

TESIS DOCTORAL

Tema: Un Modelo Macroeconómico para Analizar los Efectos Dinámicos de la Política Fiscal en la Convertibilidad

Carrera: Doctorado en Ciencias Económicas (orientación en economía)
Universidad Nacional de Córdoba

Autor: José María Rodríguez. (jmr@eco.unc.edu.ar)

Director: Dr. Alejandro Gay

Septiembre de 2005



Tesis Doctoral Un modelo macroeconómico para analizar los efectos dinámicos de la política fiscal en la convertibilidad por José María Rodríguez. Se distribuye bajo una [Licencia Creative Commons Atribución – No Comercial – Sin Obra Derivada 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/)

I- INTRODUCCION

Por algún tiempo la principal preocupación en los análisis de política económica para los países en desarrollo fue cómo lograr estabilizar el nivel de precios minimizando el costo del ajuste en términos de una caída en el ingreso real. Así, un plan de estabilización, lo cual generalmente implicaba una disminución del déficit fiscal, se traducía en una reducción de la inflación y en un mejoramiento de la cuenta corriente, pero al mismo tiempo generaba una caída en la demanda agregada, y, por ende, del producto a corto plazo. Para analizar esto, y realizar las recomendaciones de política económica, se desarrollaron diversos modelos macroeconómicos dentro de un marco operativo y cuantificable, tales como son los modelos del Banco Mundial y los del Fondo Monetario Internacional, los modelos de dos y tres brechas (desarrollados inicialmente por Chenery y Strout (1966) y por Bacha (1990), respectivamente) y los modelos macroeconómicos.

Sin embargo, si en un país que posee acceso limitado al mercado de crédito se evidenciaran sistemáticos déficits fiscales y estos fueran financiados plenamente con endeudamiento externo, como es el caso de una economía que opera bajo el régimen de convertibilidad monetaria, surge una problemática particular y es que los déficits fiscales, en vez de generar inflación a través de la emisión monetaria, como habitualmente se supone en los modelos anteriormente planteados, generan incremento en la tasa de interés doméstica. Esto surge como consecuencia de que a partir de determinados niveles de endeudamiento los mercados financieros comienzan percibir que la capacidad de pago del Estado empieza a comprometerse y que la tasa de rendimiento de los bonos no compensa el riesgo asumido, siendo este un hecho que tenderá a que estos títulos sean eliminados de las carteras de inversión, haciendo que el riesgo de default (riesgo país) se incremente y, por lo tanto, también lo hará el costo para acceder a nuevo endeudamiento (costo marginal del endeudamiento) por parte del gobierno. Como este costo de endeudamiento es tomado como base para el financiamiento del sector privado, el aumento del riesgo de default se traduce en mayores tasas de interés para el sector privado, contrayendo de esta manera el gasto agregado de la economía. Por otro lado, el aumento en la tasa de interés doméstica aumenta el costo de los servicios del capital, lo que se traduce en mayores costos de producción, tendiendo así a incrementar el nivel de precios domésticos. Considerando de manera conjunta estos dos efectos, aumentos de la tasa de interés y del nivel de precios, el resultado será una reducción en el nivel de ingreso real de la economía y un aumento del desempleo.

Con lo visto hasta aquí se puede apreciar que un cambio en la forma de financiar los déficits fiscales, modifica los mecanismos de transmisión de los efectos de estos déficits

hacia el sector privado, y, por lo tanto, hacia el resto de las variables agregadas de la economía, obligando de esta manera a rediseñar los modelos que se utilizan para realizar los análisis de política económica. Adicionalmente, se está frente a un dilema de política económica¹: Por un lado, la expansión fiscal inicial² dio origen al ciclo contractivo, lo cual conduciría a recomendar una política fiscal contractiva con el argumento de reducir la tasa de interés y mejorar la competitividad de la economía, incrementando de esta manera el ingreso real, pero, por otro, una contracción fiscal dispara un conjunto de mecanismos dinámicos cuyos resultados pueden conducir a un resultado diametralmente opuesto, como es la agudización de la contracción económica. Este dilema plantea la necesidad de analizar en un marco de equilibrio general las interrelaciones dinámicas entre los mecanismos de transmisión, en particular la tasa de interés y el nivel general de precios, y las variables agregadas de la economía ante la aplicación de una política fiscal, estando subyacentes en este análisis los efectos expansivos o contractivos de una política fiscal, habiendo esta discusión ocupado gran parte del debate acerca las medidas de política económicas a aplicar en un país emergente. Por un lado, está la postura ortodoxa que sostiene que si los mercados financieros toman como información el desempeño fiscal y los niveles de endeudamiento del gobierno para determinar la tasa de descuento (y por lo tanto el riesgo país) de los bonos emitidos por el sector público, una reducción del déficit fiscal será percibida como una mejora en la capacidad de pago futura del Estado, con la consecuente reducción del riesgo de default y de las tasas de interés. Bajo esta visión, cualquier intento creíble de reducción del déficit del gobierno aparecerá como expansivo del gasto agregado real. En el otro extremo está la visión keynesiana en la cual una reducción del gasto público, y/o aumento de los impuestos, aparece como contractiva del gasto total de la economía, comprometiendo esto aún más la capacidad de pago del Estado, aumentando de esta manera la tasa de interés.

Otro de los elementos que diferencia a ambas posturas es si la deflación puede efectivamente verificarse en la economía, tanto de corto como de mediano plazo. Esto dependerá de dos factores que inciden sobre el nivel de precios. Por un lado, el efecto que la contracción fiscal tenga sobre el nivel de riesgo país, y, por lo tanto, sobre el costo del uso del capital, y, por otro, el impacto del aumento del desempleo sobre el salario nominal. En consecuencia, si en el corto plazo una política fiscal contractiva generara un incremento en la tasa de interés, esto se traducirá en un aumento en los costos de producción y en el nivel de precios. Por otro lado, esta medida de política tenderá a generar un incremento en el nivel de desempleo, aumentando el exceso de oferta del

¹ En particular de política fiscal.

² Entendida esta como el mantenimiento de sistemáticos déficits fiscales de períodos anteriores.

mercado laboral, siendo la reducción del salario nominal lo que permitirá traducir el mayor desempleo en menores costos laborales. Ambos factores, aumento del costo del uso del capital y reducción de los costos laborales actuando de manera simultánea, conducen a que necesariamente se requieran, para que se verifique una reducción en los costos totales de producción, mayores tasas de desempleo a las que se evidenciarían en el caso donde se ignora la incidencia de la política fiscal sobre el costo del uso del capital.

Un factor que debe adicionarse a la discusión anterior es la eficacia del mecanismo deflacionario, es decir a la capacidad que tenga una caída en el nivel de precios domésticos para incrementar el ingreso real de la economía. Para analizar esto, debe tenerse presente la interrelación entre la caída en el nivel general de precios y la evolución de la tasa de interés doméstica. Así, una caída en el nivel general de precios genera, por un lado, un efecto expansivo sobre el ingreso real, a través de una mejora en la competitividad de la economía, pero, por otro, puede comprometer aún más la capacidad de pago del gobierno, siendo esto consecuencia de que los gastos del gobierno, tanto corrientes como el pago de la deuda (capital e intereses), se deben considerar en términos nominales y ser comparados con los ingresos nominales del gobierno, surgiendo estos del ingreso nominal de la economía. Por lo tanto, dado un ingreso real, mientras mayor sea la caída en el nivel de precios domésticos mayor será el déficit fiscal total. Es decir, por un lado, la deflación incrementa la competitividad de la economía, aumentando las exportaciones netas, pero, por otro, reduce la capacidad de pago del Estado, aumentando la tasa de interés con la consecuente reducción de los agregados económicos. Esta interrelación entre el nivel de precios y la tasa de interés doméstica tiende a limitar la eficacia de la deflación como mecanismo para expandir el nivel de actividad real, tanto en el corto como en el mediano plazo.

Para analizar las relaciones entre el riesgo país y el nivel de actividad en el corto plazo se han desarrollado diversos modelos (por ejemplo, en Avila, 1998), donde en todos los casos se considera que el riesgo de default es una variable exógena y las endógenas son las variables agregadas de la economía, tratadas cada una en forma individual. Por otro lado, algunos autores (por ejemplo, Min, 1998) analizaron los determinantes del riesgo de default para países emergentes, donde la única variable explicada es el nivel de riesgo país. Por lo tanto, y si bien estos trabajos permiten analizar las relaciones entre las distintas variables que participan en la determinación del nivel de actividad económica de corto plazo o los determinantes que afectan el nivel de riesgo país, para el caso aquí estudiado dichos análisis deberían integrarse, lo que implicaría que el riesgo país se determinara endógenamente y de manera simultánea con el resto de las variables macroeconómicas.

Toda la problemática hasta aquí formulada conduce a la idea de construir un modelo que, reflejando las características de una economía en desarrollo y bajo convertibilidad monetaria, contribuya a estudiar el conjunto de relaciones dinámicas que intervienen en la determinación de las variables macroeconómicas, tanto de corto como de mediano plazo, y permitir ensayar, mediante la realización de simulaciones, los efectos que podría tener la aplicación de una determinada medida política económica, en particular fiscales, sobre el comportamiento de las variables agregadas de la economía y de aquellas que actúan como mecanismos de transmisión de los efectos.

Para alcanzar dicho objetivo, se tomará el marco analítico de los modelos macroeconómicos desarrollados por diversos autores, por ejemplo Klein (1950), Clements (1980), Khan y Knigth (1981), Taylor (1990), Bourguignon, Branson y De Melo (1992), Agenor y Montiel (1996), y otros, pero se reespecificarán a los efectos de que se expliciten las relaciones macroeconómicas de corto y mediano plazo que permitan describir las características de una economía en desarrollo donde el gobierno financia plenamente los déficit con endeudamiento. La especificación del modelo aquí planteado se realiza en el punto II de este trabajo, donde se desarrolla la obtención de cada una de las 19 ecuaciones con componen el modelo.

Desde el punto de vista empírico, y a los efectos de obtener los parámetros relevantes de la economía, el modelo requerirá, por un lado, la construcción de una base de datos, ya que debe tenerse en cuenta todas las variables agregadas relevantes de la economía bajo análisis, que en este caso se tratará la de Argentina del período 1993-2001. La obtención de los datos de cada una de las variables consideradas en el modelo se presenta en el punto III de este trabajo. Por otro lado, debe tenerse en cuenta que cada variable analizada no es un componente aislado, sino que forma parte de un fenómeno que es más complejo en su conjunto, requiriendo de esta manera que la estimación de las variables endógenas estocásticas sea realizada considerando la interrelación con el resto de las variables de la economía, siendo necesario para ello la formación de un sistema de ecuaciones simultáneas, para lo cual se utilizará como método de estimación el de información completa. Esto será presentando en el punto IV de este trabajo.

Una vez especificado el modelo y calibrado con los datos observados, se lo utilizará para ensayar los efectos dinámicos de una política fiscal contractiva. En particular, se realizará un ejercicio de simulación dinámica para mostrar cómo se hubiesen comportado las variables agregadas en el corto y en el mediano plazo en el caso de que se hubiere aplicado una reducción en el nivel de gasto público respecto al efectivamente observado en la Argentina en el período de convertibilidad monetaria de la década de 1990. Además, se utilizará el modelo para analizar cuáles hubiesen sido los efectos de una política fiscal

contractiva suponiendo un escenario donde esta medida de política no tiene efecto sobre el nivel de precios, permitiendo este ejercicio estudiar la efectividad de una reducción del gasto público para generar un proceso deflacionario y, además, la efectividad de este mecanismo para incrementar el producto real de la economía. Todo este análisis de simulación es presentado en el punto V de este trabajo.

Las principales conclusiones obtenidas de los ensayos realizados se vierten en el punto VI.

II- MARCO TEORICO

En esta parte del trabajo se realiza el planteo teórico de las ecuaciones que compondrán el modelo. En la primera parte de este apartado se realiza el análisis de las ecuaciones que reflejarán el comportamiento del lado de la oferta, en tanto que luego se muestran las que representarán el lado de la demanda de la economía, donde se supondrá que los agentes económicos se comportan bajo un esquema de expectativas adaptativas.

II.a- Lado de la oferta agregada

II.a.1- Capacidad productiva

En modelos macroeconómicos para países en desarrollo la determinación de la capacidad productiva de la economía se expresa³ como una función de la productividad total de los factores (ε_0), del stock total de capital (K), el cual se supone que esta predeterminado a corto plazo y crece endógenamente como resultado de la inversión neta, y de la oferta de mano de obra (L^o), siendo esta determinada de manera exógena, estando todo estos factores combinados mediante una tecnología del tipo Cobb-Douglas,

$$Y_t^o = \varepsilon_0 * (K_t)^{\varepsilon_1} * (L_t^o)^{\varepsilon_2} \quad (II.1)$$

donde ε_0 representa el residuo de Solow, ε_1 la participación del capital en el ingreso y ε_2 la participación del factor trabajo en el ingreso.

³ Ver Agenor y Montiel (1996).

II.a.2- Acervo de capital

Para determinar el stock total de capital se utilizará el método de inventarios permanentes⁴, el que establece que el acervo de capital para un período t es igual al stock de capital del período anterior menos la depreciación del capital existente al inicio de t más la inversión bruta real durante el período t ,

$$\boxed{K_t = K_{t-1} - (K_{t-1} * d_t) + I_t} \quad (II.2)$$

donde d_t denota la tasa de depreciación e I_t el nivel de inversión bruta interna fija.

II.a.3- Formación de precios

La determinación del precio en moneda nacional del bien agregado doméstico depende de la forma como se modele el lado de la oferta de la economía en el corto plazo. En un modelo macroeconómico se puede describir el lado de la oferta según las posturas extremas, como el enfoque clásico de precio flexible, el cual supone un continuo pleno empleo, o, en el otro extremo, el keynesiano donde se supone que los precios permanecen fijos. Un caso intermedio fue seguido por Klein (1950), cuya ecuación implícita de precio es la siguiente,

$$P_t = P(W_t; Pf_t) \quad (II.3)$$

donde P_t es el precio del bien agregado doméstico, W_t es el salario nominal y Pf_t es el precio de los bienes externos. Esta ecuación de precios, si bien intenta captar el costo de producción doméstico mediante el costo salarial y los costos externos, a través de W_t y Pf_t , respectivamente, no refleja de manera adecuada la evolución del costo total de producción, ya que no considera el costo del uso del capital. Esto implica que se está dejando de lado la incidencia que la tasa de interés puede tener en la determinación del nivel de precios. Es por ello que, además del costo salarial, debería incorporarse como parte integrante de los costos domésticos el costo del uso del capital, con lo cual la ecuación de formación de precios quedaría expresada de la siguiente manera,

$$P_t = P(W_t; Pk_t; Pf_t) \quad (II.4)$$

siendo Pk_t el precio de los servicios del factor capital, que puede calcularse siguiendo la

⁴ Para un trabajo pionero de la aplicación de esta metodología para la economía argentina, ver CEPAL (1958).

metodología utilizada por Christensen y Jorgenson (1970).

Cuando los precios son plenamente fijos, lo cual implica que en la formulación planteada en (II.4) se considera inalterado el nivel salarial y el costo del capital⁵, se supone que la producción está impulsada enteramente por la demanda, donde en un horizonte de corto plazo se tiene una curva de oferta agregada perfectamente horizontal. Ahora, si se levanta el supuesto de precios fijos, aunque se mantiene la forma de la curva de oferta, esto es que el nivel de precios se pueda ver alterado pero que permanezca independiente del nivel de producción, los cambios en el nivel de precios serán impulsados por desplazamientos verticales en la función de oferta, lo cual es generado por cambios en el salario nominal, en el precio de los servicios de capital y/o por variaciones en los precios externos, lo cual implica que independientemente de la situación respecto del nivel de producto real, el nivel de precios puede modificarse, siendo esto presentado en el gráfico N° 1. Allí se puede observar que la demanda agregada determina por sí sola el nivel de actividad de corto plazo, en tanto que la oferta agregada determina el nivel de precios. Ahora se analizará cómo una variación en el costo del capital afecta al nivel de precios, donde se supondrá que el nivel de salarios no se modifica ante variaciones en el nivel de ingreso⁶. Para realizar este análisis se supone como condición inicial un nivel de ingreso Y_0 , un nivel de precios P^0 y una tasa de interés r^0 . Con estos valores, un aumento del riesgo país genera un incremento en la tasa de interés doméstica de r^0 a r' , contrayendo el gasto agregado de la economía a cualquier nivel de precios, lo cual implica un desplazamiento de la demanda agregada de DA^0 a DA' con la consecuente reducción en el nivel de ingreso (de Y_0 a Y'). Por otro lado, dicho aumento en el riesgo país incrementa el costo del uso del capital generando una presión hacia arriba en el nivel de precios, por ejemplo, a P' , tendiendo así a reducir el tipo de cambio real y con ello las exportaciones netas (esto se refleja en el desplazamiento de la función IS^0 a IS'), y por lo tanto también el nivel de ingreso (de Y' a Y''). A su vez, desde el punto de vista del mercado monetario, y siempre bajo un esquema de tipo de cambio fijo, esto implicará una contracción de la oferta monetaria, reflejado gráficamente en un desplazamiento de LM' a LM'' .

Los efectos descritos son consistentes con la ecuación de precios planteada en (II.4), donde, si bien se considera que los movimientos en la curva de demanda agregada no tienen incidencia sobre el nivel de precios, se supone que la curva de oferta se desplaza verticalmente, siendo esta lo que modifica el nivel de precios.

⁵ Dados los precios externos.

⁶ Este supuesto se realiza con el fin de analizar el efecto aislado que las variaciones en la tasa de interés, y por lo tanto que, en el costo del capital, tiene sobre el nivel de precios y como este opera para modificar el nivel de actividad.

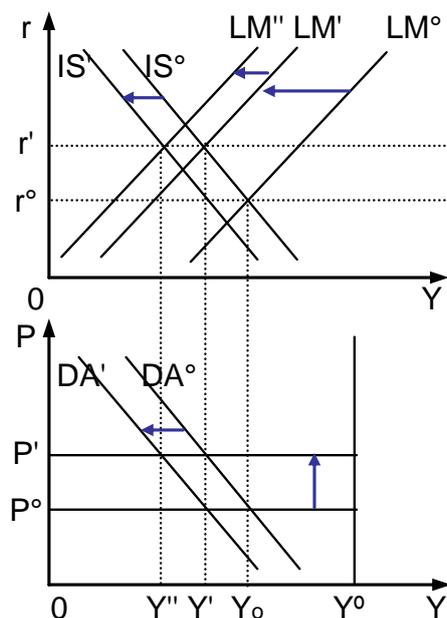


Gráfico N° 1

En este último esquema de formación de precios, y considerando que el nivel de riesgo país es determinado fundamentalmente por la evolución del endeudamiento del gobierno, se observa un mecanismo a través del cual la política fiscal incide sobre el nivel de precios de la economía⁷. Así, una política fiscal que conduzca a un mayor nivel de riesgo país tenderá a reducir el ingreso real por dos vías, por un lado, generará una contracción en la absorción doméstica, causada por el incremento en la tasa de interés, y por otro reducirá el nivel de exportaciones netas, siendo esta última consecuencia de la caída en el tipo de cambio real ocasionada por el incremento en el nivel de precios domésticos.

Por otro lado, el mecanismo de formación de precios planteado en (II.4), si bien permite mostrar la incidencia sobre el nivel de precios de una política fiscal en un país emergente, no incorpora la interrelación entre el nivel de precios y el producto real de corto plazo, ya que supone que el nivel de producción de corto plazo está enteramente impulsado por la demanda, ni la dinámica surgida de las expansiones de la capacidad productiva. Para levantar estas limitaciones, se puede plantear un mecanismo de formación de precios más general, el cual también refleje la asociación entre el nivel de

⁷ Un mecanismo alternativo mediante el cual una política fiscal incide sobre el nivel de precios de la economía es el planteado en Khan y Knight (1981), donde se considera que una política fiscal expansiva genera un exceso de demanda en el mercado de no transables.

ingreso real de corto plazo y el nivel de precios, y donde además se tenga en cuenta la capacidad utilizada de la economía, es decir la relación entre el producto de corto plazo y el potencial⁸. Para ello, la ecuación de precio quedaría expresada de la siguiente manera,

$$P_t = P(W_t; Pk_t; Y_t/Y_t^o; Pf_t) \quad (II.5)$$

donde Y_t^o es el producto potencial en el período t y (Y_t/Y_t^o) denota la capacidad utilizada de la economía. Con esta especificación la curva de oferta agregada de corto plazo de la economía es una función de pendiente positiva, pendiente que depende de la reacción de los precios ante variaciones en la capacidad utilizada. Por otra parte, los desplazamientos verticales en la función de oferta ocurren por cambios en el salario nominal, en el precio de los servicios de capital y en la productividad de la economía.

Desde el punto de vista formal, la ecuación que representa el nivel de costos domésticos es deducida de la función de producción agregada de la economía, para lo cual se supone que los empresarios tienen una conducta optimizadora, expresada por la siguiente minimización restringida,

$$\begin{aligned} \text{Min. } CT_t &= W_t * L_t^d + Pk_t * K_t \\ \text{s.a } Y_t^o &= Y^o(K_t; L_t) \end{aligned} \quad (II.6)$$

siendo CT_t los costos totales de producción en cada período, dado el nivel de producción. Mediante esta minimización se obtiene la siguiente ecuación de costos totales domésticos⁹,

$$CT_t = (\varepsilon_0)^{-\frac{1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} \left[\left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1} \right)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} + \left(\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_2} \right)^{\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} \right] * (W_t)^{\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} * (Pk_t)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} * (Y_t)^{\frac{1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} \quad (II.7)$$

Si ahora se define esta función en términos de índice, tomando como base el período de inicio del análisis¹⁰, y si se supone que los costos tenderán a reducirse a

⁸ Ver Agenor y Montiel (1996), pp. 582-583.

⁹ Ver deducción en el anexo I.

¹⁰ Para esto se calcula el índice de precio de cada factor dividiendo el precio del factor de cada período por el del período base.

medida que disminuya la capacidad utilizada de la economía (ku_t), la cual se define de la siguiente manera,

$$ku_t = \left(\frac{Y_t}{Y_t^o} \right) \quad (II.8)$$

se llega a la siguiente ecuación de índice de costos totales (ICT_t),

$$ICT_t = (\varepsilon_0)^{-\frac{1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} \left[\left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1} \right)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} + \left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1} \right)^{-\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} \right] * \left(\frac{W_t}{W_0} \right)^{\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * \left(\frac{Pk_t}{Pk_0} \right)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * \left(\frac{Y_t}{Y_t^o} \right)^{\frac{1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} \quad (II.9)$$

quedando ésta expresada en función del índice de precios unitario de cada factor y de la capacidad utilizada de la economía¹¹. Por último, se supone que la ecuación de precios será un promedio ponderado entre los costos domésticos y los precios externos, definiendo a ρ como la participación de los costos domésticos en el total de costos de producción. Con estos factores, se llega a la ecuación de precios de la economía,

$$P_t = \rho * \left\{ (\varepsilon_0)^{-\frac{1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} \left[\left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1} \right)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} + \left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1} \right)^{-\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} \right] * \left(\frac{W_t}{W_0} \right)^{\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * \left(\frac{Pk_t}{Pk_0} \right)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * \left(\frac{Y_t}{Y_t^o} \right)^{\frac{1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} \right\} + (1-\rho) * \left(\frac{Pf_t}{Pf_0} \right) \quad (II.10)$$

II.a.4- Costo del capital

Para obtener el costo del uso del capital, se utiliza la metodología abreviada presentada por Christensen y Jorgenson (1970), pero adaptada a la problemática de un país en desarrollo. Estos autores definieron el costo del uso del capital como el producto entre el índice de precio del capital y la sumatoria de las tasas de interés doméstica y de depreciación del capital, tal como se muestra a continuación,

$$Pk_t = E_t * (Pf_t / Pf_0) * (r_t + d_t) \quad (II.11)$$

¹¹ Los subíndices de los parámetros no representan un período temporal, que sí lo expresan los subíndices de las variables.

La adaptación de esta ecuación a la realidad de un país en desarrollo es realizada a través de la definición de la tasa de interés doméstica (r_t), la cual no sólo toma en cuenta la tasa de interés internacional, sino también el riesgo propio del país.

Como índice de precio del capital se toma el índice de precios mayorista del resto del mundo (Pf_t / Pf_0) multiplicado por el tipo de cambio nominal (E_t), para que quede expresado en moneda doméstica.

II.a.5- Determinación del riesgo país

El spread de los bonos de los países emergentes comenzó a captar una mayor atención de los analistas a principio de la década de 1990 en respuesta al creciente desarrollo de los mercados internacionales de capitales. Al respecto, diversos estudios del tipo "cross country" han sido realizados con el objetivo de analizar los determinantes del riesgo país, por ejemplo, Calvo y Reinhart (1996), Min (1998), Eichengreen y Moody (1998) y Kamin y Von Kleist (1999). Eichengreen y Moody, por su parte, si bien validan las conclusiones de Min, discrepan en cuanto a que encuentran que pertenecer a una región determinada, en particular Latinoamérica, puede ejercer influencia significativa. Más aún, encuentran que los movimientos de mercado pueden ser inducidos por cambios en el sentimiento de los mercados más allá de los fundamentos económicos. Kamin y Von Kleist explican la evolución de las primas de riesgo país a través de las calificaciones realizadas por las calificadoras de riesgo, e incluyen también como variables explicativas la madurez y la moneda en que está nominada la deuda soberana. Además, muestran que la tendencia decreciente de los spreads no explicados por dichos factores es atribuida a la creciente integración financiera internacional.

Por otro lado, existen diversos trabajos basados en la experiencia de un solo país, como son los de Kiguel y Lopetegui (1997), Nogués y Grandes (1999) y Oks y Padilla (2000), habiéndose todos dedicados al estudio del caso argentino.

Kiguel y Lopetegui, por ejemplo, encontraron que la calificación de riesgo de las calificadoras, por lo general, es un factor explicativo del riesgo país medido a través del mercado. Allí, los autores testean las distintas variables monitoreadas para explicar la calificación otorgada a un país, pero dicho estudio deja una brecha significativa a ser explicada debido a que dichas calificaciones siguen con retraso la evolución del riesgo país de acuerdo al mercado.

Nogués y Grandes, analizan una serie de determinantes del riesgo país argentino para el período 1994-1998 y encuentran que las variables más significativas resultaron ser el ratio de servicio de deuda a exportaciones, el déficit fiscal federal, las expectativas de

crecimiento económico, la tasa a 30 años de los bonos del tesoro americano, el efecto contagio y el “ruido político”.

Min, por su parte, establece que el riesgo de default es función de la insostenibilidad de un nivel dado de deuda externa pública, que puede generar problemas de liquidez en el corto plazo y de solvencia en el largo plazo. Si bien esta hipótesis fue alcanzando un mayor consenso después de numerosas contrastaciones empíricas, tiene dos limitaciones. Una es que considera sólo la deuda externa pública, y no la deuda total del gobierno, y la otra es que no toma en cuenta los niveles de endeudamiento del sector privado. La incorporación en el análisis del riesgo de default de la deuda del sector privado sería aplicable en aquellos casos donde los inversores perciben que el Estado no alcanza a garantizar que no se hará cargo de esa deuda, pudiendo así derramar la posibilidad de incumplimiento del sector privado sobre la solvencia del gobierno, siendo esto bastante difícil de captar empíricamente. Por lo tanto, si éste fuese el caso, se estaría actuando bajo “riesgo moral”, donde el sector privado podría alcanzar niveles de endeudamiento por encima de sus posibilidades reales de repago, ya que en este caso el Estado actuaría como garante implícito de la deuda privada.

En el presente trabajo se siguen los lineamientos generales del estudio de Min, pero, a diferencia de éste, es aplicado a un único país y se considera que los mercados toman las decisiones de invertir en bonos de un país emergente observando el comportamiento de variables que afectan la liquidez y la solvencia de esta economía y donde los valores contemporáneos de estas variables se utilizan para corregir los errores respecto de los valores esperados. Por otro lado, también se supone que las decisiones de inversión financiera se modifican drásticamente ante un hecho financiero adverso que acontezca en uno o más países de los denominados emergentes, contagiando de esta manera al resto de los países. Además, se considera que el factor político influye en el ánimo de las decisiones financieras.

II.a.5.1- VARIABLES DE LIQUIDEZ Y SOLVENCIA

Dentro de esta denominación se agrupa el conjunto de variables que se supone que los mercados toman como indicadores del nivel de liquidez y solvencia de largo plazo de un país, siendo estos los valores esperados de la relación *Deuda Pública* respecto del *PBI*¹², del riesgo de devaluación y de la tasa de interés internacional. Además, se

¹² En este caso se toma el PBI a valor nominal, ya que la deuda siempre está expresada en moneda corriente. Además, en ambos casos, los valores están expresados en moneda doméstica, siendo necesario para ello convertir la deuda mediante el tipo de cambio nominal del período.

considera como determinante de la liquidez y solvencia del país al tipo de cambio real observado en el período corriente.

Uno de los indicadores que juega un rol crucial en la consideración de la solvencia de un país es la relación *Deuda Pública* respecto del *PBI*, representando ésta el nivel de endeudamiento respecto de la capacidad productiva de país, expresada esta última por el nivel de *PBI*. Por lo tanto, si los mercados esperan niveles de endeudamiento relativos más elevados, comenzarán a interpretar que los desembolsos que ello representará pueden ser incompatibles con el esquema social y político imperantes. Esta interpretación es verosímil de ser realizada por los mercados debido que a medida que los niveles de deuda crezcan en relación con la capacidad productiva del país, mayor debería ser la contracción de la absorción doméstica, en particular los niveles de consumo privado e inversión, para generar los fondos necesarios para afrontar los compromisos financieros del gobierno, considerando que esto puede tornarse especialmente sensible cuando se trata de deuda externa, ya que se requeriría generar las divisas por medio de la cuenta corriente, y ante la presencia de una restricción repentina en la afluencia de capitales al país. Es por ello que, a mayores niveles esperados de endeudamiento relativo, mayor será la compensación requerida para mantener dentro de la cartera de inversión un activo financiero del país.

La relación entre el riesgo de default y el riesgo de devaluación debe ser interpretada considerando una economía donde gran parte de su deuda está nominada en moneda extranjera. Bajo estas condiciones, cuando mayor sea la probabilidad de aumentos en el tipo de cambio nominal mayor será la probabilidad de que el Estado caiga en cesación de pagos. Si este es el razonamiento seguido por los mercados financieros, un aumento en el riesgo de devaluación esperado debería traducirse en una mayor compensación por el mantenimiento de un activo doméstico nominado en moneda extranjera.

Por su parte, y tal como sugieren Calvo, Leiderman y Reinhart (1993), los cambios en la tasa de interés internacional han sido un factor clave en los flujos de capitales hacia los países en desarrollo en la década de los 90's. Así, una mayor tasa de interés internacional afectará no sólo el costo de los nuevos créditos sino también aumentará los intereses de la deuda tomada a tasa flotante, siendo estos elementos los que hacen esperar una correlación positiva entre los niveles de riesgo país y la tasa de interés internacional.

Por último, el tipo de cambio real, al ser tomado como una medida de la competitividad de una economía, podría considerarse como una variable que afecta tanto la liquidez en el corto plazo como la solvencia en el largo plazo. Una sobrevaluación de la

moneda doméstica, en el corto plazo comprometerá el nivel de exportaciones netas de la economía, en tanto que en el largo plazo puede actuar como una restricción para la expansión del nivel de actividad económica. Además, un sostenido proceso de atraso cambiario ha jugado un rol importante en los procesos de sobreendeudamiento en algunos países (Sachs, 1985). Es por ello, que debería esperarse que bajos niveles de tipo de cambio real tiendan a incrementar la probabilidad de que se generen cambios bruscos en las condiciones y reglas generales bajo las cuales opera actualmente la economía, traduciéndose esto en niveles más altos de riesgo país.

II.a.5.2- Variables de contagio

En la literatura reciente se han propuesto diversas explicaciones del efecto contagio, pero existe cierta coincidencia en atribuirlo al comportamiento de “manada” de los mercados, por el cual no existe, antes de una crisis, gran discriminación en la información que permita evaluar los riesgos de las inversiones en los distintos países que se califican como emergentes. Como sugieren Calvo y Mendoza (1999), el incentivo a obtener información costosa es una función decreciente de las oportunidades de diversificación de portafolios. De este modo, cuando hay nuevas noticias se pueden producir reasignaciones rápidas de carteras de inversión sin distinguir suficientemente las diferencias entre los países que, a priori, corresponden a una misma categoría de inversión. Por lo tanto, el contagio se atribuye al alto costo de obtener información específica de un país en particular. En presencia de una crisis se activa la búsqueda de nueva información, el análisis de nuevos factores explicativos o se realizan mediciones más exhaustivas de dichos factores. A medida que se obtiene nueva información, se genera la correspondiente diferenciación, siendo este un elemento que explicaría la alta volatilidad observada en la prima de riesgo país.

Con los diferentes conceptos vertidos hasta aquí sobre los determinantes del riesgo país, se puede conformar la siguiente relación funcional,

$$RP_t = \gamma_0 + \gamma_1 * b_t^e + \gamma_2 * RC_t^e + \gamma_3 * rf_t^e + \gamma_4 * e_t + \sum_{i=1}^m \eta_i * EC_{it} \quad (II.12)$$

donde b_t^e es el valor que en el período t los mercados financieros esperan que asuma la

relación *Deuda/PBI* $\left(\frac{E_t * B_t}{P_t * Y_t}\right)$ en el período siguiente $(t+1)^{13}$, RC_t^e es el riesgo cambiario

¹³ Todas las variables esperadas tienen esta interpretación, es decir que el subíndice está representando el momento en que se están formando las expectativas. Por ejemplo, b_t^e es el valor que en el momento t los

esperado, rf_t^e es la tasa de interés internacional esperada por los mercados financieros, e_t es el tipo de cambio real observado y EC_{it} son las variables dummies que representan los efectos contagios y los “ruidos políticos”. Los parámetros γ_i representan los efectos de largo plazo de las variables respectivas.

Como b_t^e , RC_t^e y rf_t^e no son variables directamente observables, ya que representan los valores esperados por los mercados financieros, se necesita especificar el mecanismo que las genera, para lo cual se supone que los agentes toman sus decisiones bajo el esquema de expectativas adaptativas, se pueden expresar de la manera siguiente,

$$b_t^e - b_{t-1}^e = \Gamma * (b_t - b_{t-1}^e) \quad (II.13)$$

donde Γ , tal que $0 < \Gamma \leq 1$, es el coeficiente de expectativas, cuya hipótesis es conocida como de expectativas adaptativas, expectativas progresivas o de aprendizaje por error¹⁴.

Despejando y reordenado de la ecuación anterior, se obtiene,

$$b_t^e = \Gamma * b_t + (1 - \Gamma) * b_{t-1}^e \quad (II.14)$$

mostrando de esta forma que el valor de la relación *Deuda/PBI* que en el período t los mercados financieros esperan que asuma dicha variable en el período siguiente es un promedio ponderado entre la relación *Deuda/PBI* observada en t y su valor esperado en el período anterior, con ponderaciones Γ y $(1 - \Gamma)$, respectivamente.

Si se realiza el mismo procedimiento para RC_t^e y rf_t^e se obtienen las siguientes expresiones,

$$RC_t^e = \Gamma * RC_t + (1 - \Gamma) * RC_{t-1}^e \quad (II.15)$$

$$rf_t^e = \Gamma * rf_t + (1 - \Gamma) * rf_{t-1}^e \quad (II.16)$$

agentes económicos esperan que asuma b en el período siguiente, es decir $(t+1)$; si ahora se trata de b_{t-1}^e , esta variable representa el valor que en el período anterior $(t-1)$ los agentes económicos esperaban que asumiera b en el período actual, es decir en t . Esta interpretación debe hacerse para todas las variables que se definan en este trabajo como “esperadas”.

¹⁴ En este mecanismo de formación de expectativas se supone que los agentes económicos cometen siempre el mismo error, que en este caso siempre es igual a Γ .

teniendo Γ en estas ecuaciones la misma interpretación que en (II.13).

Sustituyendo (II.14), (II.15) y (II.16) en (II.12), se obtiene¹⁵,

$$RP_t = \gamma_0 + \gamma_1 * (\Gamma * b_t + (1 - \Gamma) * b_{t-1}^e) + \gamma_2 * (\Gamma * RC_t + (1 - \Gamma) * RC_{t-1}^e) + \gamma_3 * (\Gamma * rf_t + (1 - \Gamma) * rf_{t-1}^e) + \gamma_4 * e_t \quad (II.17)$$

Rezagando un período la ecuación (II.12), multiplicándola por $(1 - \Gamma)$ y restándosela luego a (II.17), y después de un reordenamiento algebraico sencillo, se obtiene,

$$RP_t = \gamma_0 * \Gamma + \gamma_1 * \Gamma * b_t + \gamma_2 * \Gamma * RC_t + \gamma_3 * \Gamma * rf_t + \gamma_4 * (e_t - e_{t-1}) + \gamma_4 * \Gamma * e_{t-1} + (1 - \Gamma) * RP_{t-1} + \sum_{i=1}^m \eta_i * EC_{it} \quad (II.18)$$

La característica de esta ecuación es que la variable dependiente queda ahora expresada en función de variables contemporáneas, siendo estas todas directamente observables, y del valor rezagado un período de la misma. Por otro lado, hay que advertir que los coeficientes de (II.18), es decir los $(\gamma_i * \Gamma)$, representan los efectos de corto plazo, y que si se supone que las expectativas no se ajustan de manera inmediata, es decir que $(0 < \Gamma \leq 1)$, serán menor que los de largo plazo, donde se supone un ajuste completo de los valores contemporáneos a los esperados.

II.a.6- Tasa de interés

Se supone que la tasa de interés en moneda doméstica está compuesta por la sumatoria de la tasa de interés internacional, el riesgo país y el riesgo cambiario,

$$r_t = rf_t + RP_t + RC_t \quad (II.19)$$

Esta definición de tasa de interés supone que los mercados financieros requerirán una compensación adicional $(RP_t + RC_t)$, por sobre el rendimiento del activo libre de riesgo (rf_t) , para asumir el mayor riesgo que implica inmovilizar activos en el país.

¹⁵ Por simplicidad algebraica no se incorpora el término que contiene a las variables dummies.

Por otro lado, debe tenerse presente que cada uno de los tres componentes del lado derecho de la ecuación (II.19) son obtenidos en la práctica de los valores de los activos del mercado financiero, lo cual implica que están expresados en términos nominales. Pero los agentes económicos toman decisiones basados en los valores reales de las variables. Es por ello, que en el caso de la tasa de interés deberá considerarse el valor real y no el nominal, siendo la transformación realizada de la siguiente manera,

$$\boxed{rr_t = \frac{r_t - \dot{P}_t}{1 + \dot{P}_t}} \quad (II.20)$$

siendo rr_t y \dot{P}_t la tasa de interés real y la tasa de inflación, respectivamente, del período t .

II.a.7- Tipo de cambio real

Otro de los precios de la economía que se considera es el tipo de cambio real (e), siendo esta planteada en el modelo como una variable de definición. Además, se supone un tipo de cambio real inicial igual a uno y que la variación¹⁶ en cada período es igual a la diferencia entre la inflación del resto del mundo y la doméstica,

$$\boxed{\dot{e}_t = \dot{E}_t + \dot{P}_f - \dot{P}_t} \quad (II.21)$$

donde \dot{E}_t representa la tasa de variación del tipo de cambio nominal¹⁷.

II.a.8- Salarios nominales

El comportamiento de los salarios nominales estará basado en la curva de Phillips aumentadas por las expectativas,

$$\dot{W}_t = \theta_0 + \theta_1 * u_t + \theta_2 * \dot{P}_t^e \quad (II.22)$$

donde \dot{W}_t representa la tasa de variación del salario nominal, u_t la tasa de desempleo y \dot{P}_t^e la tasa de inflación esperada. Puesto que \dot{P}_t^e no es una variable directamente

¹⁶ El punto sobre la variable denota tasa de variación

¹⁷ Desde el punto de vista empírico, esta variación se supondrá en todo el período de análisis igual a cero, ya que en todo momento se supondrá un tipo de cambio nominal fijo e igual a 1.

observable, el supuesto de expectativas adaptativas permite escribir,

$$\dot{P}_t^e - \dot{P}_{t-1}^e = \Theta * (\dot{P}_t - \dot{P}_{t-1}^e) \quad (II.23)$$

donde Θ , tal que $0 < \Theta \leq 1$, es el coeficiente de ajuste según las expectativas. Despejando y reordenado de la ecuación anterior, se obtiene,

$$\dot{P}_t^e = \Theta * \dot{P}_t + (1 - \Theta) * \dot{P}_{t-1}^e \quad (II.24)$$

expresando que la variación esperada en el nivel de precios en el período t es un promedio ponderado entre la inflación observada en t y la esperada en el período anterior, con ponderaciones Θ y $(1 - \Theta)$, respectivamente.

Sustituyendo (II.24) en (II.22), se obtiene,

$$\dot{W}_t = \theta_0 + \theta_1 * u_t + \theta_2 * (\Theta * \dot{P}_t + (1 - \Theta) * \dot{P}_{t-1}^e) \quad (II.25)$$

$$\dot{W}_t = \theta_0 + \theta_1 * u_t + \theta_2 * \Theta * \dot{P}_t + \theta_2 * (1 - \Theta) * \dot{P}_{t-1}^e \quad (II.26)$$

Rezagando un período la ecuación (II.22), multiplicándola por $(1 - \Theta)$ y restándosela luego a (II.26), y después de un reordenamiento algebraico, se obtiene,

$$\boxed{\dot{W}_t = \theta_0 * \Theta + \theta_1 * (u_t - u_{t-1}) + \theta_1 * \Theta * u_{t-1} + \theta_2 * \Theta * \dot{P}_t + (1 - \Theta) * \dot{W}_{t-1}} \quad (II.27)$$

quedando la tasa de variación del salario expresada en función de la tasa de desempleo, la inflación presente y la variación del salario en el período anterior, siendo en todos los casos variables directamente observables.

Por último, el salario nominal en cada período, W_t , queda determinado por la siguiente expresión,

$$W_t = W_{t-1} * (1 + \dot{W}_t) \quad (II.28)$$

II.a.9- Tasa de desempleo

El nivel de desempleo es definido como la diferencia entre la oferta laboral y el empleo, en tanto que la tasa de desempleo es el cociente entre el nivel de desempleo y la oferta laboral,

$$u_t = \frac{L_t^o - L_t^d}{L_t^o} \quad (II.29)$$

siendo L_t^d la demanda laboral, la cual se obtiene siguiendo el supuesto de minimización de los costos totales por parte de las empresas. Mediante este procedimiento se llega a la siguiente forma funcional¹⁸,

$$L_t^d = (\varepsilon_0)^{-\frac{1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} * \left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}\right)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} * \left(\frac{W_t}{Pk_t}\right)^{-\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} * (Y_t)^{\frac{1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} \quad (II.30)$$

quedando la demanda laboral expresada en términos del precio relativo de los factores, del nivel de ingreso y de la tecnología disponible. A esta demanda laboral se la puede considerar el nivel de demanda de equilibrio del factor, que linealizando¹⁹, se obtiene,

$$l_t^e = \lambda_0 + \lambda_1 * wr_t + \lambda_2 * y_t^e \quad (II.31)$$

siendo l_t^e la demanda laboral de equilibrio²⁰, wr_t la relación (W/Pk) , y_t^e el nivel de ingreso

esperado, $\lambda_0 = -\frac{1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2} * \text{Log}(\varepsilon_0) + \frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2} * \text{Log}\left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}\right)$, $\lambda_1 = -\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}$ y $\lambda_2 = \frac{1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}$.

Puesto que el nivel deseado de demanda de trabajo no es una variable directamente observable, la utilización del enfoque de ajuste parcial permite expresarla de la siguiente manera,

$$l_t - l_{t-1} = \Lambda * (l_t^e - l_{t-1}) \quad (II.32)$$

donde Λ , tal que $0 < \Lambda \leq 1$, es conocido como el coeficiente de ajuste, $(l_t - l_{t-1})$ es el cambio observado en la demanda de trabajo y $(l_t^e - l_{t-1})$ es el cambio deseado.

¹⁸ Ver la deducción de esta ecuación en el anexo I, que se corresponde allí con la ecuación (h).

¹⁹ Tomando logaritmos en ambos miembros.

²⁰ Expresada en logaritmos.

La ecuación (II.32) postula que el cambio observado en la demanda de trabajo en cualquier momento del tiempo t es una fracción Λ del cambio deseado durante ese período. Si $\Lambda = 1$, significa que la demanda observada es igual a la deseada; es decir, los valores observados se ajustan instantáneamente (durante el mismo período de tiempo) a los deseados. Por el contrario, si $\Lambda = 0$, significa que la demanda no reacciona a los valores deseados. Es de esperar que Λ asuma un valor intermedio de estos extremos, puesto que es probable que el ajuste de la demanda laboral sea incompleto dentro del período, esencialmente debido a rigideces en el mercado laboral u obligaciones contractuales, surgiendo de aquí el nombre de modelo de ajuste parcial. Además, es de esperar que mientras más rígido sea el mercado laboral más próximo a cero será el valor que asuma Λ .

Alternativamente, la ecuación (II.32) puede escribirse de la siguiente forma,

$$l_t = \Lambda * l_t^e + (1 - \Lambda) * l_{t-1} \quad (\text{II.33})$$

mostrando que la demanda de trabajo es un promedio ponderado entre el nivel deseado en el período actual y el observado en el período anterior, siendo los ponderadores Λ y $(1 - \Lambda)$, respectivamente.

Ahora, sustituyendo (II.31) en (II.33), se obtiene,

$$l_t = \Lambda * (\lambda_0 + \lambda_1 * wr_t + \lambda_2 * y_t^e) + (1 - \Lambda) * l_{t-1} \quad (\text{II.34})$$

Considerando además que los empresarios corrigen sus expectativas respecto del nivel de ingreso sobre la base de los errores entre el valor esperado en el período pasado y el valor observado en el actual, se tendrá,

$$y_t^e - y_{t-1}^e = \nu * (y_t - y_{t-1}^e) \quad (\text{II.35})$$

pudiendo esto también ser expresado como,

$$y_t^e = \nu * y_t + (1 - \nu) * y_{t-1}^e \quad (\text{II.36})$$

que reemplazando (II.36) en (II.34), se obtiene,

$$l_t = \Lambda * [\lambda_0 + \lambda_1 * wr_t + \lambda_2 * (\nu * y_t + (1 - \nu) * y_{t-1}^e)] + (1 - \Lambda) * l_{t-1} \quad (\text{II.37})$$

$$l_t = \Lambda * [\lambda_0 + \lambda_1 * wr_t + \lambda_2 * \nu * y_t + \lambda_2 * (1 - \nu) * y_{t-1}^e] + (1 - \Lambda) * l_{t-1} \quad (\text{II.38})$$

$$l_t = \Lambda * \lambda_0 + \Lambda * \lambda_1 * wr_t + \Lambda * \lambda_2 * \nu * y_t + \Lambda * \lambda_2 * (1 - \nu) * y_{t-1}^e + (1 - \Lambda) * l_{t-1} \quad (II.39)$$

Luego, rezagando (II.33) un período y reemplazando allí por (II.31), también rezagada un período, se obtiene,

$$l_{t-1} = \Lambda * l_{t-1}^e + (1 - \Lambda) * l_{t-2} \quad (II.40)$$

$$l_{t-1} = \Lambda * (\lambda_0 + \lambda_1 * wr_{t-1} + \lambda_2 * y_{t-1}^e) + (1 - \Lambda) * l_{t-2} \quad (II.41)$$

Si a (II.41) se lo multiplica por $(1 - \nu)$, se lo resta de (II.39) y se realiza un ordenamiento algebraico, se obtiene,

$$\boxed{l_t = \Lambda * \nu * \lambda_0 + \Lambda * \lambda_1 * (wr_t - wr_{t-1}) + \Lambda * \nu * \lambda_1 * wr_{t-1} + \Lambda * \nu * \lambda_2 * y_t + (2 - \Lambda - \nu) * l_{t-1} + (-1 + \Lambda + \nu - \Lambda * \nu) * l_{t-2}} \quad (II.42)$$

quedando la demanda del factor trabajo expresada en términos de variables observables, del período presente como de períodos pasados.

II.b- Lado de la demanda agregada

Del lado de la demanda, se siguen los lineamientos generales de los modelos macroeconómicos especificados para países en desarrollo, los cuales habitualmente utilizan un esquema del tipo *IS-LM* con ajustes *ad-hoc* de las relaciones de conducta para captar las características particulares de este tipo de economías. Del lado *IS*, el comportamiento del consumo privado, inversión privada, exportaciones e importaciones, se basan en las consideraciones convencionales utilizada en la especificación de estas ecuaciones. Por el lado financiero (función *LM*), la mayoría de los modelos macroeconómicos para países en desarrollado, por ejemplo, el desarrollado por Khan y Knighth (1981), realizan supuestos altamente simplificadores, asociando las expansiones monetarias con los déficits fiscales, ya que precisamente lo que se intenta explicar con estos modelos es el efecto inflacionario que dichos déficits traen asociados. En el modelo aquí propuesto se utiliza en el lado financiero un esquema muy simplificado, donde se supone perfecta movilidad de capitales y la existencia de un único activo financiero, que son los bonos emitidos por el gobierno, siendo estos utilizados para financiar la totalidad de los déficits presupuestarios.

II.b.1- Consumo privado

No hay todavía un amplio consenso sobre la especificación del comportamiento del consumo privado en los modelos macroeconómicos para economías en desarrollo, aunque habitualmente se utilizan como variables determinantes el ingreso disponible, la tasa de interés y el nivel de riqueza. Aquí, y siguiendo a Lovell (1975), se utilizará la teoría del ingreso permanente con expectativas adaptativas, donde además se incorporará la tasa de interés real como variable explicativa del nivel de consumo.

Considerar que los agentes económicos adaptan sus expectativas de consumo basados en la experiencia pasada y que aprenderán de sus errores, implica que las expectativas son corregidas cada período por una fracción A de la brecha entre el valor observado del ingreso y el valor que en el período anterior se esperaba para el actual, es decir del ingreso permanente esperado en el período pasado.

La incorporación de la tasa de interés en el comportamiento del consumo puede estar basada en dos argumentos. Por un lado, el efecto que tenga las variaciones en la tasa de interés sobre las decisiones intertemporales de consumo. Así, un incremento en la tasa de interés generará un efecto ingreso y un efecto sustitución que tenderán a reducir el consumo presente²¹. Por otro lado, la tasa de interés puede afectar las decisiones de consumo cuando estas se toman bajo un entorno económico donde se evidencian limitaciones en el acceso al financiamiento, pudiendo actuar la tasa de interés como una variable restrictiva del consumo. Bajo este escenario, el aumento en la tasa de interés incrementa las limitaciones en el acceso al crédito, contrayéndose de esta manera el consumo.

En base a lo anterior, la función de consumo queda expresada de la siguiente manera,

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 * Yd_t^e + \alpha_2 * rr_t^e \quad (II.43)$$

donde C_t es el nivel de consumo privado, Yd_t^e el ingreso disponible esperado y rr_t^e la tasa de interés doméstica esperada. Puesto que tanto Yd_t^e como rr_t^e no son variables directamente observables, se necesita especificar el mecanismo que las genera, para lo cual se supuso que los consumidores se comportan bajo el esquema de expectativas adaptativas, pudiendo escribir,

$$Yd_t^e - Yd_{t-1}^e = A * (Yd_t - Yd_{t-1}^e) \quad (II.44)$$

²¹ Para más detalles, ver Friedman y Hahn (1993).

$$rr_t^e - rr_{t-1}^e = A * (rr_t - rr_{t-1}^e) \quad (II.45)$$

donde A , tal que $0 < A \leq 1$, es el coeficiente de expectativas, cuya hipótesis es conocida como de expectativas adaptativas, expectativas progresivas o de aprendizaje por error, popularizadas por Cagan (1956) y Friedman (1957). Despejando y reordenado de las ecuaciones anteriores, se obtiene,

$$Yd_t^e = A * Yd_t + (1 - A) * Yd_{t-1}^e \quad (II.46)$$

$$rr_t^e = A * rr_t + (1 - A) * rr_{t-1}^e \quad (II.47)$$

lo cual muestra que el valor que en el período t se espera que asuma el ingreso disponible en el período siguiente ($t+1$) es un promedio ponderado entre el ingreso disponible observado en t (Yd_t) y su valor esperado en el período anterior (Yd_{t-1}^e), con ponderaciones A y $(1 - A)$, respectivamente. Si $A = 1$, entonces $Yd_t^e = Yd_t$, lo cual significa que las expectativas se cumplen inmediatamente y en forma completa, es decir en el mismo período de tiempo. Si, por el contrario, $A = 0$, ($Yd_t^e = Yd_{t-1}^e$) significa que las expectativas son estáticas, es decir que las condiciones que hoy prevalecen se mantendrán en los períodos siguientes, donde los valores esperados se identifican con los valores de período presente. Esta interpretación respecto del ingreso debe también realizarse para el caso de la tasa de interés.

Sustituyendo (II.46) y (II.47) en (II.43), se obtiene,

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 * (A * Yd_t + (1 - A) * Yd_{t-1}^e) + \alpha_2 * (A * rr_t + (1 - A) * rr_{t-1}^e) \quad (II.48)$$

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 * A * Yd_t + \alpha_1 * (1 - A) * Yd_{t-1}^e + \alpha_2 * A * rr_t + \alpha_2 * (1 - A) * rr_{t-1}^e \quad (II.49)$$

Rezagando un período la ecuación (II.43), multiplicándola por $(1 - A)$ y restándosela luego a (II.49), y después de reordenar algebraicamente, se obtiene,

$$\boxed{C_t = \alpha_0 * A + \alpha_1 * A * Yd_t + \alpha_2 * A * rr_t + (1 - A) * C_{t-1}} \quad (II.50)$$

Es preciso aclarar que en la ecuación (II.43) α_1 mide la respuesta promedio del consumo ante un cambio unitario en el ingreso permanente. En (II.50), $(\alpha_1 * A)$ mide la respuesta promedio del consumo ante un cambio unitario en el valor del ingreso disponible observado contemporáneo. Estas respuestas no serán las mismas, a menos que $A = 1$, dándose esta situación cuando los valores contemporáneos coinciden con los valores de largo plazo (esperados).

Por último, el ingreso disponible observado se calcula como la diferencia entre el ingreso de la economía y los impuestos, ambas variables expresadas en términos reales,

$$\boxed{Yd_t = Y_t - \frac{T_t}{P_t}} \quad (II.51)$$

En este caso, como los tributos (T_t) es una variable expresada en términos nominales, se la divide por el índice de precios a los efectos de que quede en moneda homogénea.

II.b.2- Inversión privada

La especificación de la función de inversión es crucial en los modelos en que se explicitan las interrelaciones entre el corto y el mediano plazo, tal como el aquí propuesto. Para ello, la función de inversión se obtendrá mediante la combinación de los modelos de ajuste de existencias o de ajuste parcial, que es una racionalización del modelo de Koyck (1954) y que fuera utilizada por Nerlove (1963), y el de expectativas adaptativas. Para ello, se parte del principio del acelerador flexible, el cual indica que se necesita un aumento del producto real (una aceleración) para elevar el nivel de inversión, donde, además, el criterio del valor presente de los flujos futuros descontados sugiere que esa relación entre el producto y el nivel de inversión no es fija, sino que un incremento en la tasa de interés real reduce los niveles de inversión para cualquier nivel de incremento del producto. A tal efecto, se determina el nivel de existencias de capital de equilibrio²² necesario para generar una producción dada bajo las condiciones tecnológicas vigentes, el cual se supone que es una función directa del nivel de ingreso e inversa de la tasa de interés esperada,

$$K_t^e = \psi_0 + \psi_1 * Y_t + \psi_2 * rr_t^e \quad (II.52)$$

²² También llamado stock de capital óptimo, deseado o de largo plazo.

donde K_t^e es el nivel de capital de equilibrio, Y_t el nivel de ingreso observado y rr_t^e la tasa de interés real esperada.

Puesto que el nivel deseado de capital no es directamente observable, Nerlove postula la siguiente hipótesis, conocida como la hipótesis de ajuste parcial o de ajuste de existencias,

$$K_t - K_{t-1} = \Psi * (K_t^e - K_{t-1}) \quad (II.53)$$

donde Ψ , tal que $0 < \Psi \leq 1$, es conocido como el coeficiente de ajuste, $(K_t - K_{t-1})$ es el cambio observado en el stock de capital y $(K_t^e - K_{t-1})$ es el cambio deseado.

La ecuación (II.53) postula que el cambio observado en el stock de capital en cualquier momento del tiempo t es alguna fracción Ψ del cambio deseado durante ese período. Si $\Psi = 1$, significa que las existencias de capital observadas son iguales a las existencias deseadas; es decir, las existencias observadas se ajustan instantáneamente (durante el mismo período de tiempo) a las deseadas. Por el contrario, si $\Psi = 0$, significa que las existencias no reaccionan a las deseadas, manteniéndose en este caso constante el stock de capital. Es de esperar que Ψ asuma un valor intermedio de estos extremos, puesto que es probable que el ajuste de capital sea incompleto dentro del período, esencialmente debido a rigideces, inercia u obligaciones contractuales, surgiendo de aquí el nombre de modelo de ajuste parcial. Por otro lado, la ecuación (II.53) puede escribirse alternativamente de la siguiente forma,

$$K_t = \Psi * K_t^e + (1 - \Psi) * K_{t-1} \quad (II.54)$$

mostrando que las existencias de capital observadas son un promedio ponderado de las existencias de capital deseado en el período actual y las existencias de capital observadas en el período anterior, siendo los ponderadores Ψ y $(1 - \Psi)$, respectivamente.

Ahora, sustituyendo (II.52) en (II.54), se obtiene,

$$K_t = \Psi * (\psi_0 + \psi_1 * Y_t + \psi_2 * rr_t^e) + (1 - \Psi) * K_{t-1} \quad (II.55)$$

Considerando además que los mercados corrigen sus expectativas respecto de la tasa de interés sobre la base de los errores entre el valor esperado en el período pasado y el valor observado en el actual, se tendrá,

$$rr_t^e - rr_{t-1}^e = \nu * (rr_t - rr_{t-1}^e) \quad (II.56)$$

pudiendo esto también ser expresado como,

$$rr_t^e = \nu * rr_t + (1 - \nu) * rr_{t-1}^e \quad (II.57)$$

que reemplazando (II.57) en (II.55), se obtiene,

$$K_t = \Psi * [\psi_0 + \psi_1 * Y_t + \psi_2 * (\nu * rr_t + (1 - \nu) * rr_{t-1}^e)] + (1 - \Psi) * K_{t-1} \quad (II.58)$$

$$K_t = \Psi * [\psi_0 + \psi_1 * Y_t + \psi_2 * \nu * rr_t + \psi_2 * (1 - \nu) * rr_{t-1}^e] + (1 - \Psi) * K_{t-1} \quad (II.59)$$

$$K_t = \Psi * \psi_0 + \Psi * \psi_1 * Y_t + \Psi * \psi_2 * \nu * rr_t + \Psi * \psi_2 * (1 - \nu) * rr_{t-1}^e + (1 - \Psi) * K_{t-1} \quad (II.60)$$

Luego, rezagando (II.54) un período y reemplazando allí por (II.52), también rezagada un período, se obtiene,

$$K_{t-1} = \Psi * K_{t-1}^e + (1 - \Psi) * K_{t-2} \quad (II.61)$$

$$K_{t-1} = \Psi * (\psi_0 + \psi_1 * Y_{t-1} + \psi_2 * rr_{t-1}^e) + (1 - \Psi) * K_{t-2} \quad (II.62)$$

Si a (II.62) se lo multiplica por $(1 - \nu)$, se lo resta de (II.60) y se realiza un ordenamiento algebraico, se obtiene,

$$\boxed{I_t = \Psi * \nu * \psi_0 + \Psi * \psi_1 * (Y_t - Y_{t-1}) + \Psi * \nu * \psi_1 * Y_{t-1} + \Psi * \nu * \psi_2 * rr_t + (1 - \Psi - \nu) * I_{t-1} - \Psi * \nu * K_{t-2}} \quad (II.63)$$

quedando los niveles de inversión expresados en función de variables observables, del período presente como de períodos pasados. Además, siendo la ecuación (II.52) la demanda de existencias de largo plazo, (II.63) representa las variaciones en las existencias de corto plazo, pudiendo de esta última deducir los parámetros de la función de largo plazo.

II.b.3- Comercio exterior

Al igual que la mayoría de los modelos macroeconómicos como el aquí propuesto, la inclusión de las ecuaciones de comercio exterior tiende a ser bastante uniforme cuando el análisis es realizado para un país en desarrollo.

II.b.3.a- Exportaciones

Las exportaciones (X) se suponen que son determinadas por el tipo de cambio real esperado,

$$X_t = \pi_0 + \pi_1 * e_t^e \quad (II.64)$$

Puesto que e_t^e no es una variable directamente observable, se necesita especificar el mecanismo que genera el tipo de cambio real esperado, para lo cual, si se supone que los exportadores se comportan bajo el esquema de expectativas adaptativas, se puede escribir,

$$e_t^e - e_{t-1}^e = \Pi * (e_t - e_{t-1}^e) \quad (II.65)$$

donde Π , tal que $0 < \Pi \leq 1$, es el coeficiente de expectativas. Despejando y reordenado de la ecuación anterior, nos queda,

$$e_t^e = \Pi * e_t + (1 - \Pi) * e_{t-1}^e \quad (II.66)$$

lo cual muestra que el tipo de cambio real esperado en el tiempo t es un promedio ponderado entre el tipo de cambio real observado en t y su valor esperado en el período anterior, con ponderaciones Π y $(1 - \Pi)$, respectivamente. Si $\Pi = 1$, entonces $e_t^e = e_t$, lo cual significa que las expectativas se cumplen inmediatamente y en forma completa, es decir en el mismo período de tiempo. Si, por el contrario, $\Pi = 0$, $e_t^e = e_{t-1}^e$ expresando esto expectativas estáticas, es decir que las condiciones que hoy prevalecen se mantendrán en los períodos siguientes, donde los valores esperados se identifican con los valores de período presente.

Sustituyendo (II.66) en (II.64), se obtiene,

$$X_t = \pi_0 + \pi_1 * (\Pi * e_t + (1 - \Pi) * e_{t-1}^e) \quad (II.67)$$

$$X_t = \pi_0 + \pi_1 * \Pi * e_t + \pi_1 * (1 - \Pi) * e_{t-1}^e \quad (II.68)$$

Rezagando un período la ecuación (II.64), multiplicándola por $(1 - \Pi)$ y restándosela luego a (II.68), y después de un reordenamiento algebraico, se obtiene,

$$\boxed{X_t = \pi_0 * \Pi + \pi_1 * \Pi * e_t + (1 - \Pi) * X_{t-1}} \quad (II.69)$$

Es preciso aclarar que π_1 en la ecuación (II.64) mide la respuesta promedio de las exportaciones ante un cambio unitario en el tipo de cambio real esperado, en tanto que $(\pi_1 * \Pi)$ en (II.69), mide la respuesta de las exportaciones a variaciones en el tipo de cambio real observado del período corriente. Además, debe advertirse que, si las expectativas no se ajustan de manera completa en cada período, la respuesta de corto plazo será inferior a la de largo plazo.

II.b.3.b- Importaciones

Las importaciones (M) son determinadas por el producto doméstico y por el tipo de cambio real esperado:

$$M_t = \delta_0 + \delta_1 * Y_t + \delta_2 * e_t^e \quad (II.70)$$

Puesto que e_t^p no es una variable directamente observable, se necesita especificar el mecanismo que genera el tipo de cambio real esperado, para lo cual, si se supone que los importadores se comportan bajo el esquema de expectativas adaptativas, se puede escribir,

$$e_t^e - e_{t-1}^e = \Phi * (e_t - e_{t-1}^e) \quad (II.71)$$

donde Φ , tal que $0 < \Phi \leq 1$, es el coeficiente de expectativas. Despejando y reordenado de la ecuación anterior, nos queda,

$$e_t^e = \Phi * e_t + (1 - \Phi) * e_{t-1}^e \quad (II.72)$$

lo cual muestra que el tipo de cambio real esperado en el tiempo t es un promedio

ponderado entre el tipo de cambio real observado en t y su valor esperado en el período anterior, con ponderaciones Φ y $(1-\Phi)$, respectivamente, teniendo el valor de Φ la misma interpretación que el parámetro Π para el caso de las exportaciones.

Sustituyendo (II.72) en (II.70), se obtiene,

$$M_t = \delta_0 + \delta_1 * Y_t + \delta_2 * (\Phi * e_t + (1-\Phi) * e_{t-1}^e) \quad (II.73)$$

$$M_t = \delta_0 + \delta_1 * Y_t + \delta_2 * \Phi * e_t + \delta_2 * (1-\Phi) * e_{t-1}^e \quad (II.74)$$

Rezagando un período la ecuación (II.70), multiplicándola por $(1-\Phi)$ y restándosela luego a (II.74), y después de un reordenamiento algebraico, se obtiene,

$$\boxed{M_t = \delta_0 * \Phi + \delta_1 * (Y_t - Y_{t-1}) + \delta_1 * \Phi * Y_{t-1} + \delta_2 * \Phi * e_t + (1-\Phi) * M_{t-1}} \quad (II.75)$$

Es preciso aclarar que en la ecuación (II.70) δ_2 mide la respuesta promedio de las importaciones ante un cambio unitario en el tipo de cambio real esperado, en tanto que en (II.75) $(\delta_2 * \Phi)$ mide la respuesta de las importaciones a variaciones en el tipo de cambio real observado contemporáneo.

II.b.4- Ecuaciones fiscales

El nivel de gasto público (G) se considerará una variable exógena en el modelo y será utilizada como variable de política económica.

Por su parte, los ingresos nominales del gobierno (T) se ajustan a la diferencia entre el ingreso planeado (T_t^e) y el ingreso corriente observado en el período anterior, tal como se aprecia a continuación,

$$T_t - T_{t-1} = \Omega * (T_t^e - T_{t-1}) \quad (II.76)$$

Esto supone un mecanismo de ajuste parcial, donde Ω , tal que $(0 < \Omega \leq 1)$, representa el coeficiente de ajuste, $(T_t - T_{t-1})$ es el cambio observado en el ingreso fiscal en el período t y $(T_t^e - T_{t-1})$ es el cambio planeado. Por su parte, el nivel de ingreso fiscal planeado, y siguiendo a Khan y Knight, se determina en función del nivel de ingreso nominal de la economía,

$$T_t^e = \chi_0 + \chi_1 * (Y_t * P_t) \quad (II.77)$$

Sustituyendo T_t^e en la ecuación (II.76), se obtiene,

$$T_t = \chi_0 * \Omega + \chi_1 * \Omega * (Y_t * P_t) + (1 - \Omega) * T_{t-1} \quad (II.78)$$

quedando los ingresos fiscales expresados en función del ingreso nominal corrientes de la economía y de los ingresos fiscales del período anterior, siendo ambas variables directamente observables.

Por último, se plantea la restricción presupuestaria del gobierno, en la cual se supone que el financiamiento del déficit es cubierto con endeudamiento externo. Esta condición permite determinar que el stock de deuda pública en cada período, B_t , será determinado de la siguiente manera,

$$B_t = B_{t-1} * E_t + [(P_t * G_t) - T_t] + (B_0 * E_t) * rf + (B_{t-1} - B_0) * E_t * (rf_t + RP_t) \quad (II.79)$$

siendo B_{t-1} el stock de deuda pública en el período $t-1$, G el nivel de gasto público real, $[(P_t * G_t) - T_t]$ el déficit fiscal primario, $(B_0 * E_t)$ el stock de deuda al inicio del período de análisis, $[(B_0 * E_t) * rf]$ los intereses devengados por el stock de deuda inicial, $[(B_{t-1} - B_0) * E_t]$ el incremento en el endeudamiento desde el inicio del período de análisis y $[(B_{t-1} - B_0) * E_t * (rf_t + RP_t)]$ el pago de intereses por la nueva deuda contraída.

En (II.79) debe advertirse que se supone que todo el stock de deuda está nominado en moneda extranjera (dólares) para lo cual se utiliza el tipo de cambio nominal para convertirla en moneda doméstica; el stock de deuda está expresado en moneda corriente y no en moneda constante, siendo por ello necesario utilizar el déficit fiscal nominal para determinar el nuevo endeudamiento en cada período; se supone que por el stock de deuda inicial se paga un interés que es determinado por la tasa de interés internacional, en tanto que por el nuevo endeudamiento se devengan intereses determinados por la tasa de interés marginal, la cual se supone igual a la suma de tasa de interés internacional y el riesgo país. Esta forma de calcular el monto de intereses implica que se está

considerando que éstos se determinan por un promedio ponderado entre la tasa de interés internacional y la tasa de interés marginal. Así, a medida que el nivel de endeudamiento se incrementa, la ponderación de la tasa marginal va aumentando²³. Por último, debe tenerse presente que para el análisis de simulación se utilizan datos trimestrales pero las tasas de interés están expresadas en términos anuales. Es por ello, que tanto rf_t como $(rf_t + RP_t)$ se transforman en tasas efectivas trimestrales mediante el siguiente cálculo,

$$rf_t^{\text{efectiva trimestral}} = (1 + rf_t)^{1/4} - 1 \quad (\text{II.80})$$

$$(rf_t + RP_t)^{\text{efectiva trimestral}} = (1 + rf_t + RP_t)^{1/4} - 1 \quad (\text{II.81})$$

II.c- Equilibrio macroeconómico

La condición de equilibrio macroeconómico está expresada por la igualdad entre la oferta y la demanda agregada, que surge de la sumatoria de las variables endógenas del modelo (gasto privado) y del gasto público:

$$\boxed{Y_t = C_t + I_t + G_t + X_t - M_t} \quad (\text{II.82})$$

II.d- Modelo con las ecuaciones de comportamiento expresadas en forma explícita

$$Y_t^o = \varepsilon_0 * (K_t)^{\varepsilon_1} * (L_t^o)^{\varepsilon_2} \quad (1)$$

$$K_t = K_{t-1} - (K_{t-1} * d_t) + I_t \quad (2)$$

$$P_t = \rho * \left\{ (\varepsilon_0)^{-\frac{1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} \left[\left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1} \right)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} + \left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1} \right)^{-\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} \right] * \left(\frac{W_t}{W_0} \right)^{\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} * \left(\frac{Pk_t}{Pk_0} \right)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} * \left(\frac{Y_t}{Y_t^o} \right)^{\frac{1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2}} \right\} + (1 - \rho) * Pf_t \quad (3)$$

$$Pk_t = E_t * Pf_t * (r_t + d_t) \quad (4)$$

²³ Además, se considera siempre que $(B_{t-1} - B_0) > 0$, ya que precisamente lo que se está analizando es el problema de los persistentes déficits fiscales, en particular el déficit primario.

$$RP_t = \gamma_0 * \Gamma + \gamma_1 * \Gamma * b_t + \gamma_2 * \Gamma * RC_t + \gamma_3 * \Gamma * rf_t + \gamma_4 * (e_t - e_{t-1}) + \gamma_4 * \Gamma * e_{t-1} + (1 - \Gamma) * RP_{t-1} + \sum_{i=1}^m \eta_i * EC_{it} \quad (5)$$

$$r_t = rf_t + RP_t + RC_t \quad (6)$$

$$rr_t = \frac{r_t - \dot{P}_t}{1 + \dot{P}_t} \quad (7)$$

$$e_t = E_t + Pf_t - P_t \quad (8)$$

$$\dot{W}_t = \theta_0 * \Theta + \theta_1 * (u_t - u_{t-1}) + \theta_1 * \Theta * u_{t-1} + \theta_2 * \Theta * \dot{P}_t + (1 - \Theta) * \dot{W}_{t-1} \quad (9)$$

$$u_t = (L_t^o - L_t^d) / L_t^o \quad (10)$$

$$l_t = \Lambda * \nu * \lambda_0 + \Lambda * \lambda_1 * (wr_t - wr_{t-1}) + \Lambda * \nu * \lambda_1 * wr_{t-1} + \Lambda * \nu * \lambda_2 * y_t + (2 - \Lambda - \nu) * l_{t-1} + (-1 + \Lambda + \nu - \Lambda * \nu) * l_{t-2} \quad (11)$$

$$C_t = \alpha_0 * A + \alpha_1 * A * Yd_t + \alpha_2 * A * rr_t + (1 - A) * C_{t-1} \quad (12)$$

$$Yd_t = Y_t - \frac{T_t}{P_t} \quad (13)$$

$$I_t = \Psi * \nu * \psi_0 + \Psi * \psi_1 * (Y_t - Y_{t-1}) + \Psi * \nu * \psi_1 * Y_{t-1} + \Psi * \nu * \psi_2 * rr_t + (1 - \Psi - \nu) * I_{t-1} - \Psi * \nu * K_{t-2} \quad (14)$$

$$X_t = \pi_0 * \Pi + \pi_1 * \Pi * e_t + (1 - \Pi) * X_{t-1} \quad (15)$$

$$M_t = \delta_0 * \Phi + \delta_1 * (Y_t - Y_{t-1}) + \delta_1 * \Phi * Y_{t-1} + \delta_2 * \Phi * e_t + (1 - \Phi) * M_{t-1} \quad (16)$$

$$T_t = \chi_0 * \Omega + \chi_1 * \Omega * (Y_t * P_t) + (1 - \Omega) * T_{t-1} \quad (17)$$

$$B_t = B_{t-1} * E_t + [(P_t * G_t) - T_t] + (B_0 * E_t) * rf + (B_{t-1} - B_0) * E_t * (rf_t + RP_t) \quad (18)$$

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + X_t - M_t \quad (19)$$

Ecuaciones de estocásticas: 1, 5, 9, 11, 12, 14, 15, 16 y 17

Ecuaciones de definiciones: 2, 3, 4, 6, 7, 8, 10, 13 y 18

Igualdad contable: 19

Variables endógenas: $Y^o, K, P, Pk, RP, r, rr, e, W, u, L^d, C, Yd, I, X, M, T, B, Y$

Variables predeterminadas

Exógenas: $Pf, rf, d, E, RC, G, L^o, B_0$

Endógenas rezagadas: $P_{t-1}, RP_{t-1}, K_{t-1}, K_{t-2}, W_{t-1}, L_{t-1}^d, L_{t-2}^d, C_{t-1}, Y_{t-1},$

$I_{t-1}, X_{t-1}, M_{t-1}, T_{t-1}, B_{t-1}, u_{t-1}, e_{t-1}, Pk_{t-1}$

III- BASE DE DATOS

La base de datos se construyó de manera que fuese consistente con los requerimientos de información para la estimación empírica del modelo teórico. Todas las series utilizadas cubren desde el primer trimestre de 1993 hasta el cuarto del 2001, excepto las que se utilizaron para estimar la función de producción agregada de la economía, para lo cual se trabajó con datos anuales del período 1960-2001.

La principal fuente de datos para las series trimestrales fue la Dirección de Cuenta Nacionales del Ministerio de Economía, Obras y Servicios Públicos de la Nación, de donde se obtuvieron las series que componen la oferta y demanda agregadas a precios de 1993, cuyos valores fueron desestacionalizados mediante el método de *Ratio to moving average-multiplicative* disponible en la versión 4.1 del programa E-Views. Otras fuentes de datos a las cuales se recurrió fueron las del *Instituto Nacional de Estadísticas y Censos*, las del *International Financial Statistics* publicadas por el Fondo Monetario Internacional y del banco de inversión *J.P. Morgan*.

III.a- Base de datos anuales

Esta base de datos comprende las series de *PBI*, stock de capital físico y empleo para el período 1960-2001, las cuales fueron construidas para realizar la estimación del producto potencial de la economía.

III.a.1- Nivel de Producto Bruto Interno

La serie de PBI está expresada según las cuentas nacionales de 1993 y a precios de dicho año. Para el período 1993-2001 los valores fueron extraídos de las cuentas nacionales del MEOySP de la Nación, en tanto que para obtener los valores del período 1960-1992 se utilizó como base el *PBI* de 1993 y las tasas de crecimiento para cada uno de estos años²⁴, obtenidas estas de las *International Financial Statistics* publicadas por el Fondo Monetario Internacional.

III.a.2- Stock de capital

Para la construcción de la serie de stock de capital total en términos reales se utilizó el método de inventarios permanentes. Este método establece que el stock de capital para un período *t* será igual al stock de capital del período anterior menos la depreciación del

²⁴ Por ejemplo, para obtener el PBI de 1992 (Y_{92}), se procedió de la siguiente manera, $Y_{92} = Y_{93} / (1 + y_{92})$; siendo Y_{93} el PBI del año 1993, dato que ya se disponía, e y_{92} la tasa de crecimiento del PBI en el año 1992, dato que también se disponía. Para el cálculo del PBI para los años anteriores a 1992 se aplicó la misma metodología de cálculo.

capital existente al inicio de t más la inversión bruta real durante el período t . La siguiente expresión refleja esta idea,

$$K_t = K_{t-1} - (K_{t-1} * d_t) + I_t \quad (\text{III.1})$$

que, agrupando términos en el lado derecho, se obtiene la ecuación (II.2) del modelo.

Observando la fórmula anterior, se deduce que para la estimación del stock de capital total de un período dado se debe disponer del stock de capital inicial (K_{t-1}), de la serie de la Inversión Bruta Interna Fija real (I_t) y del ritmo de depreciación del stock de capital (d_t) para cada período.

Para obtener el stock de capital inicial, al no contar con una serie para Argentina del stock de capital total en pesos y a precios de 1993, lo que se hizo fue obtener la relación *Capital/Productos* para el año 1960 que surge de las series de capital total y *PBI* (a precios de mercado) del IEERAL (Revista Estudios, 1986, pp. 120-121), donde tanto el capital²⁵ como el *PBI* están allí expresados en moneda constante de 1960. Utilizando esa relación *Capital/Productos*, y habiendo calculado el nivel de *PBI* para el año 1960 a precios de 1993, se obtuvo el stock de capital para el año 1960 a precios de 1993. Si bien esta forma de determinar el stock de capital inicial puede inducir a errores causados por cambios en los precios relativos, debe tenerse en cuenta que una de las características del método de inventarios permanentes es que los errores de estimación del stock de capital inicial se tornan progresivamente menos importantes en la medida que las inversiones comienzan a representar una proporción creciente del stock de capital en existencia²⁶.

Luego, para construir la serie de inversión a precios de 1993, se procedió utilizando la misma técnica aplicada para construir la serie del *PBI*. Es decir, que para el período 1993-2001 los valores fueron extraídos de las cuentas nacionales del MEOySP de la Nación, en tanto que para obtener los valores del período 1960-1992 se utilizó como base el nivel de inversión de 1993 y las tasas de crecimiento para cada uno de estos años²⁷, obtenidas estas de las *International Financial Statistics* publicadas por el Fondo Monetario Internacional.

²⁵ En esta publicación, el stock de capital total surge de la agregación del stock de capital de los sectores Agropecuario, No Agropecuario (excluido Gobierno) y Gobierno.

²⁶ Para esto, téngase en cuenta que, si la tasa de depreciación es del 10% anual, el stock de capital considerado inicialmente está totalmente extinguido a los 10 años.

²⁷ Por ejemplo, para obtener el nivel de inversión de 1992 (I_{92}), se procedió de la siguiente manera, $I_{92} = I_{93} / (1 + i_{92})$; siendo I_{93} la inversión del año 1993, dato que ya se disponía, e i_{92} la tasa de crecimiento de la inversión bruta interna fija del año 1992, dato que también se disponía. Para el cálculo de la inversión para los años anteriores a 1992 se aplicó la misma metodología de cálculo.

Con el stock de capital del año 1960, la serie de inversión y las tasas de depreciación²⁸ (se utilizó el esquema de amortización lineal, para el cual se supuso que los activos al final de la vida útil son completamente inútiles, es decir su valor residual es nulo), se obtuvo la serie estimada del stock de capital físico total a precios de 1993.

III.a.3- Fuerza laboral

Debido a la disponibilidad de datos, la construcción de la serie de oferta de trabajo, entendida como la Población Económicamente Activa, se realizó dividiendo el período en dos subperíodos, uno desde 1960 a 1973 y otro que comprende desde 1974 en adelante.

Para el período 1974-2001 la oferta de trabajo se obtuvo mediante el producto entre la población total²⁹ y la tasa de actividad (tasa de participación)³⁰. Para los años anteriores se utilizó como base el nivel de empleo de 1974 y las tasas de crecimiento del total de la fuerza laboral, siendo estos datos obtenidos del *INDEC*.

III.b- Base de datos trimestrales

Esta base de datos fue diseñada para realizar la estimación de los parámetros de las ecuaciones estocásticas del modelo, excepto la del producto potencial. La serie de datos comprende desde el primer trimestre de 1993 hasta el cuarto trimestre del 2001, y todas las variables monetarias están expresadas a moneda constante de 1993. Además, en los casos en que fue necesario, las series fueron desestacionalizadas mediante el método de *Ratio to moving average-multiplicative* disponible en la versión 4.1 del programa E-Views.

III.b.1- Cuentas nacionales

Las series de consumo privado, inversión bruta interna fija, consumo público, exportaciones, importaciones e ingreso fueron obtenidas del cuadro A1.3 del Informe Económico publicado por el MEOySP de la Nación. En dicho cuadro los datos ya se presentan en forma trimestral, a moneda constante de 1993 y en forma desestacionalizada.

²⁸ La tasa de depreciación del stock de capital se calculó en función de los años de vida útil promedio, para lo cual para el período 1970-1997 se utilizaron las estimaciones de vida útil de Buttera y Kasacoff (1999), y para el resto de los años se utilizó el promedio vida útil que surge de este estudio.

²⁹ La población total se obtuvo del INDEC.

³⁰ Se utilizó, para cada año, el promedio de las ondas de mayo y octubre, siendo los datos obtenidos del INDEC.

III.b.2- Nivel de precios

Como nivel de precios domésticos (P_t), se utilizó la serie del Índice de Precios Mayoristas (nivel general) de Argentina publicado en el *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internacional, en tanto que para reflejar el nivel de precios del resto del mundo (Pf_t) se utilizó un índice calculado como el promedio ponderado³¹ de los Índices de Precios Mayorista del Brasil (PB_t) y de los Estados Unidos (PUS_t), tal como lo muestra la siguiente ecuación,

$$Pf_t = (0.213 * PB_t + (1 - 0.213) * PUS_t) \quad (III.2)$$

El índice de Precios Mayorista del Brasil fue calculado mediante el producto de dicho índice en moneda de Brasil por el tipo de cambio nominal de ese país para el período respectivo. Los Índices de Precios Mayoristas de Brasil y EEUU fueron extraídos del *International Financial Statistics* publicado por el *Fondo Monetario Internacional*.

Tanto el índice de los precios de Brasil como el de Estados Unidos fueron desestacionalizados mediante el método de *Ratio to moving average-multiplicative* disponible en el programa *E-views*.

III.b.3- Salario nominal

La serie de salario nominal fue obtenida del Cuadro A 3.4 de diversos números del *Informe Económico* del MEOySP de la Nación, y representa la remuneración bruta promedio mensual del trimestre donde se incluye es sueldo anual complementario devengado de manera mensual. Esta serie fue desestacionalizada mediante el método de *Ratio to moving average-multiplicative* disponible en el programa *E-views*.

III.b.4- Demanda y oferta laboral

La serie de demanda laboral fue obtenida mediante el producto de la población total y la tasa de empleo, en tanto que la oferta de trabajo se calculó mediante el producto entre la tasa de actividad y la población total. Tanto la tasa de empleo como la tasa de actividad fueron extraídas del cuadro A3.1 del *Informe Económico* del MEOySP de la Nación.

Por su parte, los datos de población total fueron extraídos del *INDEC*.

³¹ El valor del ponderador (0.213) representa la participación del comercio con Brasil en el comercio exterior total (suma de exportaciones y de importaciones) de la Argentina en el año 1993.

III.b.5- Ingresos fiscales

Para los ingresos del sector público se tomó la serie de ingresos corrientes trimestrales del sector Público Nacional no Financiero (base caja), publicada en el Cuadro A6.4 del *Informe Económico* del MEOySP de la Nación. Los ingresos considerados surgen de la suma de los ingresos corrientes y los de capital. La serie así obtenida fue desestacionalizada mediante el método de *Ratio to moving average-multiplicative* disponible en el E-views.

III.b.6- Stock de deuda pública

Como stock de deuda pública, se tomó la deuda interna y externa instrumentada del sector público financiero y no financiero. La deuda del sector financiero incluye la del BCRA y la de los bancos oficiales con aval de la Nación, pero no la de aquéllas destinadas a su propio financiamiento. Estos valores fueron extraídos del Cuadro A6.5 de diversos números del *Informe Económico* MEOySP de la Nación.

III.b.7- Riesgo país

Este se calcula como la diferencia entre la tasa de interés de un bono de Argentina nominado en dólares y la tasa de rendimiento de un bono del tesoro americano de similar Duration.

Para los cuatro trimestres del año 1993, se tomó como medida de riesgo país la que surge del *FRB*³², en tanto que desde 1994 en adelante se tomó el que surge del *EMBI*³³ para Argentina, publicado por banco de inversión *J.P. Morgan*.

Como para ambas series se disponía de los valores diarios, los valores trimestrales de riesgo país se calcularon tomando la media geométrica de los valores diarios del trimestre respectivo.

III.b.8- Riesgo cambiario

Se calculó mediante la diferencia entre la tasa de interés en pesos y la tasa de interés en dólares para préstamos a 30 días de plazo a empresas de primera línea. Estos valores fueron extraídos del Cuadro A8.1 del *Informe Económico* MEOySP de la Nación.

III.b.9- Tasa de interés externa

Se tomó la tasa de interés de los bonos a 10 años del Tesoro Americano, extraídas de las *International Financial Statistic* del *Fondo Monetario Internacional*.

³² Free Rate Bond.

³³ Emerging Market Bond Index.

IV- RESULTADOS EMPIRICOS

Como el principal objetivo del presente trabajo es analizar los efectos dinámicos de una política fiscal sobre las variables agregadas de la economía, la estimación empírica de los parámetros del modelo constituye un paso importante, a los efectos de que se verifique la robustez de los resultados a obtener con los ejercicios de simulación a realizar con el modelo.

El primer paso en esta dirección es estimar la función de producción, la cual se realiza de manera independiente del resto de las ecuaciones del modelo, ya que dicha ecuación posee características particulares que la diferencian. Esto es, que se trata de una función que refleja el comportamiento de la economía en el largo plazo, debiendo por esto tener que considerar un período suficientemente largo a los efectos de la estimación, para lo cual se tomará el período comprendido entre 1960 y el 2001.

En segundo término, se estima el sistema de ecuaciones, compuesto por el conjunto de ecuaciones estocásticas que representan las variables agregadas de corto plazo, para lo cual se utiliza la metodología de información completa.

IV.a- Estimación del nivel de producción de largo plazo

Tal como lo plantea Meloni (1999), la estimación de una función del tipo Cobb-Douglas, puede realizarse mediante tres métodos³⁴. En el primero, denominado método directo, los parámetros de la ecuación se obtienen mediante la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios a una ecuación como la siguiente,

$$\mathbf{Log}(Y_t^o) = \mathbf{Log}(\varepsilon_0) + \varepsilon_1 * \mathbf{Log}(K_t) + \varepsilon_2 * \mathbf{Log}(L_t^o) \quad (\text{IV.1})$$

La ventaja de este método es que no necesita imponer restricciones, tales como retornos constantes a escala, aunque si K y L están correlacionadas entre sí surge el problema de multicolinealidad.

Un segundo método consiste en estimar la forma intensiva de la función de producción, el cual evita los problemas de heterocedasticidad³⁵ y multicolinealidad³⁶ del método anterior, pero tiene la desventaja que impone como restricción la existencia de retornos constantes a escala. Bajo este método la ecuación a estimar es la siguiente:

³⁴ Para más detalle sobre la estimación de una función de producción del tipo Cobb-Douglas, ver Wallis (1973).

³⁵ Para más detalle sobre las “medidas remediales” al problema de heterocedasticidad, ver Gujarati (1997), pp. 373-380.

³⁶ El problema de la multicolinealidad se evita, ya que se realiza una transformación de las variables. Para más detalle sobre las “medidas remediales” al problema de multicolinealidad, ver Gujarati (1997), pp. 335-339.

$$\text{Log}(Y_t^o / L_t^o) = \text{Log}(\varepsilon_0) + \varepsilon \text{Log}(K_t / L_t^o) \quad (\text{IV.2})$$

Los dos métodos hasta aquí planteados se basan en regresiones econométricas, en tanto que un tercer método de estimación, denominado método indirecto, consiste en calcular la participación del factor trabajo en el ingreso nacional³⁷, para lo cual sólo se necesita disponer de las series de salario, nivel de empleo y PBI. Para interpretar este método, debe tenerse en cuenta que los parámetros ε_1 y ε_2 de la ecuación (IV.1) representan la participación del capital y el trabajo, respectivamente, en el ingreso nacional. Pero como esta metodología supone la existencia de rendimientos constantes, siendo la suma de ambos exponentes igual a uno, y mercados competitivos (Givogri, 1973, pp. 11-12), lo único que se necesita es la participación del factor trabajo en el PBI. La característica de este método es que no es necesario contar con el stock de capital, aunque suele tener la desventaja, además de considerar retornos constantes a escala, de los problemas de medición de la participación del trabajo en el *PBI*.

En términos generales, la crítica más severa que se le puede hacer al enfoque de la función de producción es que se basa en el supuesto de que los agregados actúan como si fueran los representantes de las entidades microeconómicas subyacentes. Por otra parte, una función de producción tipo Cobb-Douglas considera que las elasticidades insumos-producto son constantes y, consecuentemente, no permite que las participaciones de los factores cambien en el tiempo. Por otro lado, y desde el punto de vista de la estimación empírica, la función de producción representa el nivel de producto potencial, es decir el máximo producto que puede alcanzarse cuando se utilizan plenamente los factores productivos, en este caso el capital y el trabajo. Pero para la estimación de los parámetros se utiliza el nivel de producto observado (demanda agregada), como variable dependiente, y el stock de capital total estimado y la cantidad total de trabajo (oferta laboral)³⁸ como variables independientes. De aquí se puede apreciar que realizar la regresión con este tipo de datos generará un error de escala, ya que los determinantes representan efectivamente al concepto de capacidad productiva, pero la variable dependiente es el valor efectivamente observado, en vez del potencial. Una forma de corregir este error puede consistir en seguir considerando el nivel de producto observado como variable explicada, pero considerar como explicativas el stock total de capital corregido por un factor de utilización de este insumo y el nivel de empleo efectivo (demanda laboral). Esta corrección tiene la dificultad práctica que requiere el

³⁷ Esta metodología fue seguida por Maia, J. y Nicholson (2001) para medir la contribución de la Productividad total de los factores en el crecimiento de Argentina

³⁸ Aquí no debe tomarse el empleo efectivo, ya que esta variable representa la demanda de trabajo y no la oferta.

factor de utilización del capital, variable que no siempre está disponible para series largas de tiempo³⁹.

En este trabajo se realiza la estimación de la función de producción de Cobb-Douglas a través del método directo (ver ecuación IV.1), sin imponer la restricción de rendimientos constantes a escala, y se ensayan diferentes alternativas con el fin de corregir los problemas de tipo estadístico que se fueron presentando. El primer modelo ensayado fue el siguiente,

Modelo 1 $\text{Log}(Y_t) = \text{Log}(\varepsilon_0) + \varepsilon_1 * \text{Log}(K_t) + \varepsilon_2 * \text{Log}(L_t^o)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ε_0	4.699	0.5143	9.1364	0.0000
ε_1	0.479	0.0599	8.0047	0.0000
ε_2	0.484	0.1291	3.7480	0.0006
R-squared	0.9505	Mean dependent var		12.1071
Adjusted R-squared	0.9479	S.D. dependent var		0.2765
S.E. of regression	0.0631	Akaike info criterion		-2.6176
Sum squared resid	0.1513	Schwarz criterion		-2.4922
Log likelihood	56.6615	Durbin-Watson stat		0.5844

Cuadro N° 1

Del cuadro se pueden apreciar que si bien los coeficientes tienen el signo esperado e individualmente son todos estadísticamente significativos y la bondad del ajuste de los datos a la ecuación especificada es muy buena, el estadístico D-W muestra un severo problema de correlación serial. A los efectos de solucionar esta falencia, se ensayaron estimaciones considerando un esquema autorregresivo de primer orden con la siguiente forma,

$$\mu_t = \tau * \mu_{t-1} + \omega_t \tag{IV.3}$$

donde ω_t siguen los supuestos mínimos cuadrados ordinarios de valor esperado cero, varianza constante y no autocorrelación. En la siguiente estimación se consideró que el esquema de autocorrelación seguía el siguiente esquema,

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \omega_t \tag{IV.4}$$

lo cual implica asumir que $\tau = 1$. Esto hace que la regresión pueda tomarse las variables en primeras diferencias, tal como se expresa a continuación,

³⁹ Este fue el motivo por el cual en la estimación aquí realizada no se realizó ninguna corrección sobre el stock de capital.

Modelo 2 $D[\text{Log}(Y_t)] = \varepsilon_1 * D[\text{Log}(K_t)] + \varepsilon_2 * D[\text{Log}(L_t^o)]$

donde el operador D representa la variable en primera diferencia.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ε_1	0.745778	0.234068	3.186152	0.0029
ε_2	-0.076663	0.495412	-0.154747	0.8778
R-squared	0.121511	Mean dependent var		0.023935
Adjusted R-squared	0.098393	S.D. dependent var		0.049777
S.E. of regression	0.047264	Akaike info criterion		-3.217408
Sum squared resid	0.084889	Schwarz criterion		-3.132964
Log likelihood	66.34817	Durbin-Watson stat		1.852205

Cuadro N° 2

De este cuadro se puede concluir que si bien se corrigió el problema de correlación serial, la bondad del ajuste se redujo de manera sustancial, mostrando que los datos no se ajustan de manera adecuada al esquema de auto-correlación planteado. Además, ε_2 se mostró estadísticamente no significativo. Por tales motivos, se ensayó regresar la ecuación en diferencias generalizadas, tal como se muestra a continuación,

Modelo 3

$$\text{Log}(Y_t) = \text{Log}(\varepsilon_0) * (1 - \tau) + \varepsilon_1 * \text{Log}(K_t) + \varepsilon_2 * \text{Log}(L_t^o) + \tau * \text{Log}(Y_{t-1}) - (\varepsilon_1 * \tau) * \text{Log}(K_{t-1}) - (\varepsilon_2 * \tau) * \text{Log}(L_{t-1}^o)$$

Como se observa en esta ecuación, existen restricciones lineales sobre los parámetros, lo cual obliga a utilizar un método iterativo de regresión. En este caso fue utilizado mínimos cuadrados iterativos, con el cual se obtuvieron los siguientes resultados,

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ε_0	3.330	1.6945	1.9654	0.0569
ε_1	0.635	0.1744	3.6448	0.0008
ε_2	0.206	0.2941	0.7007	0.4878
τ	0.742	0.1077	6.8918	0.0000
R-squared	0.9736	Mean dependent var		12.1293
Adjusted R-squared	0.9715	S.D. dependent var		0.2689
S.E. of regression	0.0453	Sum squared resid		0.0761
Durbin-Watson stat	1.7155			

Cuadro N° 3

En este caso se aprecia que los coeficientes tienen el signo esperado a priori, y con la excepción de ε_2 , se mostraron todos estadísticamente significativos al nivel del 90% evidenciando, además, un muy buen ajuste de los datos a la ecuación planteada. La particularidad de este esquema de correlación serial considerado es que el parámetro τ puede asumir valor distinto de 1, que en este caso arrojó el valor igual a 0.742.

Desde el punto de vista de la función teórica, es decir del supuesto de la existencia de tecnología de producción del tipo Cobb-Douglas, los coeficientes siguen manteniendo la interpretación habitual, siendo ε_1 la participación del capital y ε_2 la participación del factor trabajo en el ingreso total de la economía.

Luego, y de la observación del gráfico de los residuos de la última regresión, podía deducirse que los datos del período 1960-1964 introducían una gran dispersión, perdiendo de esta manera significatividad estadística en los estimadores de los parámetros. Esta variabilidad pudo ser consecuencia de las fuertes alteraciones en la política económica de dicho período. Habiendo eliminado los datos de estos años, la regresión se realizó para el período 1965-2001.

Por otro lado, un hecho que se intentó aislar de la ecuación fue el efecto de la hiperinflación (años 1989 y 1990), siendo esto captado mediante la introducción de una variable dummy (*DHIP*) (toma el valor 1 para los años de hiperinflación (1989 y 1990) y cero para el resto). El nuevo modelo planteado para la regresión quedó expresado de la siguiente manera,

Modelo 4

$$\begin{aligned} \text{Log}(Y_t) = & \text{Log}(\varepsilon_0) * (1 - \tau) + \varepsilon_1 * \text{Log}(K_t) + \varepsilon_2 * \text{Log}(L_t^o) + \tau * \text{Log}(Y_{t-1}) - (\varepsilon_1 * \tau) * \text{Log}(K_{t-1}) - \\ & - (\varepsilon_2 * \tau) * \text{Log}(L_{t-1}^o) + \varepsilon_3 * (DHIP_t) - (\varepsilon_3 * \tau) * (DHIP_{t-1}) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ε_0	5.616	1.3277	4.2301	0.0002
ε_1	0.400	0.1332	3.0022	0.0053
ε_2	0.541	0.2076	2.6074	0.0139
τ	0.608	0.1402	4.3405	0.0001
ε_3	-0.102	0.0323	-3.1843	0.0033
R-squared	0.970	Mean dependent var	12.1767	
Adjusted R-squared	0.966	S.D. dependent var	0.2152	
S.E. of regression	0.039	Sum squared resid	0.0477	
Durbin-Watson stat	2.036			

Cuadro N° 4

Como era de esperar después de las correcciones realizadas, los coeficientes aumentaron su significatividad estadística y el estimador del parámetro que refleja un desplazamiento de la función de producción en los años de hiperinflación arrojó un valor negativo y fue estadísticamente significativo⁴⁰, mostrando esto último que los niveles de producción en esos años estuvieron por debajo del promedio.

IV.b- Estimación del sistema de ecuaciones

Cuando se está en presencia de un sistema de ecuaciones, hay, al menos, dos problemas que deben considerarse, como son el de identificación y el de simultaneidad. En el primer caso, es decir el de identificación de las ecuaciones del sistema, permitirá determinar si pueden obtenerse valores únicos de los parámetros de la forma estructural del modelo a través de los parámetros estimados mediante la forma reducida, y el de simultaneidad dirá si es adecuado utilizar, para la estimación de la forma estructural, el método más simple de estimación, como es el de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Apelando a la condición de orden⁴¹ para la identificación de las ecuaciones (ver anexo II), y considerando que en el modelo planteado en *II.b* hay 25 variables predeterminadas (exógenas y endógenas rezagadas), se puede determinar que se trata de un modelo sobre identificado, lo cual requiere la estimación del mismo en su forma estructural.

Por otro lado, y tal como plantea Wallis (1973), cuando se utiliza el enfoque de expectativas adaptativas y/o el mecanismo de ajuste parcial, es razonable suponer la existencia de simultaneidad en las ecuaciones, lo cual conduciría a utilizar los métodos de *información completa*, siendo el de mínimos cuadrados en tres etapas (MC3E) el usado en la estimación del modelo planteado en este trabajo⁴².

A continuación, se presentan los resultados obtenidos de las estimaciones de las ecuaciones estocásticas del modelo.

IV.b.3- Resultados empíricos del sistema de ecuaciones

Para obtener los coeficientes de las ecuaciones estocásticas, se estimaron, en primer lugar, las ecuaciones de comportamiento del sistema tal como están presentadas

⁴⁰ En el Anexo VI se presenta el resultado del análisis de estacionariedad realizado sobre el residuo de la ecuación, el cual arrojó que no se puede aceptar la hipótesis nula de raíz unitaria, es decir que se estaría en presencia de un residuo estacionario.

⁴¹ La condición de orden es necesaria pero no suficiente para asegurar la identificabilidad de las ecuaciones.

⁴² En presencia de simultaneidad, la aplicación de MC2E es adecuada cuando no hay hetercedasticidad ni correlación contemporánea entre los residuos (Johnston, 1963). Además, el método de estimación por sistema es, en principio, más eficiente que el método de estimación de cada ecuación en forma separada, si al sistema se le ha proporcionado la especificación correcta (Johnston y Dinardo).

en *II.d*, mediante MC3E, y luego fueron realizándose correcciones a los efectos de mejorar los resultados estadísticos de las regresiones. La primera corrección realizada fue considerar el período que comprende desde el segundo trimestre de 1994 hasta el tercero del 2001, dado que los 5 primeros trimestres, partiendo del primero de 1993, y el último del 2001 evidenciaron un comportamiento atípico en las variables macroeconómicas. Para ello, debe tenerse en cuenta que 1993 fue un año de importantes reformas estructurales en la economía argentina, en tanto que el cuarto trimestre del 2001 se caracterizó por ser un período de severas dificultades financieras y políticas en el país. Ambas cuestiones se vieron claramente reflejadas en el comportamiento de los agregados económicos.

Un segundo ajuste consistió en introducir variables dummy en algunas ecuaciones a los efectos de captar hechos particulares, donde los principales fueron el impacto de la devaluación de México⁴³ y la declaración del default de Rusia⁴⁴.

Por último, y luego de haber eliminado los coeficientes que evidenciaron no ser estadísticamente significativos, la bondad del ajuste de cada ecuación a los datos se mostró en todos los casos aceptable y los estimadores de los parámetros mostraron los signos esperados a priori.

A continuación, en el cuadro N° 5, se muestran los coeficientes y los estadísticos *t* asociados a cada uno, obtenidos mediante la utilización del enfoque de MC3E. En el cuadro N° 6 se muestran los principales estadísticos que representan el ajuste de cada ecuación.

	Coeficientes	t-Statistic	Prob.
γ_0	4,849.0	2.0	0.043
Γ	0.41	5.3	0.000
γ_1	1,292.8	2.2	0.030
γ_2	452.5	5.0	0.000
γ_3	1,736.9	2.5	0.012
γ_4	-1,127.4	-2.0	0.043
η_1	339.4	3.1	0.003
η_2	-345.1	-4.1	0.000
θ_0	-0.14	-3.2	0.001
Θ	0.75	8.8	0.000

⁴³ Denominado *efecto tequila*, y la devaluación de la moneda mexicana fue llevada a cabo el 24 de diciembre de 1994.

⁴⁴ Ocurrido en agosto de 1998.

θ_1	-0.26	-8.4	0.000
θ_2	0.18	4.1	0.000
θ_4	0.01	3.4	0.001
θ_5	-0.01	-5.2	0.000
Λ	0.21	4.8	0.000
ν	1.00	6.6	0.000
α_1	0.89	79.4	0.000
A	0.42	9.1	0.000
α_2	-57,403.5	-4.0	0.000
α_3	3,829.3	3.0	0.003
α_4	-2,509.0	-2.0	0.050
ψ_0	271,030.6	2.3	0.021
υ	0.13	2.3	0.020
Ψ_1	0.12	12.4	0.000
ψ_1	3.02	6.6	0.000
ψ_3	-3,443.1	-4.4	0.000
ψ_4	3,305.9	4.7	0.000
π_1	28,680.0	18.0	0.000
Π	0.10	4.0	0.000
π_4	-3,031.8	-5.2	0.000
δ_0	-57,657.3	-15.0	0.000
Φ	0.51	3.8	0.000
δ_1	0.33	23.3	0.000
χ_1	0.19	86.8	0.000
Ω	0.45	7.2	0.000
χ_3	4,704.8	4.2	0.000
χ_4	-5,402.9	-6.7	0.000

Cuadro N° 5

ECUACION	ESTADISTICOS	
RP (riesgo país)	R-squared	0.85
	Adjusted R-squared	0.80
	S.E. of regression	132.68
	Durbin-Watson stat	2.29
	Mean dependent var.	792.59
W (tasa de variación del salario)	R-squared	0.90
	Adjusted R-squared	0.87
	S.E. of regression	0.00
	Durbin-Watson stat	1.82
	Mean dependent var.	0.001
Ld (demanda de trabajo)	R-squared	0.97
	Adjusted R-squared	0.96
	S.E. of regression	0.01

	Durbin-Watson stat	2.18
	Mean dependent var.	2.53
C (consumo)	R-squared	0.99
	Adjusted R-squared	0.98
	S.E. of regression	1,462.83
	Durbin-Watson stat	1.84
	Mean dependent var.	184,807.00
I (inversión)	R-squared	0.98
	Adjusted R-squared	0.98
	S.E. of regression	807.45
	Durbin-Watson stat	2.04
	Mean dependent var.	51,380.37
X (exportaciones)	R-squared	0.98
	Adjusted R-squared	0.97
	S.E. of regression	683.21
	Durbin-Watson stat	2.04
	Mean dependent var.	27,602.85
M (importaciones)	R-squared	0.98
	Adjusted R-squared	0.98
	S.E. of regression	745.39
	Durbin-Watson stat	1.94
	Mean dependent var.	32,031.08
T (impuestos)	R-squared	0.84
	Adjusted R-squared	0.82
	S.E. of regression	1,607.57
	Durbin-Watson stat	2.35
	Mean dependent var.	52,832.25

Cuadro N° 6

Como puede observarse en el cuadro N° 5, los coeficientes obtenidos tuvieron el signo esperado⁴⁵, siendo aceptable la bondad en el ajuste de los datos a cada una de las ecuaciones y no presentando problemas graves de correlación serial, como se puede ver en el cuadro N° 6.

IV.b.3.1- Ecuación de riesgo país

El riesgo país es una de las variables relevantes en el análisis de los efectos contractivos o expansivos de una política fiscal en un país emergente, ya que tiene incidencia en los agregados económicos tanto de manera directa como a través del costo de uso del capital.

⁴⁵ En el Anexo VI se presentan los resultados del análisis de estacionariedad realizado sobre los residuos de las ecuaciones, los cuales arrojaron en todos los casos que no se puede aceptar la hipótesis nula de raíz unitaria, es decir que se estaría en presencia de residuos estacionarios.

Desde el punto de vista de la obtención de los resultados empíricos, la ecuación planteada que describe el comportamiento del riesgo país fue estimada en forma semilogarítmica mediante un esquema lin-log⁴⁶.

Los estimadores de los parámetros obtenidos tienen, en todos los casos, el signo esperado y son estadísticamente significativos.

Con respecto a la evolución temporal se obtuvo un valor de Γ igual a 0.41, lo cual muestra que el efecto de largo plazo es mayor que el contemporáneo, deduciendo de aquí que las expectativas se ajustan lentamente y no de manera instantánea. Así, en el caso de la relación *Deuda/PBI* se obtuvo que el efecto contemporáneo ($\gamma_1 * \Gamma$) es de 526.5 en tanto que la de largo plazo (γ_1) asume el valor 1,292.8, mostrando de esta manera que, ante una variación del ratio de endeudamiento, los mercados financieros reaccionan parcialmente en el corto plazo.

De lo anterior, y utilizando los valores del cuadro 6, la forma final de la ecuación de determinación del riesgo país queda expresada de la siguiente manera⁴⁷ (ver ecuación II.18),

$$RP_t = 4,849 * 0.41 + 1,292.8 * 0.41 * b_t + 452.5 * 0.41 * RC_t + 1,736.8 * 0.41 * rf_t - 1,127.4 * (e_t - e_{t-1}) - 1,127.4 * 0.41 * e_{t-1} + (1 - 0.41) * RP_{t-1}$$

en tanto que la ecuación que representa el nivel de riesgo país de largo plazo obtenida de la regresión es la siguiente (ver ecuación II.12),

$$RP_t = 4,849 + 1,292.8 * b_t^e + 452.5 * RC_t^e + 1,736.8 * rf_t^e - 1,127.4 * e_t$$

Si bien los resultados obtenidos con la ecuación regresada se mostraron satisfactorios, era interesante realizar un ensayo alternativo a la formulación planteada en (II.12), habiendo sido esto llevado a cabo considerando que el tipo de cambio real esperado (en vez del observado), para lo cual se supone el mismo esquema de formación de expectativas que para el resto de las variables que participan como determinantes del riesgo país. En ese caso, la ecuación de riesgo país quedaría determinada de la siguiente manera,

⁴⁶ Para más detalle acerca de esta metodología y de interpretación de los coeficientes que surgen de la regresión, véase en Gujarati (1997), pp. 170-175.

⁴⁷ Si bien esta ecuación está presentada en forma determinística, se trata de una ecuación estocástica (contiene un término de error aleatorio). Además, no se muestran en esta presentación las variables dummies que representan los efectos contagios.

$$RP_t = \gamma_0 * \Gamma + \gamma_1 * \Gamma * b_t + \gamma_2 * \Gamma * RC_t + \gamma_3 * \Gamma * rf_t + \gamma_4 * \Gamma * e_t + (1 - \Gamma) * RP_{t-1} + \sum_{i=1}^m \eta_i * EC_{it}$$

Bajo esta formulación alternativa, γ_4 resultó estadísticamente no significativo, siendo este motivo el que llevó a seguir considerando el tipo de cambio real observado del período en vez del esperado.

Por último, y con el objetivo de captar dos hechos particulares, se introdujeron dos variables dummy. Una capta un incremento puntual de riesgo país como consecuencia de la devaluación rusa, representado por η_1 , en tanto que la otra dummy intenta reflejar un hecho político puntual, como fue la mejora transitoria en la confianza que significó el cambio de gobierno a finales de 1999 (cuarto trimestre de 1999). Este último efecto es captado en la ecuación de regresión por η_2 , habiendo en ambos casos resultado estadísticamente significativos.

IV.b.3.2- Ecuación de variación de salario nominal

La importancia del comportamiento en los salarios en la problemática analizada radica en que una caída en el nivel de ingreso real tiende a generar un incremento en el nivel de desempleo, pero esto se trasladará en menores salarios, y en menores costos de producción domésticos, sólo si los salarios son sensibles a variaciones en el desempleo.

La ecuación especificada en (II.27) representa la tasa de variación de los salarios nominales, y los datos utilizados se ajustaron adecuadamente a la misma, habiendo resultado todos los coeficientes significativos individualmente y presentaron el signo esperado. Esto implica que el nivel nominal de salarios responderá negativamente a incrementos en la tasa de desempleo observado y de manera positiva a los incrementos en el nivel de precios esperados, siendo esto consistente con lo afirmado por la curva de Phillips ajustada por las expectativas, es decir, un incremento en el nivel de desempleo reducirá los salarios nominales, en tanto un aumento en la tasa de inflación esperada tenderá a generar aumentos en el nivel de salarios nominales.

Por otro lado, los resultados econométricos obtenidos también permiten concluir que, como consecuencia del ajuste en los valores esperados, la reacción de largo plazo es mayor que las variaciones corrientes, ya que Θ asumió un valor de 0.75. Esto implica que, si en t se evidencia un incremento de una unidad en la inflación, el salario variará en el período contemporáneo 0.13 unidades, pero en el largo plazo, cuando se corrijan los errores de predicción, el salario variará en 0.18 unidades. Por otro lado, si lo que se

observa es un incremento en el desempleo de una unidad en el período corriente, el salario caerá en 0.26 unidades en el mismo período.

De lo anterior, y utilizando los valores del cuadro 6, la forma final de la ecuación de la tasa de variación del salario nominal queda expresada de la siguiente manera⁴⁸ (ver ecuación II.27),

$$\dot{W}_t = (-0.14) * 0.75 - 0.26 * (u_t - u_{t-1}) - 0.26 * 0.75 * u_{t-1} + 0.18 * 0.75 * \dot{P}_t + (1 - 0.75) * \dot{W}_{t-1}$$

en tanto que la ecuación que representa la tasa de variación del salario nominal de largo plazo que se obtuvo de la regresión es la siguiente (ver ecuación II.22),

$$\dot{W}_t = -0.14 - 0.26 * u_t + 0.18 * \dot{P}_t^e$$

siendo \dot{P}_t^e la tasa de inflación esperada.

Por último, y luego de haber analizado el comportamiento de los residuos de la regresión, se introdujeron dos variables dummy. Una, representada por θ_4 , capta un mayor nivel salarial en el segundo trimestre de 1994, en tanto que la otra dummy, representada por θ_5 , refleja una reducción transitoria que se evidenció en el cuarto trimestre de 1999. En ambos casos los resultados mostraron que ambas variables fueron estadísticamente significativas.

IV.b.3.3- Ecuación de demanda laboral

La ecuación de demanda laboral surgió de minimizar los costos totales sujeto a la obtención de un nivel de producción determinado por la función de producción. Esto hizo que la demanda del factor trabajo quedara expresada en función directa del nivel de ingreso de la economía y del costo del uso del capital, y de manera inversa del precio real del trabajo.

Las principales conclusiones que pueden extraerse de los resultados empíricos obtenidos son respecto a los parámetros v y Λ . El primero permite apreciar la velocidad con que reacciona la demanda laboral ante variaciones del ingreso de la economía, es decir que si $v=0$, siendo en este caso un esquema de expectativas estáticas donde el ingreso esperado no reacciona a los errores de predicción, una variación del ingreso en el período corriente no modificará el ingreso esperado por los empresarios, no alterando de esta manera la demanda de trabajo de equilibrio, y, por ende, tampoco la del período

⁴⁸ Si bien esta ecuación está presentada en forma determinística, se trata de una ecuación estocástica (contiene un término de error aleatorio). Además, no se muestran en esta presentación las variables dummies.

corriente. Por el contrario, si $\nu=1$, los errores de predicción respecto del ingreso se corregirán de manera plena en el período corriente, con lo cual una variación del ingreso respecto al esperado se traducirá en una variación igual en el ingreso esperado del período actual, afectando esto la demanda deseada de trabajo y pudiendo⁴⁹ así modificar la demanda laboral del período corriente. Por último, un valor de ν intermedio entre estos valores extremos, implica que una variación del ingreso corriente, respecto del esperado, se podrá traducir parcialmente en variaciones de demanda de trabajo en el período corriente, teniendo impacto pleno en el largo plazo, cuando se corrijan los errores de predicción.

Los resultados empíricos mostraron que ν es igual a 1, para lo cual debe considerarse que los empresarios ajustan sus expectativas de manera instantánea respecto del ingreso, es decir toda variación en el ingreso corriente observado se traducirá en una variación en el ingreso esperado para el período próximo.

Por otro lado, una variación en el ingreso esperado se traducirá en una variación de la demanda deseada del factor trabajo, lo cual no necesariamente implica una modificación en la demanda del factor en el período presente, ya que esto va a depender del coeficiente de ajuste de los valores corrientes a los valores deseados, es decir de Λ . Así, mientras más rígido sea el mercado laboral más próximo estará Λ a ser nulo. Los resultados econométricos obtenidos arrojaron un valor de $\Lambda=0.21$ mostrando de esta manera la escasa reacción de la demanda laboral observada a las variaciones en la demanda de trabajo deseada, confirmando de esta manera la rigidez del mercado de trabajo en la Argentina en el período analizado.

De lo anterior, y utilizando los valores del cuadro 5, la forma final de la ecuación de demanda laboral queda expresada de la siguiente manera⁵⁰ (ver ecuación II.42),

$$l_t = 0.21 * 1.0 * \lambda_0 + 0.21 * \lambda_1 * (wr_t - wr_{t-1}) + 0.21 * 1.0 * \lambda_1 * wr_{t-1} + 0.21 * 1.0 * \lambda_2 * y_t + (2 - 0.21 - 1.0) * l_{t-1} + (-1 + 0.21 + 1.0 - 0.21 * 1.0) * l_{t-2}$$

que, reduciendo términos, se obtiene,

$$l_t = 0.21 * \lambda_0 + 0.21 * \lambda_1 * (wr_t - wr_{t-1}) + 0.21 * \lambda_1 * wr_{t-1} + 0.21 * \lambda_2 * y_t + (2 - 0.21) * l_{t-1}$$

⁴⁹ Esto va a depender del valor de Λ , tal como se verá luego.

⁵⁰ Si bien esta ecuación está presentada en forma determinística, se trata de una ecuación estocástica (contiene un término de error aleatorio).

Considerando que los valores de λ_i son los siguientes,

$$\lambda_0 = -\frac{1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2} * \text{Log}(\varepsilon_0) + \frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2} * \log\left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}\right) = \left(\frac{-1}{(0.4 + 0.541)} * 5.616\right) + \left(\frac{0.4}{(0.4 + 0.541)} * \log\left(\frac{0.541}{0.4}\right)\right)$$

$$\lambda_1 = -\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2} = \frac{-0.4}{(0.4 + 0.541)} ; \lambda_2 = \frac{1}{\varepsilon_1 + \varepsilon_2} = \frac{1}{(0.4 + 0.541)}$$

se llega a la forma final de la ecuación,

$$l_t = 0.21 * \left[\left(\frac{-5.616}{(0.4 + 0.541)} \right) + \left(\frac{0.4}{(0.4 + 0.541)} * \log\left(\frac{0.541}{0.4}\right) \right) \right] - 0.21 * \left[\frac{0.4}{(0.4 + 0.541)} \right] * (wr_t - wr_{t-1}) - 0.21 * \left[\frac{0.4}{(0.4 + 0.541)} \right] * wr_{t-1} + 0.21 * \left[\frac{1}{(0.4 + 0.541)} \right] * y_t + (2 - 0.21) * l_{t-1}$$

IV.b.3.4- Ecuación de consumo

La función de consumo fue estimada en niveles, habiendo obtenido de la regresión todos los estimadores de los parámetros con el signo esperado. En la ecuación teórica, α_1 representa la propensión marginal al consumo de largo plazo, en tanto que $(\alpha_1 * A)$ representa propensión marginal de corto plazo, siendo esta el impacto que sobre el nivel de consumo tiene una variación unitaria del ingreso disponible contemporáneo. Si $A=1$, las expectativas se ajustan instantáneamente, lo cual indica que una variación de una unidad en el ingreso disponible corriente generará una modificación de igual magnitud en el ingreso permanente, teniendo este un impacto de α_1 unidades en el consumo en el período corriente. Por el contrario, si $A=0$ una variación en el ingreso disponible del período actual no modificará el ingreso permanente, y, por lo tanto, tampoco el nivel de consumo actual.

Sobre la base de los resultados empíricos se obtuvo que el término independiente (α_0) no resultó estadísticamente significativo, habiendo sido eliminado de la regresión, en tanto que la propensión marginal de largo plazo fue de 0.89, pero en el corto plazo una variación en el ingreso esperado de una unidad generará una variación en el nivel de

consumo contemporáneo de 0.37, mostrando también en este caso que los errores de predicción se corrigen parcialmente en el período corriente⁵¹.

Con respecto a la incidencia de la tasa de interés sobre el consumo agregado, el resultado obtenido de la regresión presenta que una variación en la tasa de interés real esperada, por ejemplo del 10% al 20%, generará una contracción del consumo de \$2,387 millones en el período corriente⁵², en tanto que en el largo plazo (α_2), cuando se corrijan totalmente los errores de predicción respecto de la tasa de interés real, el efecto de la variación 10% al 20% en la tasa de interés generará una contracción del consumo de aproximadamente \$5,740 millones de pesos⁵³.

De lo anterior, y utilizando los valores del cuadro 5, la forma final de la ecuación de consumo queda expresada de la siguiente manera⁵⁴ (ver ecuación II.50),

$$C_t = 0.89 * 0.42 * Yd_t - 57,403.4 * 0.42 * rr_t + (1 - 0.42) * C_{t-1}$$

en tanto que la ecuación que describe el nivel de consumo de largo plazo obtenida de la regresión es la siguiente (ver ecuación II.43),

$$C_t = 0.89 * Y_t^e - 57,403.4 * rr_t^e$$

siendo Y_t^e y rr_t^e el ingreso permanente y la tasa de interés real esperada, respectivamente.

Por último, de los residuos de la regresión del consumo se observó que durante el segundo trimestre de 1994 y en el segundo de 1995 se evidenciaron “saltos” (no captados ni por el ingreso disponible ni por la tasa de interés). En el primer caso se trató de un salto positivo, lo cual pudo ser causado por la fuerte entrada de capitales que permitió un nivel de consumo por encima del promedio del período. Para captar esto, se introdujo una variable dummy, cuyo coeficiente está representado por α_3 , cual resultó ser estadísticamente significativa y con signo positivo. El resultado muestra que en dicho período el consumo estuvo en \$3,829.3 millones por encima del promedio del período. En el caso del segundo trimestre de 1995 se registró una caída, pudiendo esto haber sido

⁵¹ Este valor surge de realizar la siguiente operación: $0.89 * 0.42 = 0.37$, siendo $0.42 = A$.

⁵² Este valor surge de realizar la siguiente operación: $5,740 * 0.42 = 2,387$.

⁵³ Esta interpretación respecto del coeficiente que capta el efecto de la tasa de interés sobre el consumo es consecuencia de que la tasa de interés está expresada en tanto por uno, con lo cual una variación en una unidad en la tasa de interés implicaría que esta variable pasara, por ejemplo, de 100% al 200%. En este caso, el consumo se vería contraído en una cuantía igual al valor del coeficiente ($\alpha_2 * A$), presentado en el cuadro N° 6.

⁵⁴ Si bien esta ecuación está presentada en forma determinística, se trata de una ecuación estocástica (contiene un término de error aleatorio).

causado por el efecto tequila, y en la regresión se captó mediante por una variable dummy cuyo coeficiente está representado por α_4 , cual resultó ser estadísticamente significativo y con signo negativo. El resultado muestra que en dicho período el consumo estuvo en \$2,509 millones por debajo del promedio del período.

IV.b.3.5- Ecuación de inversión

La función de inversión planteada en el marco teórico surge de la combinación del modelo de ajuste parcial, aplicado al stock de capital, y el de expectativas adaptativas, siendo este último mecanismo de ajuste de la tasa de interés real utilizado por parte de los inversores.

El modelo de ajuste parcial postula que la variación del stock de capital entre dos períodos será una proporción Ψ de la discrepancia entre el stock de capital de largo plazo y el observado en el período anterior. Los resultados empíricos obtenidos muestran que si bien el capital reacciona ante una diferencia entre el de equilibrio y el observado, no lo realiza de manera completa, sino en forma parcial, ya que el valor de Ψ obtenido fue de 0.12, mostrando de esta manera que, tal como postula este mecanismo, las diferencias se ajustan "parcialmente" y no de manera total en cada período.

Otro de los resultados obtenidos de la regresión, es que si bien los errores de predicción respecto a la tasa de interés real se ajusta lentamente, ya que $\psi=0.13$, el stock de capital de equilibrio no se modifica ante variaciones de la tasa de interés real esperada, ya que el parámetro ψ_2 resultó no ser estadísticamente significativo, habiendo sido este eliminado de la forma final de la ecuación.

De lo anterior, y utilizando los valores del cuadro 5, la forma final de la ecuación de inversión queda expresada de la siguiente manera (ver ecuación II.63),

$$I_t = (0.12 * 0.13 * 271,030) + (0.12 * 3.02) * (Y_t - Y_{t-1}) + (0.12 * 0.13 * 3.02) * Y_{t-1} + (1 - 0.12 - 0.13) * I_{t-1} - (0.12 * 0.13) * K_{t-2}$$

en tanto que la ecuación que describe el stock de capital de equilibrio obtenida es la siguiente (ver ecuación II.52),

$$K_t^e = 271,030 + 3.02 * Y_t$$

Esta ecuación muestra que el stock de capital de equilibrio aumentará ante incrementos en el nivel de ingreso corriente. Desde el punto de vista empírico, el

estadístico R^2 obtenido mostró que los datos se ajustaron muy bien a la ecuación planteada y sin presentar problemas serios de correlación serial.

Por último, de la observación de los residuos se detectaron dos “saltos” en los niveles de inversión en dos períodos puntuales, uno salto negativo durante la crisis del tequila y otro positivo en el primer trimestre de 1998, habiendo sido ambos captados mediante la introducción de variables dummies ψ_3 y ψ_4 , respectivamente, las cuales resultaron estadísticamente significativas.

IV.b.3.6- Ecuación de exportaciones

El mecanismo deflacionario será definitivamente efectivo para expandir el nivel de ingreso de la economía si la mejora en la competitividad genera un incremento significativo sobre el nivel de exportaciones⁵⁵. Si este es el caso, deberá considerarse además la velocidad con que las exportaciones reaccionan a las variaciones del tipo de cambio real, lo cual dependerá de la rapidez con que los exportadores corrijan los errores de predicción respecto al tipo de cambio real. Si las exportaciones responden de manera significativa a las variaciones en el nivel de competitividad, pero este ajuste es muy lento en el tiempo, la deflación será un mecanismo con limitaciones para que descansa sobre este la carga de reactivar la economía. Para comprender esto, debe tenerse en cuenta que en la formulación de la ecuación de exportaciones se consideró que éstas dependían de manera directa del tipo de cambio real esperado, para lo cual se supuso que los agentes económicos formaban sus expectativas en base al mecanismo de adaptación. Cuando mayor sea la rapidez con que se corrigen los errores de predicción, mayor será la velocidad de respuesta de las exportaciones a variaciones en el tipo de cambio real.

Los resultados empíricos obtenidos de la regresión de la ecuación (II.69) mostraron los estimadores de los coeficientes con los signos esperados, los cuales fueron todos estadísticamente significativos, excepto la ordenada al origen, la cual fue eliminada de la forma final de la función. A su vez, surgen conclusiones interesantes de los valores obtenidos de los estimadores. El primero de estos es el relacionado con la lentitud con que las exportaciones reaccionan a modificaciones en el tipo de cambio real, ya que una variación de una unidad en el tipo de cambio real del período corriente generará una variación total de \$3,005 millones⁵⁶ en el nivel de exportaciones contemporáneas, pero, una vez que se hayan corregido los errores de predicción, la variación será de \$28,680

⁵⁵ Si las importaciones no dependen del tipo de cambio real, toda mejora en la competitividad generará un incremento en las exportaciones netas a través del aumento en las exportaciones.

⁵⁶ Esto surge del siguiente cálculo: $28,680 * 0.104 = 3,005$; en símbolos: $(\pi_1 * \Pi)$; ver ecuación II.69.

millones, siendo este valor reflejado por el coeficiente (π_1). Esto muestra una notoria dificultad para que un incremento en la competitividad de la economía genere, en el corto plazo, una expansión de la demanda agregada, estando este comportamiento seguramente asociado a la rigidez de la estructura del sistema productivo del país.

De lo anterior, y utilizando los valores del cuadro 5, la forma final de la ecuación de exportaciones queda expresada de la siguiente manera⁵⁷ (ver ecuación II.69),

$$X_t = 28,680 * 0.104 * e_t + (1 - 0.104) * X_{t-1}$$

en tanto que la ecuación que describe el nivel de exportaciones de largo plazo obtenida de la regresión es la siguiente (ver ecuación II.64),

$$X_t = 28,680 * e_t^e$$

siendo e_t^e el tipo de cambio real esperado.

Otro hecho interesante fue el comportamiento de las exportaciones durante la crisis externa generada por la devaluación de México, donde las exportaciones tuvieron una caída transitoria, captadas en la regresión por el parámetro π_3 , pudiendo ser esto consecuencia de la interrupción transitoria de crédito al país, lo cual afecta el capital de trabajo de las empresas y el esquema de pre-financiación de las exportaciones, siendo estos sensiblemente afectados ante una crisis financiera.

IV.b.3.7- Ecuación de importaciones

En el caso de la ecuación de importaciones, el planteo teórico implicó que esta variable dependiera del tipo de cambio real y del nivel de ingreso real de la economía. Adicionalmente, el planteo considera un esquema de expectativas adaptativas, permitiendo esto diferenciar los efectos de corto de los de largo plazo.

De los resultados empíricos de la regresión se obtuvo como primera conclusión que las importaciones no reaccionan de manera significativa ante variaciones en el tipo de cambio real esperado, habiendo sido esta variable eliminada de la forma final de la ecuación. Con esto, las importaciones están impulsadas enteramente por las variaciones en el ingreso real de la economía.

De lo anterior, y utilizando los valores del cuadro 5, la forma final de la ecuación de importaciones queda expresada de la siguiente manera⁵⁸ (ver ecuación II.75),

⁵⁷ Si bien esta ecuación está presentada en forma determinística, se trata de una ecuación estocástica (contiene un término de error aleatorio).

$$M_t = -57,657 * 0.51 + 0.33 * (Y_t - Y_{t-1}) + 0.33 * 0.51 * Y_{t-1} + (1 - 0.51) * M_{t-1}$$

en tanto que la ecuación que describe el nivel de importaciones de largo plazo obtenida de la regresión es la siguiente (ver ecuación II.70),

$$M_t = -57,657 + 0.33 * Y_t$$

mostrando que una variación de una unidad en el producto real incrementará las importaciones en 0.33 unidades en el período contemporáneo.

IV.b.3.8- Ecuación de ingresos fiscales

Para la determinación de los ingresos fiscales se utilizó el mecanismo de ajuste parcial, el cual propone que la variación en los ingresos fiscales nominales será una proporción de la diferencia entre los ingresos fiscales planeados y los ingresos observados en el período anterior. El mecanismo planteado considera que el ajuste no será completo, siendo esto confirmado por los resultados empíricos obtenidos, ya que Ω asume el valor 0.45. Esto muestra que una variación de una unidad en el ingreso nominal corriente de la economía generará una variación de 0.19 unidades en el ingreso planeado del gobierno, en tanto que el ingreso fiscal corriente se incrementará en 0.08 unidades.

Por otro lado, la ecuación de ingresos fiscales presentó en todos los casos los signos esperados para los parámetros, aunque resultó no ser estadísticamente significativa la ordenada al origen de la ecuación, es decir χ_0 , la cual fue eliminada de la forma final de la ecuación.

De lo anterior, y utilizando los valores del cuadro 5, la forma final de la ecuación de ingresos fiscales corrientes queda expresada de la siguiente manera (ver ecuación II.78),

$$T_t = 0.19 * 0.45 * (Y_t * P_t) + (1 - 0.45) * T_{t-1}$$

en tanto que la ecuación que describe los ingresos planeados del gobierno es obtenida de la siguiente (ver ecuación II.77),

$$T_t^e = 0.19 * (Y_t * P_t)$$

Un comentario para destacar es que se observó en la serie de datos de recaudación fiscal un comportamiento muy particular. En el cuarto trimestre del 1995 se notó un incremento muy significativo en la recaudación, en tanto que, en el trimestre siguiente, es

⁵⁸ Si bien esta ecuación está presentada en forma determinística, se trata de una ecuación estocástica (contiene un término de error aleatorio).

decir en el primero de 1996, se registró otro salto, pero en sentido contrario, como si se hubiese producido un adelantamiento en el pago o en la contabilización de la recaudación. Ante este comportamiento particular, se incluyó una variable dummy que toma el valor uno en el cuarto trimestre de 1995 y cero para los restantes, y cuyo efecto es captado por el parámetro χ_3 , y otra que toma el valor uno en el primer trimestre del 1996, y cuyo efecto es captado por el parámetro χ_4 , habiéndose mostrados estadísticamente significativos.

V- ANÁLISIS DE SIMULACIÓN

El modelo estimado en la sección previa será ahora utilizado para analizar como las diferentes variables macroeconómicas se hubiesen comportado ante la aplicación de una política fiscal contractiva, en este caso una reducción del gasto público, respecto de la efectivamente llevada a cabo en el período analizado. Este ejercicio permitirá estudiar la capacidad de una política fiscal contractiva para reducir la tasa de interés doméstica y para generar un proceso deflacionario. Es decir, se podrá analizar la efectividad de la política fiscal contractiva para incrementar el producto real de la economía, tal como se planteaba en los debates de política económica a fines de los '90 en la Argentina.

V.a- Métodos de simulación

Dentro de los objetivos de una simulación se pueden encontrar desde la primera evaluación del modelo, el análisis de las condiciones de estabilidad del mismo, hasta la predicción o comparación de políticas alternativas, siendo este último el objetivo buscado con el aquí desarrollado. Por su parte, la simulación con un modelo econométrico se refiere habitualmente a la solución del mismo con datos de las variables exógenas, sean éstos históricos (simulación ex-post) o bien supuestos para el futuro (simulación ex-ante). A su vez, puede realizarse un afinado del modelo, lo cual implica realizar retoques en algunos de los parámetros, y a efectos de la mera comprobación de que no existen errores de transcripción, redondeo en los valores de los parámetros, etc., en el modelo definitivamente seleccionado, puede resultar útil realizar la denominada *simulación residual*, donde para cada ecuación en forma aislada, se le asigna tanto a las exógenas como a las endógenas explicativas sus valores reales y se comprueban los errores de cada ecuación y/o las identidades.

Un análisis del funcionamiento período a período del modelo, puede conseguirse trabajando simultáneamente con todas las ecuaciones, pero sin conexión dinámica. Se le asignan en este caso valores reales a las variables explicativas, excepto a las endógenas corrientes de cada ecuación, que se determinan por el propio modelo en forma conjunta.

A esta simulación se la *denomina estática o período a período*. Adviértase la diferencia entre la simulación *residual* y la *estática*. En la primera, todos los valores del lado derecho de cada ecuación del modelo toman los valores realmente observados, inclusive las variables corrientes que en una ecuación actúa como explicativa pero que se determina endógenamente en otra de las ecuaciones del modelo. En cambio, en la simulación *estática*, cuando una variable endógena corriente, por ejemplo, y_{1t} , forma parte de las explicativas en una ecuación, por ejemplo, y_{2t} , se utilizan los valores de y_{1t} que determina el modelo y no las reales u observadas.

No obstante, unos resultados satisfactorios en la simulación estática no garantizan que el modelo no se desestabilice o presente errores importantes después de varios períodos de funcionamiento, ya que, en este tipo de simulación, en cada período se sustituyen las endógenas desplazadas por sus valores reales u observados y no por los que arroja el modelo en períodos anteriores. En vez de ello, en la *simulación dinámica* (o simulación propiamente dicha), la resolución es simultánea para todas las ecuaciones y sólo se le suministran al modelo datos para las exógenas y el valor inicial de partida para las endógenas⁵⁹. Esta simulación es la que permite contrastar la estabilidad del modelo y la calidad en las predicciones.

Por otro lado, el análisis de simulación puede realizarse en forma *determinística* o de manera *estocástica*. En el primero de los casos, se ensaya el efecto de un valor determinado de la variable exógena o parámetro. Pero con el objetivo de establecer el grado de incertidumbre sobre los efectos estimados de una determinada política, existe la posibilidad de realizar una simulación *estocástica* trabajando con distribuciones de probabilidad tanto para los parámetros como de los términos de error.

Una vez y obtenidos los resultados de la estimación de las ecuaciones estocásticas e incorporadas las ecuaciones de definición y la igualdad contable, el ejercicio de simulación realizado con el modelo propuesto en este trabajo, consistió, en primer lugar, en determinar la existencia de algún error de especificación en las ecuaciones de definición del modelo mediante una simulación residual. Una vez comprobado el buen comportamiento del modelo en su conjunto, el paso siguiente consistió en realizar la simulación propiamente dicha, aunque utilizando el valor realmente observado en el período bajo análisis de todas las variables exógenas. Luego se modificó el nivel de gasto público, siendo esta una variable exógena (variable de política económica), y se comparó la evolución de las variables endógenas con las que surgieron del escenario anterior. Esta simulación revistió el carácter histórica, dinámica y determinística. El carácter histórico

⁵⁹ El planteo formal de las metodologías de simulación se puede ver en el Anexo IV.

(simulación ex-post) fue consecuencia del análisis contrafáctico que quería realizarse, es decir cual hubiese sido el comportamiento de la economía ante la aplicación de una política fiscal alternativa a la efectivamente llevada a cabo. A su vez, el carácter dinámico de la simulación permitió analizar el comportamiento del sistema económico en su conjunto, que en este caso está representado por el modelo planteado en el punto *II.b*. En particular, el ejercicio se realizó para 32 trimestres⁶⁰, para lo cual se tomó como base el primer trimestre de 1994.

V.b- Evolución de la economía en el corto plazo

El primer ejercicio que se realizó con el modelo consistió en comparar la evolución de las variables macroeconómicas de corto plazo bajo dos escenarios, uno después de haber aplicado una reducción del gasto público y otro considerando la política fiscal observada⁶¹ durante el período de análisis. De aquí surgió que los efectos de una reducción del gasto público pueden dividirse en tres etapas: la primera es un efecto directo e instantáneo que genera una caída en el nivel de ingreso real de la economía; en la segunda vuelta esta reducción en el ingreso se traduce en una nueva contracción de los agregados económicos, como el consumo y la inversión, siendo estos los efectos habitualmente tratados en la teoría macroeconómica⁶². Pero ahora, en cambio, la caída en el nivel de ingreso conduce a que el endeudamiento, analizado desde el punto de vista relativo, tal como es de esperar que lo hagan los mercados financieros, se incremente conduciendo a que aumente el riesgo país y, por lo tanto, la tasa de interés doméstica, siendo este otro hecho adicional que otorga un nuevo impulso en la reducción de la demanda agregada y del nivel de ingreso, de donde se deduce que el comportamiento de la tasa de interés exagera la evolución de las variables reales de corto plazo, es decir, en este caso, agudiza la contracción del ingreso de la economía.

Adicionalmente a lo anterior, y después de algunos períodos, los mecanismos de transmisión comienzan a tener una dinámica particular que contienen tanto consecuencias expansivas como contractivas sobre el nivel de actividad real de la economía, lo cual es generado por la evolución conjunta de los mecanismos de transmisión, pudiendo ubicarse a esta dinámica en los efectos de tercera vuelta.

A continuación, se muestran los resultados del análisis de simulación llevados a cabo con el modelo macroeconómico planteado⁶³.

⁶⁰ Es decir, 8 años (1994-2001)

⁶¹ Es decir, la efectivamente llevada a cabo.

⁶² Aunque no siempre se los plantea en forma dinámica, el fenómeno es, en realidad, esencialmente dinámico.

⁶³ Los ejercicios de simulación con el modelo fueron realizados utilizando como herramienta el soft E-views 4.1.

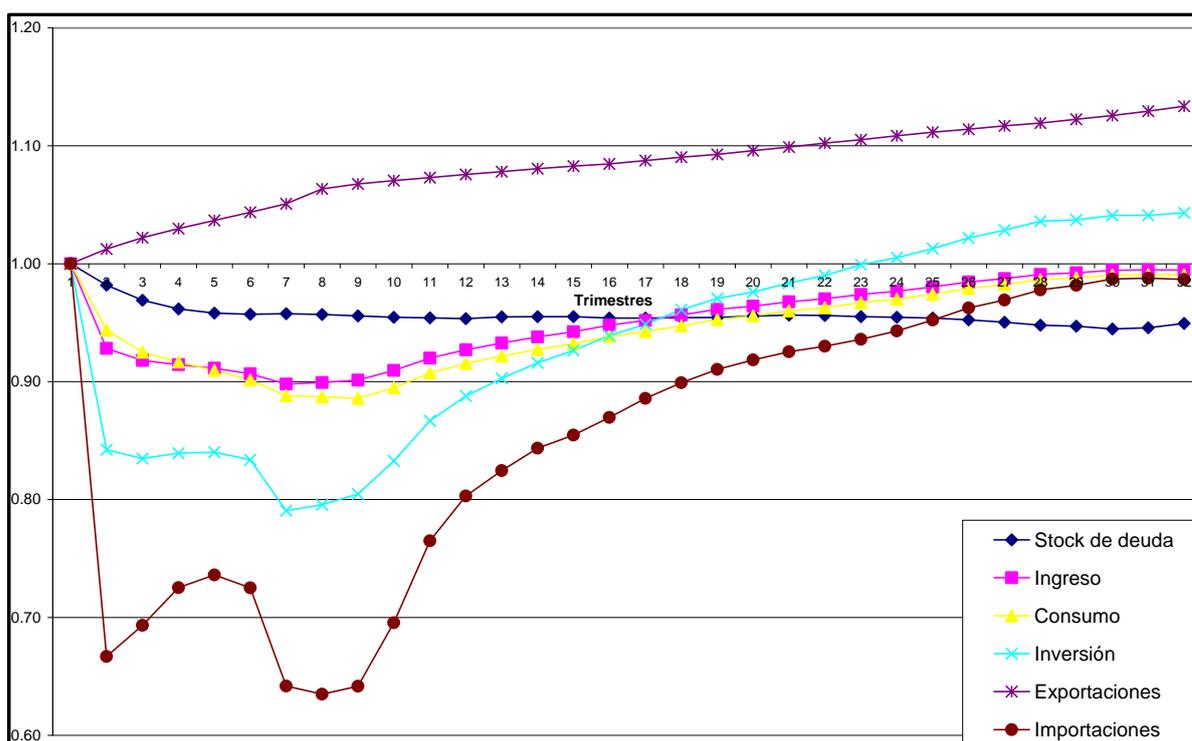


Gráfico N° 2

En este gráfico se presenta el comportamiento del stock de deuda, del ingreso real de corto plazo, del consumo, la inversión, las exportaciones y las importaciones, siendo todas estas variables endógenas en el modelo planteado. En todos los casos, las líneas representan el cociente entre el valor de cada variable estimado por el modelo luego de haber aplicado la reducción del gasto público⁶⁴ y el valor estimado por el modelo teniendo en cuenta la política fiscal observada durante el período de análisis.

En el gráfico puede apreciarse que, en el primer trimestre, luego de llevada a cabo la reducción del gasto público, todas las variables que componen el gasto agregado, y, por lo tanto, el nivel de ingreso real, registran una fuerte caída, continuando esta reducción, aunque en forma más moderada, a partir del segundo trimestre. Después de algunos períodos, este comportamiento se revierte y los resultados mostraron que a partir del octavo trimestre el ingreso comienza a incrementarse desde el nivel mínimo alcanzado, tendiendo a converger hacia el nivel de ingreso que se evidenció bajo la política fiscal efectivamente llevada a cabo, mostrando esto las severas limitaciones de

⁶⁴ La reducción ensayada del gasto público implicó suponer un nivel de gasto de \$7,000 millones inferior al monto efectivamente observado en cada uno de los períodos. Este valor representa el 20 % del gasto promedio anual en el período analizado.

una política fiscal contractiva para expandir el ingreso real de la economía en el corto plazo.

De la evolución observada del consumo se obtiene que el comportamiento que esta variable tenga ante la reducción del gasto público es fundamental para determinar la evolución de la demanda agregada, y, por lo tanto, del ingreso, lo cual surge como consecuencia de la alta participación que el consumo tiene en el gasto agregado de la economía.

En el caso de la inversión, se puede apreciar una fuerte reducción durante los primeros siete trimestres, para luego desde allí comenzar a crecer en forma sostenida, dependiendo esta dinámica, fundamentalmente, de la evolución del nivel de ingreso. Otro hecho relacionado con la inversión que se desprende del análisis de los resultados de la simulación, es que esta variable es el componente de la absorción doméstica que más fluctúa, tal como se esperaba a priori. Así, en el séptimo trimestre después de aplicada la reducción fiscal, la inversión mostró una reducción del 21%, pero en el último trimestre del análisis alcanza un crecimiento del 4% respecto del nivel de inversión que se evidencia en el escenario determinado por la política fiscal observada.

Por su parte, el nivel de exportaciones muestra un muy lento ascenso motivado por el incremento en el tipo de cambio real, generado esto por la reducción en el nivel de precios doméstico. Por otro lado, las importaciones evidencian una pronunciada caída en los primeros nueve trimestres, para luego comenzar a crecer sostenidamente, impulsadas por la evolución en el nivel de ingreso real de la economía. Del comportamiento observado de las exportaciones e importaciones queda en evidencia el superávit que durante todo el período de análisis se genera en la balanza comercial ante una contracción fiscal⁶⁵.

A continuación, se muestran las variables que actúan como mecanismo de transmisión, como son la tasa de interés, el nivel de precios, el tipo de cambio real, el salario nominal y el precio del capital, siendo estos los encargados de derramar los efectos de la reducción del gasto público hacia las variables agregadas de la economía.

⁶⁵ El análisis del resto de los componentes del balance de pagos excede el análisis del modelo aquí planteado.

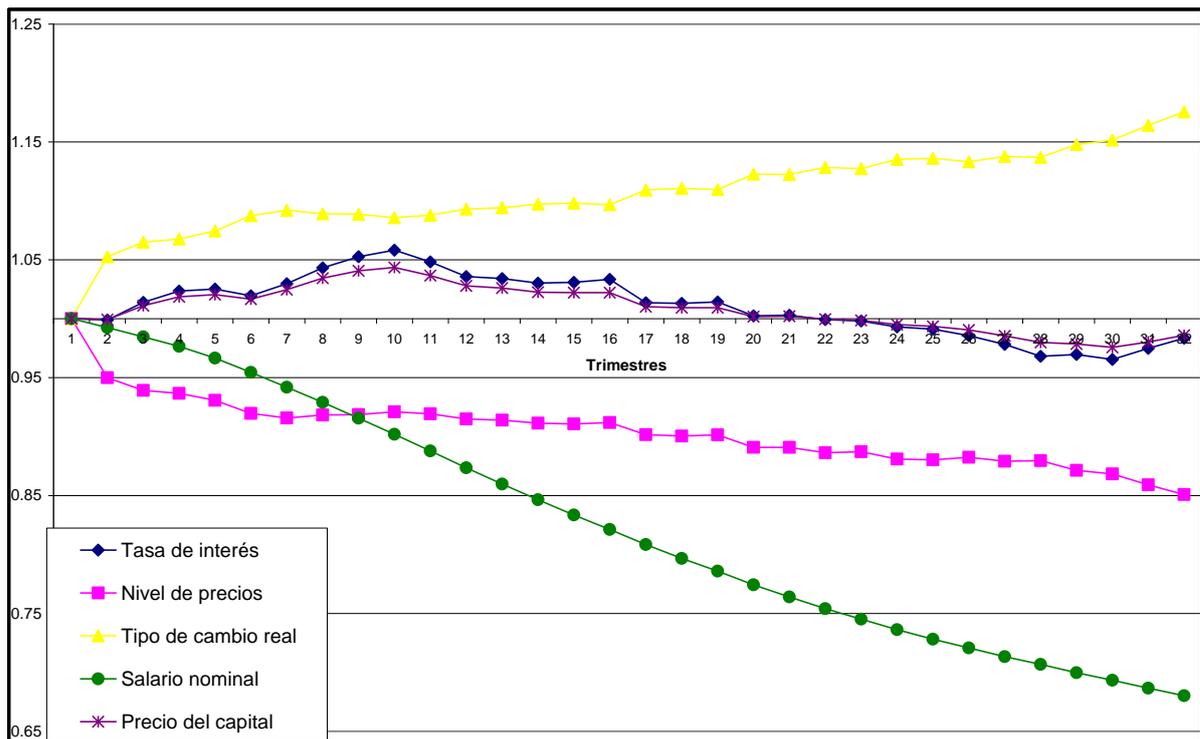


Gráfico N° 3

En este gráfico puede observarse que la tasa de interés evidencia un incremento durante los diez primeros trimestres, comenzando de allí un muy lento descenso hasta que recién después de veintidós trimestres una política fiscal contractiva hubiese podido haber generado una reducción en la tasa de interés, en comparación con la tasa de interés que surge con la política fiscal observada, mostrando de esta manera un escenario más próximo al planteo keynesiano que a lo que postula la visión ortodoxa. Esta dinámica particular en la tasa de interés se evidencia como consecuencia de la evolución de los indicadores que reflejan la capacidad de pago de la economía, y en particular por la del ingreso nominal, ya que es esta variable la que se utiliza para compararla con el stock de deuda, y determinar así el peso relativo de la deuda⁶⁶. Ambas variables, stock de deuda e ingreso nominal, pueden apreciarse en el siguiente gráfico,

⁶⁶ Téngase en cuenta que el peso relativo de la deuda se calcula como el stock de deuda (que es un valor expresado en términos nominales) dividido el ingreso nominal de la economía.

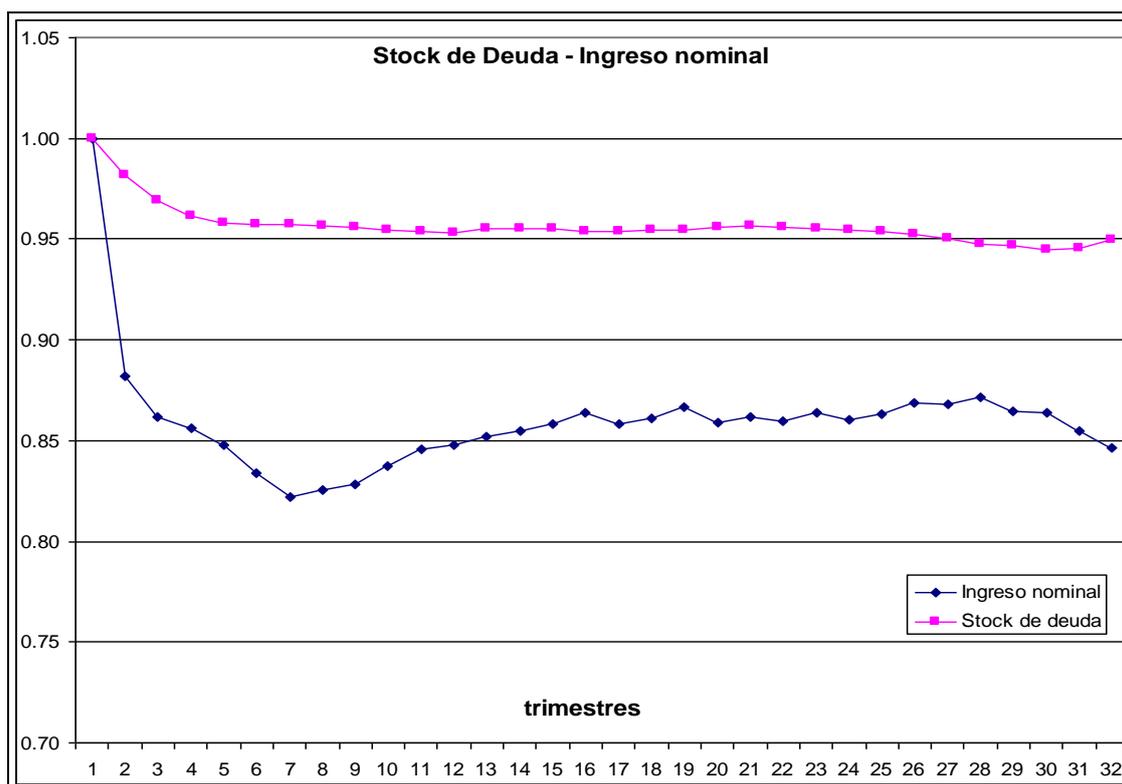


Gráfico N° 4

Aquí se observa que el ingreso nominal hubiese mostrado una fuerte reducción inmediatamente después de haber aplicado la medida de política, causado por la reducción del ingreso real. Luego de esta caída inicial, el ingreso nominal tiende a recuperarse, aunque en forma muy limitada, ya que las dos variables que lo determinan, como son el ingreso real y el nivel de precios, tienden a evolucionar en forma contrapuesta. Así el ingreso real comienza, a partir del octavo trimestre, a incrementarse (ver gráfico N° 2), en tanto que el nivel de precios continúa con una tendencia decreciente (ver gráfico N° 3), determinando que el ingreso nominal se mantenga en niveles bajos.

Por su parte, el stock de deuda evidencia una caída durante los primeros trimestres, para luego mantenerse, aproximadamente, en un 5% por debajo después de aplicada la contracción fiscal. Por lo tanto, y comparando ahora la evolución del ingreso nominal y del stock de deuda después de aplicada la política fiscal contractiva, se puede explicar el incremento que hubiese experimentado la tasa de interés. En el gráfico N° 4 se aprecia que la caída en los primeros períodos en el ingreso nominal es mayor que la del stock de deuda, con lo cual la relación *Deuda/PBI nominal* tiende a incrementarse mostrando esta variable una situación más comprometida respecto de la capacidad de pago de la economía, y, por lo tanto, un mayor nivel de riesgo país. Luego, la evolución de estas variables se estabiliza, y de esta manera también se mantiene la relación *Deuda/PBI*

nominal, siendo el incremento en el tipo de cambio real (ver gráfico N° 3) la variable que tiende a generar las ulteriores reducciones del riesgo país y, consecuentemente, de la tasa de interés doméstica.

Este comportamiento en la tasa de interés se refleja en la evolución del precio del capital, dado que se supone que las demás variables que lo determinan no se modifican ante la aplicación de la medida de política como la aquí analizada.

Por su parte, el salario nominal mostró una reducción sistemática a lo largo de los treinta y dos trimestres de análisis, aunque en el trimestre catorce se evidencia un punto de inflexión, a partir del cual la tasa de reducción tiende a disminuir. Esta caída en el salario es motivada por el comportamiento en la tasa de desempleo, siendo esta presentada en el gráfico N° 5, en el cual se puede observar un continuo crecimiento del desempleo durante los primeros veintiún trimestres después de haber sido llevada a cabo la contracción fiscal, que como se puede apreciar en el gráfico alcanza en su punto máximo a casi el 60%⁶⁷, para luego comenzar a descender.

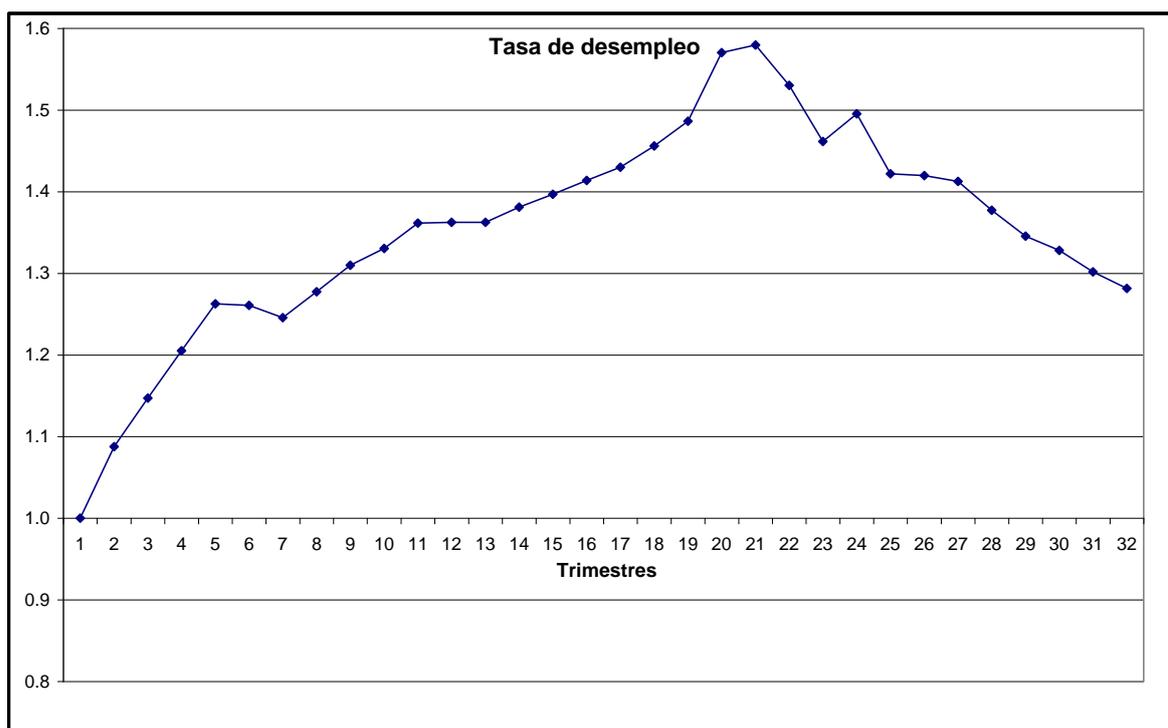


Gráfico N° 5

Del análisis de la evolución de la tasa de desempleo y del salario puede deducirse la inflexibilidad del mercado de trabajo, entendiéndose por esto la lenta respuesta del salario

⁶⁷ Esto es, que si la tasa de desempleo inicial es del 10%, la aplicación de una política fiscal como la aquí analizada hubiese llevado la tasa de desempleo a casi el 16%.

ante variaciones en la tasa de desempleo, conclusión que ya se expuso cuando se analizaron los resultados econométricos de la ecuación de la tasa de variación salarial. Así, durante los trimestres donde la tasa de desempleo (ver gráfico N° 5) se incrementa, el salario experimenta una muy lenta reducción (ver gráfico N° 3). Pero a partir del vigésimo primer trimestre la tasa de desempleo comienza a reducirse, en tanto que el salario sigue disminuyendo, aunque a tasa decreciente. Por lo tanto, se puede concluir que existe una limitada capacidad temporal del mercado laboral para generar reducciones en la tasa de salario, es decir, que se requieren altas tasas de desempleo y por períodos prolongados para que se evidencien caídas significativas del salario y, por lo tanto, de los costos totales domésticos de producción.

Del análisis hasta aquí realizado respecto a la evolución de las variables de corto plazo se obtiene que una política fiscal contractiva como la aquí analizada, a diferencia de lo que postula la visión ortodoxa, hubiese tenido severas limitaciones temporales para reducir la tasa de interés y que, si bien se podría haber alcanzado una reducción en el nivel general de precios, el incremento en el costo de los servicios del capital y la inflexibilidad del mercado laboral conducen a que la reducción de los precios sea muy limitada, tanto cuantitativa como temporalmente. En consecuencia, ambos factores, incremento en la tasa de interés y limitada reducción en el nivel general de precios conducen a acotar la eficacia de la política fiscal para generar una expansión del producto real de corto plazo.

Ahora, y con el propósito de analizar con más detalle la evolución del nivel de precios y de los efectos que de esta se derivan ante la aplicación de una política fiscal contractiva, se analizará la evolución de la economía suponiendo un nivel de precios fijos⁶⁸, el cual se lo comparará con el escenario donde el nivel de precios es considerado una variable endógena⁶⁹. Para ello, la variable que se presenta en el gráfico a continuación es la siguiente,

Nivel de precios con incidencia de la política fiscal sobre el nivel de precios

Nivel de precios sin que la política fiscal afecte el nivel de precios

El numerador de este índice implica considerar que el nivel de precios es una variable endógena, y, de esta manera, afectada por la medida de política económica, en

⁶⁸ A los efectos de la simulación, suponer un nivel de precios fijos implica considerar a esta como una variable exógena.

⁶⁹ Tal como se los supone en el modelo formulado en *II.d*.

tanto que el denominador considera a los precios como dados exógenamente, es decir, que el nivel de precios será el mismo antes que después de aplicada la reducción del gasto público. Así, el ratio obtenido de esa manera se presenta en el siguiente gráfico,

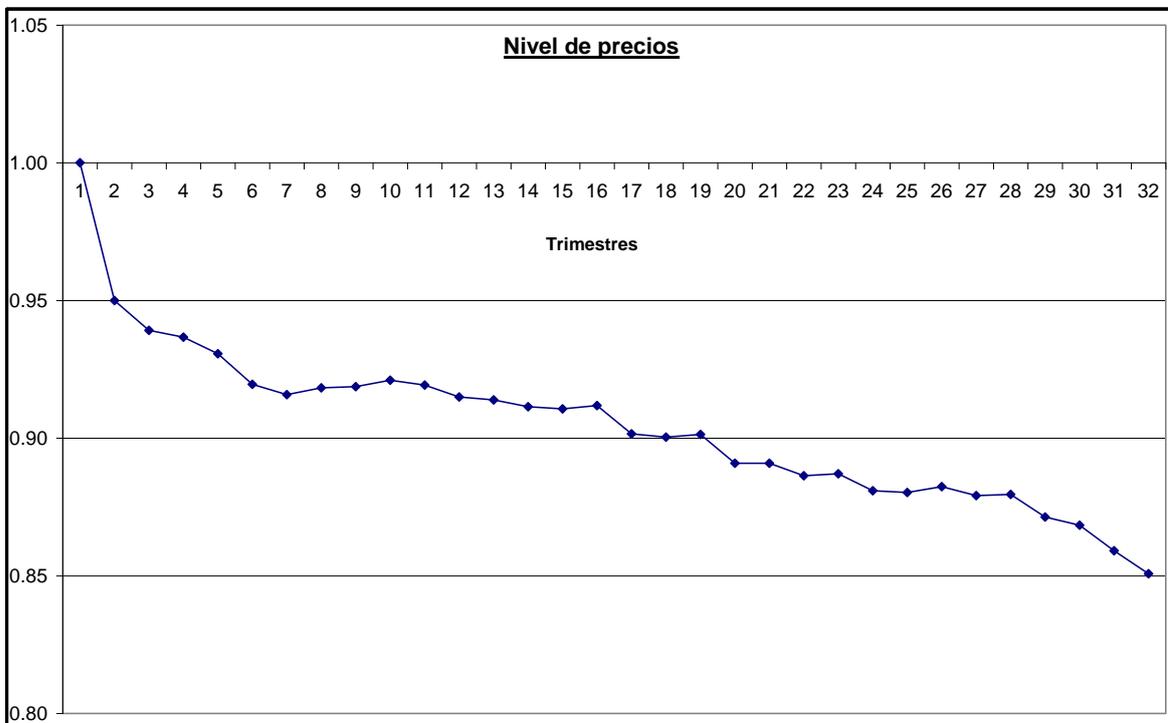


Gráfico N° 6

Aquí, y tal como se pudo apreciar en el gráfico N° 3, la política fiscal hubiese permitido alcanzar una reducción en el nivel de precios, aunque limitada por el incremento inicial de la tasa de interés y por la lenta caída en el salario nominal, tal como se analizó previamente. Es decir, la dinámica de estas dos variables (tasa de interés y salario nominal) impiden que se evidencie una reducción mayor del nivel de precios ante una reducción del gasto público. No obstante, la aplicación de una política fiscal contractiva hubiese podido generar una caída sistemática en el nivel general de precios. Lo que se analizará ahora es la efectividad del mecanismo deflacionario para expandir el nivel de actividad económica. Para ello, se analizará en primer lugar la incidencia de la caída del nivel de precios sobre la tasa de interés doméstica, para lo cual, con el ejercicio de simulación, se calculó el siguiente indicador,

Tasa de interés con incidencia de la política fiscal sobre el nivel de precios

Tasa de interés suponiendo que la política fiscal NO afecta el nivel de precios

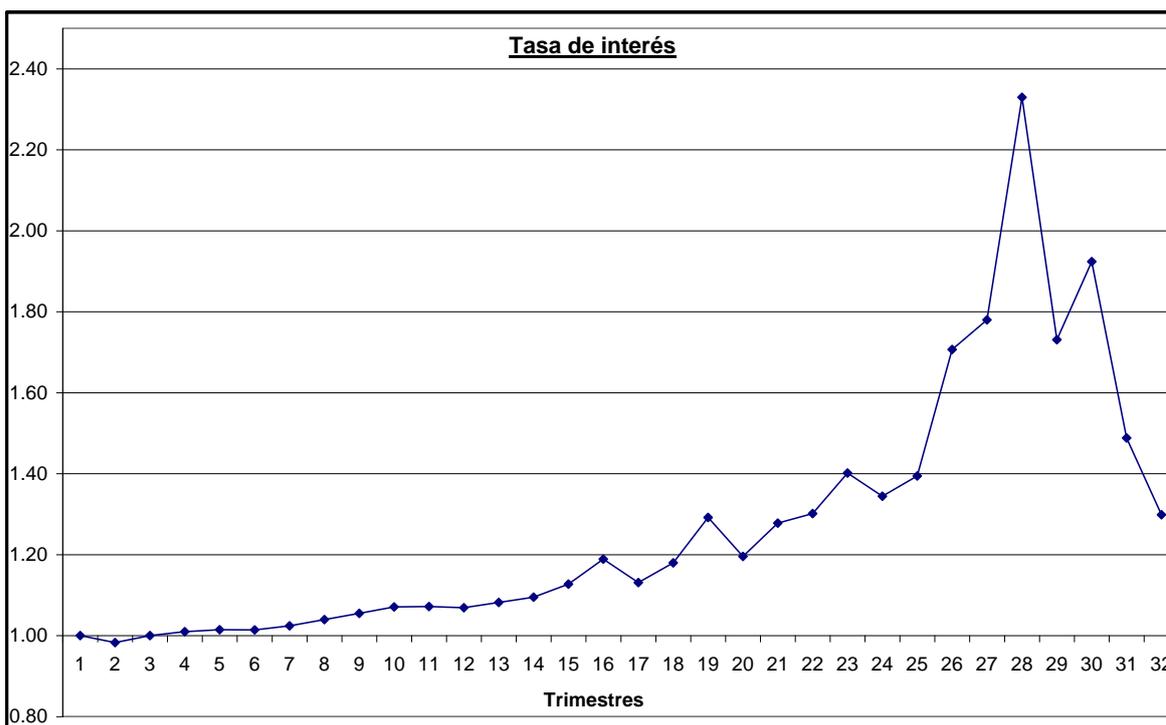


Gráfico N° 7

Este gráfico muestra que mientras más deflacionaria sea la medida de política mayores serán los niveles de tasa de interés, lo cual es generado porque más comprometida se verá la capacidad de pago de la economía. Esto puede apreciarse comparando los niveles de endeudamiento, analizado a través del siguiente indicador,

$$\frac{\text{Stock de deuda cuando la política fiscal incide sobre el nivel de precios}}{\text{Stock de deuda cuando la política fiscal NO incide sobre el nivel de precios}}$$

Pudiendo ser este índice apreciado en el siguiente gráfico,

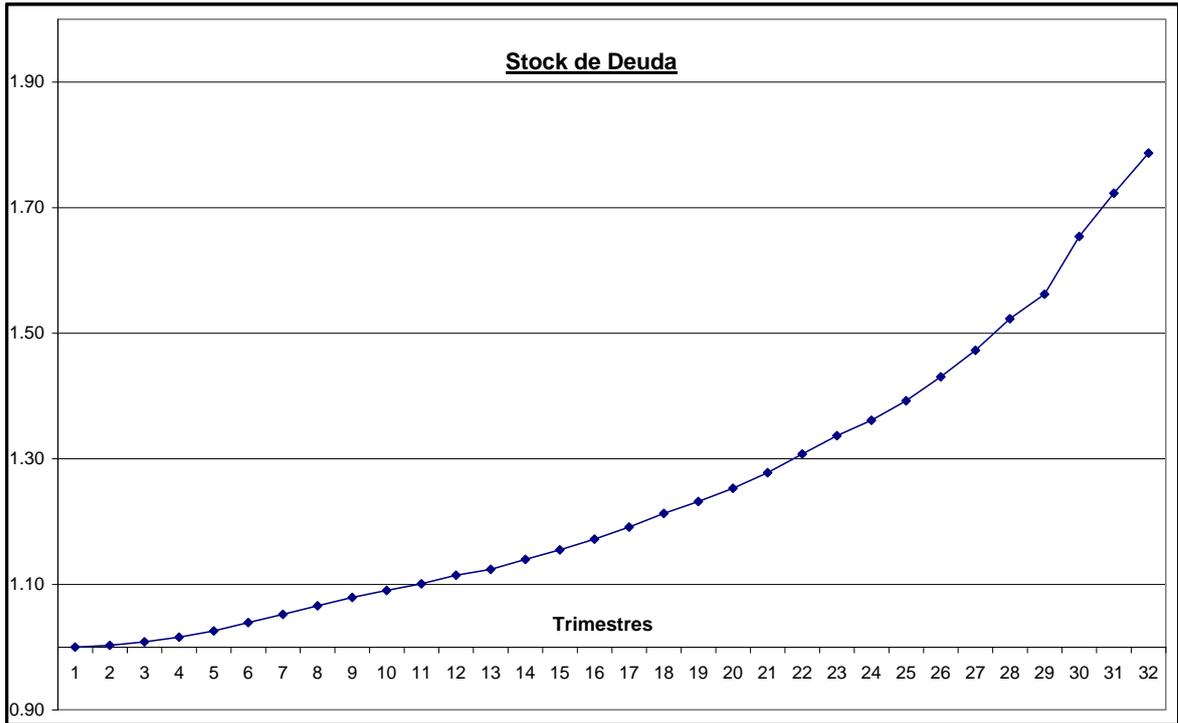


Gráfico N° 8

En este gráfico se puede ver claramente las consecuencias que hubiese tenido sobre el nivel de endeudamiento del gobierno los efectos deflacionarios de una política fiscal contractiva. Allí se puede observar que considerando la flexibilidad de los precios a la baja el nivel de deuda hubiese alcanzado, a lo largo de los treinta y dos trimestres de análisis, casi un 80% por encima de la situación donde se supone un nivel de precios independiente de la política fiscal. Este mayor nivel de endeudamiento es consecuencia de que los ingresos fiscales son generados por el ingreso nominal de la economía, con lo cual mientras mayor sea la caída en el nivel de precios menores serán los ingresos fiscales por tributos.

Ahora se analizará la evolución del ingreso real de corto plazo bajo los dos escenarios alternativos respecto del nivel de precios. Así se tiene que la reducción en el nivel general de precios genera, por un lado, un efecto expansivo sobre el ingreso real, a través de la mayor competitividad, pero, por otro, conduce a mayores tasas de interés, conteniendo esto últimos efectos contractivos. Por lo tanto, y para analizar la evolución comparada del ingreso real entre los dos escenarios alternativos, se calculó el siguiente indicador,

$$\frac{\text{Nivel de ingreso real de corto plazo con nivel de precios endógeno}}{\text{Nivel de ingreso real de corto plazo con nivel de precios exógeno}}$$

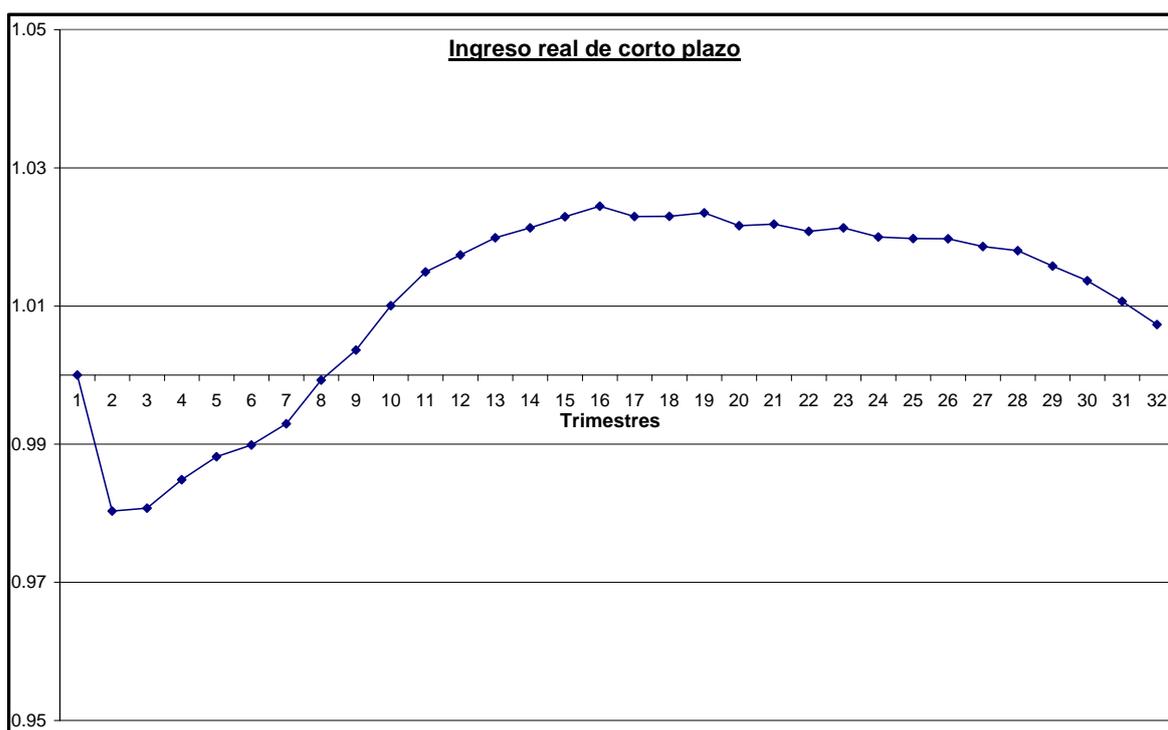


Gráfico N° 9

Observando el comportamiento comparado de los ingresos reales de corto plazo, y teniendo en cuenta lo analizado en los dos gráficos anteriores, se puede ver que, en los primeros períodos, el ingreso que surge bajo un contexto deflacionario es menor que el que se evidencia considerando precios fijos, en tanto que después de algunos trimestres el primero empieza a incrementarse y permanece por encima hasta el final del período de análisis, aunque con tendencia decreciente.

La reducción observada⁷⁰ en los primeros trimestres surge como consecuencia de que el incremento en la tasa de interés real incide más rápidamente que el aumento en la competitividad de la economía. Para interpretar esto, debe tenerse presente que, dada una tasa de interés nominal, mientras mayor sea la caída en el nivel de precios mayor será la tasa de interés real⁷¹. Por lo tanto, la deflación genera dos efectos sobre la tasa de interés. Uno es el incremento en la tasa de interés nominal, lo cual ocurre por la evolución del endeudamiento relativo, tal como se analizó, y otro es el aumento en la tasa de interés

⁷⁰ La caída evidenciada en este indicador debe interpretarse como una mayor reducción del ingreso que se obtiene bajo el escenario que considera el precio dado de manera endógena en relación con el ingreso obtenido bajo inflexibilidad del nivel general de precios.

⁷¹ Véase la ecuación (7) del modelo planteado en el punto *II.d*.

real⁷². Con estos dos factores, aumento en la tasa de interés nominal y el efecto de la caída de precios sobre la tasa real, puede deducirse que mientras mayor sea la caída en el nivel de precios mayor será el incremento en la tasa de interés real, siendo esta variable la que afecta el gasto agregado doméstico.

Luego de este período donde el ingreso real considerando el nivel de precios endógenos es inferior al que surge del escenario donde se suponen precios independientes de la política fiscal, la tendencia se revierte y el primero supera al segundo a partir del octavo trimestre, aunque esto último tiende a diluirse a medida que transcurren los períodos. De esta dinámica comparada del ingreso real surge como conclusión las severas limitaciones que hubiese tenido el mecanismo deflacionario para generar expansiones sostenidas en el ingreso real de corto plazo de la economía, limitación que es causada, fundamentalmente, por los efectos que la caída sistemática en el nivel de precios genera sobre la tasa de interés.

V.c- Evolución de la economía en el mediano plazo

Lo analizado en el punto anterior permitió mostrar la dinámica de la economía en el corto plazo y cómo el efecto de una reducción del gasto público sobre la tasa de interés y el nivel de precios hace a esta medida de política económica un instrumento con severas limitaciones para expandir el ingreso real.

Ahora se analizará como hubiese evolucionado la economía en el largo plazo ante la aplicación de una política fiscal contractiva, tal como se ensayó en el punto anterior, para lo cual se analizará el comportamiento del nivel de producto potencial y el stock de capital. Para ello, debe tenerse presente la interrelación entre los agregados económicos de corto plazo y el nivel de ingreso potencial, cuyo nexo es el efecto que tenga la medida de política ensayada, en este caso una reducción del gasto público, sobre el stock de capital. Así, y de la ecuación (II.2) del modelo, se puede deducir que la evolución del stock de capital físico dependerá del comportamiento que tenga la inversión neta, dependiendo esta de la evolución del ingreso de corto plazo. Por otro lado, debe tenerse presente que, al ser las variaciones en la inversión una pequeña proporción del stock total de capital, los cambios en este serán de una magnitud muy inferior al resto de las variables agregadas de corto plazo. Esto se traducirá a las variaciones del producto potencial, que, a su vez, serán de una magnitud inferior a las variaciones en el stock de capital, ya que este representa una parte del cambio total del ingreso de largo plazo.

⁷² Dada una tasa de interés nominal, mientras mayor sea la caída en el nivel general de precios mayor será la tasa de interés real.

Del análisis del gráfico N° 3, se obtuvo que la inversión hubiese registrado una importante caída durante los primeros trimestres después de aplicada la reducción del gasto público, para luego comenzar a incrementarse, hasta que pasados los veintitrés trimestres el nivel de inversión se hubiese encontrado, ante la aplicación de una política fiscal contractiva, por encima de la que se registró con la política fiscal observada. Este comportamiento de la inversión determina la dinámica del stock de capital ante una medida de política como la analizada, siendo esto mostrado en el siguiente gráfico,

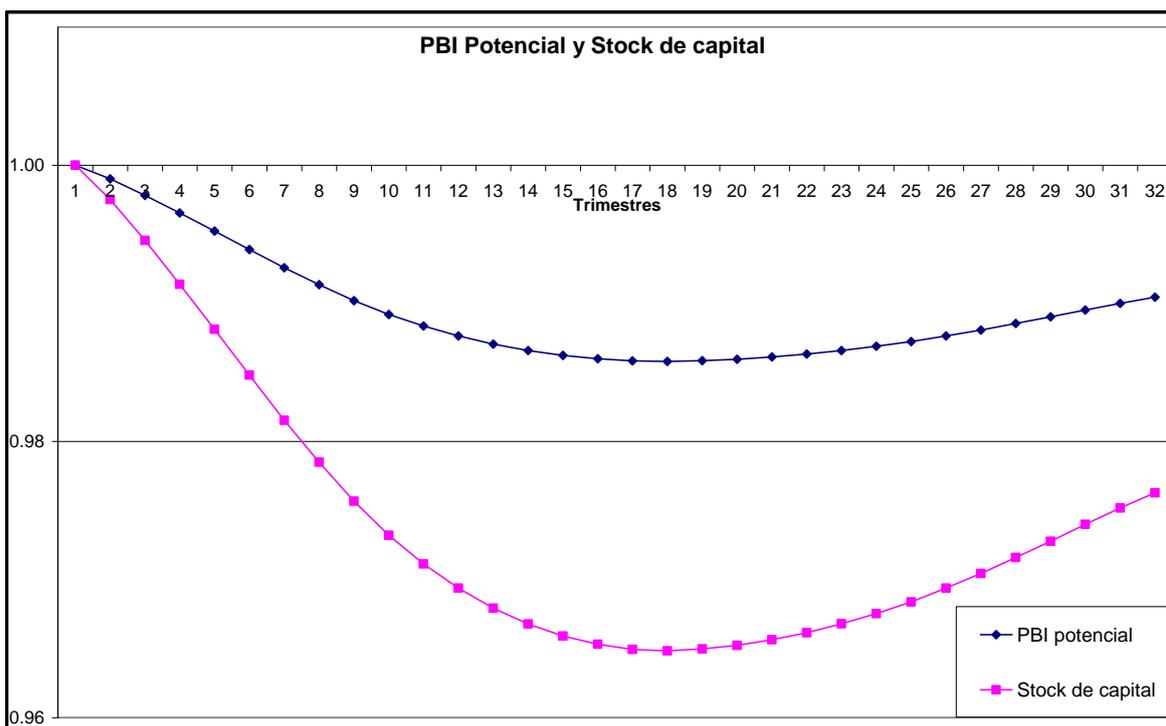


Gráfico N° 10

La observación de la evolución de las variables presentadas en este gráfico confirma la reducción de la capacidad productiva de la economía ante la aplicación de una política fiscal contractiva, traduciéndose esto en una caída inicial del ingreso potencial, para luego, a partir del trimestre dieciocho, comenzar a recuperarse en forma muy lenta.

Lo que se realizará ahora es un análisis comparativo entre la evolución del producto potencial considerando el nivel de precios como una variable endógena con el que surge de suponer a los precios como exógenos al modelo, es decir que la medida de política no tiene efecto sobre el nivel de precios doméstico. Ambas variables son mostrados en el siguiente gráfico,

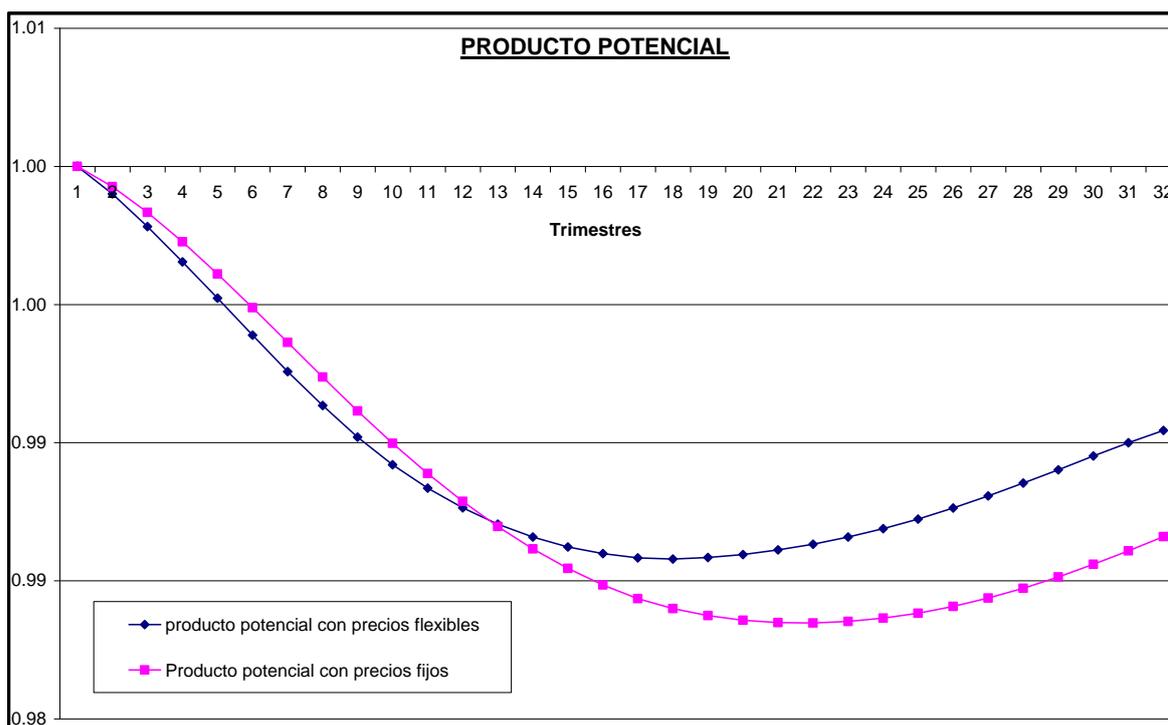


Gráfico N° 11

En este gráfico se observa que cuando se evidencia un proceso deflacionario (véase el gráfico N° 3) el producto potencial, si bien se reduce en mayor medida durante los primeros períodos, comienza a revertir la caída en menor tiempo. Es decir, que, ante la aplicación de una política fiscal contractiva, mientras mayor sea la flexibilidad de los precios a la baja más rápido se recuperará la capacidad productiva de la economía, y por ende el producto potencial.

VI- CONCLUSIONES

Muchas de las recomendaciones de política económica para países en desarrollo son realizadas utilizando como herramienta analítica un modelo macroeconómico, los cuales se diseñan con el objetivo de analizar en forma cuantitativa el impacto que una política de estabilización tiene sobre el nivel de precios, el balance de pagos y el producto de corto plazo de la economía. Esta política implica generalmente una reducción del déficit fiscal, siendo la contracción monetaria que de allí se deriva el principal mecanismo de transmisión de los efectos hacia el resto de las variables de la economía. Esto surge como consecuencia de que se considera que los déficits del gobierno son financiados plenamente con emisión monetaria, lo cual constituye una limitación fundamental cuando se está en presencia de una economía donde la financiación de los déficits es realizada

plenamente con endeudamiento. En este caso, los mecanismos de transmisión, y por ende la dinámica de las variables agregadas de la economía en el corto plazo, actúan de manera diferente a la situación donde los déficits se monetizan. Ante ello, fue que se propuso la construcción de un modelo macroeconómico que reflejara las características particulares de un país en desarrollo y donde los déficits fiscales se financian plenamente con endeudamiento, constituyéndose el modelo en una herramienta a ser utilizada en el análisis de la efectividad de una política fiscal contractiva para expandir el ingreso real, tanto de corto plazo como de mediano plazo.

En el diseño del modelo teórico se supuso que los agentes económicos se comportan bajo un esquema de expectativas adaptativas, siendo en algunos casos combinado con un esquema de ajuste parcial, mecanismos que fueron utilizados para especificar las ecuaciones estocásticas que representan las variables agregadas de corto plazo de la economía, habiendo los resultados econométricos confirmado, en general, la validez de las especificaciones propuestas para el caso argentino del período de convertibilidad monetaria de la década de 1990.

Para la estimación del producto potencial, el cual se supuso que es generado a través de una tecnología del tipo Cobb-Douglas, se utilizaron los datos de la economía argentina del período 1964-2001, y en la estimación de esta ecuación se ensayaron diferentes esquemas de autorregresión, donde el mejor que se ajustó a los datos observados resultó ser el de diferencias generalizadas. De los resultados econométricos se obtuvo que en el período donde se registró el proceso hiperinflacionario el producto potencial estuvo por debajo del promedio.

Una vez calibradas las distintas ecuaciones que componen el modelo, se lo utilizó para realizar simulaciones dinámicas, analizando de esta manera como se hubiesen comportado las variables agregadas de la economía, tanto en el corto como en el mediano plazo, ante la aplicación de una política fiscal contractiva. En particular, lo que se obtuvo es que cuando todo el déficit fiscal se financia mediante endeudamiento, que por simplicidad se supuso que se trata totalmente de deuda externa, una política fiscal contractiva genera una reducción del nivel de ingreso real de corto plazo inmediatamente después de haber aplicado la medida de política, persistiendo esta caída por varios períodos, que luego es revertida para tender a converger hacia el nivel de ingreso que se evidenció bajo la política fiscal observada. Este comportamiento del ingreso de la economía muestra las enormes limitaciones que hubiese tenido una política fiscal contractiva para expandir el nivel de actividad de corto plazo, surgiendo esta limitación de los efectos que genera una medida de política de estas características sobre la tasa de interés y el nivel de precios de la economía.

Por el lado de la tasa de interés, esta variable hubiese evidenciado un incremento inmediatamente después de haber aplicado la política fiscal contractiva, en tanto que las reducciones posteriores hubiesen sido muy acotadas, tanto temporal como cuantitativamente. El aumento inicial en la tasa de interés es determinado por la desmejora inmediata que la medida de política causa sobre la capacidad de pago de la economía, en particular al aumentar la relación *Deuda/PBI nominal*, debido a que las caídas del ingreso real y del nivel de precios hacen que el *PBI nominal* se reduzca en mayor magnitud que el stock de deuda. Luego la relación *Deuda /PBI nominal* tiende a estabilizarse, lo que lleva a que las posteriores reducciones en la tasa de interés sean conducidas por el incremento en el tipo de cambio real de la economía.

El otro factor en que descansa el efecto expansivo de una política fiscal contractiva es el mecanismo deflacionario. Para estudiar esto se realizó con el modelo un ejercicio de simulación donde se supuso un escenario en el cual la medida de política fiscal no tiene incidencia sobre el nivel de precios de la economía, habiendo sido comparado con el escenario donde se considera al nivel de precios como una variable endógena. De aquí se obtuvo que una contracción fiscal hubiese generado una reducción en el nivel de precios, recayendo esta reducción sobre las caídas de la capacidad utilizada de la economía y del salario. Adicionalmente, el incremento en el costo del uso del capital, causado por el aumento inicial en la tasa de interés, limita la reducción del nivel de precios, lo que conduce a requerir una menor utilización de la capacidad productiva de la economía y mayores tasas de desempleo de las que se requerirían si la medida de política permitiera reducir el costo de uso del capital.

Por último, y habiendo obtenido que la deflación hubiese sido posible de alcanzar mediante una reducción del gasto público, lo que restaba analizar era la efectividad de ese mecanismo para expandir el ingreso real de corto plazo de la economía. Aquí, y con el último ejercicio de simulación realizado, se pudo apreciar que la deflación hubiese tenido severas limitaciones para expandir el ingreso real, debido a que este mecanismo conlleva efectos tanto expansivos como contractivos. El efecto expansivo está dado por el incremento en la competitividad de la economía, que tiende a incrementar las exportaciones netas y, por lo tanto, la demanda agregada, pero, por otro lado, mientras mayor sea la caída en el nivel de precios más comprometida se verá la capacidad de pago del gobierno, y así mayor tenderá a ser la tasa de interés, contrayéndose de esta manera el gasto agregado. Desde el punto de vista de la evolución temporal del ingreso real, se pudo apreciar que inicialmente el incremento en la tasa de interés prevalece sobre el efecto competitividad, pero luego, cuando la caída de precios se torna más relevante,

prima el efecto expansivo de la deflación, aunque limitado por la persistencia del efecto contractivo que este mecanismo genera al incrementar la tasa de interés.

Otra noción interesante que plantean los modelos de las características como el aquí propuesto es que permiten explicitar la interrelación entre el corto y el mediano plazo, siendo esto determinado por la evolución en el stock de capital. En el mediano plazo, el nivel de ingreso potencial mostró una caída ante la aplicación de una política fiscal contractiva, generada por la reducción de los niveles de inversión, y con ello del stock de capital, aunque luego esa contracción se revierte, mostrando que, en el mediano plazo, los efectos expansivos tienden a ser contrarrestados por los contractivos, dependiendo de la flexibilidad mostrada por el nivel de precios. Así, mientras más flexible sea el sistema de precios mayor será la velocidad con la que reaccionará el stock de capital y, por lo tanto, el producto potencial.

BIBLIOGRAFÍA

- Agenor, P. and Montiel, P., *Development Macroeconomics*, Princeton University Press, 1996.
- Ahumada, H. y Garegnani, M., "Default and Devaluation Risk in Argentina: Long-Run and Exogeneity in Different Systems", *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, Córdoba, 2000.
- Avila, J., "El Potencial de Crecimiento Argentino", en *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, 1997.
- , "Riesgo-Argentino & Ciclo Económico", en *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, 1998.
- Bacha, E., "A Three-Gap Model of Foreign Transfers and the GDP Growth Rate in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, N° 32, April 1990.
- Barro, R. and Sala-i-Martin, X., *Economy Growth*, McGraw Hill, New York, 1995.
- Barry, F. and Devereux, M., "Expansionary Fiscal Contraction: A Theoretical Exploration", *Journal of Macroeconomics*, N° 25, pp 1-23, Science Direct, 2003.
- Borguignon, F., Branson, W. and De Melo, J., "Adjustment and Income Distribution: A Micro-Macro Model for Counterfactual Analysis", *Journal of Development Economics*, 1992.
- Branson, W., *Teoría y Política Macroeconómica*, Fondo de Cultura Económica, México, 1993.
- Buttera, M. y Kasakoff, L., "Evolución del Stock de Capital en Argentina", *Centro de Estudios para la Producción*, Ministerio de Economía, Obras y Servicios Públicos de la Nación, Argentina, 1999.
- Cagan, F., "The Monetary Dynamics of Hyperinflations", en M. Fridman (ed), *Studies in the Quantity Theory of Money*, University Chicago Press, Chicago, 1956.
- Calvo, G. and Mendoza, E., "Rational Contagion and the Globalization of Securities Markets", *Journal of International Economic* 1999.
- , Leiderman, L. and Reinhart, C., "Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factor", *IMF*, Staff Paper N° 40, 1993.
- and Reinhart, C., "Capital Flows to Latin America: Is there Evidence of Contagion Effects?", *World Bank Policy Research*, Working Paper N° 1619, 1996.
- CEPAL, *El Desarrollo Económico de la Argentina*, Santiago de Chile, 1958.
- Chenery, H., y Strout, A., "Foreign Assistance and Economic Development", *American Economic Review*, N° 56, September 1966, pp. 679-733.
- Christensen, L., and Jorgenson, D., "U.S. Real Product and Factor Input, 1929-1967", *Review of Income and Wealth*, vol. 16, pp 19-50, 1970.
- Clements, K., "A General Equilibrium Econometric Model of the Open Economy", *International Economic Review*, Vol. 21, N°2, June, 1980.

- Dagnino Pastore, J., *El Nuevo Look de la Economía Argentina*, Ed. Crespillo (Arg.), 1995.
- Dornbusch, R., "Stabilization Policies in Developing Countries: What have we Learned?", *World Development*, vol. 10, pp. 701-708, 1982.
- Drazen, A. and Helpman, E., "Stabilization with Exchange Rate Management", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 11, pp. 1-13, 1987.
- Easterly, W., "Portfolio Effects in a CGE Model: Devaluation in a Dollarized Economy", in L. Taylor, MIT Press, 1990.
- and Levine, R., "It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models", Mimeo, World Bank, January 2000.
- Eichengreen, B. and Moody, A., "What Explains Changing Spreads on the Emerging Market Debt: Fundamental or Market Sentimental?", *NBER, Working Paper N° 6408*, 1998.
- Enders, W., *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- Engel, C., "On the Foreign Exchange Risk Premium in Sticky-Price General Equilibrium Models", *NBER, Working Paper N° 7067*, Cambridge, Massachusetts, 1999.
- Fair, R., "Estimating the Uncertainty of Policy Effects in Nonlinear Models", *Econometrica*, vol. 48, 1980, pp. 1381-1391.
- , "Estimating the Expected Predictive Accuracy of Econometric Models," *International Economic Review*, vol. 21, 355-78, June 1980.
- , "Specification, Estimation, and Analysis of Macroeconometric Models", *Cambridge, MA: Harvard University Press*, 1984.
- , "A Comparison of FIML and Robust Estimates of a Nonlinear Macroeconometric Models", *NBER, Working Paper N° 15*, 1973.
- Friedman, M., "A Theory of the Consumption Function", *National Bureau of Economic Research*, Princeton University Press, Princeton, N. J., 1957.
- Friedman, Benjamín M, and Hahn, Frank Horace, *Handbook of Monetary Economics*, North-Holland, Amsterdam, 1993.
- Givogri, C., "Notas Sobre Algunas Propiedades de las Funciones de Producción más Usuales", *Facultad de Ciencias Económicas, UNC*, 1973.
- Goldberg, S. y Ianchilovici, B., "El Stock de Capital en la Argentina: Medición y Problemas Conceptuales", *Universidad Nacional de Salta*, 1986.
- Greene W., *Análisis Económico*, 3.ed., Prentice Hall, Madrid, 1999.
- Gujarati, D., *Econometría*, McGraw-Hill, Santafé de Bogotá, Colombia, 1997.
- Harvey, Andrew C., *The Econometric Analysis of Time Series*, The MIT Press., Cambridge, Mass, 1990.

- Helpman, E. and Razin, A., "Exchange Rate Management: Intertemporal Trade-off", *American Economic Review*, vol. 77, pp. 107-123, 1987.
- IEERAL, "Estadísticas de la Evolución Económica Argentina 1913-1984", *Revista Estudios*, pp 103-183, septiembre de 1986.
- International Monetary Fund, *International Financial Statistics*, CD-ROM, Mayo del 2002.
- Johnston, John, *Econometric Methods*, McGraw-Hill, New York, 1963.
- Johnston, Jack and Dinardo, John, *Econometric Methods*, fourth edition, McGraw-Hill, New York, 1997.
- Kamin, S. and Von Kleist, K., "The Evolution and Determinants of Emerging Market Credit Spreads in the 1990s", *BIS, Working Paper N° 68*, May 1999.
- Khan, M. and Knigth, M., "Estabilization Programs in Developing Countries: A Formal Framework", *IMF Staff Papers* 28, march 1981.
- Kiguel, M. y Lopetegui, G., "Entendiendo el Riesgo País", *Universidad del CEMA*, Documento de Trabajo N° 125, diciembre 1997.
- Klein, L., *Economic Fluctuations in the United States, 1921-1941*, John Wiley & Sons, New York, 1950.
- , "Single Equation vs. Equation System Methods of Estimation in Econometrics", *Econometrica*, Vol. 28, 1960, pp. 866-871.
- Koyck, I., *Distributed Lags and Investment Analysis*, North Holland Publishing Company, Amsterdam, 1954.
- Lovell, C., *Macroeconomics: Measurement, Theory and Policy*, John Wiley & Sons, New York, 1975.
- Maia, J. y Nicholson, P., "El Stock de Capital y la Productividad Total de los Factores en la Argentina", *Dirección Nacional de Coordinación de Políticas Macroeconómicas*, 2001.
- Marglin, S. A., "Investment and Interest: A Reformulation and Extension of Keynesian Theory", en *Economic Journal*, December, 1970.
- Meloni, O., "Crecimiento Potencial y Productividad en la Argentina: 1980-1997", en *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, 1999.
- Mendoza, E. and Uribe, M., "Devaluation Risk and The Syndrome of Exchange-Rate-Based Stabilizations", *NBER, Working Paper 7014*, Cambridge, Massachusetts, 1999.
- Min, Hong G., "Determinants of Emerging Market Bond Spred: Does Economic Fundamentals Matter?", *World Bank, Working Papers Series N° 1899*, March 1998.
- Nerlove, M., "Return to Scale in Electric Supply", en Carl Christ, ed., *Measurement in Economics*, Stanford University Press, Palo Alto, California, 1963.

- Nogués, J. y Grandes, M., "Riesgo País: ¿Políticas Económicas, Contagio o Ruido Político?", *MEOySP*, noviembre 1999.
- Oks, D. y Padilla, G., "Determinantes del Riesgo País en la Argentina Durante 1994-99: el Rol de la Liquidez Sistémica, Factores de Contagio e Incertidumbre Política", *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, Córdoba, 2000.
- Pessino, C. and Indermint, S., "Determinants of Labor Demand in Argentina: Estimating The Benefits of Labor Policy Reform", *Documento de trabajo N° 114*, CEMA, 1996.
- Pulido San Román, A., *Modelos Econométricos*, Pirámide, Madrid, 1993.
- Renfro, C., "Macroeconometric Models and Changes in Measurement Concepts: An Overview", *Journal of Economic & Social Measuremen*, Vol. 24 Issue 2, p63, 20p., 1998.
- Rosensweig, J. and Taylor, L., "Devaluation, Capital Flows and Crowding-out: A CGE Model With Portfolio Choice for Thailand", in L. Taylor, MIT Press, 1990.
- Sachs, J., "External Debt and Macroeconomic Performance in Latin America and East Asia", *Booking Papers on Economic Activities* 2, pp 523-564, 1985.
- y Larraín, F, *Macroeconomía en la Economía Global*, Prentice-Hall Hispanoamericana, México, 1993.
- Takagi, Shinji. "Exchange Rate Expectations: A Survey of Survey Studies.", *IMF Staff Papers*, vol.38, no.1 (March 1991), pp.156-183.
- Taylor, L., *Socially Relevant Policy Analysis, Structuralist Computable General Equilibrium Models for the Developing World*, MIT Press, 1990.
- Uribe, M., "Exchange Rate-Based Stabilization: The Initial Real Effects of Credible Plans", *Journal of Monetary Economics*, pp. 197-221, 1997.
- Vial, Joaquín, "Macroeconometric Models for Policy Analysis in Latin America", Nota técnica N° 127, CIEPLAN, marzo de 1989.
- Wallis, K., F., *Topics in Applied Econometrics*, Lectures in Economics 5, Gray-Mills Ed., London, 1973.

Anexo I: Deducción de la función de costos totales domésticos

Partiendo del siguiente problema de maximización restringida⁷³,

$$\text{Min. } CT_t = W_t * L_t^d + Pk_t * K_t$$

$$\text{s.a } Y_t^o = Y^o(K_t, L_t^d)$$

se puede plantear la siguiente función lagrangeana,

$$\ell = W_t * L_t^d + Pk_t * K_t - \varpi * (Y_t^o + \varepsilon_0 * (K_t)^{\varepsilon_1} * (L_t^d)^{\varepsilon_2}) \quad (\text{a})$$

siendo ϖ el multiplicador de Lagrange. Obteniendo las derivadas parciales, se llega al siguiente sistema de ecuaciones,

$$\frac{\partial \ell}{\partial L_t^d} = W_t - \varpi * \varepsilon_0 * \varepsilon_2 * (K_t)^{\varepsilon_1} * (L_t^d)^{\varepsilon_2-1} = 0 \quad (\text{b})$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial K_t} = Pk_t - \varpi * \varepsilon_0 * \varepsilon_1 * (K_t)^{\varepsilon_1-1} * (L_t^d)^{\varepsilon_2} = 0 \quad (\text{c})$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \varpi} = -Y_t^o + \varepsilon_0 * (K_t)^{\varepsilon_1} * (L_t^d)^{\varepsilon_2} = 0 \quad (\text{d})$$

De las ecuaciones (b) y (c) de este sistema se obtienen las siguientes funciones,

$$K_t = \left(\frac{W_t}{Pk_t} \right) * \left(\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_2} \right) * L_t^d \quad (\text{e})$$

$$L_t^d = \left(\frac{W_t}{Pk_t} \right)^{-1} * \left(\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_2} \right)^{-1} * K_t \quad (\text{f})$$

Por su parte, reordenando (d), se obtiene lo siguiente,

$$K_t = (\varepsilon_0)^{\frac{1}{\varepsilon_1}} * (L_t^d)^{-\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}} * (Y_t^o)^{\frac{1}{\varepsilon_1}} \quad (\text{g})$$

⁷³ Adviértase la definición utilizada aquí de la función de producción, que si bien utiliza la misma tecnología que la planteada en (II.1), se reemplazó la oferta de trabajo (L_t^o) por la cantidad de trabajo efectivamente utilizada (L_t^d). Estas variables se confunden en una misma cuando se supone, como es habitual, una situación de pleno empleo.

Igualando (g) con (e), y realizando los pasos algebraicos convenientes, se obtiene la función de demanda de trabajo expresada en términos del precio relativo de los factores y del nivel de producto,

$$L_t^d = (\varepsilon_0)^{-\frac{1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * \left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}\right)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * \left(\frac{W_t}{Pk_t}\right)^{-\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * (Y_t^o)^{\frac{1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} \quad (h)$$

Reproduciendo los mismos pasos algebraicos que los realizados para obtener (h), pero ahora con el stock de capital, se puede arribar a lo siguiente,

$$K_t = (\varepsilon_0)^{-\frac{1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * \left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}\right)^{-\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * \left(\frac{W_t}{Pk_t}\right)^{\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * (Y_t^o)^{\frac{1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} \quad (i)$$

Por último, y teniendo en cuenta que la especificación inicial de la ecuación de costos totales es la siguiente,

$$CT_t = W_t * L_t^d + Pk_t * K_t \quad (j)$$

se llega a la función de costos totales derivada de la función de producción,

$$CT_t = (\varepsilon_0)^{-\frac{1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * \left[\left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}\right)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} + \left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}\right)^{-\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} \right] * (W_t)^{\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * (Pk_t)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * (Y_t^o)^{\frac{1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} \quad (k)$$

Por último, debe tenerse presente que esta ecuación, si bien se deduce del ingreso potencial (Y^o), en la estimación empírica se utiliza el ingreso efectivo (Y), el que sustituiría al ingreso potencial en la ecuación (k), la cual quedaría,

$$CT_t = (\varepsilon_0)^{-\frac{1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * \left[\left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}\right)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} + \left(\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}\right)^{-\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} \right] * (W_t)^{\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * (Pk_t)^{\frac{\varepsilon_1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} * (Y_t)^{\frac{1}{\varepsilon_1+\varepsilon_2}} \quad (l)$$

quedando expresado el costo total de producción en función del precio unitario de los factores productivos y del nivel de demanda de producto.

Anexo II: Identificabilidad de las ecuaciones del modelo

La identificabilidad de las ecuaciones determina si las estimaciones de los parámetros de una ecuación estructural pueden ser obtenidos de los coeficientes de la forma reducida del modelo. Así, un modelo como un todo está identificado si cada una de sus ecuaciones está identificada, y para determinar ello se puede apelar a las condiciones de orden y de rango⁷⁴.

La condición de orden para la identificación de las ecuaciones expresa que en un modelo de M ecuaciones simultáneas, para que una ecuación esté identificada, el número de variables predeterminadas excluidas de esa ecuación no debe ser menor que el número de variables endógenas incluidas en la ecuación menos una (Gujarati, 1997), esto es:

$$H - h \geq n - 1$$

siendo H la cantidad de variables predeterminadas del modelo, h el número de variables predeterminadas incluidas en la ecuación y n el número de variables endógenas de la ecuación.

Si se verificara que $H - h = n - 1$, las ecuaciones del modelo estarán exactamente identificada, pudiendo de esta manera obtenerse los coeficientes de la forma estructural del modelo mediante la aplicación de mínimos cuadrados indirectos, es decir aplicando MCO sobre la forma reducida del modelo. Si $H - h > n - 1$, la ecuación estará sobreidentificada, determinando esto que se tiene demasiada información, debiendo estimar el modelo en su forma estructural. Por el contrario, si las ecuaciones de un sistema están subidentificadas significa que hay poca información y, por tanto, el sistema no es estimable.

⁷⁴ La de “orden” es una condición necesaria y la de “rango” es considerada un condición necesaria y suficiente. Además, la condición de orden determina si el modelo está sub-identificado, exactamente identificado o sobreidentificado, en tanto que la condición de rango determina si está o no identificado (ver Gujarati, 1997).

Anexo III: Metodologías de estimación de la forma estructural del modelo

Por sus características, la estimación de un sistema de ecuaciones en forma estructural requiere un tratamiento particular, y los métodos que se pueden utilizar para estimarlos difieren en función de la cantidad de información que cada ecuación considera del modelo en su conjunto, de donde surgen los métodos uniecuacionales (directo y de información limitada) y los métodos de sistemas (de información completa). Así, la forma más simple de estimación consiste en considerar a cada una de las ecuaciones del sistema en forma aislada, eligiendo una sola variable independiente y tratando como si fueran predeterminadas a todas las restantes, inclusive aquellas endógenas corrientes que se determinan en otra ecuación del sistema. Este enfoque, denominado *directo* (Pulido, 1993), se reduce a aplicar MCO a cada ecuación por separado. Es evidente que, en este caso, un modelo podría ser cambiado en las variables y relaciones funcionales de todas las ecuaciones, excepto una, y esta seguiría manteniendo los mismos valores de sus parámetros. Si bien este es un procedimiento ampliamente utilizado en la econometría empírica, las propiedades de los estimadores mínimo-cuadráticos de ser insesgados y consistentes, se pierden cuando existen variables explicativas estocásticas que no son independientes del término de error, tal como podría esperarse que ocurra en el caso de los modelos de ecuaciones simultáneas. No obstante, el método *directo* puede constituirse en el primer paso en el proceso de especificación del modelo a los efectos de ir comprobando la bondad aislada de cada una de las relaciones que se van incorporando al modelo (Pulido, 1993). Por otro lado, el método de MCO es aplicado adecuadamente⁷⁵, aún en los casos de sistemas de ecuaciones, cuando no se está en presencia de simultaneidad⁷⁶, a los cuales se lo denomina modelos recursivos triangulares o causales (Gujarati, 1997).

Por el contrario, cuando se está en presencia de simultaneidad, debe recurrirse a métodos de estimación alternativos, como son los de *información limitada* y los de *información completa*. El primero de estos, donde se destaca el enfoque de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), consiste en estimar cada ecuación por separado (como en el enfoque *directo*), pero considerando no sólo la especificación de dicha ecuación, sino también la lista de variables de todo el modelo, tanto exógenas como endógenas, denominadas variables instrumentales, aunque no exige, sin embargo, la especificación concreta de las otras ecuaciones del modelo. Es por ello, que, bajo información limitada,

⁷⁵ Es decir, que genera estimadores consistentes y eficientes.

⁷⁶ Se dice que existe simultaneidad cuando en el lado derecho de una ecuación existen variables correlacionadas con el término de error, debido a la existencia de variables endógenas.

en un modelo puede cambiarse la especificación de una o más ecuaciones y no alterar la estimación de las restantes, siempre que no haya habido una inclusión o exclusión de variables en el modelo.

En el otro extremo del método *directo*, puede considerarse el proceso en el cual todas las ecuaciones del modelo se estimen al mismo tiempo y cada ecuación variará ante cualquier modificación en una o más variables predeterminadas del modelo y/o ante cualquier cambio en la especificación en una o más de las restantes ecuaciones del sistema. A esta metodología de estimación se la denomina de *información completa*.

Dentro de cada una de las metodologías planteadas existe una gran variedad de procedimientos de estimación, siendo alguno de los cuales, mostrados en el siguiente cuadro,

- **Métodos uniecuacionales**
 - *Enfoque directo*
 - Mínimos cuadrados ordinarios
 - *Enfoque de información limitada*
 - Mínimos cuadrados en dos etapas
 - Máxima verosimilitud con información limitada
- **Métodos de sistemas**
 - *Enfoque de información completa*
 - Mínimos cuadrados en tres etapas
 - Máxima verosimilitud con información completa

Anexo IV: Planteo formal de los métodos de simulación

Fijándonos en una de las ecuaciones cualquiera de un modelo en que existen endógenas corrientes como rezagadas como explicativas,

$$y_{1t} = a_0 + a_1 * y_{2,t} + a_2 * y_{1,t-1} + a_3 * y_{2,t-1} + a_4 * x_t$$

se puede diferenciar los tres tipos de simulación mencionados, notando con un acento circunflejo encima de la variable cuando se utiliza el valor estimado por el modelo, y sin nada cuando el valor es real (observado, es decir extra modelo),

Simulación residual

$$\hat{y}_{1t} = a_0 + a_1 * y_{2,t} + a_2 * y_{1,t-1} + a_3 * y_{2,t-1} + a_4 * x_t$$

Simulación estática o período a período

$$\hat{y}_{1t} = a_0 + a_1 * \hat{y}_{2,t} + a_2 * y_{1,t-1} + a_3 * y_{2,t-1} + a_4 * x_t$$

Simulación dinámica

$$\hat{y}_{1t} = a_0 + a_1 * \hat{y}_{2,t} + a_2 * \hat{y}_{1,t-1} + a_3 * \hat{y}_{2,t-1} + a_4 * x_t$$

Anexo V: Serie de datos para la estimación de las ecuaciones de largo y corto plazo

Año	Y^A	K^A	L^{o B}
1960	106,019	370,729	8.48
1961	111,773	378,427	8.60
1962	110,821	383,574	8.75
1963	104,939	385,127	8.89
1964	115,569	388,754	9.01
1965	127,784	393,368	9.13
1966	127,531	397,745	9.25
1967	131,674	403,069	9.37
1968	137,566	411,446	9.49
1969	150,828	426,048	9.62
1970	156,400	440,509	9.76
1971	164,677	459,049	9.90
1972	167,675	476,351	10.05
1973	172,678	489,344	10.19
1974	182,002	502,550	10.34
1975	181,634	514,454	10.38
1976	179,635	528,975	10.40
1977	192,021	550,784	10.40
1978	183,656	564,303	10.61
1979	199,986	579,831	10.60
1980	207,015	598,416	10.79
1981	195,790	608,501	10.95
1982	189,605	609,858	11.11
1983	197,402	611,913	10.98
1984	201,348	613,055	11.30
1985	187,355	610,036	11.53
1986	200,728	610,926	11.89
1987	205,928	616,284	12.24
1988	202,028	620,368	12.36
1989	188,014	617,120	12.76
1990	184,572	609,986	12.70
1991	204,097	610,551	13.02
1992	223,703	621,171	13.36
1993	236,505	636,505	13.96
1994	250,308	657,076	14.05
1995	243,186	669,908	14.60
1996	256,626	686,215	14.60
1997	277,441	707,866	15.05
1998	288,123	732,132	15.26
1999	278,369	747,483	15.64
2000	276,173	758,427	15.76
2001	263,997	761,055	15.93

Serie de datos utilizada en la estimación del PBI potencial

^A Los datos están expresados en millones de pesos de 1993.

^A Los datos están expresados en millones de pesos de 1993.

^B Los datos están expresados en millones de personas.

Trimestre-Año	C ^A	I ^A	G ^A	X ^A	M ^A	Y ^A	K ^A	P	Pf	e	Pk
I-93	157,827	41,206	31,807	16,236	19,657	227,475	599,020	100.0	100.1	1.00	23.92
II-93	163,925	44,052	32,187	16,093	21,045	235,542	602,865	100.4	99.7	0.99	21.77
III-93	166,063	46,689	32,502	16,190	22,998	240,400	607,322	100.6	99.7	0.99	19.26
IV-93	166,888	48,331	31,314	16,846	24,409	242,603	612,137	99.1	100.7	1.02	16.83
I-94	171,099	50,108	32,711	17,175	26,551	244,809	617,292	98.1	99.8	1.02	16.66
II-94	175,018	51,582	31,958	18,204	26,981	250,670	622,754	100.4	98.0	0.98	20.30
III-94	173,748	51,355	32,335	19,271	26,611	251,150	628,093	100.8	119.5	1.19	25.47
IV-94	174,567	51,880	31,374	20,712	26,586	254,602	633,500	102.1	124.0	1.21	29.35
I-95	170,339	50,349	31,851	22,644	26,432	249,943	638,447	103.3	120.7	1.17	43.40
II-95	164,494	43,126	32,326	24,473	23,318	240,948	641,529	107.2	119.9	1.12	33.83
III-95	163,362	42,293	31,946	22,353	22,505	239,836	644,365	108.0	121.8	1.13	30.81
IV-95	165,838	42,345	33,233	22,869	24,008	242,018	647,181	108.0	122.5	1.13	30.01
I-96	170,494	45,333	33,017	23,408	25,476	248,300	650,743	108.9	123.3	1.13	25.65
II-96	173,649	47,618	32,883	23,874	27,618	253,828	654,833	110.0	122.6	1.11	25.62
III-96	176,694	49,981	32,910	25,440	29,653	259,814	659,466	110.8	123.9	1.12	26.54
IV-96	179,947	51,004	33,353	26,678	30,389	264,563	664,298	110.2	125.7	1.14	24.10
I-97	184,440	53,229	33,858	26,864	32,933	269,255	669,039	110.1	127.6	1.16	22.72
II-97	189,268	56,965	34,359	27,055	35,560	274,697	674,652	109.9	124.6	1.13	20.89
III-97	194,229	58,676	33,096	28,462	37,005	281,276	680,621	110.3	125.9	1.14	19.20
IV-97	195,753	59,320	35,105	29,124	38,039	284,537	686,674	109.2	128.2	1.17	24.82
I-98	194,746	62,501	34,542	29,964	38,787	285,840	693,444	107.9	126.4	1.17	22.31
II-98	200,391	62,725	35,485	31,422	40,488	292,341	700,183	107.8	123.9	1.15	20.49
III-98	199,469	60,844	35,762	32,024	39,451	291,213	706,364	105.6	122.0	1.15	24.97
IV-98	195,623	57,053	35,208	29,940	36,890	283,100	711,518	102.3	121.0	1.18	23.48
I-99	193,027	53,560	35,741	30,200	34,385	279,747	715,733	101.3	112.0	1.11	22.41
II-99	192,407	52,865	36,014	30,258	33,072	276,608	719,719	102.1	113.0	1.11	21.05
III-99	192,942	52,976	36,307	30,356	34,925	276,671	723,682	103.4	113.3	1.10	23.51
IV-99	196,063	53,064	36,631	30,982	35,700	280,451	727,615	103.6	120.2	1.16	24.76
I-00	193,890	51,088	36,164	31,286	34,608	279,227	731,004	106.3	123.8	1.17	23.29
II-00	191,923	48,640	36,136	31,050	34,061	274,646	733,737	106.6	123.3	1.16	23.15
III-00	192,632	49,404	36,829	30,890	34,353	275,758	736,626	108.0	128.1	1.19	23.54
IV-00	190,884	48,876	36,399	31,862	34,843	275,060	739,346	106.1	129.2	1.22	27.47
I-01	190,778	46,513	36,357	31,460	35,048	274,126	741,439	105.5	128.4	1.22	26.09
II-01	188,352	45,827	36,299	32,394	32,863	273,552	743,335	104.9	124.6	1.19	33.23
III-01	179,242	40,418	35,663	32,569	28,344	261,528	743,853	103.5	119.1	1.15	46.27
IV-01	166,788	34,240	34,197	32,093	22,382	246,780	742,821	100.4	124.2	1.24	70.97

Serie de datos utilizados para la estimación del sistema de ecuaciones

^A Los datos están expresados en millones de pesos de 1993.

Trimestre-Año	WC	Ld ^B	L ^o B	u	PT ^B	ta	T ^D	B ^D	RP	RC	r	rf
I-93	884	12.597	13.759	8.4%	33.68	40.9%	42,072	72,457	1,217	66.7	19.1%	6.3%
II-93	839	12.625	14.009	9.9%	33.76	41.5%	42,350	73,797	843	262.0	17.0%	6.0%
III-93	862	12.602	13.955	9.7%	33.83	41.3%	48,384	74,058	612	278.3	14.5%	5.6%
IV-93	900	12.579	13.901	9.5%	33.91	41.0%	45,970	73,732	421	211.7	11.9%	5.6%
I-94	923	12.539	13.949	10.1%	33.98	41.1%	50,935	73,547	457	125.0	11.9%	6.1%
II-94	940	12.498	13.997	10.7%	34.06	41.1%	49,839	74,782	683	197.7	15.9%	7.1%
III-94	941	12.372	13.976	11.5%	34.13	41.0%	48,941	78,064	722	194.3	16.5%	7.3%
IV-94	941	12.246	13.956	12.3%	34.21	40.8%	51,383	80,678	864	237.3	18.9%	7.8%
I-95	935	12.101	14.295	15.3%	34.28	41.7%	48,562	82,419	1,547	817.3	31.1%	7.5%
II-95	941	11.956	14.636	18.3%	34.36	42.6%	47,259	85,890	1,238	440.3	23.4%	6.6%
III-95	934	11.931	14.462	17.5%	34.43	42.0%	47,077	86,787	1,227	187.0	20.5%	6.3%
IV-95	924	11.906	14.287	16.7%	34.51	41.4%	53,371	87,091	1,234	144.0	19.7%	5.9%
I-96	922	11.845	14.249	16.9%	34.58	41.2%	46,220	88,140	901	108.7	16.0%	5.9%
II-96	914	11.785	14.211	17.1%	34.66	41.0%	45,056	90,199	839	98.7	16.1%	6.7%
III-96	912	11.915	14.399	17.2%	34.74	41.5%	46,831	91,420	797	186.3	16.6%	6.8%
IV-96	910	12.046	14.587	17.4%	34.81	41.9%	49,629	97,105	640	163.0	14.4%	6.3%
I-97	912	12.195	14.654	16.8%	34.89	42.0%	53,005	98,255	476	131.3	12.6%	6.6%
II-97	914	12.344	14.722	16.2%	34.97	42.1%	54,489	99,653	432	59.7	11.6%	6.7%
III-97	912	12.581	14.789	14.9%	35.05	42.2%	55,937	99,417	338	47.3	10.1%	6.2%
IV-97	926	12.820	14.857	13.7%	35.12	42.3%	55,053	101,101	506	324.0	14.2%	5.9%
I-98	924	12.919	14.907	13.3%	35.20	42.4%	55,480	102,838	490	199.3	12.5%	5.6%
II-98	929	13.018	14.958	13.0%	35.28	42.4%	56,971	105,113	500	79.7	11.4%	5.6%
III-98	934	12.905	14.850	13.1%	35.36	42.0%	56,062	109,377	828	183.0	15.3%	5.2%
IV-98	932	13.075	14.918	12.4%	35.43	42.1%	56,264	112,357	743	214.0	14.2%	4.7%
I-99	940	13.051	15.075	13.4%	35.51	42.5%	57,724	113,601	773	214.8	14.9%	5.0%
II-99	938	13.026	15.233	14.5%	35.59	42.8%	54,734	115,366	687	106.7	13.5%	5.5%
III-99	954	12.912	15.088	14.4%	35.67	42.3%	56,821	118,794	808	162.2	15.6%	5.9%
IV-99	941	13.155	15.264	13.8%	35.75	42.7%	53,377	121,877	624	305.9	15.4%	6.1%
I-00	944	13.023	15.244	14.6%	35.83	42.6%	56,013	122,920	552	164.1	13.6%	6.5%
II-00	930	12.890	15.224	15.3%	35.91	42.4%	58,173	123,522	648	95.9	13.6%	6.2%
III-00	943	13.027	15.312	14.9%	35.99	42.6%	56,433	123,666	671	61.3	13.2%	5.9%
IV-00	932	13.164	15.400	14.5%	36.06	42.7%	53,878	128,018	809	245.0	16.1%	5.6%
I-01	922	13.066	15.452	15.4%	36.14	42.8%	53,747	127,401	753	258.2	15.2%	5.1%
II-01	926	12.968	15.504	16.4%	36.22	42.8%	55,222	132,143	972	652.3	21.5%	5.3%
III-01	897	12.761	15.429	17.3%	36.30	42.5%	51,416	141,252	1,474	1,397.5	33.7%	5.0%
IV-01	938	12.552	15.354	18.2%	36.38	42.2%	40,288	144,453	2,939	1,782.9	52.0%	4.8%

Serie de datos utilizados para la estimación del sistema de ecuaciones (continuación)

^C Datos en pesos promedio mensual por trabajadores.

^B Los datos están expresados en millones de personas.

^B Los datos están expresados en millones de personas.

^B Los datos están expresados en millones de personas.

^D Datos en millones de pesos corrientes.

^D Datos en millones de pesos corrientes.

Anexo VI: Análisis de estacionariedad de los residuos de las regresiones

Null Hypothesis: RESID_Y⁰ has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.059341	0.0000	
Test critical values:	1% level		-2.632688		
	5% level		-1.950687		
	10% level		-1.611059		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(RESID_Y ⁰)					
Method: Least Squares					
Sample(adjusted): 1966 2000					
Included observations: 35 after adjusting endpoints					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	RESID_Y ⁰ (-1)	-1.028736	0.169777	-6.059341	0.0000
	R-squared	0.519006	Mean dependent var	-0.001060	
	Adjusted R-squared	0.519006	S.D. dependent var	0.053473	
	S.E. of regression	0.037085	Akaike info criterion	-3.723033	
	Sum squared resid	0.046761	Schwarz criterion	-3.678595	
	Log likelihood	66.15308	Durbin-Watson stat	1.916760	

Null Hypothesis: RESID_RP has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.226895	0.0000	
Test critical values:	1% level		-2.647120		
	5% level		-1.952910		
	10% level		-1.610011		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(RESID_RP)					
Method: Least Squares					
Sample(adjusted): 1994:3 2001:3					
Included observations: 29 after adjusting endpoints					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	RESID_RP(-1)	-1.168462	0.187648	-6.226895	0.0000
	R-squared	0.580329	Mean dependent var	5.034423	
	Adjusted R-squared	0.580329	S.D. dependent var	177.8832	
	S.E. of regression	115.2364	Akaike info criterion	12.36572	
	Sum squared resid	371823.8	Schwarz criterion	12.41287	
	Log likelihood	-178.3030	Durbin-Watson stat	1.974426	

Null Hypothesis: RESID_W has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.792501	0.0000	
Test critical values:	1% level		-2.647120		
	5% level		-1.952910		
	10% level		-1.610011		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(RESID_W)					
Method: Least Squares					
Sample(adjusted): 1994:3 2001:3					
Included observations: 29 after adjusting endpoints					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	RESID_W(-1)	-0.952741	0.198798	-4.792501	0.0000
	R-squared	0.449608	Mean dependent var	-0.000144	
	Adjusted R-squared	0.449608	S.D. dependent var	0.003377	
	S.E. of regression	0.002506	Akaike info criterion	-9.106739	
	Sum squared resid	0.000176	Schwarz criterion	-9.059591	
	Log likelihood	133.0477	Durbin-Watson stat	1.894741	

Null Hypothesis: RESID_Ld has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.766660	0.0000	
Test critical values:	1% level		-2.647120		
	5% level		-1.952910		
	10% level		-1.610011		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(RESID_Ld)					
Method: Least Squares					
Sample(adjusted): 1994:3 2001:3					
Included observations: 29 after adjusting endpoints					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	RESID_Ld(-1)	-1.088944	0.188834	-5.766660	0.0000
	R-squared	0.542867	Mean dependent var	7.20E-05	
	Adjusted R-squared	0.542867	S.D. dependent var	0.010516	
	S.E. of regression	0.007110	Akaike info criterion	-7.020743	
	Sum squared resid	0.001415	Schwarz criterion	-6.973595	
	Log likelihood	102.8008	Durbin-Watson stat	2.036748	

Null Hypothesis: RESID_C has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.876843	0.0000	
Test critical values:	1% level		-2.647120		
	5% level		-1.952910		
	10% level		-1.610011		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(RESID_C)					
Method: Least Squares					
Sample(adjusted): 1994:3 2001:3					
Included observations: 29 after adjusting endpoints					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	RESID_C (-1)	-0.924466	0.189562	-4.876843	0.0000
R-squared	0.459184	Mean dependent var		-25.57645	
Adjusted R-squared	0.459184	S.D. dependent var		1872.735	
S.E. of regression	1377.213	Akaike info criterion		17.32739	
Sum squared resid	53108024	Schwarz criterion		17.37453	
Log likelihood	-250.2471	Durbin-Watson stat		1.940956	

Null Hypothesis: RESID_I has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.195866	0.0000	
Test critical values:	1% level		-2.650145		
	5% level		-1.953381		
	10% level		-1.609798		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(RESID_I)					
Method: Least Squares					
Sample(adjusted): 1994:4 2001:3					
Included observations: 28 after adjusting endpoints					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	RESID_I(-1)	-1.374563	0.264549	-5.195866	0.0000
	D(RESID_I(-1))	0.330567	0.183483	1.801624	0.0832
R-squared	0.570012	Mean dependent var		-4.343032	
Adjusted R-squared	0.553474	S.D. dependent var		1082.796	
S.E. of regression	723.5529	Akaike info criterion		16.07497	
Sum squared resid	13611748	Schwarz criterion		16.17013	
Log likelihood	-223.0496	Durbin-Watson stat		1.984445	

Null Hypothesis: RESID_X has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.395192	0.0000	
Test critical values:	1% level		-2.647120		
	5% level		-1.952910		
	10% level		-1.610011		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(RESID_X)					
Method: Least Squares					
Sample(adjusted): 1994:3 2001:3					
Included observations: 29 after adjusting endpoints					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	RESID_X(-1)	-1.019455	0.188956	-5.395192	0.0000
	R-squared	0.509672	Mean dependent var	7.314247	
	Adjusted R-squared	0.509672	S.D. dependent var	957.5303	
	S.E. of regression	670.4954	Akaike info criterion	15.88779	
	Sum squared resid	12587796	Schwarz criterion	15.93493	
	Log likelihood	-229.3729	Durbin-Watson stat	1.992935	

Null Hypothesis: RESID_M has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.654020	0.0000	
Test critical values:	1% level		-2.647120		
	5% level		-1.952910		
	10% level		-1.610011		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(RESID_M)					
Method: Least Squares					
Sample(adjusted): 1994:3 2001:3					
Included observations: 29 after adjusting endpoints					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	RESID_M(-1)	-1.105404	0.195508	-5.654020	0.0000
	R-squared	0.532736	Mean dependent var	-26.43143	
	Adjusted R-squared	0.532736	S.D. dependent var	985.0365	
	S.E. of regression	673.3387	Akaike info criterion	15.89625	
	Sum squared resid	12694782	Schwarz criterion	15.94340	
	Log likelihood	-229.4956	Durbin-Watson stat	1.942025	

Null Hypothesis: RESID_T has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.665674	0.0000	
Test critical values:	1% level		-2.647120		
	5% level		-1.952910		
	10% level		-1.610011		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(RESID_T)					
Method: Least Squares					
Sample(adjusted): 1994:3 2001:3					
Included observations: 29 after adjusting endpoints					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	RESID_T(-1)	-1.251419	0.187741	-6.665674	0.0000
R-squared	0.612949	Mean dependent var		-83.23837	
Adjusted R-squared	0.612949	S.D. dependent var		2411.107	
S.E. of regression	1500.032	Akaike info criterion		17.49823	
Sum squared resid	63002680	Schwarz criterion		17.54538	
Log likelihood	-252.7244	Durbin-Watson stat		2.036793	

RESID_Y⁰: residuo de la ecuación del ingreso potencial

RESID_RP: residuo de la ecuación de riesgo país

RESID_W: residuo de la ecuación de la tasa de variación salarial

RESID_Ld: residuo de la ecuación de la demanda laboral

RESID_C: residuo de la ecuación de consumo

RESID_I: residuo de la ecuación de inversión

RESID_X: residuo de la ecuación de exportaciones

RESID_M: residuo de la ecuación de importaciones

RESID_T: residuo de la ecuación de impuestos

Anexo VII: Definición de las variables del modelo

Variables endógenas

Y^o : Ingreso potencial
 K : Stock de capital
 P : Nivel de precios domésticos
 P_k : Precio de los servicios del capital
 RP : Riesgo país
 r : Tasa de interés doméstica nominal
 rr : Tasa de interés doméstica real
 e : Tipo de cambio real
 W : Salario nominal
 u : Tasa de desempleo
 L^d : Demanda de empleo

 C : Consumo
 Y_d : Ingreso disponible
 I : Inversión bruta interna fija
 X : Exportaciones
 M : Importaciones
 T : Ingresos fiscales
 B : Stock de deuda pública
 Y : Ingreso real

Variables Exógenas

P_f : Nivel de precios del resto del mundo
 r_f : Tasa de interés del resto del mundo
 d : Tasa de depreciación del capital
 E : Tipo de cambio nominal
 RC : Riesgo cambiario
 G : Gasto público
 L^o : Oferta laboral
 B_o : stock de deuda en el período inicial
 EC : Efectos contagios