilibrio que le tomaría menos de 1 trimestre y 1/2, y si sumamos a los hidrocarburos, la eliminación del desequilibrio requiere menos de 2 trimestres. Por otro lado, las exportaciones no tradicionales convergen con mayor rapidez a su nivel de equilibrio y requieren 1 1/2 trimestre, en comparación con las exportaciones tradicionales que necesitan algo más de 5 trimestres.

Se concluye que si bien la velocidad de ajuste es relativamente alta en los modelos, con excepción de las exportaciones tradicionales, la convergencia hacia su nivel de equilibrio no es de carácter inmediato, lo cual sugiere la presencia de rigideces en la economía.

La segunda pregunta que guía la investigación es ¿Existen diferencias de reacción de las exportaciones de soya y zinc ante una devaluación real?

8. Se concluye que la reacción de las exportaciones de soya ante una devaluación real es más dinámica (sensible) a comparación de las exportaciones de zinc. Los resultados a partir del modelo de vector de corrección de errores reportan, que si el precio relativo disminuye en 1% (i.e. una devaluación/depreciación de 1%) genera un incremento promedio de las exportaciones de soya de 3.1% en un rango de -2.8 a -3.2; y de -0.9 para las exportaciones de zinc.

Incluso se presenta diferencias de elasticidades precio dentro del mismo sector sojero, donde los aceites y la torta de soya, son más sensibles al resto.

9. Además se advierte que la sensibilidad de las exportaciones a las variaciones del tipo de cambio real difiere por sector o tipo de producto y que sus repercusiones no son homogéneas. Las estimaciones muestran además que la elasticidad aumenta cuando mayor es el valor agregado en la producción. Es decir un país con mayor desarrollo y diversificación industrial permite respuestas más enérgicas e inmediatas ante modificaciones de la política cambiaria.
10. Con respecto a las variables de escala, existe una relación directa en el largo plazo con las exportaciones, es decir una mejora de la actividad económica de 1% genera una respuesta promedio de las exportaciones de soya y derivados del 2.4%, superiores a la respuesta de las exportaciones de zinc que ascienden al 0.3%.
11. En el corto plazo, los parámetros pierden significación donde el precio relativo y la demanda externa tienen un efecto marginal sobre las exportaciones. Sin embargo el resultado de relevancia es el parámetro que mide la velocidad de ajuste de corto plazo a su nivel de equilibrio y esta se ubica en un rango de -0.22 a -0.6. Donde la harina de soya es la que converge con mayor rapidez a su nivel de equilibrio y le tomaría menos de 2 trimestres. Por su lado, las exportaciones de aceite de soya y las exportaciones de zinc necesitan un poco más de 2 trimestres. Finalmente la torta de soya es la que mantiene una mayor rigidez antes de converger a su nivel de equilibrio, que le toma algo menos de 5 trimestres.

Se concluye que las exportaciones de soya y derivados (excluyendo a la torta de soya) mantienen una velocidad de ajuste rápido a su nivel de equilibrio, donde necesitan en promedio

2 trimestres; en cambio las exportaciones de zinc necesitan 1 mes adicional para corregir su desequilibrio.

Es importante señalar que no basta con una devaluación esporádica para influir favorablemente a las exportaciones, para que el sector exportador se desarrolle necesita incentivos que perduren en el tiempo a través de la eliminación progresiva de los sesgos antiexportadores como: el déficit de infraestructura, tecnología, financiamiento, recursos humanos y promoción externa. La solución de estos problemas debería llevar a graduales incrementos en la respuesta de las exportaciones al tipo de cambio real.

A pesar del enfoque del trabajo, en medir la respuesta de las exportaciones respecto a sus determinantes, se admite la importancia de examinar estas relaciones a nivel de sectores económicos (minería, agricultura, hidrocarburos, combustibles y manufacturas) para distinguir la influencia de los precios relativos y la demanda externa para distintas estructuras de mercado. Esto permitiría mejorar el diagnóstico del rol del tipo de cambio real.

9. Bibliografía

Agenor P. y Montiel P.(2000). *“La macroeconomía del Desarrollo”*, Fondo de cultura económica, México, 1ra. Edición en español.

Aguilar M.A. (2000). *“La política cambiaria boliviana en el debate actual sobre los regímenes cambiarios”*, Documento Trabajo, Banco Central de Bolivia.

Aguilar M.A. (2003). *“Estimación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio para Bolivia”*, Revista de Análisis, Banco Central de Bolivia, Vol. 6, Nro.1, Junio.

Algieri B. (2004). *“Price and Income Elasticities of Russian Exports”*, The European Journal of Comparative Economics, Vol.1, Nro.2, Pág. 175-193.

Arize, A. (1999). *“The Demand for LDC Exports: Estimates from Singapore”*, The International Trade Journal, Vol. XII, Nro. 4.

Arize, A., T. Osang y D. Slottje (1999). *“Exchange-Rate Volatility in Latin America and its impact on Foreign Trade”*, College of Business and Technology Texas A&M and Department of Economics Southern Methodist University.

Banco Central de Bolivia, *“Boletín Informativo”*, Varios números.

Banco Central de Bolivia, *“Boletín Estadístico”*, Varios números.

Banco Central de Bolivia, *“Memoria”*, Varios Números.

Banco Central de Bolivia, *“Boletín del Sector Externo”*, Varios números.

Baquero M.A. (2001). *“Perdida de la Devaluación: Algunos Costos y Beneficios”*, Nota Técnica Nro. 64, Banco Central del Ecuador, Mayo.

Boyan R.T. (2004). *“Determinantes de las Exportaciones Bolivianas: Periodo 1990-2002”*, Mimografiado, Banco Central de Bolivia.

Caballero, R. y V. Corbo (1989). *“The Effect of Real Exchange Rate Uncertainty on Exports: Empirical Evidence”*, The World Bank Economic Review, Vol. 3, Nro.2.

Cabezas, M.B., Selaive J.C. y Becerra G.M. (2004). *“Determinantes de las Exportaciones No Tradicionales: Una Perspectiva Regional”*, Documento Trabajo, Banco Central de Chile, Nro. 296. <http://www.Bcentral.cl/esp/eng/stdpub/studies/workingpaper>.

Candia G., H. Zambrana, E. Antelo y F. Valverde (1993). *“Determinantes de las Exportaciones en Bolivia”*, Análisis Económico, Unidad de Análisis de Política Económica (UDAPE), Vol. 6, Junio.

Catão, L y E. Falcetti (1999). *“Determinants of Argentina’s External Trade”*, IMF-Working Paper, WP/99/121, September.

Catão, L y E. Falcetti (2001). *“Determinants of Argentina’s External Trade”*, Journal of Applied Economics 5, pp 19-57.

- Comboni, J. (1994). "La Política Cambiaria de Bolivia en el periodo agosto de 1985-Septiembre de 1994", Monetaria, Vol.18, No. 4.
- Cheung, Y. W. y K.S. Lai (1993). "Finite-Sample sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests For Cointegration", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Nro. 55, Vol. 3.
- Enders, W. (1995). "Applied Econometric Time Series", Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, Wiley And Sons Press.
- Engle, R.F. y C. W. J. Granger (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," Econometrica 55, Pág. 251–276.
- Eview 5.0 (2004): "Eview 5.0 user's guide. Quantitative Micro Software", LLC, April.
- Ferrufino R. (1990). "El tipo de cambio y la balanza comercial en Bolivia durante el periodo post-estabilización", Análisis Económico. Unidad de Análisis de Política Económica (UDAPE).
- Fondo Monetario Internacional (2005). "IFS CD-ROM".
- Goldberg P. y M.M. Knetter (1996). "Goods Prices and Exchange Rates: What have we learned?", NBER Working Papers Series, Nro. 5862.
- Granger, C.W.J. y Newbold, P (1974). "Spurious Regressions in Econometrics", Journal of Econometrics, Vol. 2.
- Greene, William H. (1997). "Econometric Analysis", 3rd Edition, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Gujarati, Damodar N. (1995). "Basic Econometrics", 3rd Edition, New York: McGraw-Hill.
- Gylfason T. (2002). "The Real Exchange Rate Always Floats", Australian Economic Papers, April.
- Johansen, Søren y Katarina Juselius (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration—with applications to the demand for money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 169–210.
- Johansen, Søren (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", Econometrica, 59, 1551–1580.
- Johansen, Søren (1995). "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", Oxford: Oxford University Press.
- Krugman P. (1989). "Diferencias entre las elasticidades de ingreso y tendencias de las tasas reales de cambio", European Economic Review 33, Pág. 87-111.
- Loza G. T. (1996): "Tipo de Cambio y Exportaciones de Manufacturas", Banco Central de Bolivia, Mimografiado.
- Loza G. T. (2000). "Tipo de Cambio, Exportaciones e Importaciones: El caso de la Economía Boliviana", Revista Análisis, Banco Central de Bolivia, Junio. <http://www.bcb.gov.bo>.

MacKinnon, J.G. (1991). "Critical Values for Cointegration Tests", Chapter 13 in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford: Oxford University Press.

Misas M. A. , Ramírez M. T., Silva L.F. (2001). "Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes", *Banco Central de la República de Colombia*, Abril.

Moguillansky G. (1995). "Impacto de la Política Cambiaria y Comercial sobre el desempeño exportador en los años ochenta", *CEPAL 55*, Abril.

Moguillansky, G.y D. Titelman (1993). "Estimación Econométrica de funciones de Exportación en Chile", *Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile*, Vol. 20, Nro. 1.

Narayan S. y Narayan P.K. (2004). "Determinants of Demand for Fiji's Exports: An Empirical Investigation", *The Developing Economies*, XLII-1, March, Vol. 95, Nro. 112.

Pesaran, M.H., Y.Shin, 1995, "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", *Department of Applied Economics*, Working Papers, Nro. 9514, Cambridge-University of Cambridge.

Reinhart, C. (1995). "Devaluación, Relative Prices and International Trade: Evidence from Developing Countries", *IMF- Staff Papers*, Vol. 42. No.2, June.

Senhadji A.S. y C. Montenegro (1998). "Times Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis", *IMF-Working Paper*, Nro.WP/98/149.

Senhadji A.S. y C. Montenegro (1999). "Times Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis", *IMF-Staff Papers*, Vol. 36, Nro. 3, September/December.

Stock, J. y M.Watson (1993). "A simple Estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems", *Econometrica* 61, Nro.4, pp. 783-820.

10. Anexos

Anexo 1. El problema de introducir la variable dependiente rezagada

Dada la especificación:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_{t-1} + v_t$$

La aparición de Y_{t-1} genera problemas estadísticos, donde Y_{t-1} al igual que Y_t es estocástico, lo cual significa que se tiene una variable explicativa estocástica en el modelo. Esto vulnera uno de los supuestos de la teoría de los mínimos cuadrados ordinarios, de que las variables explicativas o bien son no estocásticas o, en caso de serlo, están distribuidas independientemente del término de perturbación estocástico. Además se debe demostrar que la variable explicativa estocástica Y_{t-1} esta distribuida independientemente del término de perturbación v_t . Para determinar si esto es así, es esencial conocer las propiedades de v_t . Si se supone que el término de perturbación original u_t satisface todos los supuestos clásicos, tales como:

$$E(u_t) = 0, \text{Var}(u_t) = \sigma^2 \quad \text{supuesto de homoscedasticidad y,}$$
$$\text{cov}(u_t, u_{t+s}) = 0 \text{ para } s \neq 0 \quad \text{supuesto de no autocorrelación.}$$

Donde v_t puede no heredar todas estas propiedades, es decir si $v_t = (u_t - \lambda u_{t-1})$ dados los supuestos sobre u_t , se puede demostrar fácilmente que v_t esta serialmente correlacionada porque:

$$E(v_t v_{t-1}) = \lambda \sigma^2$$

que es diferente de cero (a menos de que λ resulte ser cero). Y puesto que Y_{t-1} aparece en el modelo como variable explicativa, está limitado a estar correlacionado con v_t (a través de la presencia de u_{t-1} en éste). Además se puede demostrar que

$$\text{cov}[Y_{t-1}(u_t - \lambda u_{t-1})] = -\lambda \sigma^2$$

Por lo tanto si una variable explicativa en un modelo de regresión está correlacionada con el término de perturbación estocástico, los estimadores del MCO no solamente están sesgados sino que además, no son siquiera consistentes; es decir, aun si el tamaño de la muestra se aumentara indefinidamente, los estimadores no se aproximan a sus valores poblacionales verdaderos.

Anexo2 *Deducción Matemática de la Demanda de Exportaciones*

La demanda de exportaciones del país en desarrollo se la deriva de la maximización de la función de utilidad intertemporal por parte de una agente racional representativo del país industrial. Este agente representativo consume bienes no transables producidos en el país extranjero y bienes importados, que denotamos como n_t y x_t respectivamente. Este último corresponde a las exportaciones del país doméstico. Así, la función de utilidad puede ser expresada como:

$$(1) \quad U = \int_0^{\infty} e^{-\beta t} \times u(n_t, x_t) dt$$

Donde $\beta > 0$, que representa una tasa constante de descuento, dado que todos los argumentos de la función de utilidad están medidos en términos reales. Si asumimos por simplicidad que esta función proviene de una función Cobb-Douglas, tenemos;

$$(2) \quad \max U = \int_0^{\infty} [\alpha \ln(n_t) + (1 - \alpha) \ln(x_t)] \times e^{-\beta t}$$

Este agente maximiza su función de utilidad de acuerdo a una restricción presupuestaria del gasto destinado al consumo total. Este presupuesto está determinado por una dotación de bienes producidos internamente y de las exportaciones de bienes, que denotamos como d y m , respectivamente. Este último es equivalente a las importaciones del país doméstico. Adicionalmente, existe un presupuesto inicial, g . Y finalmente a estos recursos se les resta el gasto en consumo interno y externo, n y x , respectivamente.

$$(3) \quad g^* = d_t + m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t - n_t - x_t \times (p^x / p^*)_t$$

donde $(p^m / p^*)_t$, denota la relación de precios de las exportaciones del país extranjero y su precio interno; y $(p^x / p^*)_t$, es la relación de precios de bienes importados del país extranjero y su precio interno. Solucionando (2) dada la restricción de la ecuación (3) con Hamiltonianos se tiene:

$$(4) \quad H = \int_{t=0}^{\infty} [\alpha \ln(n_t) + (1-\alpha) \ln(x_t)] \times e^{-\beta t} + \pi [d_t + m_t \times (p^m / p^*), + g_t \times (p^x / p^*), - n_t - x_t \times (p^x / p^*),]$$

$$(5) \quad \frac{\partial H}{\partial n_t} = \frac{\alpha}{n_t} \times e^{-\beta t} - \pi = 0$$

$$(6) \quad \frac{\partial H}{\partial x_t} = \frac{(1-\alpha)}{x_t} \times e^{-\beta t} - \pi \times (p^x / p^*)_t = 0$$

$$(7) \quad \frac{\delta H}{\delta \pi} = d_t + m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t - n_t - x_t \times (p^x / p^*)_t = 0$$

Reemplazando (5) en (6), tenemos la relación del consumo de los bienes producidos internamente del país industrial y su nivel de importaciones, este último corresponde a las exportaciones del país doméstico.

$$(8) \quad \begin{aligned} \frac{\alpha}{n_t} \times e^{-\beta t} - \pi &= 0 \\ e^{-\beta t} &= \frac{\pi}{\alpha} \times n_t \\ \frac{1-\alpha}{x_t} \times \left[\frac{\pi}{\alpha} \times n_t \right] - \pi \times (p^x / p^*)_t &= 0 \\ \frac{1-\alpha}{x_t} \times \left[\frac{\pi}{\alpha} \times n_t \right] &= \pi \times (p^x / p^*)_t \\ n_t &= \frac{\alpha}{1-\alpha} \times x_t \times (p^x / p^*)_t \end{aligned}$$

La solución relevante, según Reinhart se da en el estado estacionario, por lo tanto las variables de control y la de estado son iguales a 0, quedando la ecuación (7):

$$d_t + m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t - n_t - x_t \times (p^x / p^*)_t = 0$$

donde se adiciona el supuesto de "market clearing", $d_t = n_t$,

$$\begin{aligned} m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t - x_t \times (p^x / p^*)_t &= 0 \\ x_t \times (p^x / p^*)_t &= m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t \end{aligned}$$

Aplicando logaritmos

$$(9) \quad \begin{aligned} \ln x_t + \ln(p^x / p^*)_t &= \ln[m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t] \\ \ln x_t &= \ln[m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t] - \ln(p^x / p^*)_t \end{aligned}$$

$$(4) \quad H = \int_{t=0}^{\infty} [\alpha \ln(n_t) + (1-\alpha) \ln(x_t)] \times e^{-\beta t} + \pi [d_t + m_t \times (p^m / p^*), + g_t \times (p^x / p^*), - n_t - x_t \times (p^x / p^*),]$$

$$(5) \quad \frac{\partial H}{\partial n_t} = \frac{\alpha}{n_t} \times e^{-\beta t} - \pi = 0$$

$$(6) \quad \frac{\partial H}{\partial x_t} = \frac{(1-\alpha)}{x_t} \times e^{-\beta t} - \pi \times (p^x / p^*)_t = 0$$

$$(7) \quad \frac{\delta H}{\delta \pi} = d_t + m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t - n_t - x_t \times (p^x / p^*)_t = 0$$

Reemplazando (5) en (6), tenemos la relación del consumo de los bienes producidos internamente del país industrial y su nivel de importaciones, este último corresponde a las exportaciones del país doméstico.

$$\begin{aligned} & \frac{\alpha}{n_t} \times e^{-\beta t} - \pi = 0 \\ & e^{-\beta t} = \frac{\pi}{\alpha} \times n_t \\ (8) \quad & \frac{1-\alpha}{x_t} \times \left[\frac{\pi}{\alpha} \times n_t \right] - \pi \times (p^x / p^*)_t = 0 \\ & \frac{1-\alpha}{x_t} \times \left[\frac{\pi}{\alpha} \times n_t \right] = \pi \times (p^x / p^*)_t \\ & n_t = \frac{\alpha}{1-\alpha} \times x_t \times (p^x / p^*)_t \end{aligned}$$

La solución relevante, según Reinhart se da en el estado estacionario, por lo tanto las variables de control y la de estado son iguales a 0, quedando la ecuación (7):

$$d_t + m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t - n_t - x_t \times (p^x / p^*)_t = 0$$

donde se adiciona el supuesto de "market clearing", $d_t = n_t$,

$$\begin{aligned} & m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t - x_t \times (p^x / p^*)_t = 0 \\ & x_t \times (p^x / p^*)_t = m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t \end{aligned}$$

Aplicando logaritmos

$$(9) \quad \begin{aligned} & \ln x_t + \ln(p^x / p^*)_t = \ln[m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t] \\ & \ln x_t = \ln[m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t] - \ln(p^x / p^*)_t \end{aligned}$$

Si

$$\begin{aligned}\ln x_t &= X_t \\ \ln[m_t \times (p^m / p^*)_t + g_t \times (p^x / p^*)_t] &= W_t \\ -\ln(p^x / p^*)_t &= -P_t\end{aligned}$$

Se tiene

$$(10) \quad X_t = \mu + \beta_1 \times (-P)_t + \beta_2 \times W_t + \varepsilon_t$$

Esta última ecuación representa a la demanda de exportaciones de largo plazo, es decir que cualquier desviación de los valores observados y esperados tienden a desaparecer, por lo tanto, $X_t^* = X_t$.

Finalmente tendremos:

$$(11) \quad X_t^* = \mu - \beta_1 \times P_t + \beta_2 \times W_t + \varepsilon_t$$

Donde X_t^* , es la exportación real deseada del país doméstico; P_t , es el ratio del precio exportación del país doméstico con respecto al precio del país industrial; y W_t , es una variable de escala que representa la demanda real del país industrial. Así se espera que $\beta_1 < 0$ y $\beta_2 \geq 0$.

Anexo 3 Precio Relativo (P^x/P^*) y Tipo de Cambio Real

Dada la ecuación de demanda de exportaciones, deducida en el anexo 2:

$$X_t^* = \mu - \beta_1 \times P_t + \beta_2 \times W_t + \varepsilon_t$$

Donde X_t^* , exportación real deseada del país doméstico.

P_t , ratio del precio exportación del país doméstico con respecto al precio del país industrial.

W_t , variable de escala que representa la demanda real del país industrial.

Sobre el coeficiente β_1 , que mide la elasticidad del quantum de las exportaciones respecto al precio, es común suponer que la variable, P_t , sea asociada a la relación de precios relativos de transables y no transables, lo que se conoce como el tipo de cambio real. Por lo tanto el signo del coeficiente tendría que ser positivo, es decir que una devaluación real del tipo de cambio estimularía al quantum de exportaciones. Este último argumento es válido, si se realiza un cambio de interpretación en la ecuación (9) del Anexo 2, entonces el parámetro, β_1 , sería positivo y la variable correspondería a $(p^* / p^x)_t$.

Ampliando sobre la variable P_t , de la ecuación (11) del anexo2, este se puede expresar como la relación de los precios de exportación del país domestico (Bolivia) en moneda extranjera, p_x^{Sus} , (supongamos que este sea en dólares) y el precio interno del país industrial, p^* .

Haciendo algunas transformaciones obtenemos:

$$(1) \quad P_t = \frac{P_x^{Sus}}{p^*} = \frac{P_x^{Bs}}{P^* \times TC} = \frac{P_x^{Bs} / IPC}{P^* \times TC / IPC} = \frac{P_x^{Bs} / IPC}{TCR}$$

donde TC y TCR , es el tipo de cambio nominal y real de Bolivia; P_x^{Bs} , es el precio de las exportaciones de Bolivia expresadas en bolivianos y su nivel de precios, IPC . La expresión (1) señala que un incremento de, P_x^{Bs} / IPC (ratio del precio de las exportaciones expresadas en bolivianos y el nivel de precios) genera una reducción de la competitividad de las exportaciones en el exterior, por lo tanto un aumento de P_t , que incide a una baja de las exportaciones:

$$\Delta(P_x^{Bs} / IPC) \Rightarrow \Delta P_i \Rightarrow \nabla X_i$$

por otro lado una depreciación/devaluación del tipo de cambio real mejora la competitividad del precio de la canasta de bienes que sale al exterior, presionando a un incremento de las exportaciones, en tanto que, P_i , disminuye:

$$\Delta TCR \Rightarrow \nabla P_i \Rightarrow \Delta X_i$$

por lo tanto se tiene la expresión:

$$(2) \quad x = f\left(\begin{matrix} P_x^{Bs} / IPC, TCR, \\ - \quad + \end{matrix}\right)$$

adicionando la variable de escala e interpretando la ecuación (11) del Anexo 2, obtenemos una expresión equivalente:

$$\begin{aligned} x &= f\left[\left(P_x^{Bs} / IPC, TCR\right); W_i\right] \\ x &= f\left[\left(P_x^{Sus} / P^*\right)_i; W_i\right] \\ &\quad - \quad + \end{aligned}$$

$$(3) \quad X_i^* = \mu - \beta_1 \times (P_x^{Sus} / P^*) + \beta_2 \times W_i + \varepsilon_i$$

Anexo 4 Definición de variables

<i>Variables</i>	<i>Fuente Primaria</i>	<i>Definición</i>	<i>Símbolo</i>
Exportaciones			
Totales	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Quantum, 1990=100	Q_TOT
Totales sin Hidrocarburos	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Quantum, 1990=100	Q_TOTSH
Tradicionales	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Quantum, 1990=100	Q_T
No Tradicionales	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Quantum, 1990=100	Q_NT
Soya (total)	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Quantum, 1990=100. Incluye derivados	Q_SOY
Granos de Soya	Instituto Nacional de Estadística	Volumen, kilos netos	Q_S1
Harina de Soya	Instituto Nacional de Estadística	Volumen, kilos netos	Q_S2
Aceite de Soya (no refinado)	Instituto Nacional de Estadística	Volumen, kilos netos	Q_S3
Aceite de Soya (refinado)	Instituto Nacional de Estadística	Volumen, kilos netos	Q_S4
Torta de Soya	Instituto Nacional de Estadística	Volumen, kilos netos	Q_S5
Zinc	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Quantum, 1990=100	Q_ZIN
Tipo de Cambio Real			
Multilateral	Banco Central de Bolivia	Índice de Tipo de Cambio Real y Efectivo, agosto-2003=100	TCR
En base a 10 países	Banco Central de Bolivia	Índice de Tipo de Cambio Real y Efectivo, 1996=100. Incluye: Argentina, Brasil, Chile, Perú, Alemania, Reino Unido, Japón, EE.UU, Colombia y Suiza	TCR10
En base a 8 países	Banco Central de Bolivia	Índice de Tipo de Cambio Real y Efectivo, 1990=100. Incluye: Argentina, Brasil, Chile, Perú, Alemania, Reino Unido, Japón y EE.UU	TCR8
Variable de Escala			
PIB de Países Industriales	Fondo Monetario Internacional	Índice de Producción Industrial, 2003=100. Incluye: EE.UU, Canadá, Australia, Japón, Nueva Zelanda, la Zona del Euro y otros.	PIBIND
PIB de Países de América Latina	Fondo Monetario Internacional	Índice de Producción de América Latina, 2003=100	PIBAL
Importaciones de los Países Industriales	Fondo Monetario Internacional	Importaciones Reales, billones de \$us de 2000	MIND
Importaciones de los Países de América Latina	Fondo Monetario Internacional	Importaciones Reales, billones de \$us de 2000	MAL
Importaciones de la Comunidad Andina	Fondo Monetario Internacional	Importaciones Reales, millones de \$us de 2000	MCANI
Importaciones de la Comunidad Andina y Mercosur	Fondo Monetario Internacional	Importaciones Reales, millones de \$us de 2000	MCAN2
Importaciones de Suiza	Fondo Monetario Internacional	Importaciones Reales, millones de \$us de 2000	MSUIZA
Precios			
Externos	Banco Central de Bolivia	Índice de Precios Externos, en \$us de 2003=100	IPE
Soya (total)	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Valor Unitario, 1990=100	P_SOY
Grano de Soya	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Valor Unitario, 2003=100	P_S1
Harina de Soya	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Valor Unitario, 2003=100	P_S2
Aceite de Soya (no refinado)	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Valor Unitario, 2003=100	P_S3
Aceite de Soya (refinado)	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Valor Unitario, 2003=100	P_S4
Torta de Soya	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Valor Unitario, 2003=100	P_S5
Zinc	Instituto Nacional de Estadística	Índice de Valor Unitario, 2003=100	P_ZI

Anexo 5 Test de Raíz Unitaria (Dickey y Fuller)

Una serie de tiempo es estacionaria, si su media, su varianza y su autocovarianza (en los diferentes rezagos) permanecen iguales sin importar el momento en el cual se midan, es decir;

$$E(y_t) = \mu$$

$$Var(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\gamma_k = E[(y_t - \mu) \times (y_{t+k} - \mu)]$$

Si consideramos $y_t = y_{t-1} + \mu_t$

donde μ_t es el término de error estocástico que sigue los supuestos clásicos: media cero, varianza constante σ^2 y no está autocorrelacionado. Este término de error con tales propiedades es conocido como *término de error ruido blanco*. Dickey y Fuller (1979)⁹⁰ consideran tres diferentes regresiones que pueden ser utilizados para testear la presencia de raíz unitaria;

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \mu_t$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_t + \mu_t$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_t + a_2 t + \mu_t$$

la diferencia entre la tres regresiones es la presencia de elementos determinísticos, a_0 y $a_2 t$, el primero es un modelo "random walk", en el segundo adiciona el intercepto o *drift term*, y en el tercero incluye ambos. Sin embargo, el estadístico tradicional es el test *Augmented Dickey-Fuller*, que en su forma completa se denota como;

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-1+i} + \varepsilon_t$$

donde
$$\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p a_i\right)$$

$$\beta_i = \sum_{j=1}^p a_j$$

el coeficiente de interés es γ , si $\gamma = 0$, se tiene el problema de la presencia de raíz unitaria.

⁹⁰ Ver "Applied Econometric Time Series", W. Enders, 1995.

Anexo 6 Test de Cointegración (Johansen-Juselius)

La metodología de Johansen (1991,1995) bajo una modelación VAR de orden n se tiene⁹¹:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_n y_{t-n} + u_t$$

$$y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t$$

donde y_t , es el vector compuesto de las variables no estacionarias, y u_t , es un vector de innovaciones.

Reescribiendo el VAR como:

$$\Delta y_t = (A_1 - I)y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_n y_{t-n} + u_t$$

$$\Delta y_t = (A_1 - I)y_{t-1} + (A_1 + A_2 - I)y_{t-2} + \dots + A_n y_{t-n} + u_t$$

$$\Delta y_t = \Pi_1 \Delta y_{t-1} + \Pi_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Pi \Delta y_{t-n} + u_t$$

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{n-1} \Pi_i \Delta y_{t-i} + \Pi \Delta y_{t-n} + u_t$$

Donde:

$$\Pi_i = -(I - \sum_{j=1}^i A_j)$$

$$\Pi = -(I - \sum_{j=1}^n A_j)$$

Si el sistema completo está cointegrado, es necesario que Π sea distinto de cero⁹².

Donde el número de relaciones de cointegración depende de las propiedades de la matriz Π :

- Si su rango es igual a 0, entonces no existe ninguna relación de cointegración y la mejor manera de modelar es a través de un VAR en diferencias.
- Si el rango es completo, entonces todo el sistema es estacionario y se puede estimar un VAR en niveles.
- Y finalmente, si el rango es igual a k (menor al tamaño completo de la matriz Π) entonces es conveniente identificar las relaciones de cointegración y utilizar VAR con términos de corrección de errores.

⁹¹ Ver "Análisis Econométrico", W. Greene, (1999) y Eview 5.0 user's guide, Quantitative Micro Software, LLC; 2004.

⁹² Realizando una comparación, el test de raíz unitaria señala que una serie es estacionaria cuando γ , es distinto de cero en la ecuación, $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + u_t$. Si generalizamos para el caso de un vector, podríamos decir que el sistema esta cointegrado si, $\Pi \neq 0$ (en términos de matriz) en la ecuación: $\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + u_t$.

Anexo 7 Modelo de Vector de Corrección de Errores (VEC)

Enfoque VAR

El vector autoregresivo (VAR) es comúnmente usado para proyectar sistemas relacionados con series de tiempo y para el análisis del impacto dinámico de disturbios aleatorios en el sistema de variables. El enfoque VAR esquiva la necesidad para modelos estructurales en compartir con todas las variables endógenas, es decir actúa con una función de valores rezagados de las variables endógenas en el sistema.

La presentación matemática de un VAR es:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + e_t$$

Donde y_t es un k vector de variables endógenas, x_t es un d vector de variables exógenas, A_1, \dots, A_p y B son las matrices de los coeficientes a ser estimados, y e_t es un vector de innovaciones que pueden estar correlacionados contemporáneamente; pero están incorrelacionados con sus propios rezagos e incorrelacionados con el grupo de variables de la derecha.

Desde que aparezca un valor rezagado de la variable endógena en el grupo del lado derecho de la ecuación, el modelo OLS rinde una estimación consistente. Además, ni siquiera la innovación e_t , puede ser correlacionada contemporáneamente, por lo tanto OLS es eficiente y equivalente para GLS, donde las ecuaciones tienen regresores idénticos.

Enfoque VEC

El modelo de Vector de Corrección de Errores es una restricción VAR designado por el uso de series no estacionarias que están cointegradas. El enfoque VEC tiene la construcción de una relación de cointegración dentro de una especificación donde esta restringido al comportamiento del largo plazo de las variables endógenas que convergen a su relación de cointegración durante el ajuste dinámico de corto plazo. El término de cointegración es conocido como el término de corrección de errores, donde la desviación del equilibrio de largo plazo es corregida gradualmente a través del ajuste parcial de corto plazo.

Si consideramos un sistema con dos variables con una relación de cointegración y sin términos rezagados. La ecuación de cointegración es:

$$y_{2,t} = \beta y_{1,t}$$

El modelo VEC es:

$$\Delta y_{1,t} = \alpha_1(y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t}$$

$$\Delta y_{2,t} = \alpha_2(y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{2,t}$$

En este modelo simple, el grupo de variables de la derecha es el término de corrección de errores. El equilibrio de largo plazo, en este término es cero. Sin embargo, si y_1 y y_2 se desvían del equilibrio de largo plazo, el término de corrección de errores será diferente de cero y cada variable se ajusta parcialmente en la restitución del equilibrio. El coeficiente α_i mide la velocidad de ajuste de las variables endógenas hacia su nivel de equilibrio.

Anexo 8 Test de Raíz Unitaria

Modelo General									
Variables	ADF Statistics	Resultados del Test de Raíz Unitaria			Orden	P Value	Const	Tend	Rez
		Critical Value							
		1%	5%	10%					
LQ_TOT	1.52188	-2.60849	-1.946996	-1.612934	1	0.967	no	no	5
ΔLQ_TOT	-8.410595	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
LQ_TOTSH	1.202769	-2.60849	-1.946996	-1.612934	1	0.9395	no	no	5
ΔLQ_TOTSH	-8.54022	-2.605442	-1.946549	-1.613181					
LQ_T	1.341385	-2.604746	-1.946447	-1.613238	1	0.9533	no	no	0
ΔLQ_T	-8.823951	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
LQ_NT	1.076446	-2.607686	-1.946878	-1.612999	1	0.9247	no	no	4
ΔLQ_NT	-8.875698	-2.605442	-1.946549	-1.613181					
LPIBIND	-2.889158	-4.121303	-3.487845	-3.172314	1	0.1734	si	si	0
ΔLPIBIND	-3.192596	-3.550396	-2.913549	-2.594521					
LPIBAL	1.863531	-2.606911	-1.946764	-1.613062	1	0.9841	no	no	3
ΔLPIBAL	-2.104024	-2.607686	-1.946878	-1.612999					
LMIND	2.09765	-2.607686	-1.946878	-1.612999	1*	0.9907	no	no	4
ΔLMIND	-3.500004	-3.557472	-2.916566	-2.596116					
LMAI	1.172149	-2.604746	-1.946447	-1.613238	1	0.9364	no	no	0
ΔLMAI	-10.42425	-2.605442	-1.946549	-1.613181					
LPIE	0.720557	-2.605442	-1.946549	-1.613181	1	0.8679	no	no	1
ΔLPIE	-4.202103	-2.606163	-1.946654	-1.613122					
LTCR	1.163229	-2.607686	-1.946878	-1.612999	1	0.9352	no	no	0
ΔLTCR	-4.010419	-2.609324	-1.947119	-1.612867					

(*) No se puede rechazar la Hipótesis Nula (1%=Critical Value)

La elección de rezagos fue determinada bajo el criterio de Schwarz (maximun lags=6)

Modelo Especifico

Resultados del Test de Raíz Unitaria

Variables	ADF Statistics	Critical Value			Orden	P Value	Const	Tend	Rez
		1%	5%	10%					
LQ_SOY	1.951205	-2.607686	-1.946878	-1.612999	1	0.9869	no	no	4
ΔLQ_SOY	-8.700841	-2.605442	-1.946549	-1.613181					
LQ_S1	-0.084144	-2.606163	-1.946654	-1.613122	1	0.6504	no	no	0
ΔLQ_S1	-10.20769	-2.606163	-1.946654	-1.613122					
LQ_S2	-0.058544	-2.605442	-1.946549	-1.613181	1	0.6591	no	no	0
ΔLQ_S2	-10.79621	-2.605442	-1.946549	-1.613181					
LQ_S3	-3.515313	-3.581152	-2.926622	-2.601424	1*	0.0119	si	no	0
ΔLQ_S3	-7.182325	-3.588509	-2.929734	-2.603064					
LQ_S4	1.123679	-2.61301	-1.947665	-1.612573	1	0.9302	no	no	2
ΔLQ_S4	-8.450059	-2.61301	-1.947665	-1.612573					
LQ_S5	-1.192141	-3.552666	-2.914517	-2.595033	1	0.6719	si	no	3
ΔLQ_S5	-10.73647	-3.552666	-2.914517	-2.595033					
LQ_ZIN	-3.15533	-3.552666	-2.914517	-2.595033	1*	0.0282	si	no	3
ΔLQ_ZIN	-14.46722	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
LP_SOY	-0.162194	-2.604746	-1.946447	-1.613238	1	0.6234	no	no	0
ΔLP_SOY	-7.390904	-2.605442	-1.946549	-1.613181					
LP_S1	-3.191369	-3.546099	-2.91173	-2.593551	1*	0.0255	si	no	0
ΔLP_S1	-10.99598	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
LP_S2	-2.883332	-3.546099	-2.91173	-2.593551	1	0.0534	si	no	0
ΔLP_S2	-7.207621	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
LP_S3	-0.324286	-2.607686	-1.946878	-1.612999	1	0.5641	no	no	0
ΔLP_S3	-7.14324	-2.60849	-1.946996	-1.612934					
LP_S4	-0.631321	-2.611094	-1.947381	-1.612725	1	0.4389	no	no	0
ΔLP_S4	-7.043947	-2.612033	-1.94752	-1.61265					
LP_S5	-2.877412	-3.548208	-2.912631	-2.594027	1	0.0542	si	no	1
ΔLP_S5	-5.543162	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
LP_Z1	-3.666096	-4.124265	-3.489228	-3.173114	1*	0.0328	si	si	1
ΔLP_Z1	-4.885568	-4.124265	-3.489228	-3.173114					
LPIE	0.720557	-2.605442	-1.946549	-1.613181	1	0.8679	no	no	1
ΔLPIE	-4.202103	-2.606163	-1.946654	-1.613122					
LPIBAL	1.863531	-2.606911	-1.946764	-1.613062	1	0.9841	no	no	3
ΔLPIBAL	-2.104024	-2.607686	-1.946878	-1.612999					
LMCAN1	-3.918367	-4.121303	-3.487845	-3.172314	1*	0.0172	si	si	0
ΔLMCAN1	-3.224843	-2.607686	-1.946878	-1.612999					
LMCAN2	-3.391771	-3.552666	-2.914517	-2.595033	1*	0.0154	si	no	3
ΔLMCAN2	-3.59931	-3.555023	-2.915522	-2.595565					
LMSUIZA	-1.767364	-4.124265	-3.489228	-3.173114	1	0.7077	si	si	1
ΔLMSUIZA	-6.316938	-4.127338	-3.490662	-3.173943					
LTCR	1.163229	-2.607686	-1.946878	-1.612999	1	0.9352	no	no	0
ΔLTCR	-4.010419	-2.609324	-1.947119	-1.612867					
LTCR10	-3.017191	-3.546099	-2.91173	-2.593551	1*	0.039	si	no	0
ΔLTCR10	-5.876932	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
LTCR8	-3.60238	-4.121303	-3.487845	-3.172314	1*	0.0382	si	si	0
ΔLTCR8	-5.914573	-4.124265	-3.489228	-3.173114					

(*)No se puede rechazar la Hipótesis Nula (1%=Critical Value)

La elección de rezagos fue determinada bajo el criterio de Schwarz (maximun lags=6)

Modelo Especifico

Variables	Resultados del Test de Raíz Unitaria								
	ADF Statistics	Critical Value			Orden	P Value	Const	Tend	Rez
		1%	5%	10%					
LQ_SOY	1.951205	-2.607686	-1.946878	-1.612999	1	0.9869	no	no	4
ΔLQ_SOY	-8.700841	-2.605442	-1.946549	-1.613181					
LQ_S1	-0.084144	-2.606163	-1.946654	-1.613122	1	0.6504	no	no	0
ΔLQ_S1	-10.20769	-2.606163	-1.946654	-1.613122					
LQ_S2	-0.058544	-2.605442	-1.946549	-1.613181	1	0.6591	no	no	0
ΔLQ_S2	-10.79621	-2.605442	-1.946549	-1.613181					
LQ_S3	-3.515313	-3.581152	-2.926622	-2.601424	1*	0.0119	si	no	0
ΔLQ_S3	-7.182325	-3.588509	-2.929734	-2.603064					
LQ_S4	1.123679	-2.61301	-1.947665	-1.612573	1	0.9302	no	no	2
ΔLQ_S4	-8.450059	-2.61301	-1.947665	-1.612573					
LQ_S5	-1.192141	-3.552666	-2.914517	-2.595033	1	0.6719	si	no	3
ΔLQ_S5	-10.73647	-3.552666	-2.914517	-2.595033					
LQ_ZIN	-3.15533	-3.552666	-2.914517	-2.595033	1*	0.0282	si	no	3
ΔLQ_ZIN	-14.46722	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
LP_SOY	-0.162194	-2.604746	-1.946447	-1.613238	1	0.6234	no	no	0
ΔLP_SOY	-7.390904	-2.605442	-1.946549	-1.613181					
LP_S1	-3.191369	-3.546099	-2.91173	-2.593551	1*	0.0255	si	no	0
ΔLP_S1	-10.99598	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
LP_S2	-2.883332	-3.546099	-2.91173	-2.593551	1	0.0534	si	no	0
ΔLP_S2	-7.207621	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
LP_S3	-0.324286	-2.607686	-1.946878	-1.612999	1	0.5641	no	no	0
ΔLP_S3	-7.14324	-2.60849	-1.946996	-1.612934					
LP_S4	-0.631321	-2.611094	-1.947381	-1.612725	1	0.4389	no	no	0
ΔLP_S4	-7.043947	-2.612033	-1.94752	-1.61265					
LP_S5	-2.877412	-3.548208	-2.912631	-2.594027	1	0.0542	si	no	1
ΔLP_S5	-5.543162	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
LP_Z1	-3.666096	-4.124265	-3.489228	-3.173114	1*	0.0328	si	si	1
ΔLP_Z1	-4.885568	-4.124265	-3.489228	-3.173114					
LIPE	0.720557	-2.605442	-1.946549	-1.613181	1	0.8679	no	no	1
ΔLIPE	-4.202103	-2.606163	-1.946654	-1.613122					
LPIBAL	1.863531	-2.606911	-1.946764	-1.613062	1	0.9841	no	no	3
ΔLPIBAL	-2.104024	-2.607686	-1.946878	-1.612999					
LMCAN1	-3.918367	-4.121303	-3.487845	-3.172314	1*	0.0172	si	si	0
ΔLMCAN1	-3.224843	-2.607686	-1.946878	-1.612999					
LMCAN2	-3.391771	-3.552666	-2.914517	-2.595033	1*	0.0154	si	no	3
ΔLMCAN2	-3.59931	-3.555023	-2.915522	-2.595565					
LMSUIZA	-1.767364	-4.124265	-3.489228	-3.173114	1	0.7077	si	si	1
ΔLMSUIZA	-6.316938	-4.127338	-3.490662	-3.173943					
LTCR	1.163229	-2.607686	-1.946878	-1.612999	1	0.9352	no	no	0
ΔLTCR	-4.010419	-2.609324	-1.947119	-1.612867					
LTCR10	-3.017191	-3.546099	-2.91173	-2.593551	1*	0.039	si	no	0
ΔLTCR10	-5.876932	-3.548208	-2.912631	-2.594027					
LTCR8	-3.60238	-4.121303	-3.487845	-3.172314	1*	0.0382	si	si	0
ΔLTCR8	-5.914573	-4.124265	-3.489228	-3.173114					

(*)No se puede rechazar la Hipótesis Nula (1%=Critical Value)

La elección de rezagos fue determinada bajo el criterio de Schwarz (maximun lags=6)

Anexo 9 Base de Datos

Modelo General		Q TOT	Q TOTSH	Q T	Q NT	TCR	PIBIND	PIBAL
1990	primero	89.67	85.75	96.09	76.35	-	75.05	73.56
	segundo	95.78	94.74	101.25	83.89	-	75.36	73.18
	tercero	106.08	105.56	104.95	108.30	-	75.37	74.45
	cuarto	109.11	114.29	97.79	132.62	-	75.08	75.09
1991	primero	96.87	95.85	94.99	101.03	89.10	75.11	76.91
	segundo	91.09	84.94	99.92	72.77	88.37	75.34	77.31
	tercero	117.55	119.00	118.96	114.64	91.03	75.59	78.45
	cuarto	101.67	102.87	104.08	96.85	91.57	75.95	79.44
1992	primero	82.00	80.85	89.73	66.24	91.36	76.36	81.05
	segundo	93.82	91.64	99.65	82.71	92.10	76.80	80.84
	tercero	100.40	93.73	110.05	82.62	95.60	76.96	82.17
	cuarto	108.00	104.99	116.44	91.77	92.84	77.42	83.28
1993	primero	87.01	84.99	103.48	59.90	92.43	77.33	83.91
	segundo	107.01	104.35	118.10	87.27	95.00	77.74	84.50
	tercero	125.33	125.74	123.63	121.88	93.86	78.18	86.39
	cuarto	132.39	131.50	123.30	137.66	95.21	78.70	86.96
1994	primero	116.25	116.50	122.72	102.55	97.95	79.39	87.40
	segundo	134.12	136.75	112.70	159.47	101.18	79.86	88.26
	tercero	169.07	175.12	135.34	210.56	102.76	80.45	89.86
	cuarto	171.38	182.26	122.92	237.09	103.29	81.12	91.07
1995	primero	123.48	120.83	126.18	113.76	104.77	81.27	92.76
	segundo	152.63	146.63	146.89	153.75	106.69	81.60	92.59
	tercero	165.28	163.82	153.91	173.62	105.22	82.02	93.11
	cuarto	153.45	154.14	141.66	164.17	101.33	82.24	94.09
1996	primero	127.64	125.84	121.26	129.33	98.03	83.08	94.20
	segundo	141.55	142.44	126.62	156.82	98.98	83.72	94.71
	tercero	186.59	191.64	143.95	242.34	99.13	84.22	95.70
	cuarto	179.91	185.53	139.64	231.40	99.16	84.92	96.80
1997	primero	125.83	127.75	123.10	124.43	97.44	85.47	96.86
	segundo	165.47	174.64	134.58	204.10	96.97	86.43	100.03
	tercero	193.13	203.30	144.98	255.32	95.47	87.15	101.23
	cuarto	178.28	186.46	133.52	236.33	95.35	87.78	102.20
1998	primero	137.26	141.34	131.32	143.92	91.59	88.33	102.38
	segundo	152.77	158.49	124.56	187.95	92.12	89.12	102.22
	tercero	182.30	185.71	147.18	226.49	92.28	89.83	100.72
	cuarto	156.75	160.08	130.11	189.63	95.28	90.77	98.88
1999	primero	131.98	137.28	116.26	147.80	91.50	91.19	97.38
	segundo	155.22	164.35	108.35	217.31	93.42	91.83	96.91
	tercero	177.24	187.87	133.46	241.34	93.54	92.84	97.84
	cuarto	162.15	177.16	128.93	216.62	93.76	94.15	98.92
2000	primero	153.38	162.40	124.62	192.57	94.76	94.60	100.89
	segundo	178.50	188.84	131.08	245.70	94.53	95.46	100.26
	tercero	201.97	206.69	150.32	275.07	93.78	95.79	100.06
	cuarto	185.88	180.33	155.07	226.85	93.74	96.22	101.08
2001	primero	157.77	144.18	144.52	173.06	95.88	96.53	101.63
	segundo	179.67	162.50	153.04	215.59	95.30	96.91	101.91
	tercero	211.11	198.02	182.38	252.15	95.32	96.77	101.65
	cuarto	202.56	181.23	180.09	235.49	97.62	97.05	101.80
2002	primero	175.95	153.95	159.29	198.94	91.14	97.50	99.51
	segundo	201.20	185.13	179.63	230.61	90.86	97.85	99.91
	tercero	211.61	189.29	184.16	249.35	87.22	98.35	100.26
	cuarto	208.90	179.72	196.97	225.49	89.61	98.47	97.70
2003	primero	183.11	149.81	186.12	177.82	93.99	98.78	94.54
	segundo	226.35	188.71	220.03	234.05	101.13	99.38	100.58
	tercero	244.73	209.46	201.68	306.10	100.93	100.51	101.35
	cuarto	240.30	200.31	215.02	275.59	103.56	101.32	103.31
2004	primero	242.43	186.44	238.58	243.57	104.95	102.21	106.62
	segundo	283.34	216.13	262.73	308.80	105.05	102.81	108.30
	tercero	317.63	237.62	284.85	360.97	106.30	103.44	108.83
	cuarto	290.26	217.22	272.06	306.47	110.51	104.09	110.99

Definición:

Q_TOT

Q_TOTSH

Q_T

Q_NT

TCR

PIBIND

PIBAL

Índice de Quantum de las Exportaciones Totales, 1990=100.

Índice de Quantum de las Exportaciones Totales/sin Hidrocarburos, 1990=100.

Índice de Quantum de las Exportaciones Tradicionales, 1990=100.

Índice de Quantum de las Exportaciones No Tradicionales, 1990=100.

Índice de Tipo de Cambio Real y Efectivo, agosto-2003=100.

Índice de Producción Industrial, 2003=100.

Índice de Producción de América Latina, 2003=100.

Modelo Especifico

Periodo		Q_S2	Q_S4	Q_S5	Q_ZIN
1990	primero	10901574	-	14092934	78.80
	segundo	13746678	-	10989351	109.33
	tercero	5965324	-	15800708	102.03
	cuarto	9326708	-	14395897	108.60
1991	primero	15965968	-	18562954	120.75
	segundo	9349000	-	30263169	123.24
	tercero	10400000	-	27620490	153.75
	cuarto	19127730	-	20002819	139.95
1992	primero	5230000	1509187	25150105	127.67
	segundo	17185144	1120369	22319560	141.30
	tercero	13268517	1718856	31875567	148.55
	cuarto	10658121	1088319	23037700	174.63
1993	primero	8044554	1516729	7201254	141.81
	segundo	13071036	953405	21750000	110.43
	tercero	45380426	1178757	31052730	142.77
	cuarto	46924730	1763050	29796700	110.49
1994	primero	16612807	1975599	12011501	138.46
	segundo	38153882	2217397	32255450	82.53
	tercero	26417160	6046015	42337476	112.02
	cuarto	23178490	4664627	43040219	91.07
1995	primero	18893000	2181574	26059251	121.96
	segundo	18973490	5456257	59018520	141.21
	tercero	23173985	5387480	75639347	160.07
	cuarto	54961498	3744761	37729568	154.70
1996	primero	19565190	2974333	70804071	110.85
	segundo	34940622	3367656	75492277	139.26
	tercero	7302690	5236039	99478809	167.10
	cuarto	7242410	4657194	89464341	169.76
1997	primero	8315250	5643054	49146822	161.44
	segundo	6194930	6752790	130639475	157.00
	tercero	22374150	6512802	129391449	140.90
	cuarto	8922000	5908438	126627678	146.54
1998	primero	12112000	5957564	42226542	168.59
	segundo	17518920	7840665	137934336	123.40
	tercero	11428000	5274841	174658070	165.88
	cuarto	10052000	4645381	135096854	143.86
1999	primero	5559000	7708088	125126297	140.67
	segundo	3626000	4482126	194058530	121.63
	tercero	32218552	3018056	126378094	159.78
	cuarto	30068676	3019120	106440696	151.67
2000	primero	49558757	4772920	87609473	141.84
	segundo	65755133	2563808	181398579	145.26
	tercero	68024094	5413621	184019806	161.62
	cuarto	8779230	5846312	174825638	151.43
2001	primero	12441710	5902315	126961416	118.29
	segundo	12423828	8418040	181163363	101.60
	tercero	19558700	6950502	196786974	180.45
	cuarto	16308435	6714023	160262476	131.78
2002	primero	15276424	9178918	140163778	102.83
	segundo	22001098	8532486	240235078	169.63
	tercero	20662325	11030497	217852983	130.63
	cuarto	15669000	11447820	177853486	147.92
2003	primero	9214238	3932291	177464883	121.61
	segundo	17359668	5610659	199169251	172.31
	tercero	16985716	8091437	290093838	105.90
	cuarto	14736920	5718942	216700964	180.56
2004	primero	14485766	4310742	249467896	144.14
	segundo	12811143	6379724	343746856	137.13
	tercero	11648570	9424563	296570507	142.79
	cuarto	17375380	8114772	211773186	163.41

Definición:

- Q_S2 *Volumen de Exportaciones de Harina de Soya, kilos netos.*
 Q_S4 *Volumen de Exportaciones de Aceite (no refinado) de Soya, kilos netos.*
 Q_S5 *Volumen de Exportaciones de Torta de Soya, kilos netos.*
 Q_ZIN *Índice de Quantum de Exportaciones de Zinc, 1990=100.*

Modelo Especifico (continuación)

Periodo		P S2	P S4	P S5	P Z1	IPE	MCANI	MSUIZA
1990	primero	86.32	-	127.01	149.33	82.54	5517.37	14264.65
	segundo	86.48	-	130.11	146.74	86.95	5682.36	14536.81
	tercero	94.65	-	134.04	137.86	92.41	6195.69	13305.55
	cuarto	96.77	-	135.50	124.69	95.52	5591.81	13629.89
1991	primero	98.88	-	132.08	118.26	93.70	5729.01	13606.08
	segundo	99.17	-	129.99	116.10	95.86	7498.73	14425.54
	tercero	92.18	-	128.80	115.21	98.80	8507.06	13033.43
	cuarto	92.48	-	123.82	117.58	96.86	8509.89	13712.16
1992	primero	93.21	124.56	120.94	138.85	99.12	8697.59	12569.04
	segundo	88.12	125.83	119.74	155.06	101.42	9586.86	12606.18
	tercero	84.35	140.62	130.98	163.60	103.15	11073.79	11718.56
	cuarto	79.62	118.09	136.37	139.83	102.01	10387.32	12125.29
1993	primero	93.85	116.06	133.36	128.48	102.62	8417.89	11612.44
	segundo	120.79	121.15	135.45	119.54	103.47	8836.85	12203.05
	tercero	92.83	110.59	136.82	110.91	104.29	9309.10	11733.02
	cuarto	88.04	112.22	122.70	114.10	105.32	9095.69	12706.62
1994	primero	95.00	109.83	125.00	119.86	107.14	8880.77	12723.23
	segundo	92.86	118.28	130.68	115.99	107.93	9809.34	13380.09
	tercero	94.01	101.73	116.89	120.39	110.06	9614.09	12835.32
	cuarto	85.13	99.69	112.26	132.91	115.49	9304.74	13897.07
1995	primero	82.29	126.83	108.26	132.31	117.39	8953.23	14209.27
	segundo	78.71	126.02	97.54	127.42	119.67	9503.67	14378.45
	tercero	76.83	130.59	92.58	124.28	121.48	9974.93	13208.09
	cuarto	72.87	127.22	99.19	124.37	121.91	9854.75	14404.91
1996	primero	100.36	131.09	104.59	126.80	121.98	7873.97	14498.07
	segundo	95.73	126.61	125.93	127.75	122.11	9360.65	14215.14
	tercero	130.58	124.30	119.80	122.65	123.91	9279.51	13672.94
	cuarto	135.80	125.70	116.16	125.52	125.13	9111.23	14549.64
1997	primero	145.60	122.66	120.69	138.92	125.67	6483.85	14627.28
	segundo	124.44	120.64	131.43	156.58	126.50	10279.74	15428.75
	tercero	107.94	124.08	131.29	189.61	126.44	10931.40	14892.25
	cuarto	121.12	120.68	127.77	157.36	126.58	12091.81	15856.10
1998	primero	124.83	119.16	125.85	131.12	126.67	11199.21	16054.46
	segundo	115.32	117.74	104.75	130.63	127.70	10907.38	16484.09
	tercero	116.96	122.27	101.49	125.28	126.75	11093.71	15815.61
	cuarto	109.62	127.37	96.75	117.56	125.38	9441.70	17031.97
1999	primero	93.06	118.36	95.02	121.55	113.78	8981.17	17099.08
	segundo	80.71	105.16	99.54	125.12	114.22	8838.71	17275.28
	tercero	82.54	95.30	101.51	134.21	111.30	9253.64	17583.26
	cuarto	81.74	94.18	99.18	141.95	111.12	10003.53	18834.27
2000	primero	82.64	99.98	111.05	140.30	113.87	9259.50	18849.65
	segundo	84.19	89.92	120.58	138.69	112.83	9847.91	18885.08
	tercero	83.86	87.10	113.83	142.70	112.58	10265.50	18190.31
	cuarto	90.37	88.38	106.19	134.43	110.75	10907.38	20259.49
2001	primero	90.53	80.61	108.56	125.69	110.81	10395.03	19942.05
	segundo	92.78	77.10	110.30	117.03	107.28	11748.59	19167.07
	tercero	92.26	76.12	109.52	102.90	105.09	11855.66	18098.37
	cuarto	81.82	80.74	104.34	94.34	105.84	12877.72	18590.75
2002	primero	84.50	88.33	104.50	95.22	99.96	11450.85	17580.93
	segundo	92.00	95.44	103.76	98.81	96.29	12144.72	19469.22
	tercero	86.06	99.51	102.49	94.54	90.19	12244.40	19295.11
	cuarto	90.54	103.63	96.95	94.11	88.76	12014.41	19758.30
2003	primero	101.24	98.05	95.19	96.96	93.54	10352.65	22441.19
	segundo	99.51	99.00	101.48	94.78	101.10	10732.11	21930.50
	tercero	98.45	99.44	100.01	99.76	101.65	11855.46	21576.55
	cuarto	100.80	103.51	103.31	108.51	104.45	12299.52	24423.09
2004	primero	107.84	109.31	114.28	128.12	106.93	11656.27	25750.17
	segundo	122.41	112.12	129.27	129.48	105.90	11536.56	25816.15
	tercero	121.59	109.71	121.49	121.28	107.82	11780.16	26288.02
	cuarto	91.50	102.49	101.43	129.63	112.37	11775.69	29201.05

Definición:

P_S2 Índice de Valor Unitario de las Exportaciones de Harina de Soya, 2003=100.

P_S4 Índice de valor Unitario de las Exportaciones de Aceite de Soya, 2003=100.

P_S5 Índice de Valor Unitario de las Exportaciones de Torta de Soya, 2003=100.

P_Z1 Índice de Valor Unitario de las Exportaciones de Zinc, 2003=100.

IPE Índice de Precios Externos, 2003=100.

MCANI Importaciones Reales de la Comunidad Andina, millones de \$us de 2000.

MSUIZA Importaciones reales de Suiza, millones de \$us del 2000.