

---

## Capítulo V

---

### **LOS DETERMINANTES DE LA IED Y EL IMPACTO EN EL CRECIMIENTO ECONOMICO BOLIVIANO LA EVIDENCIA EMPIRICA**

---

Las concepciones económicas actuales consideran tres fuentes de crecimiento económico: el crecimiento del trabajo, la acumulación de capital y el progreso técnico. Los defensores de estas concepciones concebidas en la estrategia de desarrollo conjunta del Banco Mundial y del FMI señalan que estos mecanismos tienen como objetivo final el crecimiento real y sostenido a mediano plazo, que implica el crecimiento del ingreso en términos reales y de la productividad, hechos que posibilitarían la disminución de la pobreza y la reducción de la vulnerabilidad externa. Los mecanismos centrales que proponen para acelerar el ritmo de crecimiento se refieren al estímulo que se le debe otorgar al aumento del ahorro interno, la atracción de recursos externos en forma de capital para inversión directa y, al uso eficiente de estos recursos y del factor trabajo, incrementando su productividad en un ambiente de la mayor neutralidad posible donde puedan actuar libremente las fuerzas del mercado (*Dorado, 1992: 7*). En este contexto, el mecanismo más importante para generar riqueza en un país es la inversión, de cualquier naturaleza, compatible con los principios de libre mercado. No hay modelo de desarrollo que no se sustente en la *inversión*. Los gobiernos buscan fomentar la inversión dotándola de un marco normativo que incluye exoneraciones tributarias y disposiciones generales para mejorar la rentabilidad de los proyectos.

Bolivia no está ausente de este proceso. El objetivo de la política boliviana de inversión es impulsar el crecimiento económico y la generación de empleos a través de la promoción de la

inversión privada nacional y extranjera en el área productiva. Las políticas de inversión de encuentran integradas con las políticas de exportación y competitividad<sup>64</sup>. El gobierno, como parte de la política de inversión, se esfuerza por mostrar al mundo las ventajas comparativas del país, reconociendo que debido a que en Bolivia existe un bajo grado de ahorro interno y un mercado interno reducido, la inversión directa extranjera juega un papel muy importante.

El presente capítulo intenta proveer evidencia empírica acerca de los efectos de la *inversión extranjera directa* en nuestra economía, principalmente en el producto interno, a la vez de analizar los principales factores macroeconómicos que se constituyen en atractivos de inversión. El trabajo estará organizado de la siguiente forma: primero se realiza una somera revisión de investigaciones empíricas sobre el comportamiento de la *IED* que se han realizado para diferentes países y para Bolivia, pasando posteriormente a analizar, mediante el empleo de instrumental econométrico, las relaciones entre las variables macroeconómicas y la *IED* y el efecto de ésta en el crecimiento económico boliviano. En el *diagrama V.1.* se representa la metodología a seguir. Se parte del desarrollo de pruebas de *raíz unitaria*, adicionando a los tests tradicionales, pruebas de raíz unitaria estacional y de quiebre estructural, de acuerdo al comportamiento de las diferentes variables. Se modelan posteriormente las *expectativas inflacionarias* y la *volatilidad* del tipo de cambio real para incluirlos en un modelo de *ecuaciones simultáneas* entre la *IED* y el crecimiento. El análisis de determinantes de la *IED* termina con un modelo de *panel de datos* de empresas de *inversión extranjera directa*. La siguiente parte es un análisis más empírico basado en modelos propios de *series de tiempo*, que busca determinar, desde una óptica diferente a la anterior, las relaciones entre la *IED* y el crecimiento económico. Para esto comenzamos analizando mediante *pruebas de Granger*, la causalidad entre ambas variables, para posteriormente estimar un VAR entre variables de corto plazo (*tasas de crecimiento*) valiéndonos además de un análisis *impulso-respuesta* y de *descomposición de varianza*. Seguidamente se pasa a un análisis de largo plazo, enfocado básicamente en pruebas de *cointegración* entre el *PIB* y la *IED* real. La última parte intenta determinar si existe un efecto de complementación o sustitución entre la *inversión extranjera* y la *inversión doméstica interna*. La definición detallada y fuente de los datos empleados en este capítulo se presentan en el *anexo B*. El análisis cubre el período 1er. trim. de 1990 a 1er. trim. de 2001, debido a que la información trimestral, antes de ese período es carente en algunos casos.

---

64

Vice-Ministerio de Inversión y Privatización.

Diagrama V.1.

**METODOLOGIA DEL ANALISIS EMPIRICO DE LA RELACION ENTRE LA IED Y EL CRECIMIENTO ECONOMICO**



**1.1. REVISION DE LA LITERATURA EMPIRICA PREVIA SOBRE LOS DETERMINANTES DE LA IED Y EL CRECIMIENTO**

En los últimos tiempos muy pocos trabajos empíricos intentaron estudiar los determinantes de la IED en los países en desarrollo y más particularmente en Bolivia. *Flexner (1999)* encuentra que los determinantes básicos para Bolivia corresponden a la deuda externa como porcentaje del PIB, al tipo de cambio real y a la política de capitalización representada por una variable dummy en su modelo. En el informe anual de la IED en América Latina y el Caribe de la *CEPAL (1998)* se analizan los efectos de algunas variables macroeconómicas sobre la IED de 19 países, entre ellos Bolivia, en el período 1972-1995; se encuentra que el determinante más importante en el caso boliviano son las reservas internacionales respecto al saldo de deuda externa.

En la literatura general además de las variables tradicionales incluidas en los estudios, se ha intentado explicar las afluencias de IED a los países por otro tipo de variables. *Cheng y Kwan*

(2000) encuentran que los mercados regionales grandes, buena infraestructura y políticas preferenciales tienen efectos positivos sobre la IED, mientras que los salarios domésticos tienen efectos negativos. *Goldberg y Kolstad (1994)* destacan la importancia de la **volatilidad del tipo de cambio real** para los flujos domésticos e internacionales de inversión; los inversores extranjeros, suponiendo idénticas tasas de rentabilidad, dirigen su inversión hacia países con tipos de cambios más estables. Posteriormente el mismo *Goldberg y Klein (1997)* encuentran que el tipo de cambio real afecta significativamente las decisiones de inversión extranjera, y que esta última afecta en forma importante el comercio entre países, por lo que existen dos canales a través de los cuales el tipo de cambio real afecta al comercio: un efecto directo a través de los precios relativos de los bienes y un efecto indirecto a través de la IED. *Blonigen y Feenstra (1996)* introducen las **"amenazas proteccionistas"** para explicar algunos flujos de IED, encontrando que un incremento en la probabilidad de protección del 5% al 10% induce a un incremento de un 30% en los flujos de IED del siguiente período. *Smarzynska (2000)* introduce como variable explicativa de la IED a la corrupción, demostrando que ésta reduce los flujos de entrada de IED, desplazando a su vez la estructura de propiedad hacia los **joint-ventures**.

Se han hecho además estudios sobre el comportamiento de la IED en las crisis financieras, como los estudios de *Lipsey (1999 y 2001)* donde se concluye que los flujos de inversión directa han tendido a permanecer relativamente estables respecto a los flujos de inversión de cartera en las crisis financieras de América Latina en 1982, México en 1994 y Asia en 1997. La relación entre la inversión extranjera y doméstica ha sido también el centro de atención de algunos estudios como el de *McMillan (1999)* en el que concluye que la IED rezagada tiene un impacto mayor sobre la inversión privada doméstica del que la inversión privada doméstica rezagada tiene sobre sí misma, lo que sugiere que la IED trae consigo tecnología y capacidad administrativa que hace de la inversión doméstica más rentable. Sobre este punto volveremos más tarde, tratando de indagar sobre esta relación en Bolivia.

Por el otro lado, muchos estudios se han concentrado en detectar los principales determinantes del crecimiento económico de los países. *Barro (1996)* en un estudio *cross-section* por países encuentra que las variables más significativas que explican el crecimiento son el nivel inicial de producto, un índice de las **"reglas"** de la ley, el ratio consumo de gobierno / PIB y la inflación. En este estudio se incluyen además variables tales como el nivel de democracia (medido por un índice), la expectativa de vida, nivel de escolaridad, tasa de fertilidad y otras. *Easterly, Loayza y Montiel (1997)* en un estudio de panel de datos explican la tasa de crecimiento del PIB per cápita por variables similares a las empleadas por *Barro (1996)*, encontrando como las más explicativas la inversión, el volumen de comercio, el PIB inicial y el crecimiento de la población. Posteriormente *Bruno y Easterly (1998)* encuentran que la inflación tiene una pequeña relación

con el crecimiento cuando las tasas inflacionarias están por debajo del 40%. *De Gregorio y Lee (1999)* examinan la experiencia de crecimiento en América Latina incluyendo variables explicativas no tradicionales como los recursos humanos y los factores institucionales y de política. Demuestran que la alta inflación y el indicador de estrategia interna de desarrollo son la principal razón para el bajo crecimiento en América Latina.

Sobre el efecto de la IED en la economía receptora podemos mencionar a *Borensztein, De Gregorio y Lee (1998)*, los que con datos cross-section por países encuentran que la IED procedente de países industriales a países en desarrollo es un importante vehículo de transferencia de tecnología, contribuyendo relativamente más al crecimiento que la inversión doméstica; sin embargo, esta alta productividad de la IED solo es posible cuando es acompañada por capital humano y cuando el país huésped tiene suficiente capacidad de absorción de la tecnología avanzada. Asimismo, usando paneles de datos en empresas venezolanas, *Brian, Aitken y Harrison (1999)* encuentran dos efectos de la IED sobre las empresas domésticas: primero, incrementos en la participación igualitaria de inversionistas extranjeros inducen a crecimientos en la productividad de las empresas con menos de 50 empleados, sugiriendo que estas plantas se benefician de las ventajas productivas de los propietarios extranjeros. Segundo, incrementos de la propiedad extranjera de empresas afecta negativamente la productividad de empresas enteramente nacionales en la misma industria. *Figlio y Blonigen (1999)* intentan encontrar los efectos de la IED en las comunidades locales, determinando que el empleo en las empresas manufactureras tiene un sustancial impacto sobre los salarios de la industria y sobre el presupuesto de las comunidades; además, el incremento del empleo en las empresas manufactureras generalmente incrementa los salarios de las comunidades, siendo este efecto mucho mayor cuando el crecimiento del empleo deriva de una empresa extranjera.

## **1.2. RAIZ UNITARIA Y PROPIEDADES TEMPORALES DE LAS SERIES**

El primer paso en el desarrollo empírico es la determinación del orden de integración de las series. Para los modelos y procedimientos que se presentarán subsiguientemente es importante determinar si las variables son o no estacionarias. En el *cuadro V.1.* se presentan los resultados de las pruebas de *Dickey-Fuller* y *Phillips-Perron*<sup>65</sup> para todas las variables que serán objeto de

---

65

*Existe una amplia literatura econométrica sobre las metodologías empleadas en estas pruebas. Aunque la interpretación de ambas es lo mismo, el test de Phillips-Perron contiene aspectos técnicos más complicados. Una explicación detallada de estos aspectos se presenta en Hamilton (1994).*

análisis en lo que resta del presente capítulo. Los componentes deterministas se escogieron de acuerdo a la significación estadística individual. Asimismo, se incluyen uno a uno rezagos diferenciados hasta eliminar la autocorrelación en los errores, si es que existe.

Cuadro V.1.

**PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA DE DICKEY-FULLER Y PHILLIPS-PERRON**

VARIABLE <sup>(1)</sup>	REZ. DIF.	ADF	REZ. TRUN.	PP	VARIABLE <sup>(1)</sup>	REZ. DIF.	ADF	REZ. TRUN.	PP
AG/PIB <sup>T</sup>	3	-1,35	1	-7,09 **	INVDOM	2	-0,71	3	-1,00
AI/PIB	2	-0,33	3	-0,45	IPC <sup>C</sup>	0	-2,02	8	-2,34
APE	0	-0,19	2	-0,02	PH <sup>C</sup>	2	-1,95	3	-2,89
BC/PIB	1	-1,78	3	-2,57 *	PIBR <sup>C</sup>	7	-0,31	3	-1,41
CC <sup>C</sup>	3	-1,99	1	-3,58 *	REERF <sup>T</sup>	6	-3,44	4	-3,97 *
CPUB/PIB	1	-0,05	4	-0,04	REERP <sup>T</sup>	6	-3,29	0	-3,74 *
DE/PIB <sup>T</sup>	4	-2,18	1	-3,39	RIN/DEBT <sup>C</sup>	4	-1,60	3	-1,46
DEV <sup>C</sup>	2	-3,50 *	6	-4,76 **	STOCKIED/PIB <sup>C</sup>	6	-2,77	1	-2,18
PBKFI/PIB	0	-1,16	4	-1,13	TB30 <sup>T</sup>	1	-3,32	8	-2,69
IED/PIB <sup>C</sup>	3	-1,03	3	-1,75	TEMI <sup>T</sup>	2	-10,77 **	7	-25,52 **
IEDR	2	-0,04	3	-0,47	TIEDR <sup>T</sup>	0	-6,88 **	8	-7,40 **
INF <sup>C</sup>	0	-4,58 **	0	-4,58 **	TINVDOMR <sup>C</sup>	0	-6,02 **	3	-6,01 **
INF* <sup>C</sup>	1	-3,71 **	0	-3,95 **	TOF <sup>T</sup>	7	-3,45	3	-2,69
INFINT <sup>T</sup>	2	-4,93 **	0	-5,53 **	TPIB <sup>C</sup>	3	-3,66 **	0	-6,42 **
INFSUB <sup>C</sup>	0	-4,33 **	3	-4,31 **	VOLREER <sup>C</sup>	8	-2,54	0	-2,90
INVD/PIB	7	-1,11	3	-1,12	WR <sup>T</sup>	2	-1,90	8	-2,23

ELABORACION: Propia.

(1) : Valores críticos Mac Kinnon: 1% -3,5814 5% -2,9271 solo si se incluye intercepto (C) ; 1% -4,1728 5% -3,5112 con intercepto y tendencia (T) ; 1% -2,6143 5% -1,9481 si no se incluyen componentes deterministas. Todas las variables no estacionarias resultaron estacionarias en primera diferencia, por lo que solo se reportan las pruebas para las series en niveles.

(\*\*) (\*) : Denota rechazo de la hipótesis nula de no existencia de raíz unitaria al 1% y 5% respectivamente.

Como se observa en el cuadro V.1. , la inflación, la tasa de crecimiento de la IED real y del PIB real, entre otras, son variables estacionarias. Variables como la IED respecto del PIB y la inversión doméstica, entre otras, no son estacionarias aun cuando si lo son en primera diferencia<sup>66</sup>. Recuérdese que la presencia de raíz unitaria implica que shocks aleatorios tienen efecto permanente, por lo que las series no estacionarias no presentan tendencia a retornar a su media de largo plazo (Enders, 1995: 212).

Muchas variables económicas, como el PIB real, tienen un fuerte componente estacional, por lo que para considerarlas estacionarias deben serlo tanto en la parte regular como en la estacional (Aznar, 1993: 95). En los últimos años se han desarrollado algunos tests para detectar raíz unitaria estacional, dentro de los cuales es particularmente importante la prueba diseñada por Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1990) la que permite contrastar la presencia de raíz unitaria

66

Por tanto, se dice que son integradas de orden 1 o I(1).

regular junto con raíz unitaria estacional<sup>67</sup>. Del conjunto de variables, se aplicó está prueba a aquellas cuyo correlograma revela un fuerte comportamiento estacional<sup>68</sup>, presentándose los resultados en el cuadro V.2. La inclusión de *dummies estacionales y tendencia* se basa en la significación estadística de éstas, y otra vez se incluyen rezagos diferenciados suficientes para eliminar la autocorrelación en los errores. Los valores críticos de la prueba de *Hylleberg et al.* Se presentan en el *anexo C.1.*

**Cuadro V.2.**

**PRUEBA DE RAIZ UNITARIA ESTACIONAL DE HYLLEBERG, ENGLE, GRANGER Y YOO**

VARIABLE	REZ. DIF.	Estadístico de prueba bajo $H_0$			VARIABLE	REZ. DIF.	Estadístico de prueba bajo $H_0$		
		$\gamma_1=0$	$\gamma_2=0$	$\gamma_3=\gamma_4=0$			$\gamma_1=0$	$\gamma_2=0$	$\gamma_3=\gamma_4=0$
AG/PIB <sup>D</sup>	2	-1,84	-2,56	5,21	INFSUB <sup>T</sup>	2	-2,65	-5,03 **	15,19 **
AI/PIB <sup>C</sup>	1	-2,49	-1,72	3,10 *	INVD/PIB <sup>C</sup>	4	0,11	-1,13	0,77
APE <sup>T</sup>	0	-4,90 **	-2,87	19,83 **	INVDOM <sup>D</sup>	0	-2,00	-2,21	8,89 **
BC/PIB <sup>C</sup>	1	-1,80	-1,81	3,45 *	PIBR <sup>C</sup>	0	-0,35	-0,49	0,41
CPUB/PIB <sup>C</sup>	2	-3,26 *	-1,66	0,43	RIN/DEBT <sup>C</sup>	1	-1,60	-1,39	5,59 **
FBKFI/PIB <sup>C</sup>	4	0,28	-1,98 *	2,72	TEMI <sup>C</sup>	0	-2,49	-0,39	0,67
IED/PIB <sup>T</sup>	0	-1,99	-3,49 *	10,56 **	TIEDR <sup>C</sup>	0	-3,49 **	-3,62 **	13,51 **
INF <sup>T</sup>	3	-3,31	-1,61	15,61 **	YOT <sup>T</sup>	4	-3,49	-4,59 **	6,95 *
INFINT <sup>T</sup>	2	-4,75 **	-2,46	5,79	TPIB <sup>C</sup>	0	-3,66 **	-5,03 **	28,26 **

ELABORACION: Propia

(C): Con constante

(D): Con constante y *dummies* estacionales.

(T): Con constante, *dummies* estacionales y tendencia.

(\*\*) (\*): Denota rechazo de la hipótesis nula al 1% y 5% respectivamente.

La tasas de crecimiento de la *IED* real y del *PIB* real, resultaron estacionarias tanto en la parte regular como estacional. La inversión doméstica, las reservas y la inflación presentan una raíz unitaria no estacional y una con frecuencia semianual (que se repite cada dos periodos). Series como el *PIB* real y el ahorro de gobierno no son estacionarias regular ni estacionalmente. La lectura de otras variables no suscita problemas.

Cuando se sospecha que existe algún quiebre estructural, debe tenerse mucho cuidado en interpretar los resultados de las pruebas *ADF* y *PP*, debido a que los estadísticos  $\tau$  están sesgados hacia el no rechazo de existencia de raíz unitaria. Es posible por ejemplo, que exista un proceso estacionario con cambio en el intercepto a partir del período  $t^*$ ; sin embargo si no se considera el quiebre y se emplean las pruebas tradicionales puede parecer que la serie presenta

<sup>67</sup> Una breve descripción de esta metodología se presenta en el anexo C.1. Se puede consultar también Enders (1995) y Novales (1994).

<sup>68</sup> Las correlaciones de trimestres de años sucesivos son altas. Cuando una serie presenta comportamiento estacional el correlograma presenta valores altos o "picos" en los rezagos 4, 8, 12, etc., si la serie es trimestral.

tendencia creciente, y por tanto raíz unitaria. Perron (1989) desarrolla un procedimiento para testear raíz unitaria en presencia de cambios estructurales. En el *anexo C.2.* se presenta una explicación sucinta del procedimiento de Perron. Consideraremos los tres modelos presentados en dicho anexo. Mediante la inspección gráfica de algunas de las series, principalmente la *IED*<sup>69</sup>, se puede constatar que existe un quiebre estructural particularmente significativo en el segundo trimestre de 1995, debido quizás al impacto de la política de capitalización de las principales empresas estatales<sup>70</sup>. Este período coincide con la mitad exacta de la muestra, por lo que  $\lambda=0.5$  para efectos del test. En el *cuadro V.3.* se observan los resultados para la prueba de Perron, para las variables seleccionadas, donde se puede evidenciar dicho cambio estructural.

**Cuadro V.3.**

**PRUEBA DE RAIZ UNITARIA CON PRESENCIA DE QUIEBRE ESTRUCTURAL ( $\lambda=0,5$ )**

VARIABLE	REZ. DIF.	MODELO A	MODELO B	MODELO C
		$\Lambda$ T bajo $H_1$ :	$\Lambda$ T bajo $H_2$ :	$\Lambda$ T bajo $H_3$ :
RIN/DEBT	4	-2,32	-1,51	-2,10
REERF	4	-3,84 **	-5,50 **	-5,30 **
DE/PIB	3	-1,30	-2,12	-1,61
IED/PIB	0	-5,53 **	-4,44 **	-5,47 **
FBKFIPIB	0	-4,59 **	-4,43 **	-4,71 **

ELABORACION: Propia.

NOTA: Los valores críticos para  $\lambda = 0,5$  al 5% de nivel de significación son: -3,76 para  $H_1$ , -3,96 para  $H_2$  y -4,24 para  $H_3$  (ver anexo C.2.).

(\*) (\*\*): Denota rechazo de la hipótesis de nula de existencia de raíz unitaria al 5% (10%).

Observemos que las reservas y el saldo de la deuda externa son procesos de camino aleatorio con cambio de nivel y con un salto (shock) de una sola vez en el 2do. trim. de 1995, el cual cambia el *drift* de éstos, lo que implica que son procesos de raíz unitaria aún con la presencia de dicho quiebre estructural. Por otro lado, la *IED* como porcentaje del *PIB*, el tipo de cambio real y la formación bruta de capital fijo son procesos estacionarios en tendencia con cambio en la pendiente (de dicha tendencia) y cambio de nivel (intercepto). Este resultado es particularmente importante para la *IED*, debido a que se puede decir que desde 1995, el comportamiento creciente se debe más a la tendencia que a otros factores explicativos. Sin embargo, como se puede observar en el *gráfico V.5.* más adelante, la *IED* luego de 1995 está muy lejos de ajustarse bastante bien a una línea recta (tendencia), por lo que su comportamiento también está fuertemente influenciado por otras variables.

<sup>69</sup> Véase el gráfico V.4.

<sup>70</sup> Desde junio de 1995 empiezan a capitalizarse algunas empresas. A este respecto obsérvese el cuadro IV.2. del capítulo anterior.

### **1.3. LA INVERSION EXTRANJERA DIRECTA Y EL CRECIMIENTO ECONOMICO EN BOLIVIA**

Como se mencionaba en la introducción del capítulo, en esta sección se estima un modelo de ecuaciones simultáneas para determinar los factores de mayor influencia en la IED y en el crecimiento económico. Dentro de estos factores, y en base a consideraciones teóricas, se introducen la volatilidad del tipo de cambio real y las expectativas *racionales* inflacionarias.

#### **1.3.1. VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO REAL**

De acuerdo a los lineamientos presentados en el apartado V.1. y siguiendo a *Goldberg y Kolstad (1994)*, se propone que las alteraciones bruscas del tipo de cambio real (entendida como volatilidad o variabilidad) explican mejor el desenvolvimiento de la IED que el tipo de cambio real en sí mismo<sup>71</sup>. En este contexto, los modelos *Autoregresivos de Heteroscedasticidad Condicional* se constituyen en la mejor herramienta para modelar la varianza condicional de una serie<sup>72</sup>.

Como primer paso se estima una ecuación donde el tipo de cambio real (*REER*)<sup>73</sup>, se supone está en función del saldo en la cuenta corriente de la balanza de pagos (*CC*), ambas variables en primera diferencia<sup>74</sup>, incluyéndose un término *AR(1)* para corregir la autocorrelación. Los resultados de esta estimación corresponden a los de la ecuación (d4) del anexo D.2. Como se puede apreciar también, tanto el correlograma como algunas pruebas convencionales sugieren que los errores no están autocorrelacionados, pero si es posible detectar, de acuerdo a las pruebas *ARCH* y al correlograma de los errores al cuadrado que la varianza condicional puede ser modelada mediante una estructura *ARMA(1,1)* u otra<sup>75</sup>.

---

<sup>71</sup> En efecto, en el anexo D.4. se presenta la matriz de correlaciones simples entre la IED real y la IED como porcentaje del PIB respecto al *REER* y a su volatilidad, estimada del modelo que se explica posteriormente. Como se observa la correlación con la medida de volatilidad es la más alta.

<sup>72</sup> En el anexo D.1. se presenta una somera revisión sobre la especificación y naturaleza de los modelos *GARCH*.

<sup>73</sup> Estrictamente, el tipo de cambio que se utiliza es el tipo de cambio real, promedio de los últimos tres meses (*REERP*).

<sup>74</sup> Se emplea la primera diferencia debido a que ambas series, tipo de cambio y saldo en cuenta corriente, no son estacionarias, de acuerdo a la inspección gráfica de los correlogramas y las pruebas de raíz unitario de la sección V.2.

<sup>75</sup> En el anexo D.3. se presenta el correlograma de los errores de la ecuación (d4). Obsérvese que las estadísticas *Q* de *Ljung-Box* no permiten rechazar la hipótesis de ausencia de correlación serial. Asimismo, en dicho anexo se desarrollan los tests de *ARCH*, *White* y *Jarque-Bera*. De acuerdo a ellos no existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis de ausencia de errores tipo *ARCH* en la ecuación (d4).

La estructura elegida corresponde al modelo **GARCH(1,1)** que se presenta a continuación<sup>76</sup>. El modelo es estimado por máxima verosimilitud:

$$\begin{aligned}
 \Delta(\overset{\wedge}{REER}_t) &= 0.5102 + 0.0099 \Delta(CC_t) & (10) \\
 & \quad (1.6431) \\
 (1 - 0.1538L)e_t &= \varepsilon_t \\
 & \quad (1.2875) \\
 (1 + 0.2211L)h_t &= (1 + 1.0811L)\varepsilon_t^2 \\
 & \quad (5.4654) \quad (13.3174) \\
 R^2 &= 0.6176 \quad \hat{\sigma} = 1.7597 \quad F_{5,39} = 12.60
 \end{aligned}$$

Como se observa también en el *anexo D.3.*, las pruebas estadísticas permiten asegurar que los residuos de la ecuación (10) son "ruido blanco", además que las pruebas ARCH y los correlogramas de residuos al cuadrado aseguran una adecuada modelación **GARCH**<sup>77</sup>.

La varianza condicional  $h_t$  se emplea como indicador del grado de volatilidad del tipo de cambio. En el *anexo D.4.* se traza tanto el REER como su varianza, estimada por (10). Notemos que períodos de gran volatilidad como antes de 1991, 1995-1996 y 1998-1999 son acompañados con varianzas altas.

### 1.3.2. EXPECTATIVAS DE INFLACION

Como ya se mencionó anteriormente, la estabilidad macroeconómica es una de las variables clave que incide significativamente en la percepción de los inversores extranjeros (*BID-IRELA, 1998*). En este contexto la inflación se constituye en uno de los indicadores más importantes, sino el más importante, de estabilidad. Aún mejor, es cierto que las **expectativas** de inflación motivarán decisiones de inversión extranjera en una economía pequeña como la nuestra. De aquí se deriva la necesidad de incluir como variable explicativa del flujo de IED a nuestro país las **expectativas inflacionarias** de tipo racional<sup>78</sup>. Bajo el enfoque de expectativas racionales se sabe que:

<sup>76</sup> Estadísticas  $t$  entre paréntesis.

<sup>77</sup> En términos formales, los errores al cuadrado deben comportarse como un proceso "ruido blanco".

<sup>78</sup> Si solo asumiéramos que  $P_t^e = P_{t-1}$ , las expectativas se denominan estáticas o ingenuas. Podríamos también emplear expectativas adaptativas; sin embargo, éstas presentan algunos defectos (*Argandoña, 1986: 412*): 1º solo se considera información contenida en valores pasados olvidando toda informa relevante en el momento actual, 2º supone conducta

$$p_t - p_t^e = \varepsilon_t \quad \text{de tal forma que: } p_t^e = E(p_t | \Omega_{t-1})$$

donde  $p_t^e$  es la expectativa para  $p_t$  que se formó en el momento  $t-1$ ,  $\Omega_{t-1}$  representa el conjunto de información disponible en  $t-1$ ,  $\varepsilon_t$  es el error de predicción “*ruido blanco*”, el cual debe ser insesgado y no debe estar correlacionado con  $\Omega_{t-1}$ , por lo que<sup>79</sup>:

$$E(p_t - p_t^e) = 0 \quad \text{cov}(x_{t-1}, \varepsilon_t) = 0 \quad \text{donde } x_{t-1} \in \Omega_{t-1}$$

¿Cuáles serán las variables contenidas en  $\Omega_{t-1}$  si  $p_t^e$  es la inflación esperada en Bolivia?. En primer lugar se hace necesaria una teoría de inflación. *Orellana y Requena (1999)* toman como principales determinantes de la inflación al crecimiento de la emisión monetaria, la inflación desfasada, la depreciación del tipo de cambio nominal, la inflación internacional y algunas variables *dummies*. *Mendoza y Boyán (2001)* en un modelo VAR inflación-emisión incluyen variables similares desestacionalizadas. Por tanto, podemos estructurar  $\Omega_{t-1}$  de la siguiente forma:

$$\Omega_t = f [a(L)TEMI, b(L)DEV, c(L)INFINT, D_t, \varepsilon_t] \quad (11)$$

donde  $a(L)$ ,  $b(L)$  y  $c(L)$  son funciones polinómicas en  $L$  y  $D_t$  es un vector de *dummies*<sup>80</sup>.

Como se verá más adelante, se especifica un modelo de ecuaciones simultáneas para la IED y la tasa de crecimiento del PIB de la forma:

$$IED/PIB = f (X_1, \beta_1, v_1) \quad (12)$$

$$TPIB = f (X_2, \beta_2, v_2)$$

donde  $X_1$  es una matriz de variables explicativas de  $IED/PIB$ , la cual contiene a  $TPIB$ ,  $X_2$  es otra matriz de variables explicativas de  $TPIB$  la cual contiene a  $IED/PIB$ ,  $\beta_1$  y  $\beta_2$  son vectores de parámetros a ser estimados,  $v_1$  y  $v_2$  son vectores de shocks “*ruido blanco*”. Si  $v_1$  y  $v_2$  estuvieran correlacionados con  $\varepsilon_t$ , es decir si existiesen algunas variables que formen parte de  $\Omega_t$  y  $X_1$  o  $X_2$  simultáneamente, el método de estimación apropiado de (11) y (12) es el de variables instrumentales<sup>81</sup>. Este no es nuestro caso, ya que se cumple:

$$\text{cov}(X_1, \varepsilon_t) = \text{cov}(X_2, \varepsilon_t) = 0 \quad \text{cov}(v_1, \Omega_t) = \text{cov}(v_2, \Omega_t) = 0$$

arbitraria por parte del público la cual contradice la actitud optimizadora y 3° las expectativas adaptativas no son teóricamente aceptables cuando existe comportamiento cambiante.

79

Una demostración formal se presenta en *Rivero (1999)*.

80

$L$  es el operador de retardos.

81

Ver *Novales (1993 : 328-330)*, *Maddala (1996 : c. 10)* o *Rivero (1999)*.

por lo que la estimación insesgada, eficiente y consistente está dada por el estimador de mínimos cuadrados ordinarios<sup>82</sup>. Los resultados de la estimación son<sup>83</sup>:

$$\begin{aligned} \hat{INF}_t = & -1.020 + 0.098TEMI_t + 0.010TEMI_{t-1} + 0.041TEMI_{t-2} + 0.094TEMI_{t-3} + \dots \\ & \quad (2.04) \quad (0.22) \quad (0.96) \quad (2.40) \\ & \dots + 0.016DEV_t - 0.011DEV_{t-1} + 0.501INFINT_{t-1} + 2.70DF_t + 1.93D_{1t} - 0.89D_{2t} - 0.36D_{3t} \\ & \quad (3.94) \quad (-2.36) \quad (2.05) \quad (2.81) \quad (0.93) \quad (-0.61) \quad (-0.18) \\ & R^2 = 0.6792 \quad \hat{\sigma} = 1.2582 \quad F_{11,30} = 5.77 \end{aligned} \quad (13)$$

En el *anexo E* se presentan las pruebas residuales a la ecuación (13), además que se trazan las curvas de la inflación observada y de la inflación esperada.

### 1.3.3. MODELOS DE ECUACIONES SIMULTANEAS

¿Cuáles son los principales determinantes de la afluencia de IED hacia nuestro país?, ¿cuál ha sido el efecto de la IED en el crecimiento económico de Bolivia?. Estas dos preguntas son el centro del análisis de la presente sección. Se estiman dos ecuaciones, una para la IED y otra para la tasa de crecimiento del PIB. Este sistema de ecuaciones es estimado por tres métodos básicos: MCO, MC2E y MC3E. La estimación por MCO supone que no existe correlación entre las variables explicativas y las perturbaciones en cada ecuación<sup>84</sup>. MC2E y MC3E son métodos más apropiados y recomendados para la modelación de sistemas de ecuaciones<sup>85</sup>. Las estimaciones presentadas en este apartado se basan en series de tiempo, en tanto que en la *sección V.4.* se realiza un análisis con modelos de *panel de datos*. Es fácil comprobar que existe exceso de variables instrumentales en el sistema por lo que el mismo está *sobreidentificado*, sin embargo, no existe problema alguno para conseguir estimaciones insesgadas, eficientes y consistentes de los parámetros del modelo.

<sup>82</sup> La estimación de (11) por MCO es idéntica a la estimación por variables instrumentales.

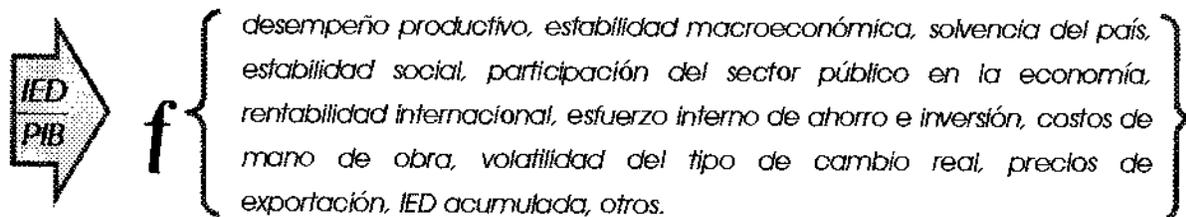
<sup>83</sup> Solo se incluyeron los rezagos estadísticamente significativos. Obsérvese que no se consideran rezagos de la inflación debido a la no significación estadística individual de los mismos.

<sup>84</sup> Este supuesto es claramente débil debido a la endogeneidad de la IED y el PIB en las ecuaciones propuestas. Debido a este problema, las estimaciones pueden ser inconsistentes e ineficientes. Sin embargo, se presentan los resultados simplemente a objeto de comparación.

<sup>85</sup> Existe una amplia literatura econométrica que trata sobre métodos de ecuaciones simultáneas, se sugiere Johnston (1983), Kmenta (1985), Novales (1994), Harvey (1999), Maddala (1996) y otros. Berndt (1991) presenta varios casos de aplicación práctica de modelos de ecuaciones simultáneas.

### 1.3.3.1. **PRINCIPALES DETERMINANTES DE LA AFLUENCIA DE IED A NUESTRO PAIS**

En el *cuadro V.4.* se presentan los resultados para la estimación de la ecuación de *IED* (primera ecuación del sistema). Volvemos a reiterar que ésta se ve fuertemente influenciada por el desempeño macroeconómico de los países. Para Bolivia, se plantea que la *IED* está determinada básicamente por los siguientes factores:



El modelo está limitado por la ausencia de variables con base trimestral. El desempeño productivo se refleja en la *tasa de crecimiento económico (TPIB)*. Para evitar que el modelo refleje efectos provenientes del componente estacional del *PIB*, la tasa de crecimiento económico esta medida de año a año, es decir es el crecimiento del producto respecto al mismo trimestre del año anterior. Las *expectativas inflacionarias (INF\*)* y el *coeficiente deuda externa / PIB (DE/PIB)* fueron elegidos como indicadores de *estabilidad macroeconómica*. La habilidad para controlar la inflación puede reducir los riesgos de inversión incrementando la *IED*. Asimismo, un elevado nivel de endeudamiento externo se constituye en un síntoma de inestabilidad interna. Se espera una relación inversa con la primera y directa con la segunda.

El nivel de *solvencia de un país* es bastante bien aproximado por el nivel de reservas, eligiendo en nuestro caso, el coeficiente *RIN / deuda externa*, utilizado también por la *CEPAL (1998)*. La *estabilidad social* se mide como el *número de paros y huelgas* a nivel nacional. El ratio *ahorro de gobierno / PIB* provee una buena medida del grado de implicación del gobierno en la economía. Intuitivamente se puede esperar que una reducción en el consumo de gobierno (o participación en la economía) a través de la privatización u otras medidas, estimulan la *IED*. La *rentabilidad internacional* es también un elemento importante a considerar, debido a que un incremento de la rentabilidad de activos en el exterior, reduce las posibilidades de *IED* en Bolivia. Sería más adecuado tomar un indicador mas aproximado al mercado de valores que

una tasa de interés como la *LIBOR* o *Prime Rate*<sup>86</sup>. Por esta razón se toma la tasa de interés de los bonos del Tesoro de los Estados Unidos a tasa de maduración constante a 30 años (*TB30*).

El *esfuerzo de ahorro interno* se constituye en aliciente para la inversión extranjera. Generalmente las empresas transnacionales movilizan sus ahorros desde su país de origen y se transforman en ahorrantes e inversionistas. Sin embargo es importante que este capital extranjero complemente y no sustituya completamente el esfuerzo de ahorro interno (*CEPAL, 1994*). Bajo este enfoque se optó por incluir el *ahorro interno como porcentaje del PIB* (*AI/PIB*). Asimismo para encontrar la influencia de la inversión doméstica sobre la extranjera se incluye el ratio *inversión doméstica / PIB*. Es razonable desear que ambas, la inversión doméstica y extranjera, sean complementarias y no mutuamente excluyentes. A priori, no es posible determinar la dirección de la relación entre ambas.

El *costo de mano de obra doméstica* puede también afectar negativamente la rentabilidad de la inversiones reduciendo por consiguiente la *IED*, por lo que incluimos el índice de *salario medio real* (*WR*). Este también es un canal por el que el tipo de cambio real afecta a la *IED*, debido a que una depreciación de la moneda nacional reduciría el salario real (*Goldberg y Klein, 1997*). Sin embargo, siguiendo a *Goldberg y Kolstad (1994)*, se plantea que en Bolivia la *volatilidad del tipo de cambio real* es más importante para determinar los flujos de *IED* que el tipo de cambio real en sí. Un tipo de cambio menos volátil permite incrementar la afluencia de *IED*. Además de esta última variable se incluyen los *términos de intercambio*, como reflejo de la posición competitiva internacional del país.

El *stock de IED* (*STOCKIED*), intenta reflejar la presencia de costos sumergidos en la economía (*CEPAL, 1998*). Esta variable intenta probar la hipótesis de que la *IED* acumulada tiene gran importancia en las nuevas corrientes de inversión extranjera directa. Es lógico pensar que el efecto de esta variable viene con algunos períodos de retraso. Finalmente se incluyen cuatro variables dummy: una para capturar el impacto del proceso de capitalización (*DCAP*), otra para considerar el abrupto crecimiento de la *IED* en el cuarto trimestre de 1999<sup>87</sup> (*D4T99*), otra para incluir el efecto de la construcción del gasoducto al Brasil (*DGAS*) y finalmente otra para capturar el efecto del incremento del precio de los hidrocarburos (*DHID*).

---

<sup>86</sup> En efecto, como se aprecia en el anexo E.2., la *IED* está más correlacionada con la tasa de interés de las *TB30* que con la *LIBOR*.

<sup>87</sup> El cuarto trimestre de 1999 la *IED* creció 68.4% respecto a similar período en 1998 y 88% respecto al trimestre precedente. Este incremento se explica por la inversión en el sector de explotación y exploración de petróleo crudo y gas natural principalmente en el departamento de Santa Cruz y en los pozos gasíferos de San Antonio y San Alberto en Tarija.

Cuadro V.4.

**DETERMINANTES DE LA IED: ESTIMACION POR ECUACIONES SIMULTANEAS**

VARIABLES	Ec. # 1.1		Ec. # 1.2		Ec. # 1.3	
	MCO		MC2E		MC3E	
C	4,8875	—	5,9447	—	4,5414	—
TPIB	0,1248	(0,02)	0,0749	(0,26)	0,0520	(0,30)
VOLREER	-0,0907	(0,08)	-0,0854	(0,11)	-0,0961	(0,01)
DEBT/PIB	-0,0388	(0,00)	-0,0362	(0,01)	-0,0322	(0,00)
INF*	-0,3472	(0,01)	-0,3456	(0,01)	-0,3371	(0,00)
RIN/DEBT	0,1176	(0,15)	0,1125	(0,17)	0,1065	(0,07)
PH	-0,0195	(0,21)	-0,0216	(0,17)	-0,0261	(0,03)
TOT	0,0134	(0,71)	0,0082	(0,82)	0,0191	(0,48)
WR	-0,0235	(0,59)	-0,0285	(0,52)	-0,0075	(0,81)
TB <sub>30</sub>	-0,7701	(0,05)	-0,7383	(0,06)	-0,7789	(0,01)
INVD/PIB	-0,2089	(0,01)	-0,2233	(0,10)	-0,2137	(0,11)
AI/PIB	-0,0133	(0,83)	0,0046	(0,94)	-0,0217	(0,64)
AG/PIB	0,1236	(0,05)	0,1140	(0,08)	0,1535	(0,00)
STOCKIED/PIB(-4)	-0,8083	(0,13)	-0,6771	(0,22)	-0,6317	(0,11)
D4T99	6,7852	(0,00)	6,6398	(0,00)	6,6760	(0,00)
DCAP	3,5900	(0,00)	3,5661	(0,00)	3,6410	(0,00)
DGAS	2,6755	(0,00)	2,8042	(0,00)	2,8708	(0,00)
DHID	4,4169	(0,00)	4,2470	(0,00)	4,2212	(0,00)
IED/PIB(-1)	-0,2275	(0,01)	-0,2249	(0,01)	-0,2527	(0,00)
R <sup>2</sup> , R <sup>2</sup>	0,9852	0,9749	0,9846	0,9740	0,9834	0,9719
Σe <sub>t</sub> <sup>2</sup> , σ <sup>2</sup>	12,5387	0,6944	13,0071	0,7073	14,0415	0,7349
ℓ , DW	-35,1008	2,1687	-35,9260	2,2401	-37,6477	2,2291
AIC , SC	2,4045	3,1673	2,4412	3,2040	2,5177	3,2805
F , p(F>f)	96,01	(0,0000)	92,50	(0,0000)	85,58	(0,0000)

ELABORACION : Propia.

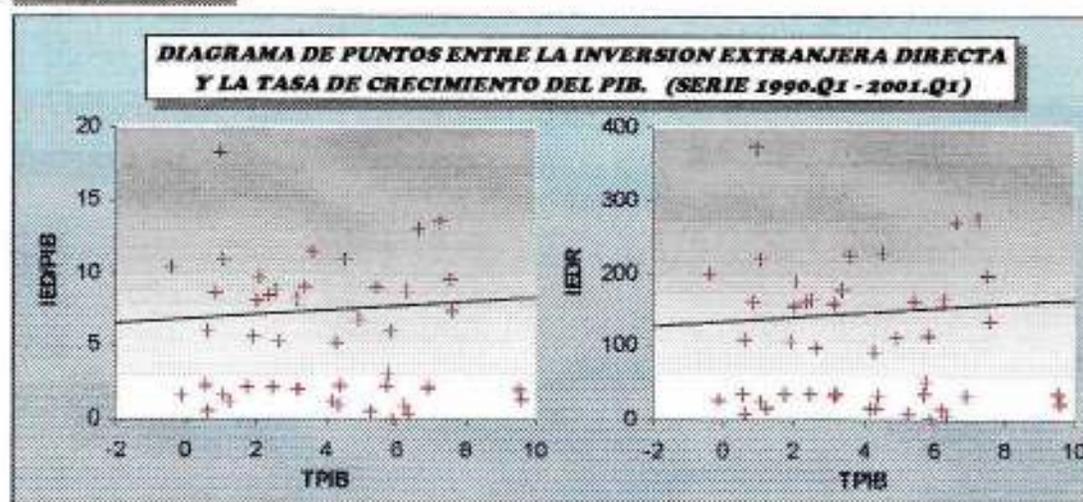
NOTA : Entre paréntesis, los respectivos valores p asociados a los estadísticos t correspondientes.

Como se observa se incluye un rezago de la IED, debido a que el mismo resultó estadísticamente significativo. Los R<sup>2</sup> ajustados y sin ajustar son bastante altos indicando que cerca de la totalidad de las variaciones del ratio IED/PIB son explicadas por el conjunto de variables consideradas. Asimismo las varianzas residuales son pequeñas, y los estadísticos F son bastante altos con probabilidades asociadas casi nulas, lo cual demuestra amplia significatividad conjunta de las variables. En resumen, el modelo presenta adecuados indicadores estadísticos y como se aprecia en el *anexo F.1.* tanto la prueba *h* de Durbin como otros tests residuales convencionales permiten suponer un adecuado comportamiento de los errores en términos de autocorrelación, heteroscedasticidad, normalidad y especificación.

Se puede apreciar que todas las variables tienen los signos esperados. El crecimiento económico incide positivamente entre un 0.052 y un 0.075. Esto indicaría que un incremento de un punto en la tasa de crecimiento a 12 meses del PIB, induce a un crecimiento de cerca de

0.05 en el ratio  $IED/PIB^{88}$ . Esta pendiente es realmente muy pequeña, además de que en las ecuaciones 1.2 y 1.3, las estadísticas  $t$  revelan la escasa significancia del  $PIB$  en la  $IED$ . En efecto en el gráfico V.1. se traza un diagrama de puntos entre ambas variables. En dicho gráfico se puede evidenciar los dos aspectos señalados. La línea de regresión tiene un ajuste muy pobre, existiendo amplia dispersión de las observaciones en torno a la línea, lo que permite suponer que existen otros factores importantes que explican el flujo de  $IED$ . Las variables indicadoras de *estabilidad macroeconómica* si resultaron ampliamente significativas. Se puede ver que un incremento en la inflación trimestral (esperada) de un punto induce a una reducción del ratio  $IED/PIB$  entre 0.34 y 0.35 aproximadamente. Cabe resaltar que tanto las expectativas inflacionarias como el coeficiente *deuda externa / PIB* resultaron significativos a niveles inferiores a 1% en las ecuaciones 1.2 y 1.3. En el anexo F.2 se presentan los diagramas de puntos que reflejan la importante correlación de estas últimas con la  $IED$ .

Gráfico V.1.



ELABORACION: Propia.

Las expectativas respecto a la *solvencia del país* resultaron importantes. En efecto, el coeficiente  $RIN / deuda externa$ , desde el punto de vista de las estadísticas  $t$ , es significativo, más aún en el modelo  $MC3E$ . Los resultados parecen indicar que cuando este ratio se incrementa en un punto, el indicador  $IED/PIB$  crece cerca de 0.11 puntos. Es pues de resaltar la importancia de la *solvencia del país* en los flujos de  $IED$  y más aún tratándose de una economía pequeña como la nuestra (véase también el gráfico de puntos en el anexo E.2). La *CEPAL* en un modelo sobre 19 países encuentra que el grado de solvencia es más determinante en los países de menores dimensiones que en los países grandes (*CEPAL, 1997: 146*).

<sup>88</sup> El ratio  $IED / PIB$  está medido en porcentajes.

Se pudo evidenciar también que la *estabilidad social* juega un papel importante, al igual que la *rentabilidad internacional*. Asimismo, un incremento del *ahorro de gobierno*, que se traduce en una reducción del consumo público, implicando un incremento en el superávit o una reducción del déficit fiscal, incentiva el flujo de *IED*. Si medimos la participación del gobierno en la economía a través del coeficiente *ahorro de gobierno / PIB*, podemos concluir, de acuerdo a los resultados encontrados, que mientras menos se involucre el gobierno en la economía, mayor será la inversión extranjera. Las variables *paros y huelgas* y *ahorro de gobierno*, son individualmente significativas al 17% y 8% en 1.2. y al 3% y 1% en 1.3. respectivamente.

El *ahorro interno* presenta una relación negativa con la *IED*, lo que demostraría la presencia de un *efecto sustitución* entre ambos, lo cual, desde el punto de vista macroeconómico, no es una relación deseable para cualquier país. Este resultado también coincide con el encontrado por la *CEPAL (1998)* para Bolivia. Sin embargo, el *ahorro interno* presenta una significación estadística individual muy pobre (véase *cuadro V.4.*), lo cual puede también constatararse inspeccionando el gráfico de puntos del *anexo F.2.*

Otro resultado importante a subrayar es el hecho de que parece existir un efecto "*crowding out*" entre la *inversión doméstica* y la *IED*, lo que implica que ambas en vez de complementarse, se desplazan mutuamente. Sin embargo, pese a que el coeficiente estimado para la inversión doméstica es, desde el punto de vista estadístico, significativamente diferente de cero, el mismo es relativamente pequeño, fluctuando entre un -0.21 y -0.22, por lo que podemos decir que un incremento en la inversión doméstica apenas reduce la *IED* en menos de la quinta parte de dicho incremento, por lo que el "*crowding out*" no es total. Pero queda todavía por dilucidar la dirección de la causalidad entre la inversión doméstica y extranjera. En el *apartado V.8.* se realizará un análisis exhaustivo sobre este punto.

El *salario real* si bien presenta el signo esperado, no resultó individualmente significativo. Por tanto, es muy posible que el efecto del costo de la mano de obra afecte más a través del tipo de cambio real, que directamente. La *volatilidad del tipo de cambio real* resultó individualmente significativa al 11% en la *ecuación 1.2.*, y al 1% en la *ecuación 1.3.* Los *términos de intercambio* tampoco resultaron significativos en ninguna de las ecuaciones.

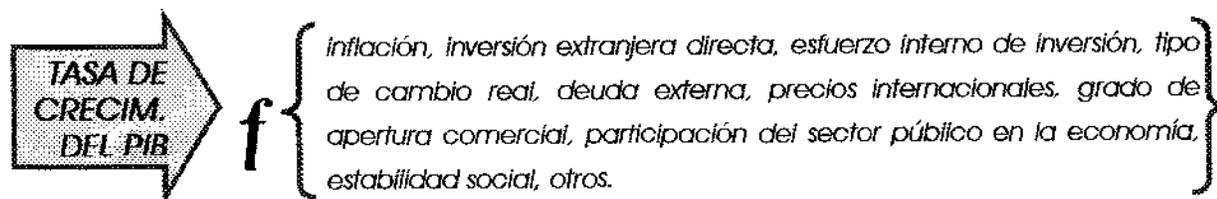
Para probar la hipótesis de la influencia de costos sumergidos en la *IED*, se intentó encontrar significación estadística en los rezagos del *stock de IED*. Aunque el cuarto rezago resultó el más sobresaliente, la probabilidad asociada a su estadístico *t* es 0.22 y 0.11 en las *ecuaciones 1.2.* y *1.3.*, valores por encima de lo convencionalmente aceptado, más aún en el primer caso. Debe señalarse además que el signo reportado es negativo. Al respecto la *CEPAL (1998)* señala

que en los países que tradicionalmente no han sido receptores importantes de IED, o que solo han recibido montos considerables de inversión extranjera durante los últimos años, la influencia de la IED acumulada sobre las corrientes actuales es negativa. Bolivia se encuentra en este grupo de países. El stock de IED fue calculado siguiendo la metodología de la CEPAL (1998, *nota técnica 2*), partiendo del stock inicial calculado por Gumiel (1999) para el comienzo del año 1997.

Es importante señalar también que se detectó un importante comportamiento inercial de la IED, en el sentido de que el coeficiente IED / PIB es afectado negativamente por su inmediato rezago. El coeficiente en valor absoluto es menor a 1 por lo que existe un valor de equilibrio a largo plazo<sup>89</sup>. La secuencia por la que se alcanza al valor de largo plazo es oscilante, estable y convergente (Vial, 1991). Todas las variables dummies consideradas resultaron altamente significativas. Observemos que los coeficientes sugieren que el proceso de capitalización incrementa la IED autónoma<sup>90</sup>, asimismo la construcción del gasoducto al Brasil, y la política de hidrocarburos.

### 1.3.3.2. DETERMINANTES DEL CRECIMIENTO ECONOMICO

Los resultados para la estimación de la ecuación de la tasa de crecimiento del PIB (segunda ecuación del sistema) se presentan en el *cuadro V.5*. La literatura empírica ha identificado un conjunto de variables que están típicamente correlacionadas con el crecimiento económico<sup>91</sup>. Las variables que se han escogido para explicar el crecimiento económico en Bolivia, entre las cuales está la IED, son:



<sup>89</sup> Esto significa que debida a que el rezago de la variable dependiente resultó significativo, el coeficiente IED / PIB puede seguir un modelo de ajuste parcial:  $(IED_t / PIB_t) - (IED_{t-1} / PIB_{t-1}) = \delta [(IED_t / PIB_t)^* - (IED_{t-1} / PIB_{t-1})]$  donde  $(IED_t / PIB_t)^*$  es el nivel deseada de inversión extranjera, naturalmente no observable, y  $\delta$  es el coeficiente de ajuste.

<sup>90</sup> Entendida esta como la IED que na depende del conjunto de variables explicativas.

<sup>91</sup> Ver por ejemplo, Barro (1996), Easterly, Loayza y Montiel (1997), Bruno y Easterly (1998), Borensztein, De Gregorio y Lee (1998) y De Gregoria y Lee (1999).

Como se ha visto anteriormente, la inflación es un buen indicador de *estabilidad económica*. Algunos autores han encontrado que la inflación puede generar efectos negativos en el crecimiento<sup>92</sup>, tal como se vio en la *sección V.1*. Algunos trabajos recientes para Bolivia<sup>93</sup> introducen en modelos empíricos a la inflación subyacente como una variable que mejor representa el crecimiento de precios. *Mendoza y Boyán (2001)* encuentran que la relación estable y predecible entre la meta intermedia (CIN) de la política monetaria y la inflación ha mostrado signos de deterioro en períodos recientes, sugiriéndose una relación más estable con la inflación subyacente. En este sentido, se introduce a la *inflación subyacente (INFSUB)* como explicativa del *crecimiento económico*, esperándose encontrar una relación negativa entre ambas.

La inversión extranjera directa está medida en porcentaje respecto al *PIB (IED/PIB)*. La *posición competitiva internacional* se mide por los *términos de intercambio (TOT)* y un *coeficiente de apertura comercial (APE)* medido por la suma de exportaciones e importaciones respecto al *PIB*. Los *términos de intercambio* proveen una buena medida del impacto económico de las variaciones en los precios de las importaciones y de las exportaciones. El *tipo de cambio real (REER)* está medido a fin de período. La *deuda externa* está medida respecto al *PIB (DE/PIB)* y se la considera para ver los efectos del endeudamiento en el crecimiento de largo plazo. El *coeficiente consumo de gobierno a PIB (CPUB/PIB)* mide la participación del sector público en la economía o también el alcance del ajuste fiscal. Es tradicional también la inclusión de la *inversión interna* como determinante del crecimiento de largo plazo<sup>94</sup>. Se incluye además el número de *paros y huelgas (PH)* como una variable de aproximación a la *estabilidad social*.

Los  $R^2$  están alrededor de los reportados por *Flexner (1999)*, *Barro (1996)*, *Easterly et al. (1997)*, *Borenztein et al. (1998)*, y otros. Los estadísticos  $F$  permiten en las tres ecuaciones rechazar la hipótesis nula de no significatividad conjunta de las variables a niveles de significación menores a 1% inclusive. Es importante notar que existe también, en esta ecuación un fuerte efecto inercial en la tasa de crecimiento del *PIB*. Las variables en general, reportan los signos esperados. Las pruebas residuales, al igual que en las ecuaciones anteriores, arrojan resultados satisfactorios (ver *anexo F.1*).

<sup>92</sup> Bruno y Easterly (1998), Fischer (1993) y Barro (1996).

<sup>93</sup> Véase por ejemplo Orellana et al. (2000).

<sup>94</sup> Ver por ejemplo Easterly, Loayza y Montiel (1997). La interpretación del rol de la inversión es problemática, debido a la endogeneidad de la misma. Es muy posible que la inversión ya capture los efectos de las restantes variables. Sin embargo, la incluimos debido a que la inversión puede capturar también los efectos de variables que son difíciles de cuantificar y que por esa razón no están incluidas en la regresión.

Cuadro V.5.

**TASA DE CRECIMIENTO DEL PIB: ESTIMACION POR ECUACIONES SIMULTANEAS**

VARIABLES	Ec. # 2.1		Ec. # 2.2		Ec. # 2.3.	
	MCO		MC2E		MC3E	
C	-27,3163	—	-26,4951	—	-33,5840	—
INFSUB	-0,1889	(0,48)	-0,1783	(0,51)	-0,2308	(0,31)
FBKFI/PIB(-1)	0,0063	(0,01)	0,0063	(0,01)	0,0069	(0,00)
IED/PIE	0,0667	(0,67)	-0,0189	(0,91)	-0,0459	(0,74)
IED/PIB(-1)	0,2099	(0,42)	0,2510	(0,33)	0,2899	(0,19)
REER	0,3784	(0,00)	0,3802	(0,00)	0,4142	(0,00)
DE/PIB	-0,0698	(0,02)	-0,0725	(0,01)	-0,0771	(0,00)
TOT	0,3307	(0,00)	0,3278	(0,00)	0,3572	(0,00)
APE	0,2229	(0,05)	0,2142	(0,06)	0,1963	(0,04)
PH	-0,0640	(0,04)	-0,0598	(0,06)	-0,0590	(0,03)
CPUB/PIB(-2)	-0,5934	(0,09)	-0,6239	(0,07)	-0,4912	(0,09)
TPIB(-4)	-0,5990	(0,00)	-0,5873	(0,00)	-0,5824	(0,00)
$R^2$ , $\hat{R}^2$	0,5160	0,3546	0,5116	0,3487	0,4995	0,3327
$\Sigma e_t^2$ , $\hat{\sigma}^2$	140,3737	2,0625	141,6561	2,0719	145,1499	2,0973
$t$ , DW	-89,4493	2,0534	-89,6539	2,0589	-90,2021	2,1424
AIC, SC	4,5089	4,9906	4,5180	4,9997	4,5423	5,0241
$F$ , $p(F>f)$	3,1981	(0,0047)	3,1420	(0,0053)	2,9942	(0,0072)

ELABORACION: Propia.

 NOTA: Entre paréntesis, los respectivos valores  $p$  asociados a los estadísticos  $t$  correspondientes.

Como predice la teoría, la *inflación* presenta signo negativo, aunque el efecto es muy pequeño, teniendo inclusive una muy pobre significatividad estadística sobre el crecimiento económico. La insignificancia de esta variable deriva probablemente de los relativos bajos niveles de inflación en Bolivia en los últimos años. Desde 1992, la máxima inflación subyacente mensual alcanzó 5,42%, la mínima -0,01%, con un promedio de 1,64%. En los últimos tres años el promedio llega a 0,94%, mostrando una clara tendencia a decrecer en el último decenio.

La *inversión interna* se aproxima por la formación bruta de capital fijo que no considera *IED*, como porcentaje del PIB (*FBKFI/PIB*). Debido a que la inversión necesita cierto tiempo de maduración, los efectos sobre el crecimiento no serán inmediatos, por lo que se introduce esta variable rezagada en un período. El efecto de ésta sobre la tasa de crecimiento económico es positivo, como era de esperarse, además presenta una buena significatividad estadística.

Es natural suponer, al igual que el caso de la inversión, que quizás el efecto de incrementos en los flujos de *IED* en el crecimiento no sea inmediato, por lo que incluimos tanto la variable

contemporánea como rezagada en un período<sup>95</sup>. Nuestros resultados también indican, como era de esperar, que la *IED* presenta una relación directa con la tasa de crecimiento del *PIB*, con un efecto mayor en el primer rezago, no obstante los impactos no son estadísticamente significativos. Nuevamente apreciando el gráfico de puntos entre ambas (*gráfico V.1.*), la relación entre la *IED* y el crecimiento parece muy débil. Asimismo, como se vio en el *capítulo IV* (*cuadro IV.8.*), mientras que desde 1994 se percibieron incrementos importantes de *IED*, el crecimiento del *PIB* permaneció relativamente estancado. Cabe hacer notar que se introdujo la misma dummy capitalización en las ecuaciones del *cuadro V.5.*, la que se la eliminó por no ser significativa.

Las variables del sector externo muestran alta significatividad. Destacan los *términos de intercambio*, lo que revela la importancia de las variaciones de los precios de las exportaciones y las importaciones sobre la tasa de crecimiento del *PIB*. Estas variaciones son una importante fuente de inestabilidad económica en países menos desarrollados como Bolivia donde la mayoría de las exportaciones son de *commodities* primarios con precios volátiles. Son también importantes la *posición de endeudamiento externo*, el *tipo de cambio real* y el *grado de apertura económica*.

El indicador de *inestabilidad social* resultó también significativo en las tres ecuaciones. Los resultados muestran también un impacto negativo entre el consumo de gobierno y el crecimiento del *PIB*. Este resultado revela la importancia de un ajuste fiscal permanente y creíble como componente importante en el crecimiento económico.

Al igual que en la ecuación de *IED*, parece existir un fuerte efecto inercial en el *PIB*, llegando este efecto hasta el cuarto rezago del mismo.

#### **1.4. MODELOS DE IED CON PANEL DE DATOS**

En base a paneles de empresas de inversión extranjera directa, esta sección presenta los hallazgos empíricos de la relación entre la tasa de crecimiento de la economía, la volatilidad del tipo de cambio real, la inflación, la inversión doméstica y el indicador de deuda externa en Bolivia. El presente análisis cubre el período 1er. trimestre 1998 - 1er. trimestre 2001, debido a

---

<sup>95</sup> Sin embargo, se introdujeron también en la ecuación inclusive hasta el sexto rezago de la *IED*, mostrando todos los coeficientes estimados baja significación individual.

la no disponibilidad de información de IED por empresas antes de ese período<sup>96</sup>. De un total de 77 empresas incluidas en el estudio, 12 corresponden a empresas capitalizadas<sup>97</sup> y el resto a no capitalizadas<sup>98</sup>. La IED por empresa está expresada en millones de dólares americanos, y la base de la información de cada una es la Encuesta Trimestral de Inversión Extranjera Directa<sup>99</sup>.

Nuestros datos de panel de inversión extranjera se resumen en el gráfico de cajas (o *box-whiskers*)<sup>100</sup> del *anexo G.2*. Cada caja presenta sucintamente la distribución de inversión de las 77 empresas para los últimos tres años, y para el 1er. trimestre de 2001. Obsérvese que las distribuciones son bastante asimétricas, agrupándose la mayoría de las observaciones muy cerca de cero, por lo que la mediana está también cerca de cero, existiendo a su vez bastantes *outliers*. Esta claro que la inversión mediana tiende a caer ligeramente cada período y que la inversión de las diferentes empresas está caracterizada por una gran diversidad espacial y temporal.

#### 1.4.1. RESULTADOS PRINCIPALES

La técnica de estimación empleada supone que el número  $n$  de unidades *cross-section* es mucho mayor que el número de *observaciones temporales T* disponibles para cada unidad. Por tanto, la información de IED por empresas se adecua bastante bien a esta característica. En la ecuación (g1) del *anexo F*, la que reproducimos,  $Y_{it} = \alpha_i + \beta'X_{it} + \varepsilon_{it}$ ,  $Y_{it}$  es la inversión extranjera de la  $i$ -ésima empresa en el período  $t$ . Estimaremos la anterior ecuación bajo tres enfoques: *intercepto común* (MCO), *efectos fijos* (MCVF) y *efectos aleatorios* (MCGF), donde

<sup>96</sup> Un agradecimiento especial a Ricardo Molina y Jorge Martínez del BCB, por la información estadística proporcionada, necesaria para desarrollar el presente análisis.

<sup>97</sup> LAB, ENDE (Carani, Guaracachi, V. Hermoso), ENTEL, ENFE (Red Oriental, Red Andina), YPFB (Andina, Chaca y Transredes), y en el sector de construcción de gasoductos se consideran las inversiones de Gas Trans Boliviana y Gas Oriente Boliviano.

<sup>98</sup> Aproximadamente se incluyen en el directorio de IED 215 empresas distribuidas de la siguiente manera: 110 empresas en La Paz, 85 en Santa Cruz y 20 en Cochabamba. Las empresas consideradas para el estudio constituyen el 36% del total, y son las que mantienen regularmente los flujos más significativos de IED.

<sup>99</sup> Esta encuesta la realizan conjuntamente el Ministerio de Comercio Exterior e Inversión (MCEI), el Instituto Nacional de Estadística (INE), el Banco Central de Bolivia (BCB) y la Confederación de Empresarios Privados de Bolivia (CEPB).

<sup>100</sup> El gráfico de cajas proporciona una representación de la distribución de una variable. Los bordes inferior y superior de la caja corresponden a los cuartiles primero y tercero respectivamente. La línea horizontal dentro de la caja corresponde a la mediana (a segunda cuartil) y los extremos (bigotes) inferior y superior al mínimo y máximo valor tales que su distancia a los límites inferior y superior, respectivamente, de la caja es inferior a una vez el rango intercuartílico. En el caso de que un valor diste de los límites inferior a superior de la caja más de una vez el rango intercuartílico, será considerado como un valor extremo o outlier.

cada cual depende del tratamiento que se le da al efecto individual  $\alpha_i$ <sup>101</sup>. Las regresiones estimadas se presentan en el *anexo G.3.*, cuyos principales resultados resumimos en el *cuadro V.6.* Obsérvese que el panel es no balanceado debido a que algunas empresas ingresan al directorio de IED luego del 1er. trimestre de 1998 o dejan el directorio antes del 1er. trimestre de 2001<sup>102</sup>.

**Cuadro V.6.**

**DETERMINANTES DE LA IED  
ECUACIONES CON PANEL DE EMPRESAS**

Variable Dependiente: IED Rango Muestral: 1998 Q2 - 2001 Q1  
No. de Observaciones: 12 Total de observaciones en el panel: 750

VARIABLES	Ec. # 3.1 INTERCEPTO COMUN (MCO)	Ec. # 3.2 EFECTOS FIJOS* (MCVF)	Ec. # 3.3 EFECTOS ALEATORIOS** (MCGF)
C	30,4028	---	29,1142
TPIB(-1)	0,2101 (1,38)	0,1520 (1,13)	0,2327 (1,49)
IPC(-1)	-0,0695 (-1,56)	-0,0798 (-1,99)	-0,0609 (-1,33)
VOLREER(-1)	-0,3351 (-1,26)	-0,3883 (-1,66)	-0,3342 (-1,22)
INVDOM	-0,0045 (-1,60)	-0,0032 (-1,28)	-0,0049 (-1,53)
DEBT/PIB	-0,0734 (-1,58)	-0,0830 (-2,03)	-0,0730 (-1,55)
DCAP	3,9551 (6,45)	---	---
IED(-1)	0,4974 (18,24)	0,1862 (5,52)	0,5665 (21,98)
R <sup>2</sup>	0,4304	0,6088	0,3972
$\bar{R}^2$	0,4250	0,5607	0,3924
$\hat{\sigma}^2$	5,8929	5,1507	6,0580
DW	1,8444	1,8950	1,8971
F	80,1	207,6	---
p(F>f)	0,0000	0,0000	---

ELABORACION: Propia.

NOTA: Valores **t** entre paréntesis.

(\*): Los términos constantes correspondientes a cada empresa de IED se presentan en el *anexo G.3.* Asimismo, en el mismo *anexo* se presenta el listado de las empresas de IED incluidas en las ecuaciones.

(\*\*): Para el cálculo de los estadísticos de la regresión, se incluyen los efectos aleatorios.

<sup>101</sup> En el *anexo G.1.* presentamos una descripción sucinta de la teoría subyacente en modelos de datos de panel, sus características y estimación. Una explicación mucho más detallada se presenta en Hsiao (1999), Novales (1994), Greene (1998), Johnston y Dinarda (1997) y otros.

<sup>102</sup> Es también posible que en algunos períodos el capital de los accionistas extranjeros no alcance el 10% requerida para que la empresa sea considerada como de IED.

En la estimación de las ecuaciones anteriores se excluyeron variables que presentaron significación estadística individual muy pobre<sup>103</sup>. Como se observa los  $R^2$  de las estimaciones *MCO* y *MCGF* no son altos. Gran parte de las investigaciones empíricas con datos de panel, no presentan  $R^2$  altos. *Lafontaine y Shaw (1999)* argumentan que es posible que exista cierto grado de colinealidad entre las variables, *Lane (2000)* se conforma con estadísticas *t* significativas, *Dynan (2000)* argumenta que los ajustes no resultan adecuados cuando existe mucha variabilidad en los datos. En el contexto de los modelos que aquí se presentan, se puede suponer que, además de existir gran heterogeneidad “*entre*” grupos e incluso “*intra*” grupos, existen factores no necesariamente macroeconómicos que explican la decisión de inversión. Estos factores pueden estar referidos a decisiones, políticas y estrategias comerciales de las empresas matrices en el exterior, volumen de ventas, ciclos en la producción, etc., factores que están lejos de nuestro alcance. Sin embargo, las pruebas *F* de significación global permiten rechazar casi con certeza absoluta la hipótesis de no significatividad conjunta de las variables incluidas en las ecuaciones<sup>104</sup>.

Como se observa en el *cuadro V.6.*, se estima el modelo bajo las tres alternativas: intercepto común, efectos fijos y efectos aleatorios, empleando en cada caso estimadores adecuados. Es de resaltar que, desde el punto de vista de estadísticos como el  $R^2$ , el valor *F* y el error estándar de los residuos  $\sigma$ , el modelo que mejor representa o se ajusta a los datos es el modelo de *efectos fijos*. Sin embargo, analizando las tres ecuaciones se puede apreciar que los precios internos y el cociente *deuda externa / PIB* (como indicadores de estabilidad económica), parecen explicar mejor el comportamiento de la inversión extranjera directa. El efecto de la volatilidad del tipo de cambio real tiene también un efecto importante.

Todas las variables arrojaron los signos esperados. La afluencia de *IED* se relaciona positivamente con la *tasa de crecimiento del PIB*, reflejo este último del tamaño del mercado interno y del crecimiento de la economía. En efecto, como se pudo comprobar en el *capítulo III* (véase *cuadro III.4.*), los países latinoamericanos que a nivel regional generan una mayor proporción del producto (Argentina, Brasil y México), también captan parte importante de los ingresos netos de *IED*, lo que permite suponer que la distribución de las corrientes de *IED* entre los países latinoamericanos está fuertemente influenciada por el tamaño de la economía receptora. Sin embargo es importante señalar dos aspectos: primero, las estadísticas *t* correspondientes al *PIB* en las tres regresiones sugieren que la significatividad del *PIB* para

---

<sup>103</sup> Eventualmente se realizaron pruebas de Wald para determinar la exclusión de grupos de dos o más variables.

<sup>104</sup> De la misma forma, de acuerdo a los estadísticos de Durbin-Watson, no parece existir correlación serial en los errores.

explicar la *IED* no es alta<sup>105</sup>, lo que se pudo apreciar también mediante los modelos de ecuaciones simultáneas. Segundo, si se deja de lado la significatividad estadística, el efecto marginal del *PIB* sobre la *IED* está entre 0.15 y 0.23 (con un error estándar grande), efectos relativamente modestos dado que por cada 1% de incremento en la tasa de crecimiento anual (incrementos que en los últimos años son muy difíciles de conseguir) la inversión de la empresa en el siguiente trimestre crecería en dichas magnitudes<sup>106</sup>.

Como se analizó en la sección V.3., un indicador clave de *estabilidad macroeconómica* es la *tasa de inflación*. De acuerdo a los resultados, incrementos en el nivel de precios internos, reducen la inversión extranjera de las empresas. Sin embargo debe hacerse notar que solamente en la ecuación 3.2 los precios internos se hacen significativos a un 5%.

La *volatilidad del tipo de cambio real* es otro elemento importante que explica la inversión extranjera de las empresas. Mantener un tipo de cambio nominal e inflación estables, ayuda a mantener estable el tipo de cambio real, estando naturalmente los precios internacionales fuera de nuestro alcance, incentivando el ingreso de capitales extranjeros. Nuevamente, solo en el modelo de *efectos fijos* esta variable es significativa a un 10%. Pero ¿cuál es el mecanismo de transmisión por el que el tipo de cambio real afecta a la *IED*? *Goldberg y Klein (1997)* sugieren que el más importante canal, en el contexto de los países en desarrollo, es que una depreciación real reduce los costos de la mano de obra doméstica y otros *inputs* productivos con relación a los costos de producción extranjeros. La depreciación incrementa la demanda de trabajo y empleo, y en consecuencia incrementa la tasa de retorno del capital. Este canal sugiere que podemos esperar encontrar coeficiente negativo del tipo de cambio real en una regresión de *IED*. *Froot y Stein (1991)* plantean también que una depreciación de la moneda doméstica incrementa el bienestar de los inversores extranjeros respecto a los nacionales, incrementando consecuentemente la *IED*<sup>107</sup>.

Es posible también que exista un ligero efecto "*crowding-out*" entre la *inversión doméstica* y la *IED* (ver cuadro V.6.), el mismo que no es significativo. En efecto, el coeficiente de la *inversión doméstica* (la misma se mide en millones de dólares americanos) fluctúa entre -0.0032 y -

<sup>105</sup> En efecto, como se puede apreciar en el anexo G, las probabilidades asociadas a las  $\chi^2$  son iguales a 0.17, 0.26 y 0.14 para los tres modelos respectivamente.

<sup>106</sup> Recuérdese que la tasa de crecimiento del *PIB* en las ecuaciones es la tasa a un año, mientras que la *IED* es la inversión del trimestre.

<sup>107</sup> En el gráfico IV.12. del capítulo anterior, se pudo observar que desde 1994 la relación entre la *IED* y el tipo de cambio real es negativa, período que coincide con el inicio de la capitalización y por consiguiente también con un crecimiento significativo de la afluencia de *IED* a nuestro país.

0.0049, lo que implica que un incremento de un millón de dólares en la inversión doméstica reduce la *IED* en 3,200 dólares. Por otra parte esta variable apenas se muestra estadísticamente significativa a un 10% considerando efectos aleatorios, mientras que en los otros dos modelos esta significatividad es aún más baja. En el modelo de efectos fijos, que es el que parece ofrecer el mejor ajuste, el valor *p* de la *inversión doméstica* está por debajo de un 20%.

Los resultados de los modelos de *paneles de datos* sugieren además que la *deuda externa* también se convierte en un indicador importante de *estabilidad*, en completa coherencia con los resultados de los modelos de ecuaciones simultáneas. La relación entre esta variable y la *IED* es negativa. Es posible sugerir que los inversores extranjeros prefieren economías con bajo endeudamiento externo.

Podemos afirmar, por último que las empresas provenientes del proceso de capitalización invierten en promedio más que las empresas no capitalizadas. Como se aprecia en los gráficos de *box-whiskers* del *anexo F.2*, la inversión mediana de las capitalizadas está por encima de las no capitalizadas. Es destacable también que existen bastantes *outliers* en las no capitalizadas por lo que es posible suponer que la distribución de la inversión en las no capitalizadas es bastante asimétrica. En efecto las distribuciones de *Kernel*<sup>108</sup>, que acompañan los gráficos anteriores muestran que existe un fuerte sesgo a la derecha, el cual es más evidente en las no capitalizadas. En la *ecuación 3.1*, desde el punto de vista estadístico, la variable dummy es ampliamente significativa, sugiriendo evidente diferencia en la inversión de capitalizadas y no capitalizadas.

La variable individualmente más significativa para explicar la afluencia de *IED*, en los tres modelos, es la *IED* desfasada en un período, lo que muestra que existe un fuerte componente inercial de la *IED*, en el sentido en que la inversión extranjera atrae más inversión extranjera. El coeficiente cercano a 0.5, excepto para el modelo de efectos aleatorios, está de acuerdo a los valores entre 0.45 y 0.6 encontrados por *Cheng y Wang (2000)* para un amplio panel de países.

#### **1.4.2. CONTRASTE DE EFECTOS FIJOS**

¿Son las diferencias entre las inversiones de las empresas de *IED* significativas?. Para llevar adelante un contraste en este sentido, sería útil docimar en la *ecuación 3.2* la hipótesis de que los interceptos son todos iguales, mediante un contraste de Wald (*Greene, 1998*). En el modelo

---

<sup>108</sup>

El procedimiento consiste en reemplazar las "cajas" en un histograma por ávalos o "bollos" los cuales son suavizados. La suavización se realiza asignando menor peso relativo sobre las observaciones que están más allá del punto siendo evaluado.

de *MCVF* el número de restricciones es  $n-1$ , el tamaño de la muestra es  $n\sum T_i$ , donde  $T_i$  es el número de observaciones de la empresa  $i$ , y el número de parámetros estimados es  $n+k$  (por los  $n$  interceptos y  $k$  variables). La hipótesis nula y el estadístico de Wald estarán dados por:

$$H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n$$

$$\frac{SRC_R - SRC_N}{SRC_N} \times \frac{n\sum_{i=1}^n T_i - n - k}{n - 1} \sim F_{n-1, n\sum T_i - n - k}$$

donde  $SRC_R$  y  $SRC_N$  son la suma residual restringida (intercepto común - *MCO*) y no restringida (efectos fijos - *MCVF*) respectivamente. Eventualmente, si se supone varianza conocida puede llevarse a cabo el test mediante una  $\chi^2$  con  $n-1$  grados de libertad.

Los resultados se los presenta en el *cuadro V.7.*, en el que se observa que las probabilidades o valores  $p$  asociados a la  $F$  y  $\chi^2$ , son prácticamente cero, por lo que hay evidencia más que abrumadora para rechazar la hipótesis de que los efectos (o interceptos) de las empresas son iguales.

**Cuadro V.7.**

Contraste de Efectos Fijos			
Estadístico $F$	4,7189	Probabilidad	0,0000
Estadístico $\chi^2$	358,64	Probabilidad	0,0000

ELABORACION: *Propia*

### 1.4.3. CONTRASTE DE EFECTOS ALEATORIOS

El contraste de efectos aleatorios se basa en los residuos de la regresión *MCO* (ecuación 3.1). La hipótesis nula se estructura como (Greene, 1998):

$$H_0 : \sigma_u^2 = 0 \quad \text{o} \quad \text{corr}[w_{it}, w_{is}] = 0$$

$$H_1 : \sigma_u^2 \neq 0$$

El estadístico del contraste de multiplicadores de Lagrange es igual a:

$$\frac{n\sum_{i=1}^n T_i}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_{i=1}^n \left[ \sum_{t=1}^{T_i} e_{it} \right]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} e_{it}^2} - 1 \right] \sim \chi_1^2$$

Dado que en el modelo de efectos aleatorios  $E[w_{it}, w_{is}] = \sigma_u^2$  para  $t \neq s$  (ver *anexo G.1.*), la prueba se basa en la idea de que si se demuestra que no hay correlación en las perturbaciones de la regresión MCO, entonces necesariamente  $\sigma_u^2 = 0$  y no existiría modelo de componentes de error.

Cuadro V.8.			
Contraste de Efectos Aleatorios			
Estadístico $\chi^2$	43,1267	Probabilidad	0,0000

ELABORACION: Propia.

El resultado de la prueba revela que es posible rechazar, en forma más que contundente la hipótesis de correlaciones nulas en los residuos MCO, por lo que hay evidencia para aceptar el modelo de componentes de error.

#### 1.4.4. TEST DE HAUSSMAN-WU

¿Cuál de las ecuaciones 3.1 o 3.2 representa mejor a los datos?, ¿efectos fijos o aleatorios?. Para derivar un contraste de efectos fijos o aleatorios recordemos dos cuestiones básicas respecto a los estimadores MCVF y MCGF. Primero, si los efectos están incorrelacionados con las variables explicativas, el estimador de efectos aleatorios (MCGF) es consistente y eficiente y el estimador de efectos fijos (MCVF) es consistente pero no eficiente. Segundo, si los efectos presentan correlación con las variables explicativas, el estimador MCVF es consistente y eficiente pero el estimador MCGF es ahora inconsistente. Por tanto bajo la hipótesis nula, las dos estimaciones no deberían diferir significativamente. Bajo la hipótesis nula de que estimador de efectos aleatorios es correcto<sup>109</sup>, el estadístico para el *test de Hausman* está definido simplemente como (Johnston y Dinardo, 1997):

$$H = (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})' (\sum_{FE} - \sum_{RE})^{-1} (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}) \quad \text{donde:} \quad H \sim \chi_k^2$$

<sup>109</sup> La hipótesis nula puede entenderse también como si la omisión de efectos fijos en el modelo de efectos aleatorios tiene algún efecto sobre la consistencia de  $\hat{\beta}_{RE}$ .

donde  $\hat{\beta}_{RE}$  y  $\hat{\beta}_{FE}$  son los estimadores de efectos aleatorios y efectos fijos respectivamente.  $\sum_{FE}$  y  $\sum_{RE}$  son las matrices de varianzas y covarianzas de los estimadores de las pendientes de los modelos de efectos fijos y aleatorios respectivamente.

Debido a que la  $\chi^2$  estimada es bastante alta, asociada a una probabilidad de casi cero, la prueba rechaza categóricamente la hipótesis de que los estimadores de FE y RE son significativamente diferentes uno de otro, o dicho de otra forma se rechaza la hipótesis de que los efectos individuales están incorrelacionados con las variables explicativas. Por tanto hay inclinación a favor del modelo de *efectos fijos*.

Cuadro V.9			
Contraste de Hausman-Wu			
Estadístico $\chi^2$	299,3617	Probabilidad	0,0000

ELABORACION: Propia.

## 1.5. ANALISIS DE CAUSALIDAD ENTRE LA IED Y EL CRECIMIENTO

Una cuestión importante a dilucidar es la dirección de causalidad entre la IED y el crecimiento económico. En los modelos de ecuaciones simultáneas y paneles de datos hemos estimado efectos marginales de una sobre la otra y ahora para profundizar en el análisis se pretende indagar si es que la IED ha inducido a crecimientos en el producto en los últimos años, o si es que crecimientos en el PIB han favorecido mayores influjos de IED, pudiendo naturalmente verificarse causalidad en ambos sentidos.

En el contexto anterior recurrimos al test de *causalidad de Granger*. Se dice que  $x$  causa en el sentido de Granger a  $y$  si tomando en cuenta los valores pasados de  $x$  conduce a mejorar las predicciones de  $y$  hechas solo con sus propios valores pasados (Harvey, 1999). En la ecuación:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

diremos que  $X$  no Granger causa a  $Y$  si  $\forall i, \beta_i = 0$ . La aplicación tradicional sugiere testear esta hipótesis mediante una prueba  $F$ , la misma que depende del tamaño de la muestra  $T$  y de la longitud de rezagos  $k$ <sup>110</sup>.

<sup>110</sup> Esto longitud de rezagos puede determinarse mediante los criterios de Akaike y Schwarz.

Para conocer como ha ido evolucionando la relación de causalidad en el tiempo (y no solo en un "punto"), se puede desarrollar la prueba en forma iterativa ampliando la muestra en una observación adicional y re-estimando el estadístico  $F$ , repitiendo este proceso hasta cubrir el período total de estudio. Eso es justamente lo que hacemos en el *gráfico V.2*, empezando en el rango 1er. trim. 1991 - 1er. trim. 1993, luego ampliando la estimación al 2do. trim. 1993 y así sucesivamente. Debido a la no estacionariedad de la *IED* real y el *PIB* real se trabaja con las tasas de crecimiento porcentuales de ambas variables<sup>111</sup>.

En lugar de realizar la prueba para un valor  $k$  específico, se tomaron de uno a cuatro rezagos<sup>112</sup>. Como se puede apreciar, los resultados muestran una relación bastante débil entre el crecimiento de la *IED* y el crecimiento económico<sup>113</sup>. Como se aprecia, el estadístico  $F$  bajo  $H_0$ : *TIEDR* no GC a *TPIB*, está siempre por debajo del otro y para los cuatro rezagos es posible no rechazar esta hipótesis nula, por lo que se verifica que el crecimiento de los flujos de *IED* no necesariamente están *causando* incrementos en el crecimiento económico, hecho realmente preocupante desde el punto de vista de la política económica.

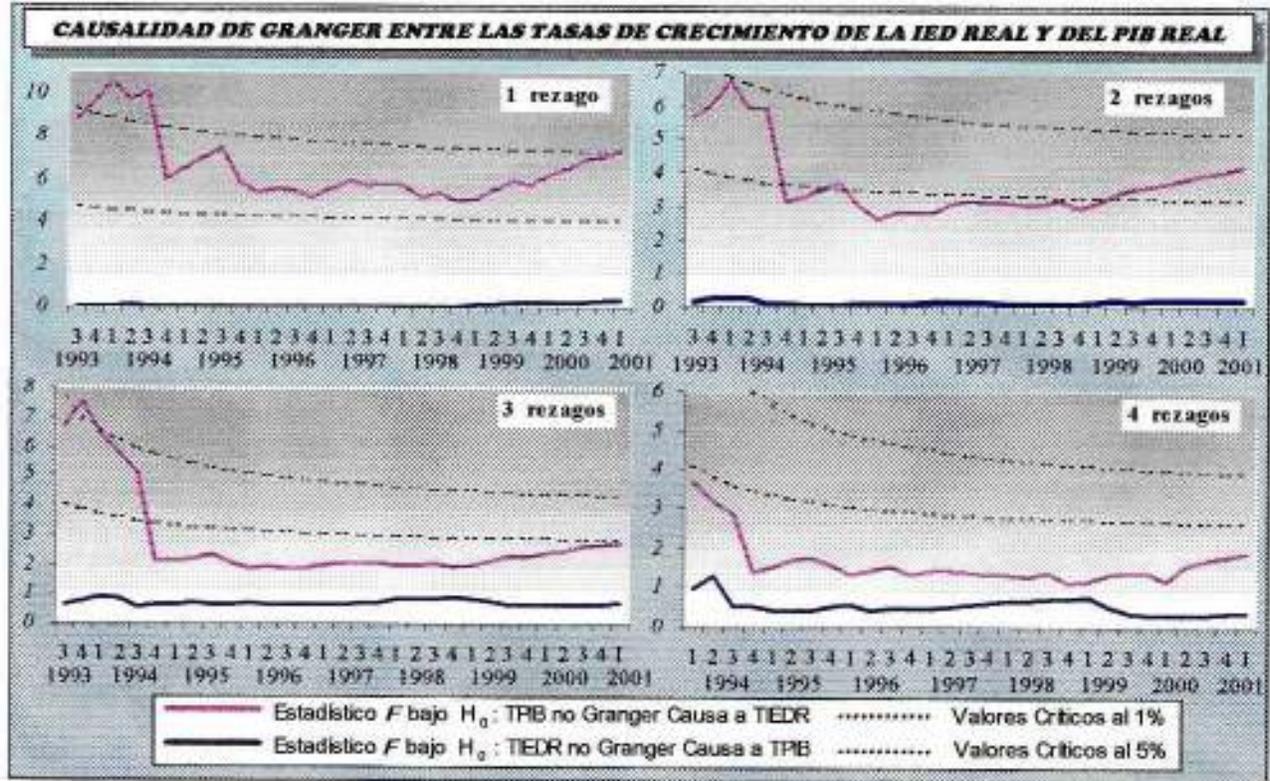
El estadístico  $F$  bajo  $H_0$ : *TPIB* no GC a *TIEDR*, presenta una mejor situación. Considerando un rezago, en todo el trayecto es posible aceptar a un 5%, aunque no a un 1%, que la tasa de crecimiento del *PIB* *causa* incrementos en la *IED*. Esto no ocurre con tres y cuatro rezagos. Sin embargo, un hecho a destacar es que la relación de causación *TPIB* → *TIEDR* presenta una clara tendencia a mejorar a partir del 1er. trim. de 1999. Si esta tendencia permanece en futuros períodos, además de niveles crecientes de crecimiento, es posible prever un mayor nivel de *IED* en Bolivia.

<sup>111</sup> En efecto, como se pudo observar en el apartado V.2, las pruebas de raíz unitaria de las variables *IEDR* y *PIBR* sugieren que ambas no son estacionarias, en tanto que las tasas de crecimiento de ambas (*TIEDR*) y (*TPIB*) si son estacionarias. Si estimamos a la vez dos ecuaciones, como en (14), para testear causalidad en ambos sentidos, tenemos un VAR de orden  $k$ , y para que el mismo sea estable, ambas variables deben ser estacionarias.

<sup>112</sup> No obstante, en el anexo H.1. se presentan los criterios de información de Akaike y Schwarz, los que proponen una longitud óptima de cuatro rezagos en la ecuación respecto a *TIEDR* y uno sola en la ecuación respecto a *TPIB*.

<sup>113</sup> Como ya se mencionó anteriormente, para evitar que el análisis incorpore resultados debido a la estacionalidad, principalmente del *PIB* real, las tasas de crecimiento tanto de éste como de la *IED* real están expresadas respecto al mismo trimestre del año anterior.

Gráfico V.2.



ELABORACION: Propia.

## 1.6. RELACION DINAMICA ENTRE LA IED Y EL CRECIMIENTO

Para enfocar la relación de la *IED* con el crecimiento desde otro ángulo y como extensión al análisis de causalidad Granger del apartado anterior, se presenta a continuación la estimación de un *modelo de vectores autoregresivos* entre la tasa de crecimiento de la *IED* real y la tasa de crecimiento del *PIB*<sup>114</sup>. El modelo *VAR* expresa, en nuestro caso, la tasa de crecimiento de la *IED* en función de sus propios rezagos y de los rezagos de la tasa de crecimiento del *PIB*, y viceversa, por lo que dejamos de lado las relaciones teóricas propuestas en los modelos de ecuaciones simultáneas anteriores. En el *anexo H.2*, resumimos algunas propiedades básicas de los *VAR*.

Se introducen en el *VAR* como variables exógenas la inflación rezagada en un período, la tasa de crecimiento del saldo de la deuda externa (como porcentaje del *PIB*), las tasa de rentabilidad

<sup>114</sup> Nuevamente, es requisito que las variables sean estacionarias para poder modelar un *VAR* entre ellas.

internacional (*TB30*), la tasa de variación de la inversión doméstica real, una dummy gasoducto y una dummy capitalización. El procedimiento para la elección del número óptimo de rezagos se presenta en el *anexo H.3*; en base a los criterios de *Akaike* y *Schwarz* y el test *LR* de razón de verosimilitudes se establece que un rezago es suficiente para captar la relación dinámica entre el *PIB* y la *IED*. El *VAR* estimado se presenta en el mismo anexo.

Podemos observar que los resultados concuerdan con hallazgos anteriores. El efecto de *TPIB* rezagado sobre *TIEDR* es mayor al efecto de *TIEDR* rezagado sobre *TPIB*. La inflación rezagada afecta negativamente a *TIEDR*, y el efecto sobre el *PIB* no es estadísticamente significativo. La variación de la deuda externa afecta significativamente a ambas variables y la tasa de rendimiento de los *TB30* impacta moderadamente sobre ambas. La inversión doméstica tiene más impacto en el producto interno que en la *IED*. Otro hecho a destacar es que el efecto de la capitalización (medido a través de la variable dummy), no es significativo sobre el crecimiento. El resultado importante a remarcar es que el efecto del producto sobre la *IED* es mayor que el efecto contrario

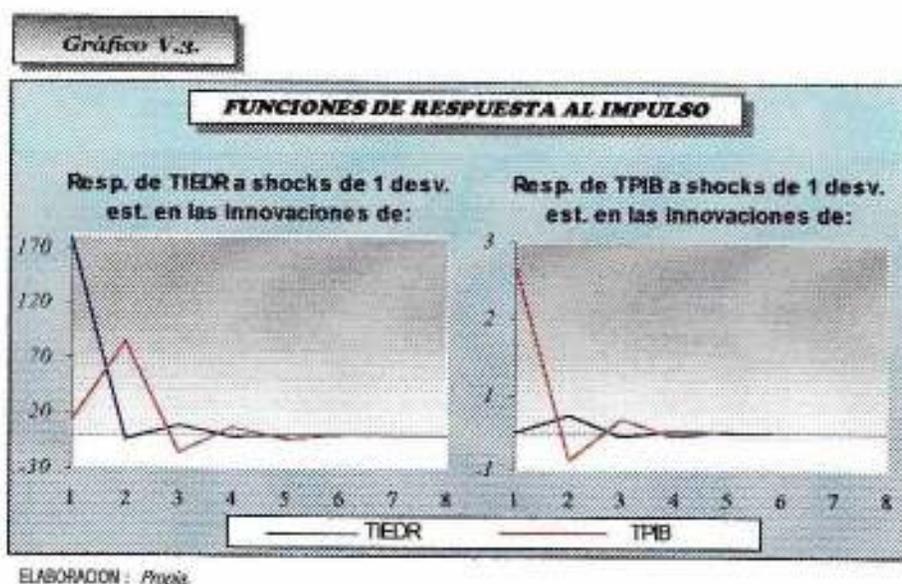
### **1.6.1. ANALISIS IMPULSO - RESPUESTA**

Debido a que un *VAR* estándar no está identificado (ver *anexo H.2*), no es posible determinar los parámetros estructurales. Sin embargo es posible determinar la trayectoria de las variables en el tiempo ante shocks en las innovaciones del sistema<sup>115</sup> (ver también *anexo H.2*). Una *función de respuesta al impulso*, traza el efecto de un shock equivalente a una desviación estándar en una de las innovaciones sobre los valores presente y futuro de las variables endógenas. Un shock en la *i-ésima* innovación afecta directamente a la *i-ésima* variable, y es transmitida a todas las restantes variables endógenas a través de la estructura dinámica del *VAR*. En el *gráfico V.3* se trazan las funciones impulso-respuesta para ambas variables, suponiendo un shock en el período 1 e igual a una desviación estándar.

---

115

Lo que es posible solo si se impone una restricción en el *VAR* estructural. Mediante la descomposición de *Cholesky* se supone que no existe efecto contemporáneo de *TIEDR* sobre la *TPIB*. Se supuso también lo contrario siendo los gráficos impulso-respuesta casi idénticos. Esta hace suponer que el orden de las variables, en nuestro caso, no es importante.



Como se observa el impacto de shocks aleatorios en la tasa de crecimiento del PIB tienen efecto en el crecimiento de la IED, efecto que alcanza su máximo nivel al siguiente trimestre luego del shock, para luego tender a desvanecerse completamente en los tres siguientes trimestres. Desde la otra óptica, shocks en la tasa de crecimiento de la IED real no provocan efectos sustanciales en la tasa de crecimiento del PIB.

### 1.6.2. DESCOMPOSICION DE VARIANZA

La *descomposición de varianza* provee un método diferente de representar la dinámica del sistema. Es un procedimiento contrapuesto al *análisis impulso-respuesta*. Se descompone las variaciones de cada variable endógena (TIEDR y TPIB) en proporciones que corresponden a cada innovación del sistema, con el objetivo de obtener información acerca de la importancia relativa de cada innovación sobre las variables endógenas (ver *anexo H.2*).

En el *cuadro V.10*, se presenta la tabla de descomposición de varianzas tanto para TIEDR como para TPIB. El orden de las variables es el mismo de las FIR. Los shocks en TIEDR explican un 80.7% de la varianza en TIEDR en el siguiente período luego del shock para luego estabilizarse en aproximadamente 80,1% en los siguientes períodos. Estos parecen no tener importante efecto sobre la varianza de TPIB (menos de 1.2%), por lo que parece que la tasa de crecimiento del PIB es *exógena* respecto al crecimiento de la IED. Por el otro lado los shocks en TPIB explican cerca de un 19,9% de la varianza de TIEDR y algo más de 98,8% de su propia varianza.

Cuadro V.10.

**TABLA DE DESCOMPOSICION DE VARIANZA**  
Orden: TPIB, TIEDR

PERIODO	descomposición de varianza de:			
	TIEDR		TPIB	
	en shocks debidos a:			
	TIEDR	TPIB	TIEDR	TPIB
1	99,41%	0,59%	0,00%	100,00%
2	80,73%	19,27%	1,15%	98,85%
3	80,26%	19,74%	1,18%	98,82%
4	80,15%	19,85%	1,19%	98,81%
5	80,14%	19,86%	1,19%	98,81%
6	80,14%	19,86%	1,19%	98,81%
7	80,14%	19,86%	1,19%	98,81%
8	80,14%	19,86%	1,19%	98,81%

ELABORACION : Propia.

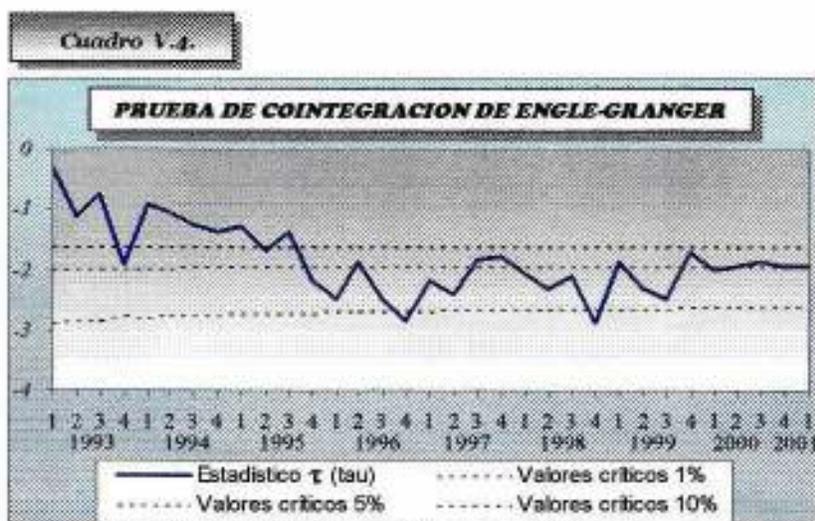
## 1.7. COINTEGRACION Y DINAMICA DE LARGO PLAZO

Muchas series temporales presentan importantes movimientos en el tiempo. Si creemos que entre estas variables existen relaciones dadas por la teoría económica, es probable que las mismas no difieran mucho en dichos movimientos. Estas series mantendrán relaciones de largo plazo, aunque se desvíen unas de otras en el corto plazo (*Ahumada, 1992*). Si dos variables  $I(1)$  están cointegradas, entonces una combinación lineal de ellas es  $I(0)$ . En este contexto, se intenta determinar si existe una relación de equilibrio estable en el largo plazo entre la *IED* y el *PIB*. De ser así, se puede suponer que en el futuro alteraciones de la una afectará a la otra.

La metodología de *Engle-Granger* para testear cointegración, consiste en determinar la estacionariedad de los residuos en la ecuación de la variable  $y$  sobre un vector de variables  $X$ , aplicando una prueba de raíz unitaria sobre estos. El procedimiento que vamos a emplear consiste en aplicar la prueba considerando una regresión de la *IED* real sobre el *PIB* real, partiendo del periodo 1er. trim. de 1990 - 1er. trim. de 1993, re-estimando posteriormente la regresión con la inclusión de una observación adicional, es decir hasta el 2do. trim. de 1993 y así sucesivamente, calculando en cada paso los estadísticos  $\tau$  (tau) y cotejando con los respectivos valores críticos<sup>116</sup>. En el *gráfico V.4* se presentan los resultados obtenidos. Este procedimiento nos permite analizar la "*historia*" de la relación de equilibrio a largo plazo entre la *IED* y el *PIB*, pudiendo extractarse conclusiones interesantes de dicho análisis.

<sup>116</sup> En cada paso, en la estimación de la ecuación de raíz unitaria correspondiente se incluyen suficientes rezagos diferenciados para corregir la autocorrelación.

Como se puede observar la relación de cointegración entre la *IED* y el *PIB* ha ido mejorando paulatinamente, en el sentido en que hasta 1995 era posible no rechazar la hipótesis de no cointegración, mientras que en el período subsiguiente, al menos a un 10% es posible concluir que existe equilibrio estable en el largo plazo entre ambas variables (los valores  $\tau$  están por debajo del valor crítico al 10%). Sin embargo, es importante señalar, que esta relación de equilibrio estable de largo plazo es todavía débil, en el sentido en que a niveles más exigentes (1% o menos) se concluye que no existe cointegración entre ambas variables.



ELABORACION: Propia.

*Johansen* propone una prueba más general que permite testear la presencia de más de un vector de cointegración<sup>117</sup>. El test de *Johansen* resulta de estimar un VAR estándar entre las variables objeto de estudio por lo que se debe considerar la longitud de rezagos en el VAR. Para la aplicación de esta prueba se consideran dos modelos VAR, con y sin dummies estacionales, debido a que es posible que la prueba se vea afectada por el fuerte comportamiento estacional del PIB. En el cuadro V.11, se presenta el test considerando uno a cuatro rezagos. La prueba abarca el período comprendido entre el 1er. trim. de 1990 y 1er. trim. de 2001.

<sup>117</sup> Véase el anexo H.4. Una explicación más detallada está en Dickey, Jansen y Thornton (1991).

Cuadro V.11.

**PRUEBA DE COINTEGRACION DE JOHANSEN**

ESPECIFICACION		H <sub>0</sub>	Sin dummies estacionales en el VAR				Con dummies estacionales en el VAR				VALORES CRITICOS*			
			1 rez	2 rez	3 rez	4 rez	1 rez	2 rez	3 rez	4 rez	90%	95%	97,5%	99%
Sin tendencia en los datos	EC sin componentes deterministas	$r=0$	5,41	5,30	49,58 <sup>a</sup>	25,12 <sup>a</sup>	7,27	4,75	6,09	8,88	10,83	12,53	14,23	16,31
		$r \leq 1$	1,23	1,47	1,39	1,10	0,21	1,46	1,41	1,12	2,63	3,84	5,06	6,51
Sin tendencia en los datos	EC con intercepto	$r=0$	21,34 <sup>c</sup>	13,87	54,43 <sup>a</sup>	28,39 <sup>a</sup>	15,96	11,41	11,42	12,53	17,87	19,96	22,03	24,60
		$r \leq 1$	3,68	3,14	5,84	3,83	0,32	3,20	4,30	4,43	7,60	9,24	10,92	12,97
Con tendencia en los datos	EC con intercepto	$r=0$	18,55 <sup>b</sup>	9,83	5,92	5,15	12,84	7,13	6,04	5,47	13,33	15,41	17,52	20,04
		$r \leq 1$	0,97	0,90	0,06	0,05	0,32	0,30	0,13	0,02	2,69	3,76	4,95	6,65
Con tendencia en los datos	EC con intercepto y con tendencia	$r=0$	51,07 <sup>a</sup>	70,64 <sup>a</sup>	18,72	20,28	35,08 <sup>a</sup>	23,04 <sup>d</sup>	21,28	23,08 <sup>d</sup>	22,99	25,32	27,61	30,45
		$r \leq 1$	7,62	4,68	2,28	3,80	4,75	3,19	3,21	4,43	10,47	12,25	14,05	16,26
Sin tendencia en los datos	EC sin componentes deterministas	$r=0$	4,18	3,83	48,19 <sup>a</sup>	24,02 <sup>a</sup>	7,06	3,29	4,68	7,76	12,78	14,60	16,40	18,78
		$r=1$	1,23	1,47	1,39	1,10	0,21	1,46	1,41	1,12	6,69	8,08	9,66	11,58
Sin tendencia en los datos	EC con intercepto	$r=0$	17,66 <sup>b</sup>	10,73	48,59 <sup>a</sup>	24,56 <sup>a</sup>	15,64 <sup>d</sup>	8,21	7,12	8,10	13,78	15,75	17,62	19,83
		$r=1$	3,68	3,14	5,84	3,83	0,32	3,20	4,30	4,43	7,56	9,09	10,71	12,74
Con tendencia en los datos	EC con intercepto y tendencia	$r=0$	17,58 <sup>b</sup>	8,93	5,86	5,10	12,52	6,83	5,91	5,45	13,34	15,20	17,30	19,31
		$r=1$	0,97	0,90	0,06	0,05	0,32	0,30	0,13	0,02	2,82	3,96	5,33	6,94

ELABORACION: Propia.

(\*): Extractados de Enders (1995) y (1996).

(a), (b), (c) y (d): Denota rechazo de H<sub>0</sub> al 1%, 25%, 5% y 10% de nivel de significancia respectivamente.

Nuevamente es posible sostener que aunque existe alguna evidencia a favor de la existencia de una ecuación de cointegración (EC) entre ambas variables, ésta es muy débil, y más aún si se consideran dummies estacionales, donde, según el criterio de  $\lambda_{TRAZA}$ , de 16 casos posibles, apenas en uno se acepta la existencia de un vector de cointegración al 1%. Si no incluimos dummies estacionales, la situación no mejora mucho, debido a que apenas en 6 casos se verifica la existencia de un vector de cointegración al 1% de nivel de significación. Empleando el estadístico  $\lambda_{MAX}$  se extraen conclusiones similares.

En el gráfico V.5. se trazan las tendencias de largo plazo de la IED real y del PIB real. Obsérvese que éstas no se parecen, ya que la tendencia del PIB parece ser más lineal que la de la IED, lo que refuerza la hipótesis de cointegración débil. En el período 1994-1998 aproximadamente, la IED se “*acelera*” mientras que el PIB mantiene un crecimiento estable, lo que hace pensar que incrementos de la IED no necesariamente inducen a un mayor crecimiento o viceversa. Sin embargo, es menester señalar también que en el último tramo, a partir de 1997 aproximadamente, las tendencias propenden a igualarse. En resumen, estas tendencias son diferentes, pero no “*muy*” diferentes<sup>118</sup>.

118

La predicción de largo plazo cuando no existe una relación de cointegración sólida es posible cuando estas predicciones se evalúan usando modelos multivariados (Christoffersen y Diebold, 1997).

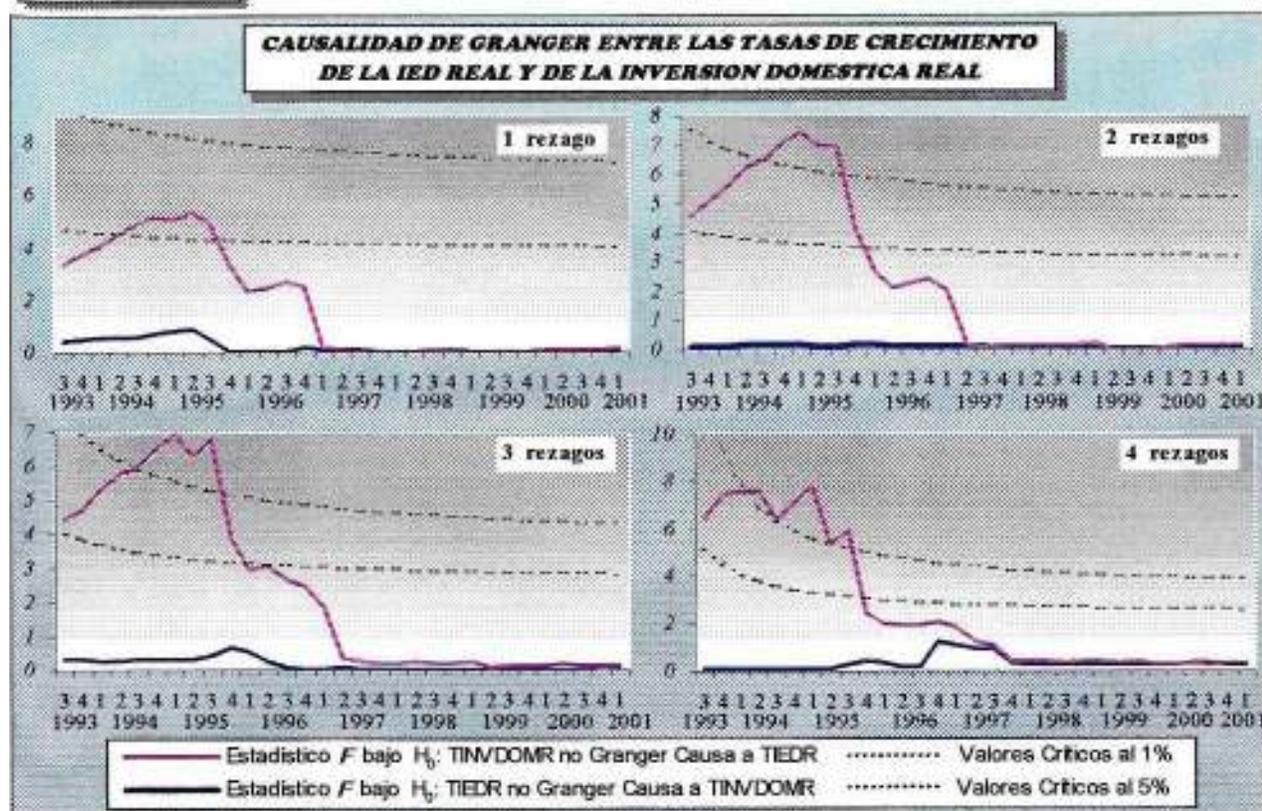


La teoría económica plantea al menos dos distintos canales a través de los cuales la *IED* afecta a la inversión doméstica privada (McMillan, 1999). Primero, la *IED* puede tener un impacto en la rentabilidad de la inversión doméstica. Por ejemplo, los inversores extranjeros pueden estar directamente implicados en la provisión de infraestructura como transportes y telecomunicaciones, lo que puede incrementar la rentabilidad de la inversión doméstica. En el caso contrario, la *IED* puede reducir las ganancias del inversor doméstico tomando de este una porción de su mercado. Segundo, la *IED* puede alterar la estructura de propiedad de la inversión total en el país huésped y/o hacer posible inversión doméstica adicional proveyendo recursos. Por ejemplo, la privatización de una empresa a extranjeros en lugar que a privados nacionales puede no tener impacto en la inversión total, pero si puede tener un impacto negativo en la inversión doméstica.

En los modelos de ecuaciones simultáneas y en el de paneles de datos, se pudo encontrar una relación negativa entre la *IED* y la inversión doméstica, lo que implica un “*crowding-out*” entre ambas. Sin embargo, la magnitud del desplazamiento obtenida era relativamente pequeña. Adicionalmente se puede recurrir a otro análisis empleando el procedimiento descrito en el apartado V.5. Este nos permitirá analizar la causalidad entre ambas variables, y más aún nos permitirá explorar la evolución de esta causalidad en el tiempo.

Los estadísticos  $F$  para la prueba de Granger en los diferentes instantes de tiempo considerando de uno a cuatro rezagos, así como los críticos al 5% y 1% se presentan en el gráfico V.6. Se prefiere trabajar con las tasas de crecimiento tanto de la *IED* real como de la inversión doméstica real debido a la estacionariedad de las mismas. Como primera observación, en cualquiera de los cuatro gráficos presentados, es posible aceptar contundentemente la hipótesis de no causalidad de la *IED* hacia la inversión doméstica, debido a que los estadísticos  $F$  reportados son en su mayoría muy cercanos a cero, por lo que la línea respectiva se muestra casi plana. Al contrario es posible observar que la inversión doméstica si causaba a la *IED* antes de 1995, es decir el efecto desplazamiento se va debilitando con el inicio de la capitalización, y posterior a dicho período la relación se deteriora aún más. A partir de 1997 aproximadamente la segunda línea también se vuelve plana. En este contexto, es posible concluir que actualmente existe una relación de causalidad muy pobre entre ambas variables. Por tanto, como respuesta a la pregunta ¿seguidor o líder?, podemos responder: *IED*, ni seguidor, ni líder.

Gráfico V.6.



ELABORACION : Propia.

Por último, a modo de conclusión podemos decir que los resultados empíricos de este capítulo sugieren que no existe aún un vínculo sólido entre la IED y el crecimiento económico, por lo que no es posible aseverar que la afluencia de capitales externos en forma de inversión estén coadyuvando en el crecimiento. Parece más bien que el crecimiento y los niveles de estabilidad conseguidos en años recientes han permitido y han impulsado crecientes ingresos de IED a nuestro país. Sin embargo la magnitud de este impacto no es muy grande. Los indicadores de estabilidad económica como inflación, deuda externa, la volatilidad del tipo de cambio, y otros, en conjunto inciden en forma importante sobre la afluencia de IED.

---

# Capítulo VI

---

## CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

---

### II.1. *CONCLUSIONES*

- a)* El análisis a lo largo del presente estudio, sugiere, que la relación entre la Inversión Extranjera Directa (*IED*) y el crecimiento económico no es suficientemente sólida. En efecto, mientras que en algunos períodos se han verificado incrementos importantes de la afluencia de *IED* hacia nuestro país, a la par, las tasas de crecimiento económico han permanecido relativamente estables; el crecimiento anual del *PIB* per cápita no ha superado en ningún período un 3%. Tampoco se han detectado efectos rezagados en el tiempo de la *IED* sobre crecimiento, criterio que está robustamente respaldado por los modelos desarrollados en la última parte.

El efecto del crecimiento sobre la *IED* parece estar en una mejor relativa posición, aunque tampoco del todo significativa. Los resultados sugieren también que el crecimiento estable de los últimos años ha incidido, en muy pequeña magnitud en las decisiones de inversión extranjera. Son más bien otros factores como la estabilidad económica, reflejada en variables como la inflación, la posición de endeudamiento, la solvencia del país y las reformas como la capitalización, los que explican gran parte de los crecientes niveles de *IED*.

De esta forma se confirma la hipótesis central planteada a inicios de la presente investigación. Otras conclusiones de interés se presentan seguidamente.

- b)** Entre los factores que contribuyeron a la tendencia creciente de la *IED* en Bolivia, están la estabilidad macroeconómica y los acuerdos bilaterales y multilaterales de protección a las inversiones. En términos institucionales, ayudó la creciente credibilidad en el país, el adecuado marco regulatorio definido principalmente la Ley de Inversiones, la Ley del Sistema de Regulación Sectorial y la Ley de Privatización, que si bien pueden ser perfeccionadas, permiten la atracción de inversiones extranjeras e impulsan un adecuado funcionamiento del mercado.
- c)** Los modelos empíricos que intentan determinar los factores que afectan a los flujos de *IED*, identifican como principal variable a la estabilidad económica y política. No existen muchos modelos empíricos que se hayan elaborado para la economía boliviana, pero los pocos trabajos identifican en igual forma a la estabilidad reflejada en variables tales como inflación, deuda externa y nivel de reservas. En estudios cross-section se incluyen también al nivel de educación, y a la infraestructura, medida generalmente por la longitud de carreteras asfaltadas, como elementos que permiten un mayor ingreso de *IED*.

El riesgo es un elemento de gran importancia para la actividad de inversión en mercados domésticos y extranjeros. Si los inversores son neutrales al riesgo, no debería existir ninguna relación entre la volatilidad del tipo de cambio real y la decisión de *IED*. Pero, si existe aversión al riesgo, la volatilidad del tipo de cambio real puede constituirse en un elemento determinante de la decisión de *IED*. En este marco, la presente investigación postula que la volatilidad del tipo de cambio real es más importante que el nivel mismo de tipo de cambio real para explicar afluencias de *IED* a nuestro país. La volatilidad, medida como la varianza condicional, fue estimada mediante una estructura GARCH.

- d)** Empleando un modelo de ecuaciones simultáneas, se pudo determinar que los principales factores motores detrás de los flujos de *IED* son las expectativas inflacionarias y el coeficiente deuda externa / PIB, confirmando las hipótesis específicas 1 y 2. Son también importantes el ahorro de gobierno y la tasa de rentabilidad internacional. Las tres primeras reflejan, sin duda, que la estabilidad macroeconómica es el factor esencial de atracción de flujos de *IED*, principalmente en el período post-estabilización. Le siguen en importancia la volatilidad del tipo de cambio real multilateral, el ratio RIN / deuda externa como indicador de solvencia y la estabilidad social medida como el número de paros y huelgas. Por tanto se puede

aceptar la hipótesis sugerida inicialmente de que la volatilidad del tipo de cambio real es un determinante fundamental de la afluencia de IED hacia nuestro país.

El efecto de la tasa de crecimiento del *PIB* sobre el nivel de *IED* es muy pequeño aunque, desde el punto de vista estadístico, más significativo que el efecto contrario, lo que refuerza la hipótesis central. Los resultados indican que si la tasa de crecimiento del *PIB* crece en un punto, el ratio *IED / PIB* crece entre 0.05 y 0.08 aproximadamente. El nivel de crecimiento presenta, entonces, menos significancia para explicar las recientes afluencia de *IED*, que los indicadores de estabilidad descritos anteriormente.

Las variables *dummies* resultaron ampliamente explicativas. Esto implica que aspectos cualitativos son también determinantes principales. No cabe duda que la capitalización incrementó los niveles de *IED* sin que el resto de las variables hayan sufrido alteraciones. Cabe resaltar pues, la fuerte y decisiva influencia de la privatización y la capitalización en el auge de la *IED*. Asimismo, la construcción del gasoducto al Brasil inyectó volúmenes importantes de inversión.

Se pudo verificar también que tradicionalmente a lo que se esperaba, los costos sumergidos no resultan muy explicativos. La razón es el tamaño reducido de nuestra economía. En cambio, se pudo comprobar un fuerte efecto inercial en la *IED*, lo que hace pensar en que existe un valor de *IED* "deseado", el que puede entenderse como un nivel de *IED* de largo plazo.

El ahorro interno en la ecuación 1.3. presenta signo negativo, lo que supone que la *IED* no complementa, y más bien está sustituyendo el esfuerzo de ahorro interno del país, lo cual se constituye en un aspecto negativo para nuestra economía. Sin embargo, el efecto señalado es bastante débil, aunque lo verdaderamente deseable se inclina por un efecto contrario suficientemente robusto.

- e) Mediante el modelo de ecuaciones simultáneas se identificó como principales determinantes del crecimiento económico a la posición externa de Bolivia, reflejada en indicadores como el tipo de cambio real y los términos de intercambio, reflejando estos últimos la importancia de las variaciones de precios internacionales en el crecimiento. No es menos importante la formación bruta de capital fijo y el nivel de deuda externa como porcentaje del *PIB*. Le siguen en importancia la variable de

estabilidad social y el grado de apertura comercial. La inflación y el crecimiento no presentan una asociación robusta debido a las bajas tasas de inflación.

Es de destacar que la *IED*, aunque presenta un efecto positivo en el crecimiento, el mismo no es ampliamente significativo desde dos puntos de vista:

- Un rango plausible para el efecto marginal de la *IED* (medida respecto al *PIB*) sobre la tasa de crecimiento económico anual está entre 0.230 y 0.245. Este efecto es naturalmente pequeño, debido a que se requeriría incrementar algo más de 4 puntos el ratio *IED / PIB* para lograr que la tasa de crecimiento anual aumente un punto.
- La significatividad estadística del efecto estimado es muy pobre. Esto es claro también observando que el diagrama de puntos entre ambas variables está demasiado disperso, por lo que una curva de regresión estimada en esta situación naturalmente no presenta un ajuste adecuado y no representa adecuadamente a los datos.

El análisis precedente hace suponer que la relación entre *IED* y crecimiento es débil, aún con la capitalización reforzando nuevamente la hipótesis sugerida. La *dummy* capitalización mostró que tiene un insignificante impacto en el crecimiento del *PIB*. Pese a la estabilidad política y económica, como también a las reformas, el crecimiento de Bolivia todavía está por debajo de los niveles necesarios para impactar sustancialmente en la reducción de la pobreza. Además, frente a la opinión de que el proceso de capitalización, con el consiguiente incremento de la *IED* podría estimular el crecimiento económico, están los resultados, menos que abrumadores, que dicen lo contrario. Sin embargo estos resultados deben ser interpretados en un contexto real, dado por importantes e influyentes impactos de un número de factores internos y externos que escapan a cualquier control y han tenido efecto en el crecimiento del *PIB*.

Se pudo comprobar también, de acuerdo a los resultados del modelo de ecuaciones simultáneas, que la inversión doméstica es estadísticamente más significativa para explicar el crecimiento económico que la *IED*, lo que permite aceptar una de las hipótesis específicas planteadas.

**D)** En adición al análisis de ecuaciones simultáneas presentado, se estimó un modelo de panel de datos con empresas de inversión extranjera directa. Los resultados de pruebas estadísticas, inclinan a aceptar un modelo de efectos fijos. Los parámetros estimados se aproximan bastante bien a los obtenidos mediante el procedimiento de ecuaciones simultáneas, presentando inclusive los mismos signos.

Las variables más explicativas, mediante este procedimiento, resultaron la deuda externa como porcentaje del *PIB* y el nivel de precios internos, ambos rezagados en un período, confirmando la aceptación de las hipótesis específicas 1 y 2. Nuevamente es menester reiterar que ambas variables son pilares fundamentales de estabilidad económica. Detrás de ambas se encuentra la volatilidad del tipo de cambio real, también desfasado en un período, lo que reafirma también una de las hipótesis específicas planteadas. Los resultados muestran además una relación negativa de la *IED* con la inversión doméstica, reafirmando que existe un efecto "*crowding out*" entre la inversión extranjera y doméstica; sin embargo, el efecto no es bastante significativo. Este último resultado acepta también la hipótesis específica correspondiente.

Es de destacar el hecho de que la tasa de crecimiento del *PIB*, reflejo del tamaño de mercado de una economía, también en este caso, parece no tener un efecto importante en la *IED* de las empresas. El efecto estimado está entre 0.15 y 0.23, que corresponden al doble y triple del estimado bajo ecuaciones simultáneas. Asimismo, la significatividad estadística del *PIB* es muy baja.

Los efectos fijos estimados para las empresas capitalizadas son en promedio mayores que para las no capitalizadas. Los efectos más grandes corresponden a *YPFB* Chaco y Andina, Gas Trans-Boliviano y *ENTEL*.

Una deficiencia del modelo de panel de datos es que el efecto de auto-alimentación aproximado por la significatividad del rezago de la *IED* en las ecuaciones, se asume que es igual para todas las empresas, además que las pendientes también son iguales. Para algunos propósitos puede ser deseable tener medidas de efectos de auto-alimentación específicos para cada empresa.

**g)** Para determinar la dirección de la causalidad entre la tasas de crecimiento de la *IED* real y del *PIB* se emplearon pruebas de Granger "*iterativas*". Los resultados de la prueba revelan que los valores rezagados de la tasa de crecimiento de la *IED* real no

son estadísticamente **significativos** para explicar la tasa de crecimiento económico. Por tanto podemos decir que los niveles más altos de *IED* de los últimos años **no** están causando o promoviendo incrementos en el crecimiento económico. Lo peor del caso es que **no** existe tendencia a que esta relación mejore en el futuro.

En el lado opuesto, la relación de causalidad que va de la tasa de crecimiento del *PIB* a la tasa de crecimiento de la *IED* real está en mejor posición a la anterior, aunque debe señalarse que **tampoco** es muy significativa. Esto implica que la tasa de crecimiento económico impulsa ligeros incrementos en la tasa de crecimiento de la *IED* real periodos después. Es muy posible entonces, que el efecto del *PIB* hacia la *IED* este dado con algunos periodos de rezago.

- h)** Un VAR estimado entre ambas variables, tasa de crecimiento de la *IED* real y tasa de crecimiento del *PIB*, que incluye algunas variables exógenas, refleja también las conclusiones extractadas mediante las pruebas de causalidad. Shocks en la tasa de crecimiento de la *IED* real tienen mayor efecto sobre la tasa de crecimiento del *PIB* del que existe sobre la tasa de crecimiento de la *IED* cuando se presentan shocks aleatorios en la tasa de crecimiento del *PIB*. De todas formas, al ser los efectos de estos shocks transitorios, los mismos se desvanecen completamente en alrededor de tres trimestres. Siguiendo un análisis alterno, el procedimiento de descomposición de varianza sugiere que la tasa de crecimiento del *PIB* es más **exógena** respecto a la tasa de crecimiento de la *IED*, que la última respecto la primera.
- i)** En el análisis se pudo evidenciar que actualmente existe una débil relación de equilibrio estable de largo plazo entre el *PIB* y la *IED*, ambas medidas en valores reales. Sin embargo, las pruebas de cointegración de Engle-Granger sugieren que la relación ha ido mejorando particularmente desde los inicios de los primeros contratos de capitalización (1995). Del mismo modo, empleando la metodología Johansen-Juselius, existe una muy ligera tendencia a aceptar la existencia de una ecuación de cointegración entre ambas. En resumen, podemos decir que existen ciertas perspectivas de mejora, en la relación entre la *IED* y el *PIB* en los años que vienen.
- j)** La *IED* es más productiva que la inversión doméstica, debido a que las empresas domésticas tienen mejor conocimiento y acceso a los mercados domésticos; si una empresa extranjera decide entrar al mercado, esta debe compensar las ventajas de las empresas domésticas. Es más probable que una empresa extranjera que decide invertir en otro país disfrute de bajos costos y mayor eficiencia productiva que los

competidores domésticos. En el caso de los países en desarrollo, es más probable que la mayor eficiencia en la *IED* podría resultar de una combinación de destreza en manejo administrativo y más moderna tecnología; la *IED* es el principal canal a través del cual la tecnología avanzada es transferida a los países en desarrollo.

A través de una prueba de Granger iterada similar a la anterior, se evidencia que desde principios de los noventa hasta 1995 aproximadamente, período que coincide con la capitalización, el efecto *crowding out* entre la inversión extranjera y doméstica era bastante más pronunciado que en el período post-capitalización. En este segundo período parece existir una causalidad nula en cualquier sentido, entre la *IED* y la inversión doméstica. El hecho de que la *IED* rezagada no tenga un gran impacto sobre la inversión doméstica sugiere que la transferencia de tecnología y la capacidad administrativa no están haciendo más rentable la inversión doméstica. Por tanto la capacidad de la inversión privada de hacerse más rentable vía asimilación de tecnología y manejo administrativo está seriamente limitada.

- k)** Históricamente los flujos de *IED* se han concentrado en los sectores de minería e hidrocarburos. Los flujos a estos sectores han sido, antes de los noventa, bastante volátiles y relativamente pequeños debido en gran parte a la persistente inestabilidad política y económica. Sin embargo, en años recientes, Bolivia ha experimentado relativamente alto grado de estabilidad política y económica, y se ha basado en esta estabilidad para intentar un extenso conjunto de reformas económicas. Estas reformas han ayudado a eliminar muchas de las distorsiones presentes en la economía, guiando a mayores y más estables niveles de *IED* a partir de los primeros años de la década de los noventa.

La *IED* en Bolivia se ha convertido en el principal componente de la Inversión Privada y es la variable con mayor incidencia en la tasa de crecimiento de esta inversión. La *IED* se ha incrementado sustancialmente desde 1993, año en el cual con 128,8 millones de dólares representaba el 21.5% de la inversión privada (nacional y extranjera) y el 11.9% de la inversión total en Bolivia, hasta 1999 cuando alcanzó un valor cercano a mil millones de dólares equivalente al 49.7% de la inversión privada y el 39.4% de la inversión total. Este crecimiento se registró a pesar de la coyuntura mundial adversa resultante de la crisis Asiática. Estos incrementos sostenidos de *IED*, se debieron en gran parte a los procesos de liberalización económica aplicados, entre los que se destacan la Capitalización y la Privatización.

En 2000 la *IED* llegó a representar cerca del 9.06% del Producto Interno Bruto, monto que representa una caída importante respecto a 1999. Sin embargo, este descenso en los flujos de inversión no debe interpretarse como un cambio definitivo en la tendencia por tres aspectos principales:

- La disminución en la afluencia de capitales privados externos fue el común denominador en la región. Por tanto, es posible suponer que los inversores extranjeros no examinan las cualidades y bondades específicas de cada país en forma aislada, tanto como las dadas en el conjunto, es decir que tienden a ver a América Latina como un “*todo*”, por lo que se hacen necesarias políticas de inversión de carácter integrado en la región.
- Durante 1999 se realizaron importantes procesos de adquisición e inversión, principalmente durante el último trimestre, que no se repitieron durante el 2000.
- El significativo avance en el cumplimiento de los compromisos de inversión asumidos en el proceso de Capitalización que ocasiona una reducción de las inversiones en estas empresas.

Los flujos de inversión que corresponden a la capitalización, están culminando y representaron menos de la mitad de los flujos de *IED* que ingresaron al país en 1998 y en el año 2000 representan el 28.9% del total. No obstante, las inversiones de las empresas que no están relacionadas al proceso de capitalización han crecido en las últimas dos gestiones, compensando en cierta medida la disminución de las inversiones en las empresas capitalizadas, factor relevante puesto que demuestra que el país continúa siendo atractivo para los capitales extranjeros. La variación de la *IED* como flujo, entre 1992 y 2000 es de 449.5%, es decir, que el valor de 2000 supera en más de cuatro veces el monto registrado en 1992, incluyendo el descenso sufrido durante la última gestión. Si se toma como punto de partida el valor de inversión extranjera directa en 1992, se puede concluir que el stock alcanzado hasta 2000 es 4,790.6 millones de dólares, o aproximadamente 28 veces el flujo registrado en 1992. Lo anterior revela mayores posibilidades de crecimiento de la economía en general y de las actividades vinculadas a las inversiones en particular.

- D)** La *IED* clasificada según el destino de los recursos, muestra que entre 1992 y 2000 han predominado los sectores de servicios e hidrocarburos, en los cuales se han realizado

los procesos de capitalización. Durante un período comprendido entre 1996 y 1999, servicios ha obtenido la mayor proporción de los flujos de *IED* anuales (en este sector se han cuantificado las inversiones en la construcción de gasoductos y transporte de hidrocarburos). Posteriormente durante el 2000 se observa que hidrocarburos absorbe la mayor cantidad de estos recursos

De la descripción por actividad económica, se puede concluir que la *IED* en el país se dividió en dos tipos de inversión; por un lado estuvo la dotación de servicios como telecomunicaciones, electricidad y agua; mientras que por otro se encontraron las actividades extractivas, especialmente hidrocarburos. Como consecuencia, buena parte de la inversión que ingresó para estas actividades se destinó a la importación de maquinaria. Uno de los mayores problemas, relacionado con esta tendencia, es que no se están desarrollando otros sectores con mayor valor agregado, como la Industria manufacturera por ejemplo, que aporten al bienestar económico nacional por medio de la generación de empleo y la utilización de materias primas, con probabilidades de generar exportaciones.

A pesar del crecimiento de la *IED*, se debe mencionar que los flujos provinieron de un número reducido de países, entre los que se encuentran Estados Unidos, Argentina, Italia, Brasil, Holanda y España, que concentraron sus inversiones en actividades extractivas. Destaca transporte, almacenamiento y comunicaciones, explotación y exploración de petróleo crudo y gas natural, producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua, y construcción.

La inversión por departamento también reflejó la tendencia por actividad, ya que los recursos se concentraron en Santa Cruz, Cochabamba y Tarija, que cuentan con recursos hidrocarburíferos, y La Paz, que es un mercado atractivo para las inversiones en servicios.

- m)** La evolución de la Balanza de Pagos entre 1996 y 1998 mostró que la *IED* registrada en la cuenta capital ayudó a financiar el déficit en cuenta corriente, debido a su vez a déficits en balanza comercial. Las importaciones destacables fueron las realizadas para la construcción del gasoducto al Brasil, y crecieron más rápidamente que las exportaciones. En 1999, a pesar de que se presentó una disminución del déficit en cuenta corriente con respecto a 1998, de 7.9% del *PIB* a 6.7%, la *IED* continuó siendo la principal fuente de financiamiento, cubriendo la diferencia entre importaciones y exportaciones.

- n)** Los cambios de carácter económico e institucional en América Latina en la década de los noventa han ayudado a atraer activos financieros de diversa naturaleza. Los incrementos del ahorro nacional, el logro de sistemas financieros y mercados de capital internos estables y más profundos, y la credibilidad en el ordenamiento macroeconómico y en la estabilización, son condiciones estructurales que inciden directamente en los beneficios y riesgos de las entradas de capital. Estas condiciones sólo pueden alcanzarse en el mediano y largo plazo, condiciones que son avaladas por una apertura gradual y regulada de la cuenta de capital de la balanza de pagos y una inserción progresiva en los mercados financieros internacionales. Por su parte, desde una perspectiva de mediano plazo, los importantes flujos de *IED* dirigidos hacia América Latina en la década de lo noventa generaron profundas transformaciones, tanto en la estructura competitiva de los países como en la estructura de propiedad industrial de la región

En el 2000 los flujos de *IED* en América Latina descendieron de 93 mil millones de dólares en 1999 a 74 mil millones den 2000, lo que representa una caída de un 20% aproximadamente. No obstante, los flujos de 2000 resultan más del triple de los flujos anuales promedios del período 1990-1994, y fueron 16% superiores a los flujos anuales promedio de la segunda mitad de la década.

La *IED* tanto en Bolivia, como en América Latina se ha mostrado relativamente estable respecto a otras formas de inversión, en períodos de crisis financieras. Mientras los flujos de *IED* a América Latina descendieron después de 1982, la flujos de otro tipo de inversión descendieron mucho más e incluso revirtieron su dirección ascendente. Durante la crisis asiática los flujos de *IED* en Bolivia mantuvieron la tendencia de antes de la crisis.

## **II.2. RECOMENDACIONES**

- a)** Todos los elementos descritos anteriormente, plantean la necesidad de asumir políticas destinadas a diversificar la cartera de inversiones en el resto de las actividades. Para lograr estos objetivos, deben implementarse incentivos legales, institucionales, de infraestructura y fiscales, en el marco de una promoción externa concertada a nivel nacional. Se recomienda mayor énfasis en políticas selectivas tendientes a influir en la estructura productiva en lo que respecta a distribución espacial, composición sectorial, contenido tecnológico, orientación hacia afuera y otros propósitos de desarrollo productivo.

**b)** La captación de capital externo debe formar parte de políticas más amplias que fortalezcan la formación de capital. Estas políticas constan de los siguientes componentes principales:

- Instrumentos dirigidos a aumentar el ahorro nacional y a desarrollar un sistema financiero interno solvente y eficiente, a fin de contar con opciones nacionales competitivas de financiamiento de la inversión.
- Un régimen monetario y cambiario que permita manejar y regular los movimientos de capital y los ajustes cambiarios, frente a cambios persistentes en la situación y perspectivas del sector externo.
- Un entorno macroeconómico favorable, con tipos de cambio y tasas de interés de mercado que se hallen en línea con condiciones de mediano y largo plazo y que eviten expectativas de reevaluación y devaluación de la moneda nacional, a fin de alentar entradas de capital basadas en consideraciones de mediano y largo plazo y evitar fugas de capital

**c)** La reducción en las inversiones de las capitalizadas debe ser compensada con políticas y estrategias adecuadas que permitan el incremento de inversiones de los flujos normales de *IED*. Adicionalmente las reformas que se han venido llevando a cabo en Bolivia, durante los últimos años, pueden ser mantenidas y profundizadas. En igual forma el marco legal vigente puede ser mejorado. Por ejemplo una continua reforma al poder judicial puede ayudar a asegurar que los contratos privados sean respetados y reforzados, reduciendo la incertidumbre y las complicaciones contractuales que han ayudado a producir menores niveles de *IED* en el pasado.

**d)** En el marco regional, es patente la necesidad de un enfoque integral en el tema de *IED*, por dos razones principales. Primero, porque a fin de maximizar la contribución potencial de las diversas modalidades de *IED* al desarrollo latinoamericano, es necesario que la política regional se inscriba en el marco de una estrategia explícita de desarrollo nacional. Segundo porque dicha política debe considerar y articular las características del proceso de liberalización y apertura comercial, con las regulaciones financieras internas, con la política macroeconómica y el régimen de incentivos, con las políticas de desarrollo y transferencia de tecnología y principalmente con las políticas diseñadas para promover la competitividad sistémica

- e)** Los gobiernos deben ofrecer un mayor conjunto de incentivos a los inversores extranjeros para estimular los flujos de *IED*. Esta política debe ir orientada a objetivos claros como incrementar las reservas internacionales o desarrollar ciertos sectores considerados estratégicos desde un punto de vista de política industrial.

### **II.3. LIMITACIONES DE LA INVESTIGACION**

- a)** Para interpretar la magnitud del efecto del crecimiento económico en la *IED*, se debe tener en cuenta una precaución muy importante. Los datos que disponemos miden el flujo internacional de recursos de *IED*, como se registran en las estadísticas de la balanza de pagos. Esto es, sin embargo, solo una parte de los recursos invertidos por una empresa multinacional extranjera, puesto que una parte de esta inversión puede ser financiada a través de deuda u obligaciones similares adquiridas en el mercado doméstico. Luego la medida de *IED* subestima el valor total de la inversión fija hecha por una empresa multinacional y los coeficientes de *IED* pueden ser sobre o subestimados. Sin embargo, si se supone que el sesgo en la medida de *IED* es uniforme entre empresas y sobre el tiempo, por los resultados cualitativos no son afectados.
- b)** Se pueden delinear algunas direcciones para investigaciones que vayan más allá del presente trabajo. Según diversos autores, de los que hablamos a lo largo del anterior capítulo, principalmente R. Barro, el impacto de la *IED* en el crecimiento económico depende del nivel de capital humano disponible en el país receptor. Si este capital humano es cualitativamente superior, capaz de absorber sin problemas al tecnología y "know-how" derivados de la *IED*, es muy posible mayores efectos en el crecimiento. Existe una fuerte interacción positiva entre la *IED* y el nivel de logro educacional (como aproximación al capital humano). Notablemente la misma interacción no es significativa en el caso de la inversión doméstica, posiblemente como reflejo de las diferencias de naturaleza tecnológica entre la *IED* y esta última. Debido a limitaciones de información temporal, ha sido muy difícil introducir el capital humano como variable explicativa del crecimiento económico. En un futuro, si esta limitación pudiera ser superada, sería provechoso descubrir las implicaciones del planteamiento previo en nuestro país.
- c)** Los resultados sugieren que los efectos benéficos en el crecimiento de *IED* vienen a través de mayor eficiencia que simplemente de mayor acumulación de capital. Esto sugiere la posibilidad de testear los efectos de la *IED* en la tasa de crecimiento de la

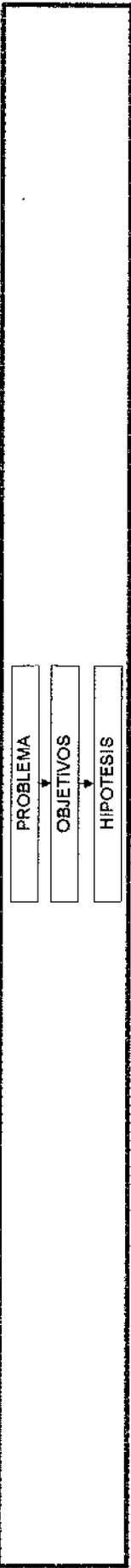
productividad total de factores en el país receptor. Puede ser interesante, en este sentido, explorar los efectos de la *IED* en el nivel de capital humano. La *IED* es un vehículo para la adopción de nuevas tecnologías, y por tanto, el entrenamiento requerido para preparar al capital humano con nuevas tecnologías sugiere que puede también haber un efecto en la acumulación del capital humano.

- d)** El período de estudio ha resultado relativamente corto, especialmente para un análisis de la dummy capitalización. Es posible que los efectos del importante crecimiento de la *IED* de los últimos años, vía flujos de capitalización, puedan solamente ser sentidos algunos años adelante dados los diferentes pasos necesarios para la adopción de tecnología y difusión en los distintos sectores e industrias.
  
- e)** Para concluir, debido a que, además del entorno macroeconómico, son importantes también las decisiones de cada empresa, que responden en su mayoría a políticas que están dadas en las matrices, se recomienda ampliar la presente investigación en el ámbito microeconómico. Serán importantes en este sentido, análisis que valoren factores tales como la estructura de costos de cada empresa, acceso a crédito internacional, estructura productiva, etc. Esto demandará naturalmente, un análisis más sectorial, que el expuesto en la presente investigación. Un estudio de esta naturaleza permitirá sectorializar adecuadamente las políticas gubernamentales con los consiguientes beneficios para el país. Sin embargo el gran obstáculo que deberá superarse es el acceso a información de estas características, lo que conlleva un reto aparte.

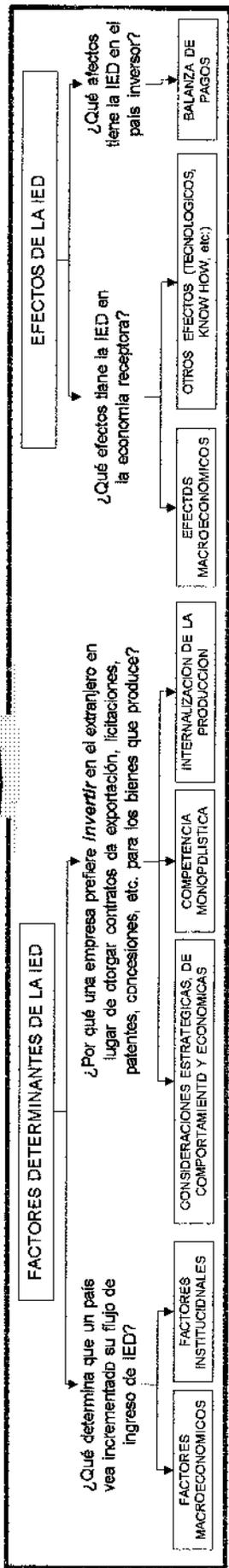
**ANEXOS**

# ANEXO A ORGANIZACION DE LA INVESTIGACION

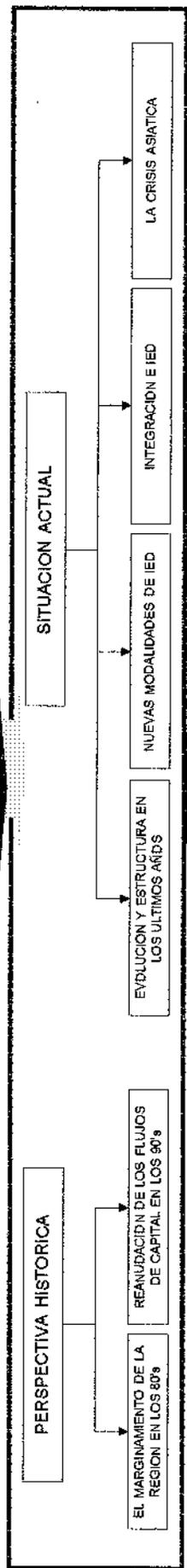
## INTRODUCCION



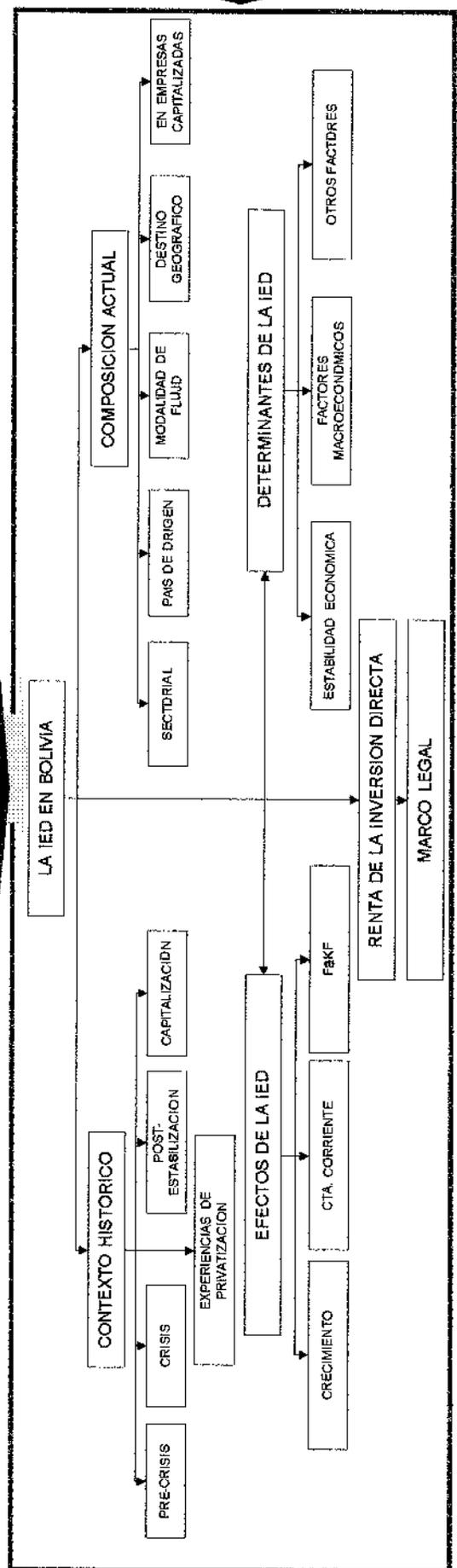
## MARCO TEORICO



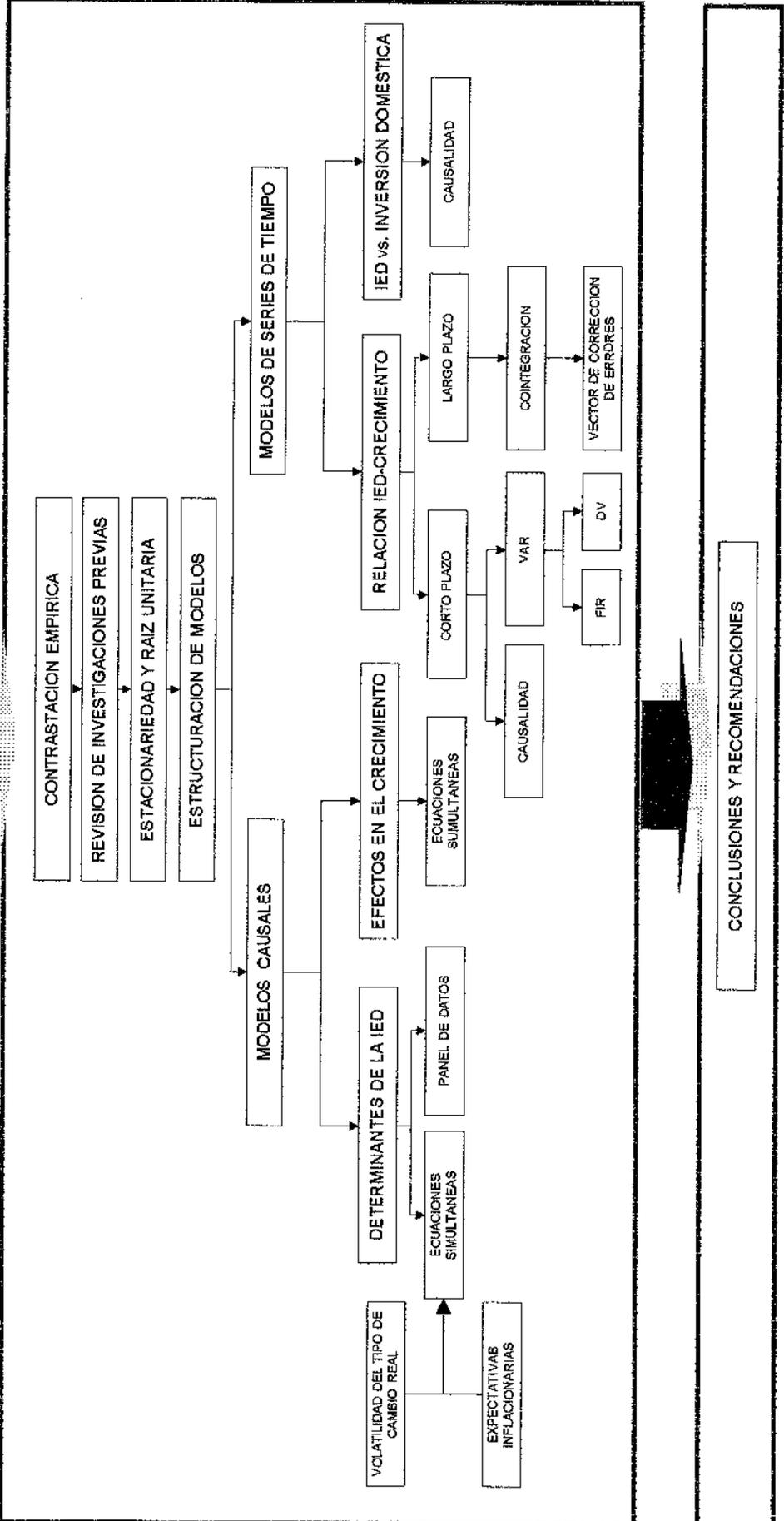
## AMERICA LATINA



## BOLIVIA



CONTRASTACION EMPIRICA



**DEFINICION Y FUENTE DE LOS DATOS**

- AG** : Ahorro de gobierno. Se aproxima por el superávit (o déficit) corriente del sector público medido en millones de bolivianos. (FMI CD-ROM y Banco Central).
- AG/PIB** : Proporción del ahorro de gobierno respecto al PIB. En porcentajes.
- AI** : Ahorro Interno Bruto en miles de bolivianos. Se calcula por identidad de las cuentas nacionales, y es igual al ingreso bruto nacional disponible menos el consumo de las familias y el consumo de gobierno. (INE, FMI CD-ROM, y boletines del BCB, varios números).
- AI/PIB** : Ahorro interno bruto como porcentaje del PIB. En porcentajes.
- APE** : Índice de apertura comercial, y es igual a  $(X+M)/PIB$ . En porcentajes.
- BC** : Balanza comercial en miles de bolivianos de 1990, y es igual a XR-MR.
- BC/PIB** : Balanza comercial con respecto al PIB. Es igual a  $BC/PIBR$ . En porcentajes.
- CC** : Cuenta corriente de la Balanza de Pagos en miles de dólares. (FMI CD-ROM, Boletines del Sector Externo BCB, varios números).
- CPUBR** : Consumo público real. Se aproxima por el gasto final de las administraciones públicas en miles de bolivianos de 1990. Se extracta del cuadro del PIB por tipo de gasto. (INE).
- CPUB/PIB** : Consumo público respecto al PIB. Es igual a  $CPUBR/PIBR$ . En porcentajes.
- DCAP** : Dummy capitalización. Asume el valor 1 a partir del segundo trimestre de 1995, período en la que empiezan a capitalizarse las primeras empresas: Corani, Guaracachi y Valle Hermoso.
- DEBT** : Saldo de la deuda externa en millones de dólares. (Boletines estadísticos y mensuales del BCB, varios números).
- DE/PIB** : Coeficiente deuda externa / PIB. Es igual a  $DEBT/PIB$  y se expresa en porcentajes. El PIB se multiplica por TCP para convertirlo a dólares.
- DEV** : Tasa de devaluación del tipo de cambio nominal. Es igual a la tasa de crecimiento de TCP respecto al período anterior.
- DF** : Variable dummy que intenta capturar los efectos de los problemas financieros del último trimestre de 1995. Asume el valor de uno en dicho trimestre y en el primer trimestre de 1996.
- DGAS** : Dummy gasoducto. Incorpora los efectos de la construcción del gasoducto al Brasil. Es igual a 1 desde el primer trimestre de 1997 al primer trimestre de 1999.
- DHID** : Variable dummy que intenta capturar el incremento de precios de los hidrocarburos debido a la nueva política de fijación de precios. Es igual a uno desde el primer trimestre de 1997.
- D4T99** : Asume el valor 1 solo en el cuarto trimestre de 1999. En dicho período la IED alcanza un valor anormalmente alto debido a inversiones en el sector de hidrocarburos.
- FBKFI** : Formación bruta de capital fijo interna, en miles de bolivianos corrientes. Es igual a FBKF total menos IED. (INE).
- FBKFI/PIB** : Formación bruta de capital fijo interno, respecto al PIB.
- IED** : Inversión Extranjera Directa en millones de dólares. Se extrae de la balanza de pagos. Existen discrepancias en la información que presenta el INE, BCB y el Ministerio de Comercio Exterior e Inversión, prefiriéndose tomar la información del BCB. (FMI CD-ROM, boletines estadísticos y del sector externo del BCB, varios números).
- IED/PIB** : IED como proporción del PIB. En porcentajes.
- IEDR** : IED en términos reales. Se obtiene deflactando la IED por el IPC de los Estados Unidos (IPCEU), debido a que este último constituye una buena aproximación del índice de precios mundial.
- INF** : Tasa de inflación mensual. En porcentajes. (BCB, boletines estadísticos y mensuales, varios números).
- INF\*** : Estimación de las expectativas inflacionarias, según la ecuación (13). En porcentajes.
- INFINT** : Inflación Internacional en porcentajes. Se calcula como la tasa de crecimiento mensual del promedio ponderado de los IPC's de los 8 principales socios comerciales de Bolivia. El ponderador de cada país empleado es el utilizado para el cálculo del REER. Se elabora en base a datos del BCB.

- INFSUB** : Inflación subyacente mensual en porcentajes. Es la variación del IPC que excluye los cinco productos más inflacionarios y los cinco más deflacionarios, además de los productos estacionales que ingresan o salen de la canasta. (BCB).
- INVDOM** : Inversión doméstica bruta. Es igual a la inversión bruta interna (FBKF más variación de existencias) menos la IED. En miles de bolivianos. (INE).
- INVDOMDOL** : Inversión doméstica bruta medida en millones de dólares. Se multiplica INVDOM por TCP.
- INVD/PIB** : Inversión doméstica como porcentaje del PIB.
- IPC** : Índice de precios al consumidor a fin de período, base 1991=100. (BCB, boletines estadísticos, varios números).
- IPCEU** : Índice de precios al consumidor de los Estados Unidos, base 1996=100. (BCB, boletines del sector externo, varios números).
- M** : Importaciones CIF en millones de bolivianos. (INE)
- MR** : Importaciones en miles de bolivianos de 1990 (INE). Se extrae del cuadro del PIB por tipo de gasto. (INE).
- PH** : Número de paros y huelgas por trimestre. Se utiliza como indicador de estabilidad social. (Ministerio de Trabajo y Microempresa, Estadísticas Laborales 1993-1999; para el 2000 la información fue proporcionada por el departamento de informática de dicho Ministerio).
- PIB** : Producto Interno Bruto nominal, en miles de bolivianos. (INE).
- PIBR** : Producto Interno Bruto real en miles de bolivianos de 1990. (INE).
- REERF** : Tipo de cambio real efectivo multilateral de fin de período base 1996=100. Es un promedio ponderado del tipo de cambio real bilateral de los 8 países principales socios comerciales de Bolivia (Argentina, Brasil, Chile, Perú, EEUU, Alemania, G Bretaña y Japón). Las ponderaciones corresponden a la participación normalizada en el comercio exterior con Bolivia. (BCB, boletines estadísticos y mensuales, varios números).
- REERP** : Tipo de cambio real base 1996=100, promedio aritmético de REERF de los tres últimos meses.
- RIN** : Reservas Internacionales Netas del BCB. Millones de dólares. (BCB, boletines estadísticos y del sector externo, varios números).
- RIN/DEBT** : Reservas Internacionales en relación a la deuda externa. Se constituye en un indicador de solvencia de los países. En porcentajes.
- STOCKIED** : Stock de IED en millones de dólares. Se calcula según la metodología de la CEPAL (1998).
- STOCKIED/PIB** : Stock de IED respecto al PIB. En porcentajes.
- TB30** : Tasa de interés de los "Treasury Constant Maturity Rate" de la Reserva Federal de los Estados Unidos. Se utiliza como aproximación a la tasa de rentabilidad internacional. (Federal Reserve Board of Governors).
- TCP** : Tipo de cambio nominal promedio trimestral. Se calcula mediante una media aritmética de los promedios mensuales ponderada por los días del mes. (Dossier de UDAPE, boletines estadísticos del BCB, varios números).
- TDEPIB** : Tasa de crecimiento de la deuda externa como porcentaje del PIB.
- TEMI** : Tasa de crecimiento trimestral de la emisión monetaria. En porcentajes. (BCB, boletines estadísticos y mensuales, varios números).
- TIEDR** : Tasa de crecimiento de la IED real, respecto al mismo período del año anterior. En porcentajes.
- TINVDOMR** : Tasa de crecimiento trimestral de la inversión doméstica real. En porcentajes.
- TOT** : Términos de intercambio. (INE, BCB).
- TPIB** : Tasa de crecimiento del PIB real respecto al mismo período del año anterior. En porcentajes.
- VOLREER** : Estimación de la volatilidad del tipo de cambio real mediante la ecuación (10).
- WR** : Índice del salario medio real base 1995=100. Se calcula a partir del salario medio nominal deflactado por el IPC de la misma base. (1988-1995: INE, Estadísticas del Trabajo. 1996-1999: INE, Salario, Remuneración y Empleo del Sector Privado. 2000-2001: INE, boletines de actualidad estadística).
- X** : Valor de las exportaciones FOB en millones de dólares. Incluye reexportaciones. (BCB).
- XR** : Exportaciones de Bienes y Servicios en miles de bolivianos de 1990. Se extrae del cuadro del PIB por tipo de gasto. (INE).

**RAIZ UNITARIA ESTACIONAL Y EN PRESENCIA DE QUIEBRE ESTRUCTURAL**

**C.1. PRUEBA DE HYLLEBERG, ENGLE, GRANGER Y YOO (1990) DE RAIZ UNITARIA ESTACIONAL**

Un proceso con raíz unitaria estacional puede escribirse como :  $Y_t = Y_{t-4} + \varepsilon_t$  o  $(1-L^4)Y_t = \varepsilon_t$ . Ahora supongamos que  $Y_t$  es generado por:  $A(L)Y_t = \varepsilon_t$ , donde  $A(L)$  es un polinomio de cuarto grado. Este polinomio puede factorizarse de la siguiente forma:

$$(1 - a_1L) (1 + a_2L) (1 - a_3iL) (1 + a_4iL)Y_t = \varepsilon_t \quad (c1)$$

Si  $a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 1$  existirá una raíz unitaria estacional. Es posible, aunque tedioso demostrar que la expresión (c1) puede escribirse como:

$$(1 - L^4)Y_t = \gamma_1(1 + L + L^2 + L^3)Y_{t-1} - \gamma_2(1 - L + L^2 - L^3)Y_{t-1} + (1 - L^2)(\gamma_3 - \gamma_4L)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Para implementar el procedimiento se forman las siguientes variables:

$$Y_{1,t-1} = (1 + L + L^2 + L^3)Y_{t-1} = Y_{t-1} + Y_{t-2} + Y_{t-3} + Y_{t-4}$$

$$Y_{2,t-1} = (1 - L + L^2 - L^3)Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2} + Y_{t-3} - Y_{t-4}$$

$$Y_{3,t-1} = (1 - L^2)Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-3}$$

y se estima la regresión:

$$(1 - L^4)Y_t = \gamma_1 Y_{1,t-1} - \gamma_2 Y_{2,t-1} + \gamma_3 Y_{3,t-1} - \gamma_4 Y_{3,t-2} + \varepsilon_t \quad (c2)$$

La ecuación (c2) puede modificarse incluyendo constante, tendencia y dummies estacionales. Asimismo deben incluirse valores rezagados de  $(1 - L^4)Y_t$  si es que se presenta autocorrelación.

Deben testarse tres hipótesis. La primera  $\gamma_1 = 0$ ; si no se puede rechazar esta hipótesis se concluye que existe una raíz unitaria no estacional. Se prueba también  $\gamma_2 = 0$ , si no se la rechaza se concluye que existe una raíz unitaria con frecuencia semianual. Finalmente, la última es una prueba conjunta  $\gamma_3 = \gamma_4 = 0$ , concluyendo que existe una raíz unitaria con frecuencia anual si no hay evidencia para rechazarla. Los valores críticos son los siguientes:

**VALORES CRITICOS PARA LA PRUEBA DE HYLLEBERG et al.**

ESPECIFICACION	PRUEBA AL 1%			PRUEBA AL 5%		
	$\gamma_1=0$	$\gamma_2=0$	$\gamma_3=\gamma_4=0$	$\gamma_1=0$	$\gamma_2=0$	$\gamma_3=\gamma_4=0$
Con Constante	-3,47	-2,61	4,77	-2,88	-1,95	3,08
Con Constante y Dummies Estacionales	-3,55	-3,60	8,74	-2,95	-2,94	6,57
Con Constante, Dummies Estacionales y Tendencia	-4,09	-3,60	8,79	-3,53	-2,94	6,60

NOTA: Los valores críticos reportados suponen una muestra de 100 observaciones  
FUENTE: Novales (1994), tabla 14.5.

## C.2. RAIZ UNITARIA CON QUIEBRE ESTRUCTURAL. LA METODOLOGIA DE PERRON (1989)

Supongamos que el quiebre está dado en el período  $\tau+1$ . Considérese la hipótesis nula de salto en solo período en el nivel de un proceso de raíz unitaria contra la alternativa de cambio en el intercepto de un proceso estacionario en tendencia (esto implica desplazamiento de la pendiente de la recta de tendencia).

En el gráfico adjunto se simula el proceso de raíz unitaria y se gráfica la tendencia de un proceso estacionario (en tendencia). Si  $D_P$  representa una dummy pulso tal que  $D_P=1$  si  $t = \tau+1$  y cero en otro caso, y  $D_L$  representa una dummy de nivel tal que  $D_L=1$  si  $t > \tau$  y cero en otro caso, la hipótesis nula y alterna pueden formularse como:

$$H_1 : Y_t = a_0 + Y_{t-1} + \mu_1 D_P + \varepsilon_t$$

$$A_1 : Y_t = a_0 + a_2 t + \mu_2 D_L + \varepsilon_t$$

Al anterior llamaremos *modelo "A"*. Esta hipótesis se puede testear a través de la regresión:

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 t + \mu_2 D_L + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (c3)$$

El estadístico  $t$  para la hipótesis nula  $a_1 = 0$  debe ser comparado con los valores críticos apropiados calculados por Perron. Puede testearse también la hipótesis de cambio permanente de magnitud en el "drift" contra la alternativa de cambio en la pendiente de la tendencia de un proceso estacionario en tendencia. Si definimos  $D_T = t - \tau$  para  $t > \tau$  y cero en otro caso, la hipótesis nula y alterna se formulan como:

$$H_2 : Y_t = a_0 + Y_{t-1} + \mu_2 D_L + \varepsilon_t \quad \text{modelo "B"}$$

$$A_2 : Y_t = a_0 + a_2 t + \mu_3 D_T + \varepsilon_t$$

Para hacer más general la prueba, es posible combinar las hipótesis (1) y (2), es decir cambio en ambos, nivel y "drift" de un proceso de raíz unitaria contra desplazamiento y cambio de pendiente en la tendencia de un proceso estacionario en tendencia:

$$H_3 : Y_t = a_0 + Y_{t-1} + \mu_1 D_P + \mu_2 D_L + \varepsilon_t \quad \text{modelo "C"}$$

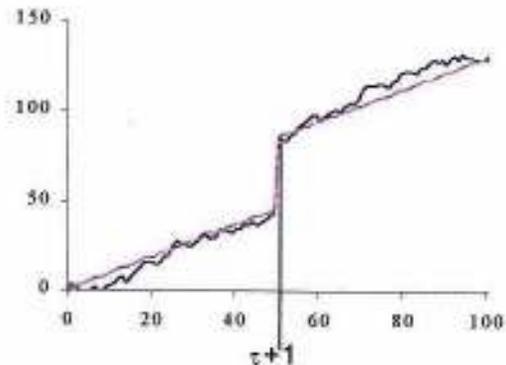
$$A_3 : Y_t = a_0 + a_2 t + \mu_2 D_L + \mu_3 D_T + \varepsilon_t$$

Para probar esta hipótesis debe modificarse apropiadamente la expresión (c3). En nuestro caso, testaremos las tres hipótesis propuestas. Cuando los residuos están idéntica e independientemente distribuidos, la distribución de  $a_1$  en (c3) depende de la proporción de observaciones antes del quiebre. Esta proporción se denota como  $\lambda = \tau/T$  donde  $T$  es el número total de observaciones. Los valores críticos suponiendo  $\lambda = 0,5$  están dados por:

**VALORES CRITICOS PARA LA PRUEBA DE PERRON**

NIVEL DE SIGNIFICACION	MODELO		
	A	B	C
5%	-3,76	-3,96	-4,24
10%	-3,46	-3,68	-3,96

FUENTE: Elaboración propia en base a Perron (1989).



**MODELOS DE HETEROSCEDASTICIDAD  
CONDICIONAL AUTOREGRESIVA**

**D.1. LA TEORIA**

Una versión simple del modelo es:

$$y_t = \beta X_t + \varepsilon_t \quad (d1)$$

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2} \quad (d2)$$

donde  $v_t$  es un proceso "ruido blanco", tal que  $\sigma_v^2 = 1$  y  $\varepsilon_t$  está serialmente incorrelacionado. A la ecuación (d2) se la denomina proceso *ARCH(p)*. Es fácil demostrar que la varianza condicional de  $\varepsilon_t$  en (d2) está dada por (Greene, 1998):

$$Var[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-p}] = \alpha_0 + \alpha_1 Var[\varepsilon_{t-1}] + \alpha_2 Var[\varepsilon_{t-2}] + \dots + Var[\varepsilon_{t-p}]$$

mientras que la varianza no condicional es constante en el tiempo e igual a:

$$Var[\varepsilon_t] = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i}$$

Si extendemos la ecuación (d2) permitiendo que la varianza sea modelada a un proceso *ARMA*, tendremos el modelo denominado *GARCH(p,q)*, donde<sup>a</sup>:

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad \text{donde:} \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i} \quad (d3)$$

La varianza condicional de  $\varepsilon_t$  está dada por  $h_t$  en (d3).

**D.2. RESULTADOS DE LA ESTIMACION DE LA ECUACION (d1) SUPONIENDO  
VARIANZA CONSTANTE**

$$\Delta(\overset{\wedge}{REER}_t) = 0.7622 + 0.0109 \Delta(\overset{\wedge}{CC}_t) \quad (d4)$$

(1.7383)

$$(1 - 0.3278L) e_t = \varepsilon_t$$

(2.2969)

$$R^2 = 0.5537 \quad \overset{\wedge}{\sigma} = 1.8319 \quad F_{2,42} = 26.05$$

**D.3. PRUEBAS RESIDUALES A LA ECUACIONES (d4) Y (10)**

De acuerdo al test de *White* y a las pruebas *ARCH* no existe heteroscedasticidad del tipo  $\sigma_t^2 = \sigma^2 Z_t^h$ , donde  $Z_t$  corresponde a algún regresor de la ecuación, existiendo más bien

<sup>a</sup> Para una exposición más detallada ver Enders (1995).

heteroscedasticidad de tipo autoregresiva. Como se observa las pruebas ARCH mejoran luego de modelar la varianza, arrojando estadísticos *F* más pequeños (o probabilidades más altas). Incluso es posible no rechazar con una significancia mayor la hipótesis de normalidad en los residuos.

**PRUEBAS RESIDUALES A LAS ECUACIONES (d4) Y (10)**

PRUEBA:	EC. (10)		EC. GARCH (1,1)	
	Est. <i>F</i>	valor <i>p</i>	Est. <i>F</i>	valor <i>p</i>
ARCH (1)	1,2980	0,2610	0,2788	0,6003
ARCH (2)	6,4632	0,0037	0,8883	0,4193
ARCH (3)	1,1490	0,3418	1,1767	0,3314
ARCH (4)	2,3889	0,0690	0,8844	0,4831
White	1,0168	0,3705	—	—
Jarque-Bera*	2,1917	0,3343	0,3121	0,8555

ELABORACION: Propia

(\*): El estadístico corresponde a una  $\chi^2$ .

**CORRELOGRAMAS DE LOS RESIDUOS Y RESIDUOS AL CUADRADO DE LAS ECUACIONES (d4) Y (10)**

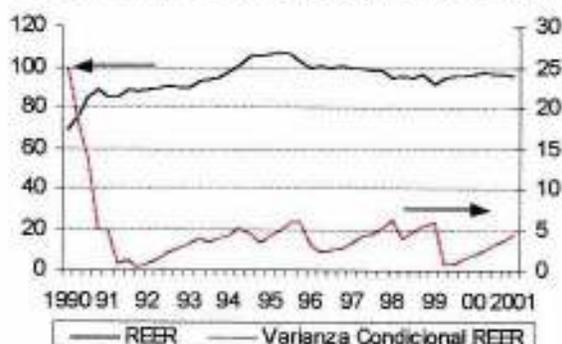
RESIDUOS Ec. (d4)				RESIDUOS AL CUADRADO Ec. (d4)				RESIDUOS AL CUADRADO Ec. (10)			
Periodo muestral: 1990:1 2001:1 Observaciones: 45				Periodo muestral: 1990:1 2001:1 Observaciones: 45				Periodo muestral: 1990:1 2001:1 Observaciones: 45			
Simple	Parcial	Q	Prob	Simple	Parcial	Q	Prob	Simple	Parcial	Q	Prob
		1	0.42			1	0.88			1	0.31
		2	0.92 0.34			2	7.72 0.01			2	2.14 0.14
		3	1.07 0.58			3	7.80 0.02			3	3.82 0.15
		4	1.09 0.78			4	11.93 0.01			4	3.95 0.27
		5	1.18 0.88			5	12.26 0.02			5	3.95 0.41
		6	1.54 0.91			6	12.45 0.03			6	4.85 0.43
		7	1.56 0.96			7	13.05 0.04			7	5.12 0.53
		8	1.87 0.97			8	14.11 0.05			8	6.62 0.47
		9	2.35 0.97			9	14.13 0.08			9	6.65 0.58
		10	3.10 0.96			10	14.34 0.11			10	7.39 0.60
		11	4.08 0.94			11	14.37 0.16			11	7.58 0.67
		12	5.60 0.90			12	14.63 0.20			12	7.91 0.72

**D.4. PIB, REER Y VOLATILIDAD**

**MATRIZ DE CORRELACIONES SIMPLES**

	IED/PIB	IEDR	REERP	VOLREER
IED/PIB	1.0000	0.9976	0.2178	-0.3839
IEDR		1.0000	0.3487	-0.2017
REERP			1.0000	-0.5200
VOLREER				1.0000

**EL TIPO DE CAMBIO REAL (REER) Y SU VARIANZA CONDICIONAL ESTIMADA**



**MODELO DE EXPECTATIVAS INFLACIONARIAS**

**PRUEBAS RESIDUALES A LA ECUACION (12)**

PRUEBA:	VALOR $p^*$
Breusch-Godfrey - LM (1)	0,6611
Breusch-Godfrey - LM (2)	0,7808
White	0,6083
ARCH (1)	0,4254
ARCH (2)	0,6608
Jarque-Bera	0,8822

(\*) : Los valores  $p$  corresponden a los estadísticos  $F$ , excepto para la prueba JB, a la que corresponde una  $\chi^2$ .



**CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS**

Periodo muestral: 1990:4 2001:1

Observaciones: 42

Simple	Parcial	Q	Prob
		1	0.29 0.59
		2	0.66 0.72
		3	1.86 0.60
		4	1.92 0.75
		5	2.59 0.76
		6	3.52 0.74
		7	5.55 0.59
		8	6.45 0.60
		9	8.39 0.49
		10	8.51 0.58
		11	8.60 0.66
		12	8.94 0.71

**MODELOS DE ECUACIONES SIMULTANEAS**

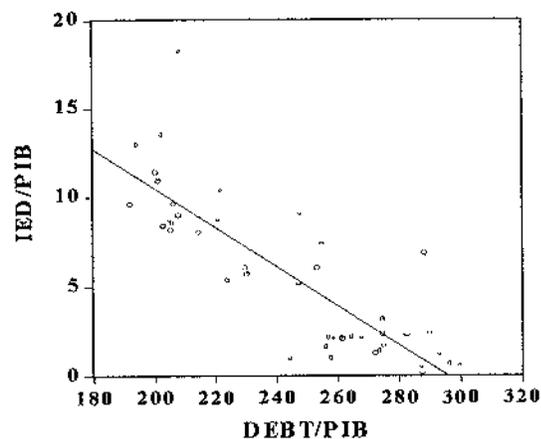
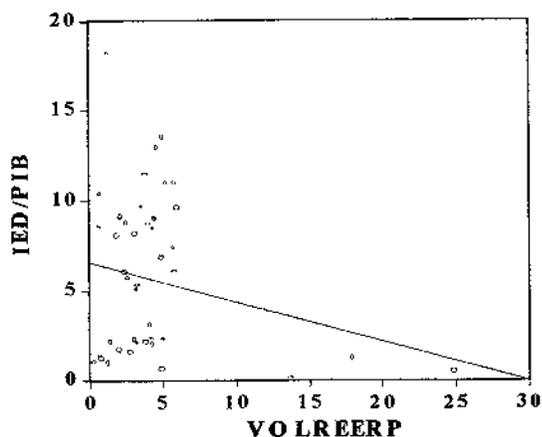
**F.1. PRUEBAS RESIDUALES**

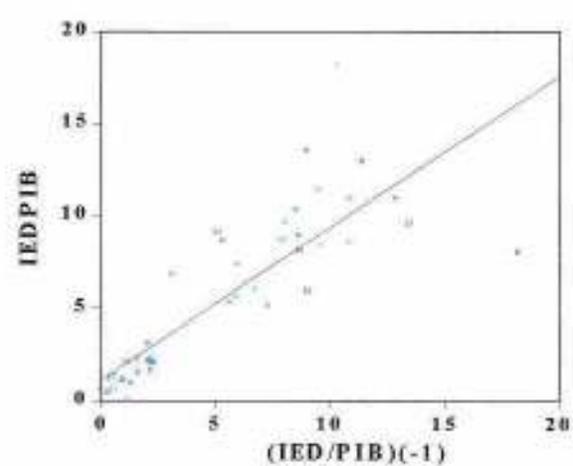
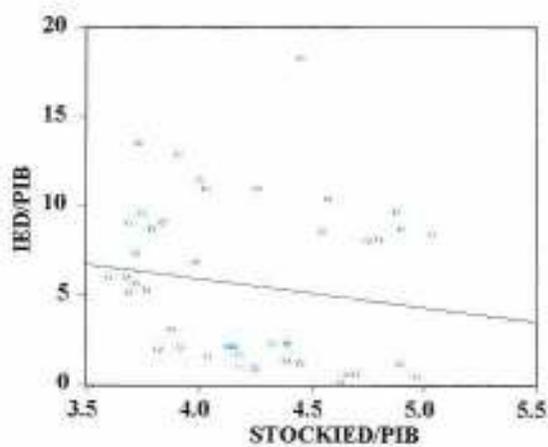
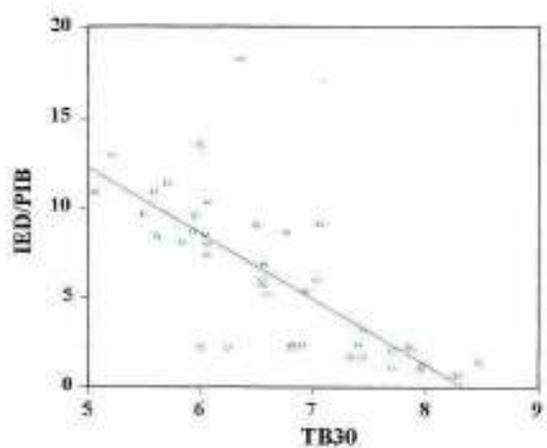
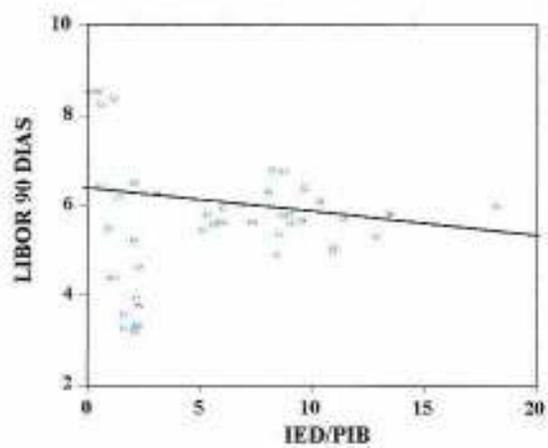
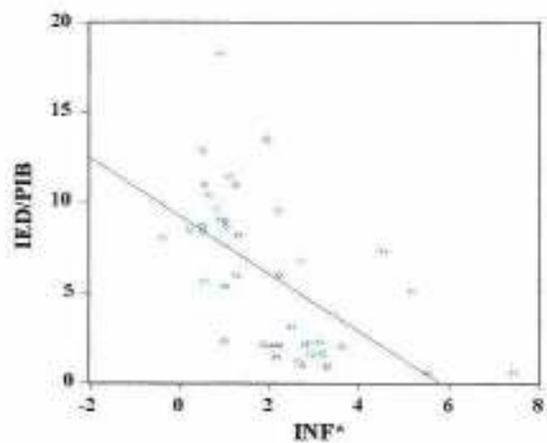
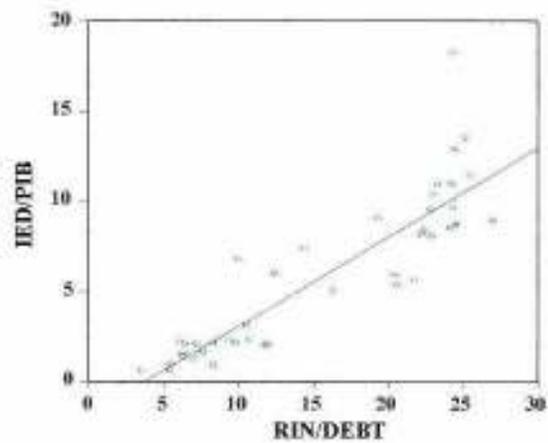
**MODELOS DE ECUACIONES SIMULTANEAS - PRUEBAS RESIDUALES**

PRUEBA:	ECUACION No.					
	MCO		MC2E		MC3E	
	1.1	2.1	1.2	2.2	1.3	2.3
Breusch-Godfrey - LM (1)	0,384	0,827	0,344	0,876	0,315	0,799
Breusch-Godfrey - LM (2)	0,662	0,997	0,499	1,000	0,441	0,992
<b>h</b> de Durbin	0,248	0,308	0,164	0,283	0,198	0,218
Est.-Q Ljung-Box (1)	0,457	0,837	0,344	0,821	0,374	0,603
Est.-Q Ljung-Box (8)	0,317	0,893	0,250	0,935	0,368	0,883
White	0,303	0,964	0,295	0,963	0,249	0,944
ARCH (1)	0,470	0,974	0,577	0,932	0,568	0,612
ARCH (2)	0,800	0,712	0,872	0,564	0,857	0,180
Jarque-Bera	0,336	0,209	0,260	0,616	0,739	0,703
Ramsey-RESET (1)	0,579	0,643	0,471	0,469	0,484	0,595
Ramsey-RESET (2)	0,628	0,253	0,356	0,310	0,533	0,541

NOTA: Los valores reportados corresponden a las probabilidades (o valores  $p$ ) asociadas a los estadísticos de prueba correspondientes, y están definidos como el nivel de significancia más bajo al cual puede rechazarse  $H_0$ . Para las pruebas **Q** y **JB** se utiliza la  $\chi^2$ , para la prueba **h** la normal estándar, y para el resto la **F**. El contraste **h**, es la única prueba de doble cola, por lo que el valor reportado corresponde al área a la derecha de  $|z|$ . La hipótesis nula en las pruebas **LM**, **h** y **Q** denota ausencia de autocorrelación, en las pruebas **White** y **ARCH** homoscedasticidad, en la prueba **JB** normalidad de los errores, y en la prueba **RESET** ausencia de errores de especificación.

**F.2. DIAGRAMAS DE PUNTOS ENTRE LA IED Y ALGUNAS VARIABLES SELECCIONADAS**





DATOS DE PANEL

G.1. LA TEORIA

Partimos de una ecuación de la forma:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta'X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{g1}$$

En este modelo  $n$  es igual al número de grupos, existiendo  $T$  observaciones por cada grupo. La matriz  $X_{it}$  contiene  $k$  regresores. El efecto individual  $\alpha_i$  es específico para la unidad de sección cruzada  $i$ , y es constante a lo largo del tiempo. Haciendo que  $\alpha_i$  sea igual para todos los grupos, *MCO* ofrece estimaciones consistentes y eficientes. Si se considera que  $\alpha_i$  es un término constante específico de cada grupo, se verifica que estará correlacionado con  $X_{it}$  y se dice en este caso que el modelo es de *efectos fijos*. Si pasa a la inversa, es decir, si consideramos que  $\alpha_i$  es un error (aleatorio) específico de cada grupo, no estará correlacionado con  $X_{it}$  y el modelo es de *efectos aleatorios*.

En el modelo de efectos fijos, la ecuación específica para el grupo  $i$ , en notación matricial es igual a:  $y_i = i\alpha_i + X_i\beta + \varepsilon_i$  donde  $i$  es un vector de  $T$  "unos". Para los  $n$  grupos podemos escribir el modelo general como:

$$y = D\alpha + X\beta + \varepsilon \tag{g2}$$

que se conoce como el modelo de *mínimos cuadrados de variables ficticias (MCVF)*, debido a que  $D$  es una matriz con  $n$  columnas, cada una de las cuales es una variable ficticia indicando la  $i$ -ésima unidad. La ecuación (g2) puede estimarse en forma consistente y eficiente por *MCO*<sup>b</sup>.

En el marco del modelo de efectos aleatorios, la ecuación (g1) se reemplaza por:

$$Y_{it} = \alpha + \beta'X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \tag{g3}$$

$u_i$  es el error aleatorio que caracteriza a la  $i$ -ésima observación. Si  $\eta_{it} = \varepsilon_{it} + u_i$ , es fácil demostrar que:  $E[\eta_{it}^2] = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2$  y  $E[\eta_{it}\eta_{is}] = \sigma_u^2$ ,  $t \neq s$ , por lo que existe autocorrelación en las  $\eta_{it}$ . La ecuación (g3) debe entonces estimarse por *MCG*'s. La matriz de varianzas y covarianzas para cada  $\eta_{it}$  es igual a:  $E[\eta_{it}\eta_{it}'] = \sigma_\varepsilon^2 I + \sigma_u^2 ii' = V$  en tanto que la inversa de la anterior matriz es:

$$V^{-1} = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2} \left[ I - \frac{\sigma_u^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_u^2} ii' \right]$$

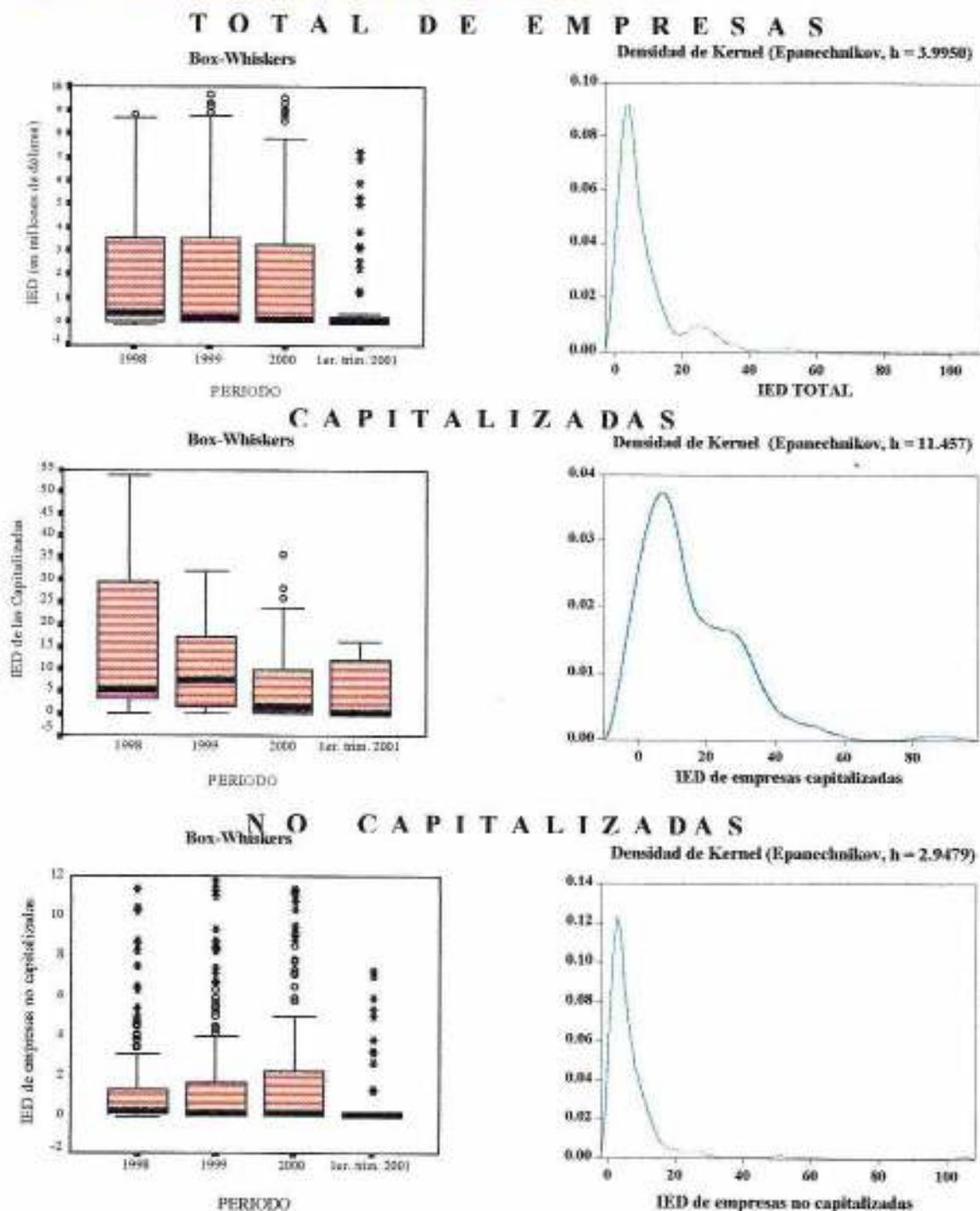
Las ecuaciones normales para los estimadores *MCG*'s de  $\delta' = [\alpha, \beta']$  son:

$$\left[ \sum_{i=1}^n \tilde{X}_i' V^{-1} \tilde{X}_i \right] \hat{\delta}_{MCG} = \left[ \sum_{i=1}^n \tilde{X}_i' V^{-1} Y_i \right] \quad \text{donde } \tilde{X}_i = [i, X_i] \tag{g4}$$

<sup>b</sup> Si la dimensión de la matriz  $D$  es exageradamente grande, puede estimarse el modelo recurriendo a la conocida propiedad de la regresión particionada.

Si los componentes de la varianza ( $\sigma_u^2$  y  $\sigma_v^2$ ) son conocidos, la expresión (g4) se calcula directamente. Esto es poco probable, por lo que habrá que estimar primero los componentes de la varianza, y después emplear la ecuación (g4)<sup>c</sup>. Este método se conoce como *mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF)*.

## G.2. DISTRIBUCION DE LA IED POR EMPRESAS



<sup>c</sup> Para ver la forma de encontrar estimadores de  $\sigma_u^2$  y  $\sigma_v^2$  ver Hsiao (1999) o Greene (1998).

### G.3. RESULTADOS ESTIMACION MODELOS DE PANELES DE DATOS

#### **EFFECTOS FIJOS (MCVF)**

Dependent Variable: IED?					
Method: Pooled Least Squares					
Sample(adjusted): 1998:2 2001:1					
Included observations: 12 after adjusting endpoints					
Total panel (unbalanced) observations 750					
Variable	Coef.	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
TPIB(-1)	0.1520	0.1341	1.1335	0.2574	
IPC(-1)	-0.0798	0.0400	-1.9949	0.0465	
VOLREER(-1)	-0.3883	0.2334	-1.6635	0.0967	
INVDOMDOL	-0.0032	0.0025	-1.2791	0.2013	
DE/PIB	-0.0830	0.0409	-2.0288	0.0429	
IED?(-1)	0.1862	0.0337	5.5164	0.0000	
<b>Fixed Effects</b>					
_MB-C	35.30	_PASC-C	33.80	_FUT-C	33.65
_PC-C	34.99	_AD-C	32.99	_PRE-C	33.56
_PB-C	39.76	_OM-C	33.93	_BUN-C	33.67
_PP-C	42.37	_ELP-C	34.12	_BEC-C	33.91
_RES-C	36.10	_ELO-C	32.99	_BSO-C	33.86
_TBPC-C	38.50	_ELC-C	34.50	_AI-C	34.38
_DWC-C	35.31	_COB-C	36.93	_MCD-C	33.86
_VP-C	38.58	_PRIV-C	32.99	_MUL-C	33.75
_TEPB-C	38.98	_HB-C	34.80	_TA-C	33.55
_OP-C	41.38	_AT-C	32.99	_CIA-C	33.59
_ASSC-C	42.95	_OE-C	34.04	_TC-C	34.38
_AB-C	33.65	_DACL-C	33.54	_ECO-C	32.99
_BEM-C	33.76	_AGA-C	33.63	_OC-C	39.61
_EMI-C	35.44	_EB-C	34.57	_LAB-C	33.66
_LMM-C	33.61	_KTC-C	33.56	_COR-C	36.18
_CME-C	33.57	_MAN-C	33.45	_GUA-C	37.60
_CMO-C	33.58	_PQB-C	33.55	_VH-C	33.55
_EMA-C	33.55	_PA-C	33.67	_ENTEL-C	47.30
_BG-C	33.64	_SAO-C	33.35	_REO-C	35.03
_MDC-C	33.48	_TMNB-C	33.88	_REA-C	33.85
_MS-C	33.68	_KB-C	33.47	_YPA-C	57.52
_PREM-C	33.45	_EBR-C	27.47	_YPCH-C	51.45
_TAN-C	33.44	_OI-C	37.56	_TRANS-C	38.44
_CMS-C	33.61	_BCR-C	35.33	_GTB-C	51.46
_VIN-C	31.16	_BIS-C	33.93	_GOB-C	41.18
_ASA-C	32.99	_BSC-C	38.41		
R-squared	0.608829	Mean dependent var	3.336419		
Adjusted R-squared	0.560739	S.D. dependent var	7.771531		
S.E. of regression	5.150719	Sum squared resid	17695.45		
F-statistic	207.6273	Durbin-Watson stat	1.894956		
Prob(F-statistic)	0.000000				

**EFFECTOS ALEATORIOS (MCGF)**

Dependent Variable: IED?				
Method: GLS (Variance Components)				
Sample: 1998:2 2001:1				
Included observations: 12				
Total panel (unbalanced) observations 750				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	291142	151282	1.9245	0.0547
TPIB(-1)	0.2327	0.1567	1.4854	0.1379
IPC(-1)	-0.0609	0.0459	-1.3266	0.1850
VOLREER(-1)	-0.3342	0.2733	-1.2228	0.2218
INVDOMDOL	-0.0049	0.0029	-1.6662	0.0961
DE/PIB	-0.0730	0.0478	-1.5261	0.1274
IED?(-1)	0.5665	0.0258	21.9827	0.0000
<b>Random Effects</b>				
_MB-C 0.00	_PASC-C 0.01	_FUT-C 0.01		
_PC-C 0.00	_AD-C 0.02	_PRE-C 0.01		
_PB-C -0.01	_OM-C 0.01	_BUN-C 0.01		
_PP-C -0.02	_ELP-C 0.00	_BEC-C 0.01		
_RES-C 0.00	_ELO-C 0.02	_BSO-C 0.01		
_TBPC-C -0.01	_ELC-C 0.00	_AI-C 0.00		
_DWC-C 0.00	_COB-C 0.00	_MCD-C 0.01		
_VP-C -0.01	_PRIV-C 0.02	_MUL-C 0.01		
_TEPB-C -0.01	_HB-C 0.00	_TA-C 0.01		
_OP-C -0.02	_AT-C 0.02	_CIA-C 0.01		
_ASSC-C -0.03	_OE-C 0.00	_TC-C 0.01		
_AB-C 0.01	_DACL-C 0.01	_ECO-C 0.02		
_BEM-C 0.01	_AGA-C 0.01	_OC-C -0.01		
_EMI-C 0.00	_EB-C 0.00	_LAB-C 0.01		
_LMM-C 0.01	_KTC-C 0.01	_COR-C 0.00		
_CME-C 0.01	_MAN-C 0.01	_GUA-C 0.00		
_CMO-C 0.01	_PQB-C 0.01	_VH-C 0.01		
_FMA-C 0.01	_PA-C 0.01	_FNTEL-C -0.03		
_BG-C 0.01	_SAO-C 0.01	_REO-C 0.00		
_MDC-C 0.01	_TMNB-C 0.00	_REA-C 0.01		
_MS-C 0.01	_KB-C 0.01	_YPA-C -0.05		
_PREM-C 0.01	_EBR-C 0.10	_YPCH-C -0.04		
_TAN-C 0.01	_OI-C 0.00	_TRANS-C -0.01		
_CMS-C 0.01	_BCR-C 0.00	_GTB-C -0.03		
_VIN-C 0.04	_BIS-C 0.01	_GOB-C -0.02		
ASA-C 0.02	BSC-C -0.01			
GLS Transformed Regression				
R-squared	0.397868	Mean dependent var	3.336419	
Adjusted R-squared	0.393006	S.D. dependent var	7.771531	
S.E. of regression	6.054787	Sum squared resid	2.7238.72	
Durbin-Watson stat	1.899102			
Unweighted Statistics including Random Effects				
R-squared	0.397233	Mean dependent var	3.336419	
Adjusted R-squared	0.392365	S.D. dependent var	7.771531	
S.E. of regression	6.057981	Sum squared resid	2.7267.46	
Durbin-Watson stat	1.897101			

A continuación se presenta el listado de empresas de inversión extranjera directa que se incluyen en los modelos de panel de datos. Las mismas se dividen en empresas capitalizadas y no capitalizadas, y estas últimas están desagregadas sectorialmente.

**EMPRESAS DE INVERSION EXTRANJERA DIRECTA (CAPITALIZADAS Y NO CAPITALIZADAS)  
INCLUIDAS EN EL MODELO DE PANEL DE DATOS**

No.	SECTOR / EMPRESA	SIGLA	No.	SECTOR / EMPRESA	SIGLA
1	MAXUS BOLIVIA INC.	MB	38	DESMOTADORA DE ALGODON CAÑADA LARGA S.A.	DACL
2	PEREZ COMPANC S.A. SUC. BOLIVIA	PC	39	AGA S.A.	AGA
3	PETROBRAS BOLIVIA S.A.	PB	40	EXPORTADORES BOLIVIANOS S R L	EB
4	PLUSPETROL S.A.	PP	41	KTC CO. LTDA. KOREAM TIMBER COMPANY	KTC
5	REPSOL EXPLORATION SECURE S.A.	RES	42	MANUFACTURAS BOLIVIANA S.A. (MANACO)	MAN
6	TESDRO BOLIVIAN PETROLEUM COMPANY	TBPC	43	PETROQUIMICA BOLIVIANA SA AUSTIN	PQB
7	DONG WONG CORPORATION	DWC	44	PRODUCTORA DE ALIMENTOS S.A.	PA
8	VENTAGE PETROLEUM LTDA. (EX-SHAMROCK VENTURES BOL)	VP	45	SDCIEDAD ACETTERA DEL ORIENTE S.A.	SAO
9	TOTAL EXPLORATION PRDUCTION BOLIVIE	TEPB	46	TIEMPOS DEL MUNDO NOTICIAS BOLIVIA S R L	TMNB
10	OTRAS	OP	47	KIMBERLY BOLIVIA SA	KB
11	ANDEAN SILVER CORPORATION - SAN CRISTOBAL	ASSC	48	EMPRESA BOLIVIANA DE REFINALIDN	EBR
12	ARISUR INC. BOLIVIA	AB	49	OTRAS	OI
13	BAREX EMPRESA MINERA S.A. BAREMSA	BEM	50	BANCO DE CREDITO	BCR
14	EMPRESA MINERA INTI RAYMI S.A.	EMI	51	BANCO BISA S.A.	BIS
15	L&M MINING (BOLIVIA) S.R.L.	LMM	52	BANCO SANTA CRUZ	BSC
16	COMPAÑIA DE MINERALES ESPECIALIZADOS CDMINESA	CME	53	AFP FUTURO DE BOLIVIA	FUF
17	COMPAÑIA MINERA OCCIDENTAL S.A.	CMO	54	AFP PREVISIÓN	PRE
18	EMPRESA MINERA ALTIPLANO S.A.	EMA	55	BANCO UNIÓN S.A.	BUN
19	BILLTON - GENCOR	BG	56	BANCO ECONOMICO	BEC
20	MINING DEVELOPMENT COMPANY - SUCURSAL BOLIVIA	MDC	57	BANCO SÓLIDARIO S.A.	BSO
21	MIYUSHI MINING & SMELTING CO., LTD.(SUC. BOLIVIA)	MS	58	AGUAS DEL ILLIMANI	AI
22	PUYA RAYMONDI EMPRESA MINERA S.A.	PRFM	59	MC. DONALD'S SISTEMAS DE BOLIVIA	MCD
23	TANGANIKA	TAN	60	MULTIVISIÓN SA	MUL
24	COMPAÑIA MINERA DEL SUR S.A. COMSUR	CMS	61	TECNO ACCION S.A. SUCURSAL BOLIVIA	TA
25	VINTO	VIN	62	CLIMA INGENIERIA AMBIENTAL S.R.L.	CLA
26	ASARCO	ASA	63	TELEFONIA CELULAR DE BOLIVIA S.A.	TC
27	PAN AMERICAN SILVER CORPORATION	PASC	64	ECOBOL	ECO
28	ALLIED DEASIS	AD	65	OTRAS	OC
29	OTRAS	OM	66	LAB	LAB
30	ELECTROPAZ	ELP	67	ENDE-CORANI	COR
31	ELFEO	ELO	68	ENDE-GUARACACHI	GUA
32	ELFEC	ELC	69	ENDE-V.HERMOSO	VH
33	COREE	COB	70	ENTEL	ENTEL
34	PRIVATIZACIONES	PRIV	71	ENFE-RED DRIENTAL	REO
35	HIDROELECTRICA BOLIVIANA	HB	72	ENFE-RED ANGINA	REA
36	AGUAS DEL TUNARI	AT	73	YPFB-ANDINA	YPA
37	OTRAS	OF	74	YPFB-CHACO	YPCH
			75	TRANSREDES (TRANSPORTES)	TRANS
			76	CONSTRUCCION-Gas Trans Boliviano (GTB)	GTB
			77	CONSTRUCCION-Gas Oriente Boliviano (GOB)	GOB

(\*) : Construcción, Transporte, Comunicaciones, Intermediación Financiera y Comercio y Servicios.

**MODELOS DE VECTORES AUTOREGRESIVOS**

**H.1. CAUSALIDAD GRANGER TIEDR - TPIB**

**DETERMINACION DE LA LONGITUD OPTIMA DE REZAGOS**

Rezagos	EQUACION:			
	TIEDR sobre TPIB		TPIB sobre TIEDR*	
	AIC	SBC	AIC	SBC
1	13,62	13,74	4,83	4,95
2	13,68	13,88	4,88	5,08
3	13,76	14,04	4,89	5,18
4	13,85	14,21	4,81	5,18
5	13,92	14,37	4,84	5,29
6	14,02	14,56	4,94	5,48

ELABORACION: Propia.

(\*): Debido a que hay discrepancia en las conclusiones de los criterios AIC y SBC se realiza una prueba F, arrojando ésta un valor p igual a 0,1042, por lo que se puede rechazar H<sub>0</sub> a un 5% y hasta un 10% de nivel de significación, por lo que se concluye que cuatro rezagos son óptimos.

$$\text{Criterio de Información de Akaike (AIC): } -2\ell/T + 2k/T$$

$$\text{Criterio de Schwarz (SBC): } -2\ell/T + k \log T/T$$

donde *k* es el número de parámetros estimados, *T* es el número de observaciones, y *ℓ* es el valor de la función de máxima verosimilitud usando los *k* parámetros estimados.

**H.2. LOS MODELOS VAR Y SUS HERRAMIENTAS DE ANALISIS: FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO Y DESCOMPOSICION DE VARIANZA**

En términos matriciales, un VAR estructural bivariado puede expresarse como:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

o simplemente:  $BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$  con  $\varepsilon_t \sim \eta(0, \sigma^2 I)$  (h1)

Premultiplicando por  $B^{-1}$  obtenemos el VAR en la forma reducida (VAR estándar):

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t \quad (h2)$$

donde  $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ ,  $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$  y  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ . Es fácilmente demostrable que  $cov(e_{1t}, e_{2t}) \neq 0$ .

Iterando  $X_t$  hacia atrás en (h2) se obtiene que:

$$X_t = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i}$$

En términos de las innovaciones estructurales tendremos:

$$X_t = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i B^{-1} \varepsilon_{t-i}$$

o más compactamente:

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad \text{con} \quad \phi_i = A_i^t B^{-1} = \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \quad (h3)$$

Los cuatro conjuntos de coeficientes  $\phi_{11}(i)$ ,  $\phi_{12}(i)$ ,  $\phi_{21}(i)$  y  $\phi_{22}(i)$  en (h3) se denominan *funciones de respuesta al impulso (FIR)*. Un gráfico de estas funciones ( $\phi_{jk}(i)$  contra  $i$ ) es una forma práctica de representar visualmente el comportamiento de las secuencias  $\{y_t\}$  y  $\{z_t\}$  en respuesta a varios shocks. Puesto que es posible demostrar que el VAR estructural no está identificado, los parámetros  $b_{ij}$  de la ecuación (h1) no pueden estimarse a no ser que se imponga una restricción. Una posible restricción de identificación es utilizar la *descomposición de Cholesky*. Generalmente se restringe el sistema tal que  $y_t$  no tenga efecto contemporáneo sobre  $z_t$ , lo que significa hacer en (h1)  $b_{21} = 0$ .

Si denotamos la varianza el error de predicción de  $y_t$   $n$  períodos hacia delante por  $\sigma_y(n)^2$  es posible demostrar que:

$$\sigma_y(n)^2 = \sigma_y^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] + \sigma_z^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]$$

dividiendo ambos miembros entre  $\sigma_y(n)^2$  se tiene:

$$I = \frac{\sigma_y^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} + \frac{\sigma_z^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2}$$

por lo que los dos términos del lado derecho de la ecuación muestran la proporción de  $\sigma_y(n)^2$  debida a *shocks* en las secuencias  $\{\varepsilon_{yt}\}$  y  $\{\varepsilon_{zt}\}$  respectivamente. A este análisis se le denomina *descomposición de varianza*.

Para testear cualquier restricción lineal en un VAR se emplea el estadístico de razón de verosimilitudes definido por:

$$LR = (T - C) (\ln |\Sigma_R| - \ln |\Sigma_{NR}|) \quad (h4)$$

donde  $T$  es *el tamaño de la muestra*,  $C$  *el número de parámetros a estimar en cualquiera de las ecuaciones* y  $|\Sigma_R|$  y  $|\Sigma_{NR}|$  son los determinantes de la matriz de covarianzas de los residuos de las ecuaciones restringida y sin restringir respectivamente. *El estadístico LR se distribuye como una  $\chi^2$  con  $q$  grados de libertad, siendo  $q$  es el número total de restricciones impuestas en el sistema.*

### H.3. MODELO VAR TIEDR-TPIB

#### MODELO VAR TIEDR - TPIB DETERMINACION DEL NUMERO OPTIMO DE REZAGOS

REZAGOS	AIC	SBC
1	18,412	19,135
2	18,527	19,410
3	18,541	19,585
4	18,409	19,625
8	18,515	20,457

ELABORACION : Propia.

Si denotamos por  $n$  el número total de parámetros estimados en el VAR, los criterios de Akaike y Schwarz en este caso son iguales a:

$$AIC = -2\ell/T - 2n/T \quad SBC = -2\ell/T + n \log T/T$$

Debido a que los criterios AIC y SBC llegan a conclusiones contrapuestas, mediante el test LR dado en (h4), se obtiene un estadístico  $\chi^2$  igual a 16.46 con un valor  $p$  de 0.1711, lo que permite inclinarse a favor del modelo con un rezago (modelo restringido).

### RESULTADOS DE LA ESTIMACION

Sample: 1990:1 2001:1  
Included observations: 45

	TPIB	TIEDR
TIEDR(-1)	0.0014 (0.8056)	-0.0141 (-0.1033)
TPIB(-1)	-0.1788 (-1.0622)	38.9059 (2.8649)
C	4.4435 (4.4005)	47.0516 (0.5774)
INF(-1)	0.0783 (0.3375)	-32.4664 (-1.7350)
TDEPIB(-1)	-0.1449 (-1.9482)	-15.4811 (-2.5796)
TB30	-0.1020 (-1.5214)	-91846 (-1.6975)
TINVDOMR	0.0068 (0.2901)	-0.1019 (-0.2401)
DGAS	1.6008 (1.4304)	-97.2980 (-1.0774)
DCAP	-1.1374 (-1.2710)	-86.2984 (-1.1951)
R-squared	0.2462	0.3621
Adj. R-squared	0.0787	0.2204
Sum sq. resids	218.62	1423522
S.E. equation	2.4643	198.852
F-statistic	1.4697	2.5545
Log likelihood	-99.42	-297.00
Akaike AIC	4.8185	13.5999
Schwarz SC	5.1799	13.9612
Mean dependent	3.9058	78.3827
S.D. dependent	2.5674	225.21
Determinant Residual Covariance		152777.2
Log Likelihood		-396.2810
Akaike Information Criteria		18.4125
Schwarz Criteria		19.1352

NOTA: Estadísticos  $t$  entre paréntesis.

#### H.4. TEST DE JOHANSEN DE COINTEGRACION

La metodología de Johansen sugiere estimar un sistema de ecuaciones de la forma:

$$\Delta X_t = \pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (h5)$$

donde  $X_t$  es un vector de  $n$  variables,  $\pi$  es una matriz de parámetros ( $n \times n$ ) y  $\varepsilon_t$  es un vector de variables "ruido blanco". El rango de la matriz  $\pi$  es igual al número de vectores de

cointegración<sup>d</sup>. Si todos los elementos de  $\pi$  son ceros, se tiene que  $\text{rango}(\pi) = 0$ , por lo que todas las secuencias  $\{x_{it}\}$  son procesos de raíz unitaria “camino aleatorio” y a partir de que no existe una combinación lineal de los procesos  $\{x_{it}\}$  que sea estacionario, las variables no están cointegradas. Si por el contrario,  $\text{rango}(\pi) = n$  la expresión dada en (h5) representa un sistema convergente de ecuaciones en diferencia, por lo que todas las variables son estacionarias. En el caso intermedio  $0 < \text{rango}(\pi) < n$  diremos que existen múltiples vectores de cointegración.

El número de diferentes vectores de cointegración puede ser obtenido observando la significancia de las raíces características de  $\pi$ . Se sabe que el rango de una matriz es igual al número de sus raíces características diferentes de cero. En la prueba de *Johansen* el test para el número de raíces características que no son significativamente diferentes de la unidad puede ser probado usando los siguientes dos estadísticos:

$$\lambda_{\text{TRAZA}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \qquad \lambda_{\text{MAX}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

donde  $\hat{\lambda}_i$  son los valores estimados de las raíces características (llamados también *autovalores*) obtenidos de la matriz estimada  $\hat{\pi}$ , y  $T$  es el número de observaciones. El estadístico  $\lambda_{\text{TRAZA}}$  testea la hipótesis nula de que el número de vectores de cointegración es menor o igual que  $r$ . El estadístico  $\lambda_{\text{MAX}}$  testea la hipótesis nula de que el número de vectores de cointegración es  $r$  contra la alternativa de  $r+1$ . Estos estadísticos deben compararse con los valores críticos proporcionados por *Johansen*.

#### H.5. MODELO DE CORRECCION DE ERRORES IEDR-PIBR

**MODELO DE CORRECCION DE ERRORES IEDR - PIBR  
DETERMINACION DEL NUMERO OPTIMO DE REZAGOS**

REZAGOS	AIC	SBC
1	38,299	38,701
2	38,362	38,924
3	36,875	37,597
4	36,919	37,802
8	36,688	38,229

ELABORACION : Propia.

Puesto que existe discrepancia en las conclusiones de los criterios de *Akaike* y *Schwarz*, al prueba *LR* de la ecuación (h4) arroja un valor  $\chi^2$  igual a 75.26 con un valor  $p$  de prácticamente cero. Por tanto se puede rechazar contundentemente la hipótesis nula de no significatividad de los rezagos mayores a uno, por lo que se decide incluir en el *VFC* ocho rezagos.

<sup>d</sup> Ver Hamilton (1994).

**ESTIMACION VEC IEDR - PIBR**

Sample(adjusted): 1990:2 2001:1		
Included observations: 44 after adjusting endpoints		
<b>Cointegrating Eq:</b>	<b>CointEq1</b>	
IEDR(-1)	1.0000	
PIBR(-1)	-0.0001	
	(-8.2724)	
C	4623253	
<b>Error Correction:</b>	<b>D(IEDR)</b>	<b>D(PIBR)</b>
CointEq1	-0.5129	-1195.75
	(-1.6266)	(-1.3322)
D(IEDR(-1))	-0.0702	1627.80
	(-0.2004)	(1.6324)
D(IEDR(-2))	0.0042	2134.41
	(0.0126)	(2.2663)
D(IEDR(-3))	-0.0294	1658.19
	(-0.0866)	(1.7136)
D(IEDR(-4))	0.0036	1981.99
	(0.0103)	(1.9989)
D(IEDR(-5))	0.0521	1280.20
	(0.1372)	(1.1849)
D(IEDR(-6))	-0.4916	724.68
	(-1.5404)	(0.7979)
D(IEDR(-7))	-0.5238	-4161799
	(-1.6528)	(-0.4614)
D(IEDR(-8))	0.4610	798.09
	(1.4779)	(0.8990)
D(PIBR(-1))	0.0000	-1.1079
	(-0.0798)	(-4.5586)
D(PIBR(-2))	0.0001	-1.0168
	(0.6018)	(-3.2412)
D(PIBR(-3))	0.0001	-0.8714
	(0.5635)	(-2.3484)
D(PIBR(-4))	0.0001	-0.3948
	(1.0357)	(-0.9712)
D(PIBR(-5))	0.0003	-0.2560
	(1.8866)	(-0.6445)
D(PIBR(-6))	0.0002	-0.3452
	(1.8832)	(-0.9830)
D(PIBR(-7))	0.0002	-0.3797
	(1.8576)	(-1.3117)
D(PIBR(-8))	0.0001	0.1076
	(1.8069)	(0.5335)
C	-42.8313	181923.3
	(-1.7157)	(2.5603)
R-squared	0.6988	0.9409
Adj. R-squared	0.5018	0.9022
Sum sq. resids	36752.6	2.98E+11
S.E. equation	375973	107010.4
F-statistic	3.5481	24.3276
Log likelihood	-210.44	-560.41
Akaike AIC	10.3838	26.2913
Schwarz SC	11.1137	27.0212
Mean dependent	3.4689	39945.3
S.D. dependent	53.2686	342140.9
Determinant Residual Covariance	5.23E+12	
Log Likelihood	-769.1287	
Akaike Information Criteria	36.68767	
Schwarz Criteria	38.22856	

NOTA: Estadísticos *I* entre paréntesis.

## BIBLIOGRAFIA

---

- ADY Peter H., (1972). *La Inversión Privada en el Extranjero y los Países en Desarrollo*. En ADY Peter H. (comp.), *La Inversión Privada en el Extranjero y el Mundo en Desarrollo*, primera ed., segunda impresión, Praeger, Estados Unidos.
- AHUMADA Hildegart, (1992). *Propiedades Temporales y Relaciones de Cointegración de Variables Nominales en Argentina*. Banco Central de la República Argentina, Centro de Investigaciones para el Desarrollo Económico (CIEDE).
- AITKEN Brian J., HARRISON Ann E., (1999). *Do Domestic Firms Benefit from Foreign Direct Investment?. Evidence from Venezuela*. En: *The American Economic Review*, volume 89, number 3.
- ALIBER Robert Z., (1970). *Una teoría de la Inversión Extranjera Directa*. En KINDLEBERGER Charles (comp.), *La Corporación Internacional*, Massachusetts Institute of Technology (MIT), Cambridge.
- ALIBER Robert Z., (1976), *La Empresa Multinacional en un Mundo de Monedas Múltiples*. En DUNNING John H. (comp.), *La Empresa Multinacional*, primera ed. en español, Fondo de Cultura Económica, México.
- ANTELO CALLISPERIS Eduardo, (1996). *La Capitalización en Bolivia*. En: UDAPE, *Revista de Análisis Económico*, volumen 11, La Paz-Bolivia.
- ANTEZANA MALPARTIDA Oscar R., (1988). *Análisis de la Nueva Política Económica*. Primera ed., Los Amigos del Libro, La Paz-Bolivia.
- ARGANDOÑA RAMÍZ Antonio, (1986). *La Teoría Monetaria Moderna*. 2ª ed. 1ª reimpression, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Barcelona.
- ASTOLFI Andrea, (1986). *El Contrato Internacional de "Joint-Venture"*. Revista del Derecho Comercial y de las Obligaciones, Separata de la R.D.C.O. N° 83, Depalma, Buenos Aires-Argentina.
- AZNAR Antonio y TRIVEZ Francisco Javier, (1993). *Métodos de Predicción en Economía. Análisis de Series Temporales*. Volumen II, primera ed., Ariel S. A., Barcelona.
- Banco Central de Bolivia, (1997). *La Importancia de la Inversión Extranjera en Bolivia*. Boletín Informativo No. 54, año 4, La Paz-Bolivia.
- Banco Central de Bolivia, (2000). *La Iniciativa HIPC en la Economía Boliviana*. Boletín Informativo No. 85, año 7, La Paz-Bolivia.
- Banco Interamericano de Desarrollo, (1996). *Regímenes de Inversión Extranjera en los Países del Hemisferio. Estudio Comparativo*. Departamento de Integración y Programas Regionales, Washington D. C.
- BARRO Robert J., (1996). *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*. National Bureau Of Economic Reserarch, Working Paper No. 5698, Massachusetts.
- BERNDT, Ernst R., (1991). *The Practice of Econometrics. Classic and Contemporary*. Addison-Wesley Publishing Company, Massachusetts.
- BID-IRELA, (1998). *Inversión Extranjera Directa en América Latina: La Perspectiva de los Principales Inversores*. Banco Interamericano de Desarrollo (BID) - Instituto de Relaciones Europeo Latinoamericanas (IRELA), Madrid-España.
- BLONIGEN Bruce A. FEENSTRA Robert C., (1996). *Protectionist Threats and Foreign Direct Investment*. National Bureau Of Economic Reserarch, Working Paper No. 5475, Massachusetts.
- BOOTE Anthony y THUGGE Kamau, (1999). *Alivio de la Deuda para Países de Bajo Ingreso*. FMI, Serie Folletos No. %51-5, traducción Hugo Moreno, Washington.
- BORENSZTEIN E., DE GREGORIO J. y LEE J-W., (1998). *How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth*. En: *Journal of International Economics*, volume 45, No. 1, Elsevier Science B. V., North Holland.
- BOUZAS Roberto, (1991). *América Latina y las Tendencias de la Inversión Extranjera Directa*.
- BOUZAS Roberto, (1997). *Integración Económica e Inversión Extranjera: La Experiencia Reciente de Argentina y Brasil*.
- BREALEY Richard A. y MYERS Stewart C., (1995). *Manual de Finanzas Corporativas*. Tomo 3, primera ed., McGraw-Hill, Colombia.

- BRUNO Michael y EASTERLY William, (1998). *Inflation Crises and Long-Run Growth*. En: Journal of Monetary Economics, volume 41, No. 1, Elsevier Science B. V., North Holland.
- BUCKLEY Peter J., (1991). *Estrategias de Servicio y Competitividad en los Mercados Externos*. En NEGANDHI Anant R. y SAVARA Arun (comps.), *Mercadeo Estratégico Internacional*, primera ed., Legis S.A., Colombia.
- CALVO A. Guillermo, LEJDERMAN Leonardo y REINHART Carmen, (1994). *El Problema de la Afluencia de Capital*. En *Afluencia de Capitales y Estabilización en América Latina*, STEINER Roberto (comp.), primera ed., editores Tercer Mundo en coedición con Fedesarrollo, Colombia.
- CAVES Richard E., (1971). *International Corporations: The Industrial Economics of Foreign Investment*. En *Económica*, vol. 38, p. 1-27.
- Centro de Promoción Minera (CEPROMIN), (1996). *Las Inversiones Privadas Extranjeras en la Minería Boliviana*. Serie: Minería Privada No. 1, Cuaderno de Formación No. 14. La Paz-Bolivia.
- CEPAL, (1987). *Las Empresas Transnacionales y la Inversión Extranjera Directa en la Primera Mitad de los Años Ochenta*. Santiago de Chile.
- CEPAL, (1990a). *Estudio Económico de América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile.
- CEPAL, (1990b). *Conversión de Deuda Externa en Inversión. Guía para el Personal Directivo*. Chile.
- CEPAL, (1991). *El Regreso de Países Latinoamericanos al Mercado Internacional de Capitales Privados: Una Nota Preliminar*. Santiago de Chile.
- CEPAL, (1992). *Inversión Extranjera Directa en América Latina y el Caribe 1970-1990*. Vol. I, Panorama Regional, preparado por Alvaro Calderón, Santiago de Chile.
- CEPAL, (1994a). *América Latina y el Caribe: Políticas para Mejorar la Inserción en la Economía Mundial*. Santiago de Chile.
- CEPAL, (1994b). *Balance Preliminar de la Economía de América Latina y el Caribe: 1994*. Santiago de Chile.
- CEPAL, (1994c). *Inversión Extranjera en América Latina: Tendencias y Aspectos Institucionales*. Santiago de Chile.
- CEPAL, (1994d). *El Tratamiento a la Inversión Extranjera en América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile.
- CEPAL, (1995a). *La Inversión Extranjera y las Empresas Transnacionales en América Latina: 1995*. Chile.
- CEPAL, (1995b). *La Inversión Extranjera en América Latina y el Caribe. Informe 1995*. Santiago de Chile.
- CEPAL, (1996). *Panorama de la Inserción Interfuncional de América Latina y el Caribe*.
- CEPAL, (1997). *La Inversión Extranjera en América Latina y el Caribe. Informe 1996*. Santiago de Chile.
- CEPAL, (1998). *La Inversión Extranjera en América Latina y el Caribe. Informe 1997*. Santiago de Chile.
- CEPAL, (1999). *La Inversión Extranjera en América Latina y el Caribe. Informe 1998*. Santiago de Chile.
- CEPAL, (2000a). *Estudio Económico de América Latina y el Caribe 1999-2000*. Santiago de Chile.
- CEPAL, (2000b). *La Inversión Extranjera en América Latina y el Caribe. Informe 1999*. Santiago de Chile.
- CEPAL, (2001). *La Inversión Extranjera en América Latina y el Caribe. Informe 2000*. Santiago de Chile.
- CHACHOLIADES Miltiades, (1991). *Economía Internacional*. Edit. McGraw Hill, México.
- CHENG Leonard K. y KWAN Yum K., (2000). *What are the Determinants of the Location of Foreign Direct Investment?*. En: Journal of International Economics, volume 51, No. 2, Elsevier Science Ltd., North-Holland.
- CHRISTOFFERSEN Peter y DIEBOLD Francis, (1997). *Cointegration and Long-Horizon Forecasting*. IMF Working Paper WP 97/61.
- CHUDNOVSKY Daniel, (1974). *Empresas Multinacionales y Ganancias Monopólicas en una Economía Latinoamericana*. Primera ed., Siglo XXI, Argentina.
- Corporación Financiera Internacional (CFI), (1997). *Inversión Extranjera Directa. Experiencias de la CFI*. Servicio de Asesoría sobre Inversión Extranjera (FIAS), vol. 5, Washington D. C. - Estados Unidos de América.
- CULPEPER Roy, (1995). *La Reanudación de las Corrientes Privadas de Capital hacia la América Latina: El Papel de los Inversionistas Norteamericanos*.
- D.L. No. 18751, (1981). "Ley de Inversiones" de 14 de diciembre.

- DE GREGORIO José y LEE Jong-Wha., (1999). *Economic Growth in Latin America: Sources and Prospects*. Preparado por el Global Development Network, Universidad de Chile, Harvard University and Korea University.
- DE LA DEHESA Guillermo, (1994). *La Reciente Afluencia Masiva de Capital Privado hacia los Países en Desarrollo, ¿Es Viable?*. Asociación Española de Banca Privada, Conferencia Per Jacobson, Auditorio del Recinto Ferial Juan Carlos I, España.
- DELGADILLO CORTES Jaime, (1992). *La Crisis de la Deuda Externa y sus Soluciones: La Experiencia Boliviana*. Primera ed., Banco Central de Bolivia, La Paz.
- DICKEY David, JANSEN Dennis y THORNTON Daniel, (1991). *A Primer On Cointegration with an Application to Money and Income*. Federal Reserve Bank of St. Louis.
- DIEZ DE CASTRO Luis y MASCAREÑAS Juan, (1996). *Ingeniería Financiera. La Gestión en los Mercados Financieros Internacionales*. Segunda ed., McGraw-Hill, España.
- DORADO A. Hugo, (1993). *Ahorro e Inversión en el Proceso de Ajuste Estructural en Bolivia*. Centro de Estudios para el Desarrollo Laboral y Agrario, serie: Documentos de Trabajo No. 5, La Paz-Bolivia.
- Dresdner Bank Lateinamerika AG, (1998). *América Latina en Síntesis*.
- DUNNING John H., (1976). *La Empresa Multinacional: Antecedentes*. En DUNNING John H. (comp.), *La Empresa Multinacional*, primera ed. en español, Fondo de Cultura Económica, México.
- DYNAN Karen, (2000). *Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data*. The American Economic Review, volume 90, number 3, junio.
- EASTERLY William, LOAYZA Norman y MONTIEL Peter, (1997). *Has Latin America's Post-Reform Growth been Disappointing?*. En: Journal of International Economics, volume 43, Nos. 3/4, Elsevier Science.
- ECO Humberto, (1995). *Cómo se Hace una Tesis*. Séptima ed., GEDISA, Barcelona.
- EITEMAN David K. y STONEHILL Arthur, (1992). *Las Finanzas de las Empresas Multinacionales*. Quinta ed., Addison-Wesley Iberoamericana S. A., Wilmington Delaware E.U.A.
- FMMERIJ Louis e IGLESIAS Enrique, (1992). *Restauración de los Flujos Financieros a la América Latina*. Primera ed., Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA), México.
- ENDERS Walter, (1995). *Applied Econometric Time Series*. Iowa State University, John Wiley & Sons, New York.
- ENDERS Walter, (1995). *RATS Handbook for Econometric Time Series*. Iowa State University, John Wiley & Sons, New York.
- ESTAY Jaime, (1994). *La Globalización y sus Significados*. En CALVA José Luis (comp.), *Globalización y Bloques Económicos. Realidades y Mitos*, México.
- FANELLI José María y DAMILL Mario, (1994). *Los Capitales Extranjeros en las Economías Latinoamericanas: Argentina*.
- FERNANDEZ T. Antonio, (1982). *El Control de las Empresas Multinacionales*. Primera ed., Tecnos, España.
- FERRUFINO G. Rubén, (1991). *Ahorro e Inversión en Bolivia en el Período de Post-Estabilización*. Documento de Trabajo No. 01/91, Universidad Católica Boliviana, Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC), La Paz-Bolivia.
- FIGLIO David N., BLONIGEN Bruce A., (1996). *The Effects of Foreign Direct Investment on Local Communities*. National Bureau Of Economic Research, Working Paper No. 7274, Massachusetts.
- FIGUEROA Adolfo, (1998). *Equidad, Inversión Extranjera y Competitividad Internacional*. En: *Revista de la CEPAL* No. 65, Santiago de Chile.
- FLEXNER Nikolai, (1999). *Foreign Direct Investment and Economic Growth in Bolivia, 1990-1998*. Asesoría de Política Económica del Banco Central de Bolivia, La Paz-Bolivia.
- FMI, (1993). *Manual de Balanza de Pagos*. Quinta edición.
- FMI. *Balance of Payments Statistics Yearbook*. Varios números.
- FMI. *Estadísticas Financieras Internacionales*, CD-ROM.
- FRANKEL Jeffrey, (1994). *Esterilización del Ingreso de Divisas: ¿Difícil (Calvo) o Fácil (Reisen)?*. En STEINER Roberto (comp.), *Afluencia de Capitales y Estabilización en América Latina*.

- FROOT K. y STEIN J., (1991). *Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect Capital Markets Approach*. Quarterly Journal of Economics.
- GOLDBERG Linda S. y KLEIN Michael W. (1997). *Foreign Direct Investment, Trade and Real Exchange Rate Linkages in Southeast Asia and Latin America*. National Bureau Of Economic Research, Working Paper No. 6344, Massachusetts.
- GOLDBERG Linda S. y KOLSTAD Charles D., (1994). *Foreign Direct Investment, Exchange Rate Variability and Demand Uncertainty*. National Bureau Of Economic Research, Working Paper No. 4815, Massachusetts.
- GREENE William H., (1998). *Análisis Económico*. Tercera ed., Prentice Hall Hispanoamericana, Madrid.
- HAMILTON James D., (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, New Jersey.
- HARVEY A. C., (1999). *The Econometric Analysis of Time Series*. 1a ed., cuarta impresión, The MIT Press., Cambridge.
- HELD Gunther y SZALACHMAN Raquel, (1998). *Flujos de Capital Externo en América Latina y el Caribe en los Años Noventa: Experiencias y Políticas*. En: *Revista de la CEPAL No. 64*, Santiago de Chile.
- HILTON Andrew, (1988). *Debt-Equity Swaps: Costs, Benefits and Prospects*.
- HSIAO Cheng, (1999). *Analysis of Panel Data*. Séptima reimpression, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press.
- HYLLEBERG S., ENGLE R., GRANGER C. W. Y YOO B.S., (1990). *Seasonal Integration and Co-integration*. Journal of Econometrics No. 99.
- HYMER Stephen, (1980). *Las Empresas Multinacionales y la Ley del Desarrollo Desigual*. En FAJNZYLBER Fernando (comp.), *Industrialización e Internacionalización en América Latina*, primera ed., Fondo de Cultura Económica, México D.F.
- ILLANES Fernando, (1994). *The Role of Foreign Investment in Bolivia's Economic Plan*. Ministerio de Desarrollo Económico.
- Instituto Nacional de Estadística, (2000a). *Encuesta Trimestral de Inversión Extranjera Directa. Aspectos Metodológicos*. La Paz-Bolivia.
- Instituto Nacional de Estadística, (2000b). *Reporte de Inversión Extranjera Directa 1996-1999*. CEPB, BCB, INE, MCEL, La Paz-Bolivia.
- Instituto Nacional de Estadística. *Boletines de Actualidad Estadística sobre IED*. Varios Números, La Paz-Bolivia.
- JOHNSTON J., (1983). *Métodos de Econometría*. Cuarta reedición, Vicens-Vives S. A., España.
- JOHNSTON Jack y DINARDO John, (1997). *Econometric Methods*. Fourth ed., McGraw-Hill, United States of America.
- KINDLEBERGER Charles P., (1976). *Economía Internacional*. Séptima ed., primera reimpression, Aguilar S.A., España.
- KMENTA Jan, (1985). *Elementos de Econometría*. Segunda ed., Vicens Universidad, 2ª reedición, Barcelona.
- KNICKERBOCKER Frederick T., (1973). *Reacción Oligopolística y la Empresa Multinacional*. Harvard, Escuela de Diplomados en Administración de Negocios, Boston.
- KRUGMAN Paul R. y OBSTFELD Maurice, (1996). *Economía Internacional Teoría y Política*. Tercera ed., McGraw-Hill, España.
- LAFONTAINE Francine y SHAW Kathryn, (1999). *The Dynamics of Franchise Contracting: Evidence from Panel Data*. Journal of Political Economy, number 5, volume 107, The University of Chicago Press, octubre.
- LANE Philip R., (2000). *International Investment Positions: A Cross-Sectional Analysis*. Journal of International Money and Finance, volume 19, number 4, North-Holland, agosto.
- Ley No. 1182 (1990). *Ley de Inversiones*. 17 de septiembre
- LIPSEY Robert E., (1999). *The Role of Foreign Direct Investment in International Capital Flows*. National Bureau Of Economic Research, Working Paper No. 7094, Massachusetts.
- LIPSEY Robert E., (2001). *Foreign Direct Investors in Three Financial Crises*. National Bureau Of Economic Research, Working Paper No. 8084, Massachusetts.
- de AGUINIS Ana María, (1992). *Empresas e Inversiones en el MERCOSUR*. Primera ed., Abeledo-Perrot, Argentina.
- MADDALA G.S., (1996). *Introducción a la Econometría*. Segunda ed., Prentice-Hall Hispanoamericana S. A., México.

- MANKIW N. Gregory, (1995). *Macroeconomía*. Primera ed., Macchi, Argentina.
- McMILLAN Margaret, (1999). *Foreign Direct Investment: Leader or Follower?*. Discussion Paper 99-01, Department of Economics, Tufts University, Medford.
- MENDOZA Raúl y BOYAN Rafael, (2001). *Metas Explícitas de Inflación y la Política Monetaria en Bolivia*. BCB (no publicado).
- Ministerio de Capitalización, (1995). *Programa y Estrategia de la Capitalización*. La Paz-Bolivia.
- Ministerio de Comercio Exterior e Inversión, (2000). *Bolivia: Inversión Extranjera Directa 1999*.
- Ministerio de Comercio Exterior e Inversión, (2000). *Bolivia: Inversión Extranjera Directa 1999. Tercer Trimestre y Proyección Anual*. Viceministerio de Inversión y Privatización, Dirección General de Inversión, La Paz-Bolivia.
- Ministerio de Comercio Exterior e Inversión, (2000). *Inversión Extranjera Directa durante el Primer Trimestre del 2000*.
- Ministerio de Comercio Exterior e Inversión, (2000). *Inversión Extranjera Directa durante el Segundo Trimestre del 2000*.
- Ministerio de Comercio Exterior e Inversión, (2001). *Inversión en Bolivia. Periodo 1992-2000*.
- Ministerio de Desarrollo Económico, (1995). *Bolivia: Una Visión para Invertir*. Secretaría Nacional de Industria y Comercio, La Paz-Bolivia.
- Ministerio de Industria y Comercio, (1993). *Inversión Extranjera en Bolivia, 1992*. La Paz-Bolivia.
- Ministerio de Planeamiento y Coordinación. *Estrategia de Desarrollo Económico y Social 1989-2000*. La Paz-Bolivia.
- Ministerio de Planeamiento y Coordinación. *Estrategia Nacional de Desarrollo y Plan Cuatrienal 1985-1988*. La Paz-Bolivia.
- Ministerio de Planeamiento y Coordinación. *Estrategia Nacional de Desarrollo 1992*. La Paz-Bolivia.
- Ministerio de Planeamiento y Coordinación. *Plan de Desarrollo Social y Económico 1976-1980*. Resumen, La Paz-Bolivia.
- Ministerio de Planeamiento y Coordinación. *Plan Nacional de Rehabilitación y Desarrollo 1984-1987*. Resumen, La Paz-Bolivia.
- MODIGLIANI Franco y DORNBU5CH Rudiger, (1989). *Easing the Mexican Interest Burden*.
- MOGUILLANSKY Graciela, (1996). *El Contexto Macroeconómico y la Inversión: América Latina a partir de 1980*. En: *Revista de la CEPAL N° 58*, Santiago de Chile.
- MONROY PASCOE Sara y RUIZ GUTIERREZ Silvana, (1995). *Capitalización: Promesa y Realidad*. CEDOIN.
- Naciones Unidas, (1997). *Informe sobre las Inversiones en el Mundo, 1997*. New York.
- Naciones Unidas, (1998). *Transnational Corporations*. Volume 7, number 1. New York.
- NELL Philippe y MARGAIN Eduardo, (1987). *Inversiones Extranjeras Directas en Algunos Países de América Latina*. Banco Interamericano de Desarrollo, Instituto para la Integración de América Latina (BID-INTAL).
- NOVALES C. Alfonso, (1994). *Econometría*. Segunda ed., McGraw-Hill, Madrid.
- ORELLANA Walter, LORA Oscar, MENDOZA Raúl y BOYAN Rafael, (2000). *La Política Monetaria en Bolivia y sus Mecanismos de Transmisión*. En: *Revista de Análisis*, vol. 3. No. 1., Banco Central de Bolivia.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo (OCDE), (1984). *Financial Market Trends*.
- PALOMINO ROEDEL José, (1985). *Evaluación Sobre la Situación de la Inversión Extranjera en el Grupo Andino*. Serie: Documentos sobre Integración y Cooperación Financiera y Monetaria, Junta del Acuerdo de Cartagena-Departamento de Programación.
- PERRON Pierre, (1989). *The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis*. *Econometrica* No. 57.
- PORTER Michael E.,(1990). *Competitive Advantage of Nations*. The Free Press., New York.
- Presidencia de la República, (1994). *Plan General de Desarrollo Económico y Social de la República: El Cambio para Todas*. La Paz-Bolivia.
- PULIDO SAN ROMAN Antonio, (1974). *Tratamiento Econométrico de la Inversión*. Primera ed., Aguilar S.A., Madrid-España.
- RAMIREZ Juan Ramón y DE LA VIÑA José E., (1992). *Tasas de Interés en la Post-Estabilización*. Taller de Investigaciones Socio-Económicas No. 13, ILDIS, La Paz-Bolivia.

- RHOMBERG Rudolf R., (1971). *Movimientos de Capital Privado y Tipos de Cambio en Países en Desarrollo*. En FMI-BID-CEMLA, *Comercio Internacional, Balanza de Pagos y Políticas y Sistemas Cambiarios*, vol. III, Biblioteca Financiera, México D.F.
- RIVERO Ernesto, (1999). *Expectativas Racionales. Un Enfoque Elemental*. Imp. Aguirre, Bolivia.
- SACHS Jeffrey D. y LARRAIN B. Felipe, (1994). *Macroeconomía en la Economía Global*. Primera ed., Prentice Hall Hispanoamericana S.A., México.
- Secretaría Nacional de Industria y Comercio, (1996). *Bolivia: Una decisión para Invertir*.
- Secretaría Nacional de Industria y Comercio, (1997). *Bolivia: Sus Fronteras Abiertas al Comercio e Inversión Extranjera*.
- SHAPIRO Edward, (1979). *Análisis Macroeconómico*. Tercera ed., I.C.E., Madrid-España.
- SMARZYNSKA, Beata K y SHANG-JIN Wei, (2000). *Corruption and Composition of Foreign Direct Investment: Firm-Level Evidence*. National Bureau Of Economic Research, Working Paper No. 7969, Massachusetts.
- TAMAMES Ramón y GALLEGO Santiago, (1994). *Diccionario de Economía y Finanzas*. Alianza, Madrid.
- TAMAMES Ramón, (1984). *Estructura Económica Internacional*. Alianza, Madrid.
- TWOMEY Michael J., (1996). *Las Corporaciones Multinacionales y el Tratado de Libre Comercio de América del Norte*. Primera ed. en español, Fondo de Cultura Económica, México.
- UDAPE, (2001). *Evaluación de la Economía. Año 2000*.
- UDAPE. Dossier de Estadísticas Sociales y Económicas. Stampa, varios volúmenes.
- UNCTAD (Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo), (1998). *World Investment Report, 1998: Trends and Determinants*.
- VAITSOS Constantine V., (1977) *Distribución del Ingreso y Empresas Transnacionales*. Primera ed. en español, Fondo de Cultura Económica, España.
- VERA-VASALJO Alejandro C., (1996). *La Inversión Extranjera y el Desarrollo Competitivo en América Latina y el Caribe*. En *Revista de la CEPAL No. 60*, Santiago de Chile.
- VERNON Raymond, (1966). *International Investment and International Trade in the Product Cycle*. *Quarterly Journal of Economics* No. 80, p. 190-207.
- VIAL Joaquín, (1991). *Especificación y Evaluación de Modelos Económicos*. Corporación de Investigaciones Económicas para América Latina (CIEPLAN), Serie Docente No. 3, Chile.
- VILLEGAS QUIROGA Carlos, (1997), *Nuevo Escenario y Nuevos Agentes de Inversión en Bolivia*. Centro de Estudios para el Desarrollo Laboral y Agrario (CEDLA), La Paz-Bolivia.
- WELLS F. G., (1972). *La Función de la Inversión Privada en el Segundo Decenio para el Desarrollo*. En ADY Peter H. (comp.), *La Inversión Privada en el Extranjero y el Mundo en Desarrollo*, primera ed., segunda impresión, Praeger, Estados Unidos.
- WYNN R. F. y HOLDEN K., (1978). *Introducción al Análisis Económico Aplicado*. Primera ed., Ariel, Barcelona-España.