

Borrador
April 22, 1998

**EL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO:
UN MODELO NO LINEAL DE SERIES DE TIEMPO**

Raimundo Soto
Programa de Postgrado en Economía
ILADES/Georgetown University

Deseo agradecer a Carlos García por enviarme parte de los datos empleados en este trabajo.

I. *Introducción*

Al igual que en el caso de la salud, la importancia del tipo de cambio real (TCR) se nos hace evidente cuando la economía se encuentra en mal estado. Frecuentemente sucede que a pesar que los síntomas de un tipo de cambio fuera de línea pueden resultar evidentes *ex-post* -déficits de cuenta corriente, altos premios en el mercado negro del tipo de cambio, boom en mercados de bienes no-transables, etc-, el diagnóstico *ex-ante* resulta insuficiente y las medidas correctivas, tardías. La experiencia latinoamericana de las últimas dos décadas es elocuente; con la sola excepción de Colombia, todos los países de la región han experimentado episodios de fuerte apreciación cambiaria seguidos por crisis de balanza de pagos y un período de ajuste recesivo (Rosenthal, 1993).

Siendo el tipo de cambio real un precio relativo -entre bienes transables y no-transables-, los efectos de asignación de recursos en el sector real de la economía son importantes y se caracterizan, en general, por largos y costosos períodos de ajuste. Un tipo de cambio artificialmente apreciado no sólo incentiva la reasignación de recursos desde el sector transable hacia los no-transables en el corto plazo, sino que en el largo plazo alimenta la especulación en contra de la moneda y la fuga de capitales. La experiencia demuestra que usualmente los países no están preparados para ajustar rápidamente sus economías cuando la situación de desequilibrio resulta insostenible y deben pagar altos costos de ajuste en forma de quiebras y desempleo, caída de ingresos familiares, compresión del consumo y ajuste fiscal.

Como es comprensible, las razones fundamentales de un desequilibrio cambiario difieren de país en país y de episodio en episodio; entre ellas, un excesivo gasto público, políticas cambiarias inconsistentes, ausencia de ajuste de la economía frente a caídas de términos de intercambio o durante un proceso de apertura comercial, etc.¹ No obstante, en todos ellos la apreciación cambiaria se produce en un contexto de afluencia de capitales externos y exceso de gasto doméstico. La causalidad entre exceso de gasto/entrada de capitales y apreciación cambiaria ha sido ampliamente discutida, en particular para el caso chileno (Edwards, 1987; Morandé, 1988; Elbadawi y Soto, 1994), sin que se haya establecido con claridad si una entrada masiva de capitales es capaz de desequilibrar al tipo de cambio real o si son las expectativas de una masiva depreciación de un TCR fuera de línea con respecto al nivel de gasto las que atraen a los capitales externos. La notable afluencia de capitales observada recientemente hacia los países latinoamericanos ha vuelto a poner al TCR en la mira de economistas y políticos, los cuales se encuentran comprensiblemente temerosos de que se repita la amarga experiencia de fines de los años setenta (Calvo, Leiderman y Reinhart, 1993). En este contexto, el problema radica en determinar si un cambio en el TCR (frente a la entrada de capitales u otro shock) es un movimiento hacia un nuevo nivel de equilibrio o si, por el contrario, es reflejo de un mayor desequilibrio.

La tarea de las autoridades económicas resultaría fácil si fuese posible determinar directamente si el TCR se encuentra fuera de equilibrio (desalineado) y si se conociese con precisión el efecto que las distintas políticas tienen sobre éste. Si bien es posible cuantificar el efecto de las políticas económicas sobre el TCR de manera aproximada mediante técnicas econométricas, la determinación del desalineamiento del TCR requiere determinar el nivel de equilibrio de éste, lo cual resulta difícil tanto teórica como empíricamente. Para el caso chileno, si bien se ha estimado un

¹ Dornbusch (1988) discute *in extenso* los principales determinantes de las crisis cambiarias en países en desarrollo.

número bastante elevado de modelos econométricos del tipo de cambio real², la mayoría de los autores ha soslayado el problema de determinar el TCR de equilibrio. Una excepción es el estudio de Elbadawi y Soto (1994) -en adelante, ES-, el cual utiliza la definición del TCR de equilibrio de Edwards (1989) -el precio relativo que equilibra en el presente y futuro los mercados de bienes no-transables bajo un déficit sostenible de la cuenta corriente de la balanza de pagos- en el contexto de un modelo de cointegración/corrección de errores. Dicho estudio utiliza una descomposición de series de tiempo de las variables fundamentales para obtener una aproximación al valor esperado (componente permanente) del TCR de largo plazo.³

El presente estudio extiende el trabajo anterior para incorporar al análisis el hecho que los determinantes del TCR puedan presentar efectos no-lineales en el tiempo producto de la evolución de la economía, sesgando tanto la estimación de los parámetros de los modelos lineales de TCR como la predicción del nivel de equilibrio y el desalineamiento del mismo.⁴ Consideremos, de manera ilustrativa, la evolución del TCR y la economía con posterioridad a la crisis de la deuda de 1982. De manera un tanto simplista podríamos caracterizar los años 1982-85 como un período de TCR muy depreciado, altas tasas de interés internacionales y ausencia de flujos de capitales privados, términos de intercambio muy deprimidos, políticas monetaria y fiscal restrictiva, y un alto riesgo país como producto de excesivo endeudamiento externo e interno (*debt overhang*). Por el contrario, se podría caracterizar a los años 1990-94 como un período de TCR y deuda externa declinantes, masiva afluencia de capitales -en especial, inversión extranjera-, economía mundial en expansión (bajas tasas de interés y términos de intercambio favorables) y holgura fiscal.

La mayoría de los trabajos en el área han supuesto que ambos episodios pueden ser parte de un mismo modelo -un régimen único-, sin que se observe un cambio de estructura. Alternativamente, es posible concebir que ha habido una transición desde el caso extremo del período 1982-85 hacia la situación un tanto extraordinariamente favorable de los últimos años, es decir que ha habido un cambio de régimen.⁵ Ciertamente, dicha transición no ha sido abrupta sino paulatina y, más aún, probablemente ha progresado al ritmo al cual la economía se ha ido adaptando al cambio de las variables fundamentales. Por ello, es razonable argumentar que, por ejemplo, el efecto sobre el TCR de un aumento del gasto de gobierno de 0.5% del PGB cuando el déficit público es 9% del PGB (1985) es radicalmente distinto al caso en que el sector público tiene un superávit del 1% del PGB (1993). De la misma manera, los *niveles* de algunas variables podrían afectar la manera en la cual

²Entre otros, se han estimado modelos macroeconómicos de ecuaciones simultáneas (Corbo, 1985), vectores autoregresivos (Morandé, 1988), econometría dinámica (Arrau et al, 1992), cointegración y corrección de errores (Elbadawi y Soto, 1994), equilibrio estocástico (Quiroz y Chumacero, 1993) y equilibrio general computable (Schmidt-Hebbel y Servén, 1994).

³Los relativos méritos de otras metodologías para estimar el TCR de equilibrio se discuten más adelante.

⁴Es importante aclarar el concepto de no-linealidad que se utiliza en este trabajo. Entendemos que el TCR pueda ser "no-lineal en la media", es decir, que $P[E(y_t|x_t) = x\theta] \neq 1$, para dado $\theta \in \mathbb{R}$. Otras formas de no-linealidad (ej, GARCH) no se consideran en el análisis de manera explícita.

⁵El mismo hecho que los años 1982-85 son considerados "de crisis" debiera ponernos en guardia respecto de la aplicabilidad de dicha evidencia empírica para estudiar los movimientos del TCR en otros períodos. La alternativa de eliminar dicho período pareciera sub-óptima frente a la posibilidad de utilizar dicha información de manera adecuada.

los flujos de las mismas inciden sobre el TCR. Por ejemplo, un aumento en la entrada de capitales con altos niveles de endeudamiento puede darle a los agentes económicos una señal completamente distinta -déficit creciente de cuenta corriente- que en el caso que la deuda sea baja -confianza en la economía por parte de los inversionistas externos.

En este trabajo se emplea un modelo de transición endógena (*smooth transition*) para analizar los determinantes del TCR y para computar, siguiendo la metodología de ES, el TCR de equilibrio. El modelo estimado se presenta como una alternativa superior a aquellos modelos de corte dinámico pero lineales como son los de equilibrio general computable y los de econometría dinámica de cointegración y corrección de errores. Los modelos de transición endógena, como se discute en la sección 4, corresponden a una especificación simple de los modelos de series de tiempo no lineales que, bajo circunstancias especiales, son compatibles con modelos dinámicos más complejos que consideran el efecto de aprendizaje por parte de agentes optimizadores con información incompleta de los eventos económicos. Por esta razón, en un modelo de transición endógena la respuesta del TCR frente a los estímulos de las variables fundamentales resultan condicionales al estado de la economía, i.e., son contingentes al pasado reciente (o historia) de la economía.

Los resultados más importantes del análisis empírico del caso chileno sugieren, en primer lugar, que los modelos de transición endógena pueden representar la dinámica de ajuste del TCR frente a shocks de manera más satisfactoria que los modelos de tipo lineal con corrección de errores. Segundo, en el período de análisis (1978-1994), los modelos lineales tienden a sobrereaccionar frente a los shocks de las variables fundamentales, por lo que la medición del desalineamiento del TCR se distorsiona considerablemente. Esto se debe a que el componente de no-linealidad actúa, en el período en cuestión, en la dirección de atenuar paulatinamente las respuestas del TCR frente a dichos estímulos. En particular, el TCR de equilibrio sugerido por un modelo de cointegración con corrección de errores es sustancialmente mayor al observado y al de equilibrio del modelo no lineal en el periodo 1987-1989 y considerablemente menor en el período 1992-1994. Esta diferencia tiene importancia práctica. Por ejemplo, frente a la reciente polémica acerca de la apreciación del peso y la necesidad de tomar medidas para proteger al sector exportable, las implicancias de cada tipo modelo son bastante distintas. Del modelo lineal se concluiría, incorrectamente, que el TCR estaba aún depreciado (de 5 a 7%) hacia fines de 1994 y que medidas de ajuste, por tanto, resultan innecesarias. Por el contrario, del modelo no lineal se obtiene que el TCR se hallaba levemente apreciado (3 a 5%) -lo que probablemente no amerite políticas de ajuste visto la fluctuabilidad del mismo-, pero que se estaría lejos de la cómoda situación sugerida por el modelo lineal.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. La sección 2 discute, brevemente, la evolución del TCR y las principales variables macroeconómicas en el período 1978-1994, enfatizando los principales hechos estilizados que el modelo teórico recoge en la sección 3. El modelo de equilibrio intertemporal presenta de manera simple los determinantes reales del TCR en el espíritu de Edwards (1989) y ES (1994). No obstante su simplicidad, éste permite una identificación clara de los parámetros del modelo econométrico no-lineal y sugiere la dirección del sesgo que podría generar la aplicación de un modelo lineal. Se discute, además, el concepto de TCR de equilibrio y su especificación en la parte econométrica. La sección 4 presenta el análisis econométrico, incluyendo una explicación breve de los tests de estacionariedad, cointegración y no-linealidad y la teoría estadística asociada a los modelos de series de tiempo no-lineales. La última sección recoge las principales conclusiones.

II. *Evolución del Tipo de Cambio Real y las Políticas Económicas en el Período 1978-94.*

Posiblemente, la crisis de 1982 ha sido el shock más importante para la economía chilena desde la depresión de los años 1930 (Dornbusch y Edwards, 1994). A pesar que durante la segunda mitad de los años 1970s se realizaron importantes cambios estructurales -incluyendo la apertura comercial y, parcialmente, la financiera-, fué dicha crisis la que cambió definitivamente la óptica de las autoridades y en general de todos los agentes económicos respecto del manejo de las políticas económicas. Ello, porque si bien durante la década de 1970 el énfasis estuvo en reducir las innumerables distorsiones de los mercados domésticos, a partir de la crisis de 1982 y en gran medida a consecuencia de ella, el objetivo de las políticas se trasladó desde la esfera interna hacia los mercados internacionales. Este cambio de enfoque fué no sólo producto de la difícil coyuntura internacional que vivía el país, sino además por la comprensión de que un elemento clave para el crecimiento sostenido de la economía chilena radicaba en desarrollar un sector exportador que fuese competitivo en los mercados externos. En este cambio de estrategia, como se discute a continuación, el TCR jugó un papel central.⁶

Existe una amplia literatura que describe y analiza la crisis de 1982 desde distintos ángulos y modelos teóricos, entre los cuales se encuentran Morandé y Schmidt-Hebbel (1988), Edwards (1988), y los trabajos contenidos en Bosworth et al. (1994). Entre las causas externas de la crisis de 1982 se puede destacar la recesión internacional que contrajo de manera apreciable (20%) los términos de intercambio para Chile, el aumento de las tasas de interés internacionales, y la crisis de confianza de la banca internacional tras la declaración de moratoria de México en octubre de 1982. Si bien estos elementos podrían gatillar una recesión en cualquier país en desarrollo, es necesario reconocer que parte sustancial de la crisis se debió a problemas internos de manejo de política económica. De hecho, Chile había entrado en recesión cerca de 6 meses antes del comienzo de la crisis; a principios de 1982 el ritmo de actividad económica se detuvo y la entrada de capitales, que había financiado niveles record de déficits de cuenta corriente, cesó completamente. La extraordinaria apreciación del TCR en el período de tipo de cambio nominal fijo (1978-81) redujo fuertemente la rentabilidad de exportaciones y alimentó un prolongado boom de importaciones. El financiamiento externo de dichos déficits, mayoritariamente con préstamos al sector privado contraídos a tasas de interés flotantes y sin una adecuada evaluación del riesgo, elevó la deuda externa a cerca de US\$20 billones en 1981 (50% del PGB). Otro elemento de importancia en este período pre-crisis es la mantención de una alta tasa de interés real; en 1981 la tasa anualizada de depósitos alcanzó a 28% (Dornbusch y Edwards, 1994).

La crisis de balanza de pagos de 1982 implicó tanto el fin de la política de tipo de cambio fijo como de la opinión que una devaluación nominal resultaría ineficiente, como proponían los adherentes al enfoque monetario, por cuanto ésta se traduciría en último término en una aceleración de la inflación. Entre 1982 y 1983 las autoridades impusieron una serie de medidas -incluyendo una devaluación nominal de más de 50%- a fin de aliviar la difícil situación externa del país, contener

⁶ El cuadro 1 presenta la evolución de los indicadores macroeconómicos claves, agrupados en tres sub-períodos que corresponden, *a grosso-modo*, a un periodo de crisis abierta (1982-85), recuperación (1986-90) y expansión o boom (1991-94). Se incluye la información del período 1978-81 como punto de referencia y para entender algunas causas de la crisis de 1982 y las políticas económicas aplicadas posteriormente.

las importaciones, expandir las exportaciones y hacer frente al creciente costo de servir la cuantiosa deuda externa contraída durante el período 1978-1981. Además de la devaluación, se reintrodujo los controles cambiarios (cuota de divisas), y se permitió un aumento en el nivel y la dispersión de los aranceles, llevando la tarifa máxima a 35%.

A pesar que el efecto de la crisis económica sobre los sectores productivos fue importante en términos del aumento en quiebras y desempleo, sin lugar a dudas fue el colapso financiero el elemento que dejó mayores secuelas en la economía. La quiebra generalizada de la banca -la cual se encontraba sobreendeudada y cargada con un portafolio de activos de dudosa recuperabilidad- implicó un costoso rescate por parte del Banco Central. La combinación de compresión de consumo e ingresos, caída de la riqueza financiera de los ahorrantes, y aumento del desempleo desató una fuerte ola de protestas y demandas por protección y tratamiento preferencial. Si bien el gobierno debió ceder en parte frente a las presiones sociales, el modelo de economía de mercado no fue jamás cuestionado por las autoridades y las medidas de emergencia fueron, desde un principio, declaradas transitorias. Ello evitó el desmantelamiento de las reformas de los años setenta, manteniendo las bases para una posterior recuperación; no obstante, durante el período 1983-84 la conducción económica resultó errática en la medida que las autoridades carecían de una propuesta consistente de desarrollo económico. No fue sino hasta fines de 1985 que el gobierno presentó una estrategia basada en el desarrollo del sector exportador (en particular el sector no-cobre), a través de un tipo de cambio real alto y un conjunto de incentivos tributarios.

Cuadro 1
Indicadores Macroeconómicos Seleccionados, 1978-1994

	1978-1981	1982-1985	1986-1990	1991-1994
Crecimiento PGB per-capita (% anual)	4.0	-0.9	4.1	4.8
Exportaciones (promedio, US\$ mn de 1993)	6.800	5.300	8.600	10.100
Deuda Externa (% del PGB)	48.8	116.2	89.6	45.0
Déficit de Cuenta Corriente (% del PGB)	8.1	8.4	3.6	1.7
Déficit Fiscal (% del PGB)	1.1	8.8	1.5	-1.1
Inflación (% anual)	32.0	22.0	19.4	15.3
Términos de Intercambio (1980=100)	103.5	82.0	100.8	107.3
Entrada de Capitales de Largo Plazo (% PGB)	8.2	-4.3	-5.6	4.0
Tipo de Cambio Real (1977=100)	101.3	117.7	171.5	156.9
Tasa de Interés Externa (% real anual)*	-0.3	5.1	2.6	1.2
Tasa de Interés Interna (% real anual)**	14.8	11.3	9.1	6.0
Tasa de Desempleo Abierto (%)***	14.5	25.8	11.1	5.9

Notas: * Tasa Libo ex-post de 180 días; ** Tasa de captación de 90-365 días ex-post; *** Incluye PEM y POJH..

Fuente: Banco Central.

Una combinación de austeridad fiscal, masivas devaluaciones nominales y política monetaria restrictiva iniciada a fines de 1985 puso fin al período de crisis aguda y vacilaciones en la conducción de política económica y logró una considerable depreciación del tipo de cambio real. La drástica reducción del desequilibrio fiscal -en particular, del déficit cuasi-fiscal producto de las operaciones de rescate de la banca por parte del Banco Central- sumado al alto nivel de desempleo, permitió que la masivas devaluaciones nominales no se tradujesen en una aceleración de la inflación. Por su parte, la depreciación del TCR otorgó un fuerte impulso a las exportaciones lo que, sumado a una cierta recuperación de los términos de intercambio, permitió una mejoría considerable a la aflictiva situación de pagos del país. Sin embargo, pese a que el volumen de exportaciones creció de US\$ 5,000 millones en el período 1982-85 a más de US\$ 8,000 millones en los años 1986-90, el déficit de cuenta corriente se mantuvo a altos niveles, producto de las altas tasas de interés externas y la considerable deuda externa (más de 100% del PGB en 1986).

A partir de 1986 se observa, no sólo a nivel doméstico, un importante cambio en la situación económica. En el grupo de los países desarrollados, la fuerte recesión da paso a un período de marcada expansión económica, con una caída significativa de las tasas de interés reales, y un importante aumento de la demanda por bienes primarios. No obstante, el acceso de los países en desarrollo a los mercados internacionales de capitales continúa severamente limitado. En el caso chileno, si bien el acceso al financiamiento externo no resulta fluido, como lo fue hasta 1981, se observa una creciente entrada de capitales, en particular de inversión extranjera directa, a través de

los mecanismos de recapitalización de la deuda externa. Ya hacia 1987 entró x% del PGB en proyectos de inversión extranjera directa.

El período 1990-1994 corresponde a la consolidación del proceso de recuperación iniciado en 1986. Aparte del sostenido crecimiento de la economía en términos de producto y empleo, la principal característica del período ha sido la caída suave pero persistente del TCR. Desde los niveles record de 1989 a la fecha, el TCR se ha depreciado en cerca de 20%. La apreciación cambiaria no ha significado una caída manifiesta de la rentabilidad de las exportaciones -las que en 1994 sobrepasaron los US\$ 10 mil millones-, ha sido acompañada de una fuerte entrada de capitales la que, sin embargo, no ha provocado desequilibrios macroeconomicos mayores por cuanto se estima que corresponde mayoritariamente a inversión no especulativa.

Un elemento central en el proceso de recuperación económica es la evolución paulatina de la percepción de los agentes -domésticos como externos- respecto tanto de la habilidad de las autoridades de sortear con éxito la crisis, como de las perspectivas de competencia de los productores chilenos en los mercados internacionales. Si bien la devaluación del TCR y las medidas de control del gasto fueron importantes, el conjunto de estrategias destinados a recuperar la credibilidad en la economía chilena probablemente jugó un rol más fundamental. Dichas estrategias no sólo abarcaron los mercados financieros internacionales -en particular a través del proceso de renegociación de la deuda externa y los mecanismos de swaps-, sino que se dirigieron de manera importante hacia los mismos chilenos, para asegurar la mantención del esquema de economía de mercado, el compromiso de no utilizar el impuesto de inflación, y de que las medidas de protección serían transitorias. En este sentido, algunas de las reformas institucionales más tardías -como la ley de independencia del Banco Central- han resultado importantes para reafirmar la voluntad política de mantener y profundizar las reformas.

Ciertamente, cuando se observa los períodos de recuperación y boom de la economía con posterioridad a 1986, se tiene la impresión que resulta imposible determinar en qué instante terminó el primero y dió paso al segundo. De hecho, si se analizan los indicadores más utilizados para reflejar la situación económica -los que presumiblemente influyen mayormente en las expectativas de los agentes económicos (inversionistas externos, empresarios locales, ahorrantes, etc.)- resulta difícil encontrar algún patrón de evolución que permita fechar el cambio de régimen de la economía chilena desde la crisis al boom. Si nos concentramos en variables externas, por ejemplo, encontramos que los términos del intercambio, pese a recuperarse sostenidamente desde 1985, no retoman su nivel de pre-crisis sino hasta 1991. Por otro lado, el nivel de la deuda externa se mantuvo considerablemente alto (sobre el 80% del PGB) hasta 1989, a pesar de la estabilidad cambiaria y que el producto real estaba creciendo al 8% anual en promedio. Las variables internas muestran también un patrón de desarrollo disímil. Tras una marcada expansión en 1982-84, el déficit fiscal se redujo a niveles irrelevantes en 1986; no obstante, y pese al fuerte superávit de balanza comercial, el déficit de cuenta corriente continuó relativamente alto hasta fines de 1989. La inflación, en cambio, se ha mostrado difícil de controlar y, aún en 1994, mantiene un nivel excesivamente alto para el estándar internacional o el de los NICs, grupo al que Chile podría acceder prontamente.

La respuesta del sector privado a la evolución de la economía ha sido también disímil. Tras un período de espera, entre 1985 y 1988, la tasa de inversión creció rápidamente hasta alcanzar niveles record en 1989. Este comportamiento refleja la cautela del sector privado doméstico frente al riesgo de la economía y la necesidad de verificar la consistencia de las políticas económicas con

los pronósticos de un buen desempeño futuro de la economía.⁷ No obstante, a pesar del vigoroso crecimiento de la economía, el desempleo se redujo de manera bastante lenta, y aún en 1990 superaba el 10% de la fuerza de trabajo. De hecho, el aumento del empleo fue considerablemente más rápido entre 1991-93 que entre 1988-90, pese a que los salarios reales crecieron por sobre el crecimiento de la productividad en el segundo período.

Por otro lado, los inversionistas extranjeros se mostraron particularmente cautelosos respecto de otorgar préstamos a Chile en el período de post-crisis. La mayor parte de la captación de recursos privados externos provino de swaps de deuda e inversiones directas en sectores primarios (minería, silvicultura), las cuales gozaban de un muy favorable tratamiento impositivo y legal. Sólo tras el año 1989, los flujos financieros vuelven a ser importantes. Se ha sugerido que, en gran parte, el retorno de los capitales privados a América Latina desde 1990 es producto de la caída de intereses en los países desarrollados y no un reflejo del mejoramiento en la situación económica de los países (Calvo et al., 1993). Labán y Larraín (1994) presentan evidencia en contrario para el caso chileno (aunque el análisis empírico no resulta del todo convincente). Aún si la causa de la entrada de capitales fuese la baja tasa de interés internacional, es necesario explicar por qué una parte considerable de dichos recursos ha sido colocada en Chile y no en otros países del área. Asimismo, es importante notar que el "Efecto Tequila" suspendió los flujos de capitales a los tres países más grandes de la región, pero resultó imperceptible en Chile.

La diferente reacción de los inversionistas extranjeros y locales respecto de la evolución de la economía sugiere que la evaluación del riesgo país puede ser un proceso altamente complejo y, posiblemente, que los indicadores claves (crecimiento, deuda, desequilibrios macroeconómicos, etc) son ponderados de distinta manera por uno u otro agente al determinar su percepción del riesgo de invertir en Chile. El período necesario para decidir si una la economía ha cambiado de régimen (e.g., de crisis a recuperación) pareciera responder a la evolución de las variables claves y no al tiempo en que una determinada política ha estado en efecto, aún si esta es la correcta. Por ello, es posible encontrar períodos en los que pese al buen desempeño de la economía la respuesta de los agentes es limitada, a la espera de acopiar evidencia que dicha trayectoria es sostenible. De igual manera, es interesante notar que un shock adverso en una economía "en buen pie", puede tener un efecto mínimo sobre la confianza de los inversionistas. La evidencia de la recesión de 1990 resulta clara; pese a que la economía frenó su crecimiento (de 10% en 1989 a 2% en 1990) y que se realizó un importante cambio político, los agentes interpretaron dichos shocks como incapaces de alterar el buen desempeño de la economía y, por tanto, continuaron invirtiendo a un alto ritmo (28% del PGB).

El análisis anterior sugiere los dos elementos básicos de la metodología de este trabajo. En primer lugar, que la economía chilena ha sufrido un cambio de régimen desde una situación de crisis a un período de boom, el cual ha sido paulatino e incremental, lo cual impide determinar con precisión en que instante se abandona uno y comienza el otro. Por ello, se sugiere utilizar un modelo de cambio de régimen, o transición, endógena en vez de un modelo lineal estándar. En segundo lugar, que un elemento de importancia en la determinación del nivel de gasto de la economía -y por ende el del tipo de cambio real- es la apreciación del riesgo implícito de la inversión, derivado no

⁷ La literatura económica ha recogido este comportamiento en modelos de inversión irreversible (Dixit y Pindyck, 1994), en los que altos costos de ajuste en los bienes de capital hace rentable esperar uno o más períodos antes de iniciar una inversión, a la espera de determinar si un determinado shock resulta permanente o transitorio.

sólo de los proyectos individuales, sino de la evolución de la economía. En la siguiente sección se incorpora este elemento en el modelo de determinación del TCR.

III. *Modelo Teórico e Implicancias para el Modelo Empírico*

El modelo empleado en este trabajo extiende la teoría de los determinantes reales del TCR derivada de Salter (1959), Rodríguez (1989) y Edwards (1989) al caso en que existen flujos de capital (transferencias de riqueza) capaces de afectar el equilibrio de largo plazo del mismo. Los objetivos básicos del modelo son (a) mostrar de qué forma un modelo de series de tiempo no-lineal -transición endógena- es consistente con las predicciones de un modelo de equilibrio en el cual agentes racionales toman decisiones en base a información incompleta, y (b) mostrar que el modelo de transición endógena engloba (*encompass*) al modelo lineal de cointegración/corrección de errores.

Consideremos una economía abierta con tres bienes (exportables, importables y no-transables), la cual es incapaz de afectar de manera sistemática el precio internacional de los bienes transables. El precio doméstico de los mismos depende, entonces, del tipo de cambio nominal (E) y del nivel de tarifas (t).⁸ Sea P_x^* y P_m^* el precio internacional de los bienes importables y exportables denominados en US\$; en consecuencia, el precio doméstico de los bienes transables se puede expresar como:

$$P_T = E[P_x^*]^\alpha \cdot [(1 + t_m)P_m^*]^{1-\alpha} \quad (1)$$

Por otro lado, el precio de los bienes no transables queda determinado en forma endógena de acuerdo a las fuerzas del mercado. La demanda de bienes no transables será desagregada entre el sector público y el privado (E_{PN} y E_{GN} , respectivamente), por cuanto existe información respecto de que la canasta de consumo de agentes privados difiere de la del sector público. Más aún, esto nos permite discutir de manera más precisa el rol que le cabe a la política fiscal en mantener un determinado nivel del TCR. En el caso del sector privado suponemos que la proporción del gasto de los consumidores que se destina al consumo de bienes no transables, d_N , es una función estándar de los precios de los bienes, en tanto que en el sector público dicha proporción (g_N) es una variable de política o control del gobierno. Por ello, la demanda total de bienes no-transables es:

$$\bar{z}_N \equiv E_{PN} + E_{GN} = d_n(P_x, P_m, P_n) \cdot [A - g \cdot Y] + g_N \cdot g \cdot Y \quad (2)$$

+ + -

donde $[A-gY]$ es el gasto privado, es decir, la absorción (A) neta del gasto público (gY). Los signos bajo la función $d(\cdot)$ son aquellos de las derivadas parciales.

⁸ Es posible incluir impuestos a las exportaciones en forma directa; su ausencia en el caso chileno sugiere excluirlos.

La oferta de bienes no-transables (S_N), por su parte, es especificada como una fracción de la producción total, la cual responde a los precios relativos entre los sectores transables y no transables.

$$S_N = s_n(P_x, P_m, P_n) Y \quad (3)$$

La ecuación (4) es la condición de equilibrio en el mercado de bienes no-transablese ($S_N=E_N$), la cual a su vez determina el precio de los no-transables P_n :

$$s_n(P_x, P_m, P_n) = d_n(P_x, P_m, P_n) \cdot \left[\frac{A}{Y} - g \right] + g_n \cdot g \quad (4)$$

Finalmente, como el TCR se define:

$$e = \frac{EP_x^\alpha P_m^{1-\alpha}}{P_n} = \frac{EP_x^{*\alpha} P_m^{*1-\alpha} (1+t_m)^{1-\alpha}}{P_n} \quad (5)$$

las ecuaciones (4) and (5) pueden ser resueltas para determinar el nivel de TCR que asegura el equilibrio instantáneo en el mercado de bienes no-transables, para niveles de variables "fundamentales" dadas.

$$e = e\left(\frac{A}{Y}, TOT, t_m, g_N, g\right) \quad (6)$$

(-) (?) (-) (-) (?)

donde TOT representa los términos de intercambio (P_x^*/P_m^*). La ecuación (6) señala que mayores niveles de absorción, impuestos y gasto de gobierno en bienes no-transables son consistentes con niveles de TCR más apreciados. Los efectos de los términos de intercambio son ambiguos por cuanto existen dos efectos simultáneos de signo opuesto: el efecto ingreso o riqueza -inducido por el mayor valor de las exportaciones- que tiende a expandir la demanda de no transables y apreciar el TCR y el efecto sustitución, que tiende a depreciar el tipo de cambio por el lado de aumentar el costo de los insumos importados en la producción de bienes no-transables.⁹

El efecto del gasto de gobierno es ambiguo pues depende de las propensiones a gastar en transables y no transables que tenga tanto el sector público como el privado: dado el trade-off entre gasto público y privado, si la propensión a gastar en bienes no-transables es mayor en el primero que en el segundo, el TCR tenderá a apreciarse. Desde un punto de vista empírico se encuentra

⁹ La literatura empírica se encuentra dividida al respecto de la dominancia de los efectos: en general, cuando se estiman modelos excluyendo la entrada de capitales se encuentra dominancia del efecto ingreso (Edwards, 1989). Por el contrario, literatura reciente (Elbadawi y Soto, 1994 y 1995; World Bank, 1995) reporta sistemáticamente dominancia del efecto sustitución, lo cual podría ser consistente con el hecho que la entrada de capitales recoge el efecto ingreso.

usualmente que el gasto de gobierno tiende a apreciar el TCR. En el caso chileno, sin embargo, se ha estimado que este efecto es más bien pequeño (ES, 1994; Arrau et al, 1992)

El modelo anterior requiere endogenizar la absorción privada, para lo cual suponemos que ésta depende de dos elementos, la entrada de capitales y la tasa de interés real en términos de consumo:

$$\frac{A}{Y} = a \left(\frac{KI}{Y}, \phi [r_t - r_t^*], \rho_t, \tau z_t, \lambda [{}_t e_{t+1} - e_t] \right) \quad (7)$$

(+)

(+)

(-)

(-)

(+)

donde KI es la entrada de capital neta (como proporción del gasto total), λ, τ y ϕ son parámetros, r es la tasa de interés real doméstica, r^* es la tasa de interés real internacional, ρ es el riesgo país, z es el costo de intermediación financiera y ${}_t e_{t+1} - e_t$ es la devaluación esperada del TCR. La expresión señala que una mayor entrada de capitales permite mayores niveles de absorción debido a que es posible financiar un mayor déficit de balanza comercial.

Como se muestra más adelante, la presencia de ${}_t e_{t+1}$ en la ecuación (7) genera un modelo de tipo *forward-looking* para el TCR al convertir la estructura estática en un modelo intertemporal dependiente de la senda de expansión esperada de las variables fundamentales. En este trabajo extendemos el modelo para incluir, de manera simple, la discusión respecto de la evolución del riesgo país de la economía chilena en la sección 2. Para recoger la noción que una reducción permanente en el riesgo país requiere una combinación de variables fundamentales correctamente alineadas y una cierta acumulación de evidencia que la economía se está moviendo hacia un escenario positivo, hemos escogido una especificación sencilla -aunque no-lineal- para modelar este fenómeno. La especificación es consistente con los modelos en los que cierta fricción a nivel microeconómico (ej. costos de menú) se traduce en reglas de funcionamiento (S,s) a nivel macroeconómico (Caballero y Engel, 1991), y con modelos en los que la información respecto de innovaciones en la economía se obtiene a intervalos de tiempo irregulares (King y Robson, 1993; Soto, 1995). Estos modelos se caracterizan porque las variables de interés exhiben dependencia respecto del estado de las variables fundamentales (*state dependence*) y no del valor de ellas en el tiempo (*time dependence*). Suponemos que el riesgo país puede ser convenientemente representado por una función del siguiente tipo:

$$\rho_t = \rho(F_t) = 1 - \frac{1}{1 + e^{-\omega F_t}} \quad \text{con} \quad (8)$$

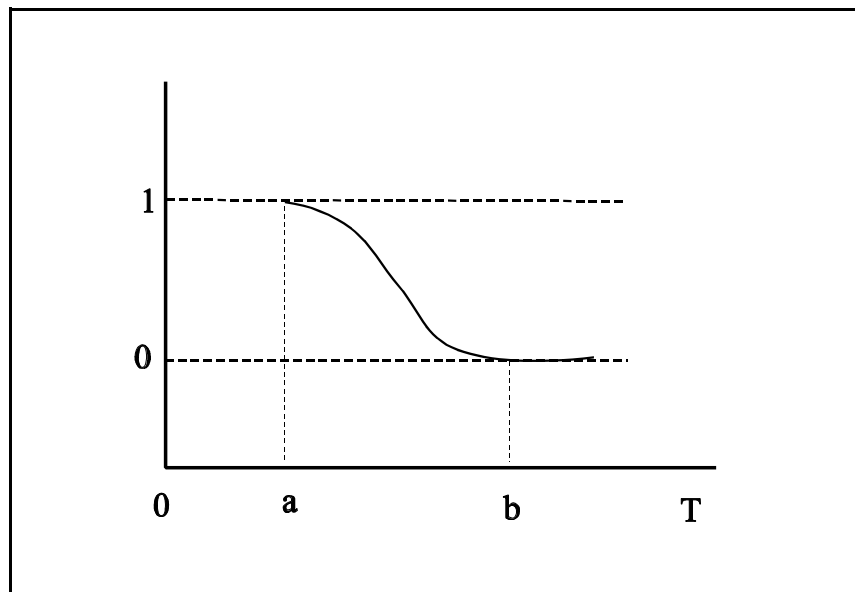
$$\rho(0) = 0 \quad \rho'(0) = 0$$

$$\rho(\infty) = 1 \quad \rho'(\infty) = 0$$

En esta modelación -que corresponde a una función logística- el riesgo país está acotado entre cero (cuando no lo hay) y un cierto riesgo máximo (normalizado por conveniencia en 1). A medida que nos acercamos hacia los valores límites -que en términos de la discusión de la sección anterior corresponden a los escenarios de crisis y boom- los cambios en el riesgo país resultan poco

importantes. Ello, porque para cambiar la percepción de los agentes respecto de la situación se requiere acumular información (evidencia) de que los shocks a las variables fundamentales permanecerán en el tiempo, de modo tal que modifiquen permanentemente la situación presente. Podemos representar gráficamente esta función como:

Figura 1
Función de Riesgo-País



La función escogida recoge la intuición desarrollada en la sección respecto que el riesgo país depende no sólo contar con un manejo de política adecuado, sino de la acumulación de evidencia respecto de la mantención de dichas políticas, de la evolución de indicadores claves (inflación, razón deuda /PGB), etc. En ese contexto, es posible que haya un período en el que pese a que las políticas macroeconómicas son coherentes, el riesgo país se mantenga alto en la medida que los agentes esperan para ver que dichas políticas son estables y consistente con la evolución de las variables exógenas (región 0-a). Igualmente, en el período b-T y una vez que la situación lleva largo período de tiempo normalizada, el riesgo del país converge a su nivel de largo plazo. El período intermedio (a-b) se caracteriza por un activo movimiento en el riesgo país, a medida que los distintos agentes adquieren información y modifican su percepción respecto de la situación esperada de largo plazo.

Para resolver el modelo incluimos la ecuación (8) en (7), linealizamos y despejamos KI de la ecuación (6), con lo que se obtiene:

$$\log e_t = \lambda_t \log e_{t+1} + \beta F_t + \gamma \frac{1}{1 + e^{-\omega F_t}} \quad (9)$$

donde F'_t incluye todas las variables independientes excepto el riesgo país, para el cual hemos incluido el modelo logístico.

El modelo en la ecuación (9) puede ser resuelto de manera recursiva para obtener el TCR de equilibrio, es decir, aquel nivel del TCR que, equilibrando el mercado de bienes no-transables en cada instante, es también compatible con la secuencia esperada de valores que exhibirán las variables fundamentales.

$$\log \tilde{e}_t = \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j \left[\beta' \tilde{F}_{t+j} + \gamma \frac{1}{1 + e^{-\omega \tilde{F}_{t+j}}} \right] \quad (10)$$

Es importante notar que cualquier modelo del TCR de equilibrio en el cual se defina éste de manera intertemporal, es decir, como dependiente del nivel presente y futuro de variables fundamentales deberá incluir en la modelación alguna etapa en la cual se determine, de manera empírica, la secuencia $E_t(F_{t+j}) \forall j = 1, \infty$. Por ello las metodologías para determinar el TCR de equilibrio resultan, en general, bastante complejas. Williamson (1994) recomienda enfocar el problema mediante la especificación de un modelo que incluya los determinantes de las variables fundamentales simultáneamente al TCR y se simule las posibles sendas de expansión de cada una de las variables, lo que permite computar el TCR de "equilibrio fundamental" (TCREF).

En este trabajo se aborda una metodología alternativa, siguiendo a ES (1994), que consiste en explotar las propiedades de series de tiempo de las variables fundamentales en el contexto de los modelos de cointegración y de descomposición entre shocks permanentes y transitorios. En términos comparativos, esta modelación es consistente con una versión *ex-post* del TCRFE. Consideremos que cuando las variables fundamentales son integradas y existe un vector de cointegración, el modelo de la ecuación (11) es consistente con la siguiente solución particular del mismo (Kaminsky, 1988)¹⁰:

$$\log \tilde{e}_t = \frac{1}{1 - \lambda} \left[\delta' \tilde{F}_t + \gamma \frac{1}{1 + e^{-\omega \tilde{F}_t}} \right] + \eta_t \quad (11)$$

donde η es un shock aleatorio i.i.d.

Esta propiedad de cointegración nos permite reducir el nivel de complejidad del problema de manera importante, aunque para estimar el TCR de equilibrio aún resulta necesario obtener una secuencia de variables fundamentales de largo plazo. Nuevamente podemos usar la propiedad de series de tiempo que cualquier variable puede ser representada como una combinación de componentes permanentes y transitorios (Hamilton, 1994). Si es posible extraer de las variables fundamentales la estructura permanente -que corresponde al nivel sostenible en el largo plazo de las mismas- podremos calcular una expresión del TCR de equilibrio. Durante los últimos años se ha desarrollado bastante el area de descomposición de series de tiempo con los trabajos de Beveridge

¹⁰Cointegración implica que un grupo de variables integradas del mismo orden (p) puede exhibir una combinación lineal que sea integrada de un orden menor a p . En particular, si las variables son no-estacionarias con orden de integración 1, podría existir una combinación de variables que sea estacionaria, i.e., integrada de orden cero.

y Nelson (1981), Campbell y Mankiw (1987) y Cochrane (1988). La sección empírica utiliza la primera de las técnicas para obtener F_t por razones que se explican más adelante.

Esta especificación de cointegración es consistente, además, con el modelo de corrección de errores, el cual describe los movimientos de corto plazo del TCR como resultado de los shocks no permanentes de las variables fundamentales y el mecanismo de ajuste automático hacia el equilibrio por parte del TCR cuando este se aproxima hacia su valor de equilibrio en función del desequilibrio experimentado en el periodo anterior.¹¹

$$\Delta \log e_{t+1} = b_0 \left(\frac{1}{1-\lambda} [\delta' F_t + \gamma \frac{1}{1+e^{-\omega F_t}}] - \log e_t \right) + \quad (12)$$

donde Z_t es un vector de variables estacionarias (incluyendo, por ejemplo, una devaluación nominal) y el shock ϵ_{t+1} es estacionario y corresponde al error de predicción (one-step-ahead forecast error) del TCR (i.e. $\Delta \log e_{t+1} - {}_t\Delta \log e_{t+1}$).

El término de corrección de errores, $\left(\frac{1}{1-\lambda} [\delta' F_t + \gamma \frac{1}{1+e^{-\omega F_t}}] \right)$ de la ecuación (12) incorpora el

efecto de forward-looking como origen de la dinámica del TCR, y los movimientos hacia el equilibrio intertemporal se reflejan en un coeficiente positivo para b_0 .

Además del impacto de equilibrio de las variables fundamentales sobre el TCR -que se reflejan en el término de corrección de errores-, cambios en dichas variables afectan en el corto plazo al TCR a través del término $b_1' \Delta F_{t+1}$, así como shocks a variables no fundamentales. En este último caso, y como señala Edwards (1989), si bien el tipo de cambio nominal no es una variable fundamental que determine el TCR, una devaluación nominal puede ser efectiva en acelerar y suavizar los costos de una depreciación real del tipo de cambio, en el caso que las políticas macroeconómicas sean las correctas.

IV. Modelos Económicos del Tipo de Cambio Real

En esta sección se revisa la literatura empírica sobre el TCR en Chile, teniendo como punto de referencia la posible presencia de estructuras dinámicas no estacionarias y/o no-linealidades. Las especificaciones más comunes de la literatura -tradicional, econometría dinámica y de cointegración con corrección de errores- son evaluadas mediante el uso de tests de estacionariedad y no-linealidad. Posteriormente, se estima el modelo de transición endógena para el tipo de cambio real y se computa el nivel de desalineamiento de éste en función de la descomposición de series de tiempo de las variables fundamentales.

Replicar trabajos previos no es posible por razones de disponibilidad y comparabilidad de los datos y por la heterogeneidad en la definición del TCR. No obstante, la evidencia que se obtiene con la base de datos que se contruyó para este trabajo respecto de la presencia de factores no lineales

¹¹ Engle and Granger (1987).

y no estacionarios resulta concluyente para rechazar tanto la noción de que el TCR y sus determinantes sean variables estacionarias, como de que un modelo lineal aproxime los datos de manera satisfactoria. La base de datos proviene mayoritariamente del Banco Central, a excepción de algunas series fiscales y monetarias que se han obtenido de trabajos previos y del FMI (una descripción se encuentra en el apéndice A). La información se encuentra en frecuencia trimestral y no ha sido desestacionalizada debido a la evidencia reciente sobre el efecto adverso de métodos de desestacionalización sobre las propiedades dinámicas de las series de tiempo (Olekalns, 1994).

Tests de Estacionariedad

Los modelos tradicionales del TCR, por ejemplo aquellos estimados por Edwards (1987 y 1989) y Marshall y Schmidt-Hebbel (1991), suponen que tanto el TCR como sus variables explicativas son estacionarias y satisfacen una relación que puede ser descrita de manera genérica como:

$$\text{Log } TCR_t = \beta' F_t + \gamma' M_t + \mu_t \quad (13)$$

donde TCR es el tipo de cambio real observado en el periodo "t", F representa una matriz de variables débilmente exógenas (las cuales difieren de acuerdo al modelo particular que cada investigador investigue), M corresponde a una matriz de variables auxiliares, β y γ son vectores de coeficientes, y μ_t es un término de error i.i.d.

A partir de los trabajos de Nelson y Plosser (1982), Granger (1981) y otros, la econometría moderna de series de tiempo ha puesto en tela de juicio dicho supuesto, al mostrar que cuando las series son integradas (o no estacionarias) éstas no pueden ser representadas como estacionarias respecto de una tendencia determinística sino que con tendencia estocástica. Una consecuencia importante de la no estacionariedad de las series es que en una regresión con variables integradas los residuos no son estacionarios y parámetros estimados no poseen una distribución conocida, lo que invalida los tests de hipótesis. Por ello, se ha vuelto rutinario testear el orden de integración de las series previo a la estimación de un modelo con series temporales. En este trabajo se ha escogido un test paramétrico -el de Dickey y Fuller (1981) aumentado- para este ejercicio, a pesar de que existe evidencia de Monte Carlo que su poder es bajo frente a tests no paramétricos (como la razón de varianzas) en presencia de quiebres estructurales discretos (León y Soto, 1994). No obstante en muestras de menos de 100 observaciones (como es nuestro caso) el test de Dickey-Fuller es en general igualmente potente que otros tests. El método consiste en determinar si el parámetro θ en la siguiente regresión es significativamente distinto de cero (en cuyo caso la variable es estacionaria):

$$\Delta \text{Ln}x_t = \alpha + \theta \text{Ln}x_{t-1} + \sum_{i=1}^p T' \Delta \text{Ln}x_{t-i} + \mu_t \quad (14)$$

donde la suma de valores rezagados elimina el potencial problema de autocorrelación de residuos y $\mu_t \sim N(0, \sigma^2)$. El test de hipótesis no tiene distribución asintóticamente normal sino que tiene

distribución DF, la cual está truncada por la derecha y presenta fuerte kurtosis. El cuadro 2 presenta los resultados de los tests de raíces unitarias aplicados al TCR y las variables fundamentales.

Cuadro 2
Tests de Raíces Unitarias
1978:1-1994:4

Variable	Test ADF	Variable	Test ADF
Ln Tipo de Cambio Real	-1.36	Δ Ln Tipo de Cambio Real	-5.09
Ln Gasto de Gobierno/GDP	-1.65	Δ Ln Gasto de Gobierno/GDP	-7.65
Entrada de Capitales/GDP	-2.12	Δ Entrada de Capitales/GDP	-8.14
Ln Términos de Intercambio	-1.13	Δ Ln Términos de Intercambio	-5.57
Ln Tarifas	-1.61	Δ Ln Tarifas	-5.77
Ln Deuda Externa/GDP	-1.29	Δ Ln Deuda Externa/GDP	-5.71
($r-r^*$)	-2.36	Δ ($r-r^*$)	-9.96
Ln Ind. Distorsión Financiera	-1.83	Δ Ln Ind. Distorsión Financiera	-9.23
Ln M1A/GDP	-1.35	Δ Ln M1A/GDP	-7.56
Devaluación Nominal	-4.90		

Nota: los valores críticos para rechazar la hipótesis nula de que existe al menos una raíz unitaria son -2.59 y -2.91 al 10% y 5%, respectivamente. Todas las regresiones incluyen un rezago de la variable dependiente para corregir por autocorrelación, excepto la entrada de capitales que utiliza 3 rezagos.

Como se puede ver en la columna 2 del cuadro, tanto para el TCR como sus variables determinantes no es posible rechazar la hipótesis nula que su representación de media móvil presente una raíz unitaria, i.e., que sean estacionarias en diferencia. Cuando se aplica el test a las primeras diferencias de las series -ver columna 4- es posible rechazar la hipótesis nula en todos los casos a altos niveles de significancia, lo cual sugiere modelar las variables como integradas de primer orden, $I(1)$. Entre las variables no fundamentales destaca tanto el hecho que la devaluación nominal sea estacionaria, como que si se desea utilizar el dinero en el modelo de corrección de errores, éste deber ser usado en primera diferencia.

Análisis de Cointegración

De acuerdo a la evidencia anterior aquellos trabajos que han incluido en la estimación series no estacionarias deberían caracterizarse por presentar residuos que no son estacionarios, frecuentemente correlacionados, y parámetros estimados que son de difícil interpretación estadística. No obstante, es posible que una combinación lineal de variables integradas de orden (p) presenten un residuo que sea integrado de un orden menor a p (Engle y Granger, 1987). En este caso, es posible

que modelos del TCR estimados con variables $I(1)$ *cointegren* dando pie a un residuo integrado de orden cero, i.e, estacionario. En tal caso, si bien la distribución de los parámetros continúa siendo desconocida, al menos los estadígrafos basados en los residuos (como el R^2 y los tests de autocorrelación) no están distorsionados. Mas allá de sus propiedades estadísticas, la importancia de un modelo que cointegra es que el vector de cointegración describe la relación de largo plazo de las variables, por cuanto un residuo estacionario nos asegura que las variables no pueden diferir sistemáticamente entre sí en el largo plazo.

Existe un número relativamente elevado de tests de cointegración los cuales difieren en términos de poder y aplicabilidad en muestras pequeñas o en sistemas de ecuaciones. En este trabajo ocupamos el más simple de ellos -el test de Dickey-Fuller aplicado a los residuos del modelo de cointegración- debido a la evidencia de que su desempeño es superior en muestras pequeñas o cuando la especificación del modelo verdadero es desconocida (Hargreaves, 1994).¹² La intuición del test es análoga al caso de la raíz unitaria -si el residuo es estacionario el modelo cointegra- pero la distribución ya no es DF sino que presenta un intervalo de confianza algo más ancho.

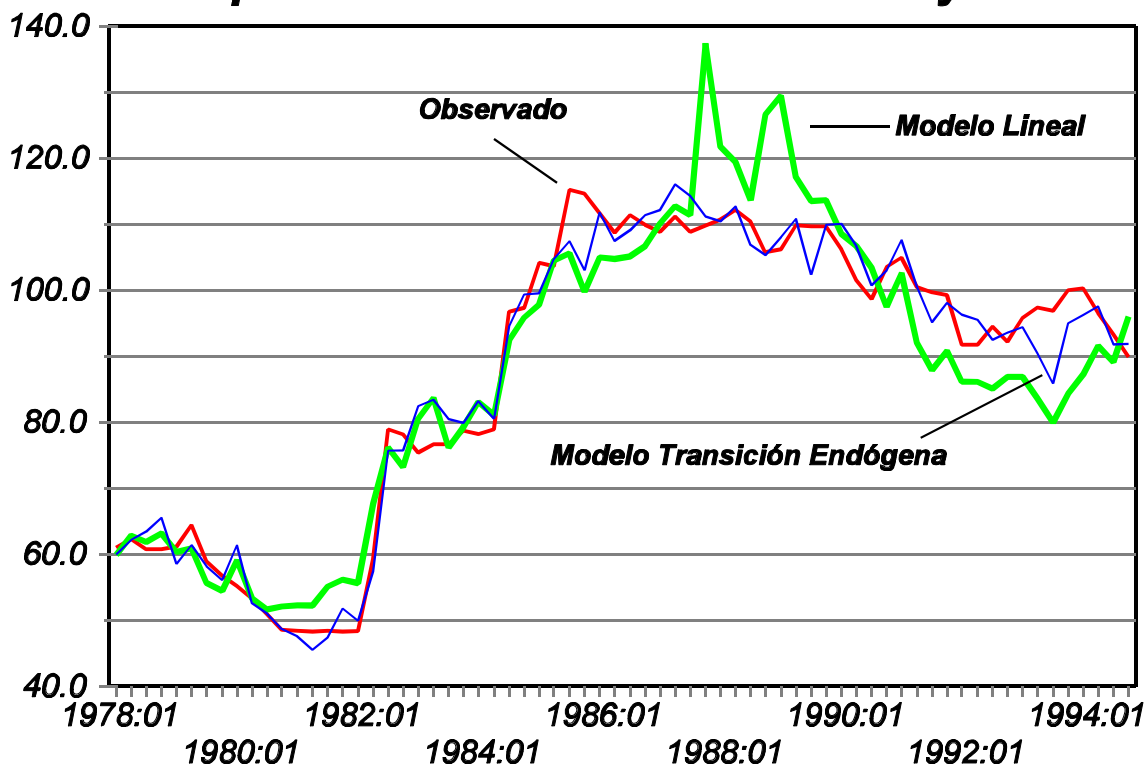
Esta metodología ha sido usada en el caso chileno en distintos tipos de modelos, períodos y frecuencia de datos por Arrau et al (1992), ES (1994) y Martner et al (1995), encontrándose en general que las variables cointegran. El cuadro 3 presenta los resultados de la estimación del vector de cointegración tanto para el modelo lineal (los resultados para el caso transición endógena se discuten más adelante). Es posible notar que el modelo presenta un buen ajuste a los datos ($\hat{R}^2=0.92$) aunque exhibe bastante autocorrelación (0.66); esto es tradicional en modelos de cointegración por cuanto éstos capturan la dinámica de largo plazo, no necesariamente la de corto plazo. Los signos de los parámetros son consistentes con el modelo expuesto en la sección 3 (con la excepción de $(r-r^*)$ que tiene el signo opuesto al esperado), y se vuelve a verificar el signo positivo para los términos de intercambio. Más aún, el tamaño de los parámetros es aproximadamente consistente con los estimados por ES (1994) con datos anuales.¹³ Se ha incluido un índice de distorsiones en el sector financiero, la razón entre el tipo de cambio paralelo y el nominal, como proxy de los costos en que se puede incurrir en los ajustes de portafolio.

¹² Otros tests, como el multivariado de Johansen (1988) o el de tres etapas de Engle y Yoo (1987), resultan superiores si el modelo elegido es el correcto o cuando la muestra *para el problema en cuestión* es larga. En nuestro caso, la modelación teórica y la complejidad del problema hacen dudoso el suponer que se cuenta con la especificación correcta. Adicionalmente, es discutible hasta que punto la muestra de 68 trimestres de que se dispone es suficientemente "larga" como para describir el problema adecuadamente desde el punto de vista estadístico; basta pensar que si un shock se disipa en 8 períodos -lo que no es bastante rápido en el contexto de series integradas- en una muestra de 68 observaciones habrán sólo 8 muestras "independientes" para estimar el modelo. Ver Inder (1993) y Hargreaves (1994).

¹³ Los parámetros de una ecuación de cointegración convergen a sus valores asintóticos a una tasa mucho mayor que en una regresión con variables estacionarias (superconsistencia), lo cual ayuda a identificar el modelo en muestras reducidas.

Cuando se proyecta el valor *fitted* del modelo lineal (ver gráfico 1), se puede observar que la predicción presenta dos tipos de problemas: (1) existen períodos en los que la predicción está sistemáticamente por sobre o bajo el valor observado (ej. 1980-82, 1987-89), y (2) que los errores hacia el final de la muestra son importantes. Ambos fenómenos son consistentes con la noción que podría haber ocurrido un cambio de régimen, por lo que un modelo lineal -que "promedia" ambos regímenes- daría una visión sesgada de los determinantes del TCR y, por ende, del desalineamiento del mismo. La intuición se puede confirmar cuando se observa que el test de DF aplicado a los residuos es sólo marginalmente significativo (al 12%) y cuando se considera los resultados de los

Gráfico 1
Tipo de Cambio Real Observado y Fitted



tests de no-linealidad que se discuten en la siguiente sección.

Tests de No-Linealidad

Durante los últimos años, la creciente disatisfacción con el desempeño de los modelos tradicionales de series de tiempo frente a problemas complejos (e.g., caos, bifurcaciones, catástrofe) ha dado fuerte impulso al análisis de los modelos de series de tiempo no-lineales. Entre otros, Kuan y White (1994) han desarrollado el área de redes neuronales, Granger y Teräsvirta (1994) el tema

de atractores y no-linealidades, Tong (1990) los modelos de transición endógena, y Tsay (1994) los modelos autoregresivos no lineales (STAR, SETAR, LSTAR).¹⁴

En este trabajo se ocupa un test de no-linealidad de redes neuronales, cuyo poder para detectar estructuras no-lineales resulta adecuado al problema (Lee et al., 1993). Una red neuronal (*artificial neural network*) es un modelo econométrico desarrollado a imagen de los modelos que describen el comportamiento del cerebro humano. Se basa en cuatro principios: paralelismo masivo, respuesta no-lineal a impulsos unitarios, multi-procesamiento de la información, y retroalimentación. En términos econométricos, un modelo de redes neuronales se caracteriza por que los parámetros se estiman de forma tal que incluyen el proceso de aprendizaje de los agentes acerca de la estructura del modelo, i.e., la adaptación a nueva información.

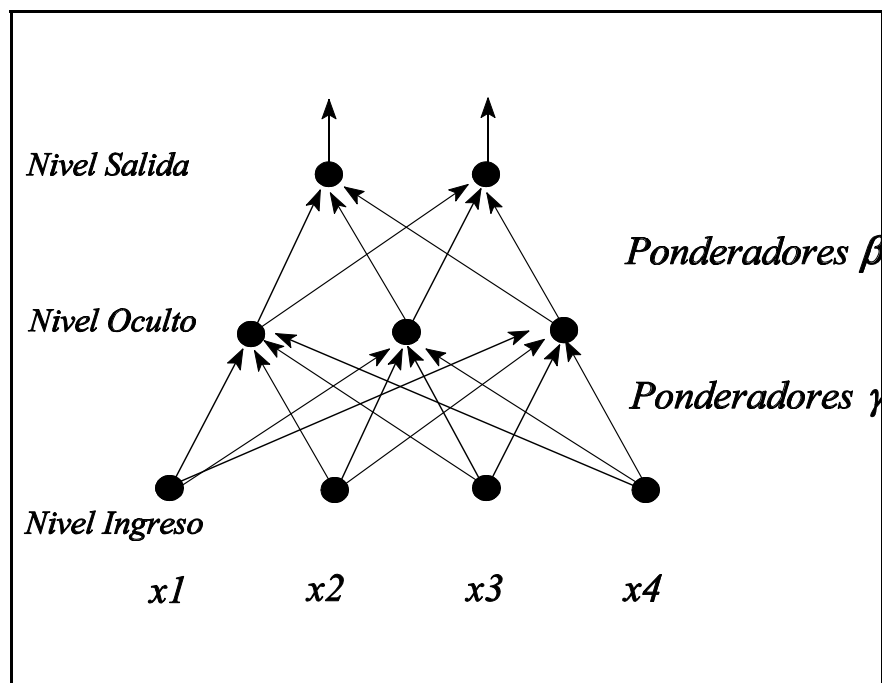
La figura 2 presenta el esquema más simple de redes neuronales (ANN), llamado "único nivel oculto" (*single hidden-layer*), el cual se compone de un nivel de entrada de información, un único nivel oculto, y un nivel de salida. Los niveles están conectados entre sí por un grupo de funciones (γ y β) que deben ser parametrizadas. La información obtenida en el nivel de entrada es procesada a través de la función γ y enviada al nivel oculto, el cual a su vez procesa la información usando la función β , y la envía al nivel de salida. Esta estructura simple refleja las principales características de una red neuronal. El paralelismo en el procesamiento de la información¹⁵ está contenido en el vector x de la figura 2. La respuesta no lineal a los impulsos en el vector x es modelada a través de unidades de activación -a las que denotamos por $G(x_i)$ -, la más simple de las cuales podría ser de tipo discreto $[0,1]$: la unidad $G(x)$ se activa (i.e., responde 1) sólo cuando el vector x sobrepasa un cierto nivel mínimo. Una versión más suave es el modelo de transición endógena, en el cual $G(x)$ es una sigmoide como la descrita en la figura 1; la unidad de activación se activa de manera gradual, pero más allá de un cierto límite superior e inferior la respuesta es atenuada, creando una respuesta de tipo S.¹⁶

¹⁴ Una buena revisión de la literatura se encuentra en Granger y Teräsvirta (1994).

¹⁵ Un ejemplo de paralelismo en econometría tradicional son los modelos de ecuaciones simultáneas, que usan un mismo vector de datos (las variables "exógenas") en varias ecuaciones.

¹⁶ El modelo en la Figura 2 puede ser adaptado directamente para incluir multi-procesamiento y retroalimentación mediante la inclusión de un nivel adicional entre el nivel oculto y el de salida y una adecuada reparametrización de las funciones.

Figura 2
Red Neuronal de Nivel Oculto Unico



En términos matemáticos el modelo de redes neuronales pertenece a la familia de los modelos de forma funcional flexible (Elbadawi et al, 1987; Gallant and White, 1992) y se puede escribir como:

(15)

La ecuación (15) señala que el $LnRER_t$ es una función no lineal de los datos $\{x_t\}$ y un conjunto de parámetros $\theta = \{\beta'_1, \beta'_2, \dots, \beta'_v, \gamma'_1, \dots, \gamma'_q\}$ con $\beta'_h = \{\beta_{h0}, \dots, \beta_{hq}\}$ correspondientes a los v componentes del vector F y las q diferentes funciones de activación en el nivel oculto del modelo.¹⁷ Nótese que en una estimación lineal los parámetros estimados son una combinación no-lineal desconocida de los verdaderos parámetros β y γ . Por ello, en tanto las variables explicativas no presenten grandes fluctuaciones, es posible que el modelo lineal sea eficiente, de la misma manera que una expansión de Taylor de una función no-lineal lo es en la vecindad de un punto cualquiera. La descripción de la sección 2 sugiere que este supuesto, para el período completo (1978-1994), resultaría extremo.

El test de no linealidad que se emplea en este trabajo utiliza el marco metodológico descrito para determinar si los residuos de un modelo estimado poseen alguna estructura, lo que significa que

¹⁷ Un ejemplo conocido de esta especificación son los modelos Logit, en los cuales $H(\cdot)$ es una identidad y $G(\cdot)$ es la función normal acumulada.

dicho modelo no ha sido capaz de parametrizar convenientemente el proceso generador de los datos (DGP). El poder del test radica en la flexibilidad de la forma funcional de un modelo de red neuronal, que le da la habilidad de descubrir la estructura de los datos si ésta está presente. Stinchcombe and White (1991) sugieren que cuando la función G es una logística, los términos $G(x'\gamma)$ son, genericamente en γ , capaces de extraer dicha estructura. El test que se implementa sobre los residuos e^* de una regresión lineal del TCR en sus variables fundamentales es un multiplicador de Lagrange, el cual compara:

$$: E(\psi_t e_t^*) = 0 \quad \text{versus} \quad H_1: E(\psi_t e_t^*) \neq 0 \quad (16)$$

donde $\psi_t = (\psi(x_t'\Gamma_1), \psi(x_t'\Gamma_2), \dots, \psi(x_t'\Gamma_q))$ y $\Gamma = (\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_q)$, los que se escogen a priori e independiente de la secuencia $\{x_t\}$ para un dado $q \in \mathbb{N}$. Lee et al (1993) sugieren obtener el vector T de una distribución aleatoria. La hipótesis nula corresponde al caso en el que los residuos del modelo lineal son ortogonales a cualquier estructura que tome el modelo neuronal, lo que corresponde al caso en que no existe estructura alguna en los residuos.¹⁸ En términos prácticos, el test realiza una regresión entre los residuos muestrales (\hat{e}) y un conjunto de q funciones de activación neural. De los resultados se calcula:

$$nR^2 \rightarrow \chi^2(q^*) \quad (17)$$

donde q^* es el número de funciones ψ que se ha usado en la regresión, R^2 es el coeficiente de correlación múltiple descentrado (uncentered) y n es el número de datos. Lee et al (1993) demuestran que este test es, en general, más potente que otros tests (e.g. Ramsey's Reset, White's, Tsay, etc.) cuando la función G es una logística acumulada.

El cuadro 4 presenta los resultados del test de no-linealidad, aplicado a los dos modelos más comunes de la literatura -el modelo tradicional y el de corrección de errores-. Se incluye, además, los tests de Keenan y Ramsey (RESET) como complemento. Estos últimos utilizan una regresión de los residuos en funciones de los valores predichos de la variable dependiente (potencias, transformaciones afines, etc); si los parámetros resultan significativos, se presume que los residuos contienen información que podría ser útil en la predicción de la variable y que no fué capturada en el modelo lineal.

¹⁸ El estadístico tiene la forma: $M_n = \left(n^{-1/2} \sum_{t=1}^n \psi_t \hat{e}_t \right)' \hat{W}_n^{-1} \left(\dots \right)$ donde \hat{W}_n es un estimador consistente de la

varianza del término entre paréntesis. Bajo H_0 , M_n se distribuye como $\chi^2(q)$ as $n \rightarrow \infty$. Hay, sin embargo, dos problemas prácticos con el test: (1) los elementos de ψ_t tienden a ser colineales con x_t , y (2) calcular \hat{W}_n es tedioso. La solución para (1) consiste en usar componentes principales, en tanto que para (2) la ecuación (18) evita calcular directamente la matriz de covarianzas.

Cuadro 4
Tests de no-linealidad para modelos de tipo de cambio real
(1978.1-1994.4)

Tests	Tradicional		Cointegración-Corrección de Errores	
	Sin Dummies Estacionales	Con Dummies Estacionales	Sin Dummies Estacionales	Con Dummies Estacionales
Keenan (univariado)				
4 lags, 1 fitted term	2.18	1.68	-	-
4 lags, 2 fitted terms	1.45	1.14	-	-
Ramsey (multivariado)				
2 fitted terms	20.8*	19.71*	9.65*	8.49*
4 fitted terms	15.6*	14.85*	6.82*	4.88**
Redes Neurales q = 3	9.47*	7.21**	7.98*	9.48*

Notas: Bajo la hipótesis nula de linealidad, los tests de Keenan y Ramsey se distribuyen $F(k-1, n-k)$ con k el número de términos fitted y n el de observaciones. El test de redes neurales se distribuye como $\chi^2(q)$. (*) Rechaza H_0 = linealidad al 1%. (**) Rechaza H_0 = linealidad al 5%.

Como se puede ver, si bien el test de Keenan¹⁹ -que es univariado- es incapaz de rechazar la hipótesis nula que el TCR siga un modelo lineal, tanto el test de Ramsey como el de redes neurales -que ocupan un set mayor de información- sugieren que el proceso generador de los datos del TCR es no-lineal. Estos resultados no dependen de fenómenos estacionales -por cuanto la inclusión de dummies estacionales no altera mayormente los tests- y es robusto a cambios en la especificación de los mismos.

Estimación del Modelo de Transición Endógena

Como en todo modelo de estimación no-lineal los valores iniciales de búsqueda de parámetros pueden ser cruciales en la obtención de la solución. En este trabajo se usan los parámetros del modelo de cointegración, por cuanto sabemos que la aproximación lineal es una primera aproximación razonable al proceso generador de los datos.²⁰ El modelo corresponde a una versión simple de los modelos de ANN, en el que sólo existe un nivel oculto, el cual caracterizamos

¹⁹ La información de este test podría ser inconsistente si consideramos que se utiliza la estructura de rezagos y que, estando el TCR integrado, su representación de media móvil no está bien comportada.

²⁰ La estrategia de modelación comienza con un método quasi-Newton (e.g., Davidon-Fletcher-Powell o Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno) para aproximarse rápidamente a la región de solución de los parámetros; la estimación final de los mismos se hace con método de Newton-Raphson. Todas las estimaciones se han hecho en Gauss 3.1.

por una función logística acumulada. La estimación se realiza utilizando técnicas de máxima verosimilitud.

Los resultados, que se presentan en el cuadro 3, incluyen resultados interesantes. En primer lugar, el modelo de transición endógena mejora considerablemente la estimación del modelo de cointegración del TCR. El ajuste de los datos es superior y se reduce considerablemente la autocorrelación de los residuos (medida por el estadístico de Durbin-Watson). El test de Durbin-Watson, que es también un indicador de estacionariedad, señala que el modelo lineal podría no cointegrar, cosa que es consistente con los resultados del test ADF. Por el contrario, en el modelo no lineal los residuos son estacionarios con un 99% de confianza.

Resulta interesante notar que cuando se estima el modelo no-lineal, las estimaciones puntuales de los parámetros en ambos modelos resultan similares, excepto en la elasticidad del TCR con respecto a las tarifas, los términos de intercambio y la distorsión del mercado financiero. Nótese que el parámetro de $(r-r^*)$ presenta el signo esperado. Esto sugiere que la sigmoide del modelo de transición endógena está extrayendo información de los residuos de la estimación lineal como se había propuesto en la sección 2, i.e., que cuando la economía se mueve hacia una situación de relativa normalidad los elementos no-lineales juegan un rol más importante.

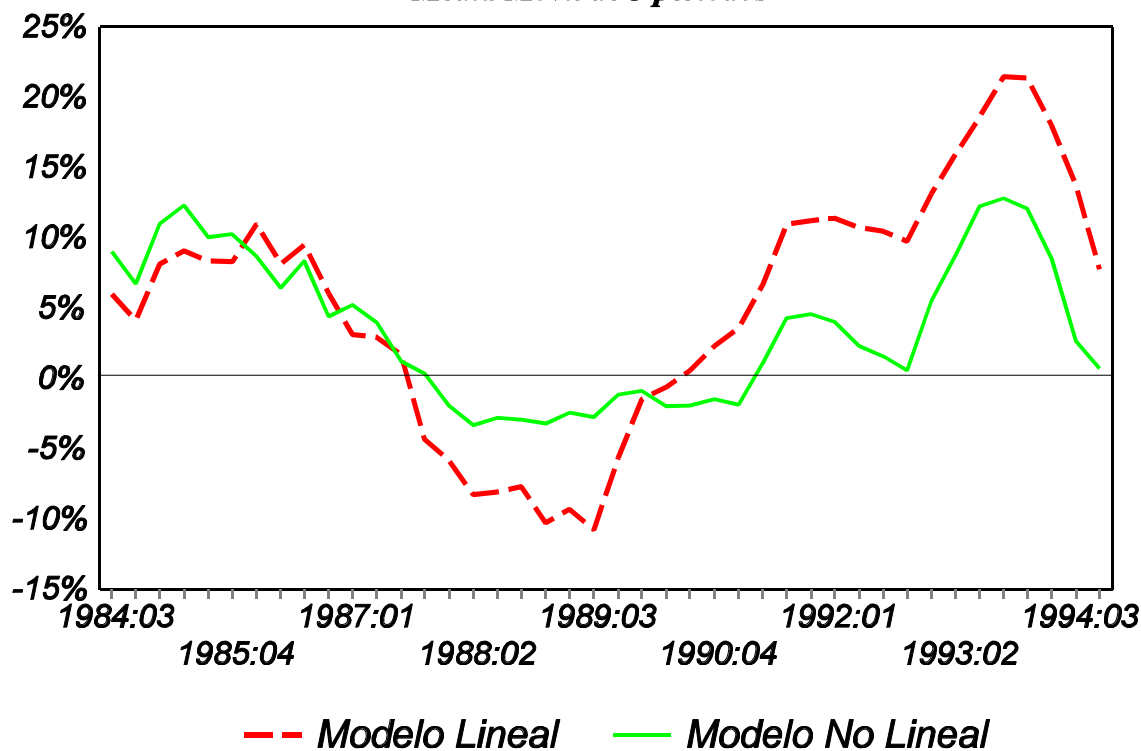
El Desalineamiento del Tipo de Cambio Real en Chile

Para calcular el desalineamiento del TCR de acuerdo a ambos tipos de modelos, tomamos la diferencia porcentual del TCR con respecto al de equilibrio, este último obtenido a partir de la descomposición de series de tiempo de las variables fundamentales en shocks transitorios y permanentes. Algebraicamente:

$$D_t = \frac{TCR_t - TCRE_t}{TCRE_t} = \frac{TCR_t - \hat{\beta}'CPF_t}{\hat{\beta}'CPF_t}$$

donde D es el desalineamiento, TCRE es el TCR de equilibrio calculado como la proyección de los componentes permanentes de las variables fundamentales (CPF) sobre el vector de parámetros estimados según cada modelo ($\hat{\beta}$). Para descomponer las variables fundamentales en componentes permanentes y transitorios se ocupó el método de Beveridge y Nelson (1981), para el cual se calcula la función de ganancia de cada serie estimada a partir de un modelo ARIMA (los resultados de los modelos estimados se encuentran en el cuadro apéndice 1). El gráfico 2 presenta los resultados; se ha utilizado una media móvil de tres períodos para suavizar las respuestas y se eliminó el período 1978-1982 del ejercicio de simulación porque para inicializar el algoritmo de descomposición de Beveridge y Nelson es necesario contar con un número suficiente de grados de libertad al comienzo de la muestra.

Gráfico 2
Tipo de Cambio Real: Desalineamiento
Media Móvil de 3 periodos



Como se aprecia, el modelo lineal de series y el modelo no-lineal coinciden en el período inicial 1984-1986, cuando el efecto del componente no lineal, que incluye el riesgo país, es mínimo. El modelo lineal, sin embargo, tiende a sobreestimar el grado de desalineamiento del TCR, en el período 1987-89, cuando se realiza la mayor parte del ajuste macroeconómico y, al darse señales claras del manejo de políticas, se reduce en mayor medida el riesgo país.

Modelos de Corrección de Errores

Los residuos de los modelos anteriores pueden ser utilizados para estimar el modelo de corrección de errores que describe el movimiento de corto plazo del TCR. Se procedió a eliminar de manera secuencial aquellas variables que no resultaban significativas. Los resultados de la estimación de los modelos finalmente seleccionados se encuentran en el Cuadro 5.

Cuadro 5
Modelos de Corrección de Errores., 1978-1994

VARIABLES	Modelo Lineal Cointegración	Modelo No Lineal Transición Endógena
Error Rezagado	-0.048 (-1.55)	-0.09 (-1.67)
Devaluación Nominal	0.75 (13.1)	0.77 (13.5)
$\Delta (r-r^*)$	-0.164 (3.83)	-0.170 (3.94)
$\Delta \ln \text{Deuda/PGB}$	0.063 (3.35)	0.068 (3.52)
$\Delta \text{Índice Distorsión Financiera}$	-0.130 (-3.18)	-0.147 (-3.43)
R ² Ajustado	0.908	0.910
Durbin-Watson	1.69	1.56

Dos elementos son de interés en este ejercicio. Primero, el término de ajuste no es significativo en el modelo lineal y sólo lo es marginalmente en el modelo no lineal; en este último caso es comprensible por cuanto los residuos de la estimación no lineal debieran contener muy poca información en la medida que la función logística captura la mayor parte de la estructura de los residuos de la parte lineal. Sorprende, sin embargo, la poca significancia en el caso lineal. No obstante, los períodos de ajuste implícitos en dichos parámetros resultan irreales (30 años en el modelo lineal y 19 en el modelo no lineal). Segundo, el dinero (como proporción del PGB) no resultó significativo en términos contemporáneos o rezagados, contrario a lo que otros modelos han encontrado usualmente (ES, 1994; Arrau et al, 1992).

V. Conclusiones.

La evolución del TCR se ha convertido en un elemento central para el análisis macroeconómico, no sólo en Chile sino de manera creciente en aquellos países en desarrollo que han liberalizado sus mercados y abierto sus economías al comercio externo. En este sentido es importante para los agentes económicos determinar si los movimientos del TCR tienden hacia su equilibrio (en cuyo caso resulta innecesario hacer ajustes a las políticas, suponiendo que dichas políticas puedan tener algún efecto) o si, por el contrario, es reflejo de un creciente desequilibrio macroeconómico.

Para fines analíticos, el problema de determinar el TCR de equilibrio puede ser separado en tres etapas: (a) determinar en un modelo teórico de referencia las variables fundamentales que determinan la evolución del tipo de cambio real, (b) obtener una definición del concepto de equilibrio, (c) generar una metodología econométrica capaz de contrastar las predicciones del modelo teórico y los datos y que haga operativo el concepto de equilibrio elegido; si hay consistencia entre el modelo y los datos, se puede proceder a estimar el TCR de equilibrio y su desalineamiento en distintos períodos del tiempo.

Este trabajo se centra en dos de dichas tres etapas (a y c). Tomando como dada la definición de equilibrio de Edwards (1989), el estudio revisa, en primer lugar, el modelo teórico estándar de determinación real del tipo de cambio para incluir lo que, a la luz de los datos, parece ser una aproximación más satisfactoria para la evolución del TCR de largo plazo. El modelo analítico se extiende para incluir el efecto de la entrada de capitales y el rol de las expectativas de riesgo -en particular, el riesgo-país- sobre las decisiones de los agentes. La modelación, que sigue la metodología propuesta por Elbadawi y Soto (1994), aproxima los determinantes del riesgo-país usando una función logística, la cual genera una representación del tipo de cambio de largo plazo consistente con un modelo de transición endógena suave entre dos regímenes económicos.

Para el caso chileno, se presenta evidencia casual que sugiere que ha habido una transición entre dos regímenes (crisis de la deuda vs recuperación y boom), lo que refuerza la elección del modelo econométrico. Este último aproxima los determinantes de largo plazo del TCR de manera no lineal, dejando que los datos sugieran la estructura de la especificación. Pese a su simplicidad, la especificación resultante engloba (*encompass*) a los modelos tradicionales y a los de cointegración con corrección de errores, presenta un menor error cuadrático medio, y genera una predicción del desalineamiento del TCR bastante más conservadora que los modelos rivales. En la generación del TCR de equilibrio se utilizan los parámetros estimados por el modelo y una proyección de la senda de expansión de las variables fundamentales basada en una descomposición de series de tiempo de las mismas.

Finalmente, es posible conjeturar que una modelación completa de redes neurales, en vez de un modelo reducido de transición endógena, podría mejorar tanto la comprensión de los determinantes del TCR como la predicción del desalineamiento del mismo. En particular, una especificación con niveles múltiples y efectos de retroalimentación podría, en principio, modelar los datos con mucho mayor precisión.

REFERENCIAS

Arrau, P; J. Quiroz and R. Chumacero (1992): "Ahorro Fiscal y Tipo de Cambio Real", *Cuadernos de Economía*, vol. 29, No 88, pp. 349-386.

Banco Central de Chile. *Indicadores Economicos y Sociales: 1960-1988*.

Beveridge, S. and C. Nelson (1981): "A New Approach to Decompositions of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, pp. 151-174.

Bosworth, B; R. Dornbusch and R. Labán, eds. (1994): *The Chilean Economy: Lessons and Challenges*, The Brookings Institution.

Caballero, R. and E. Engel (1991): "Dynamic (S,s) Economies", *Econometrica*, vol. 59, pp. 1659-86.

Calvo, G., L. Leiderman, and C. Reinhart (1993): "Real Exchange Rate Appreciation in Latin America," *IMF Staff Papers*, vol. 40, No. 1, (March).

Campbell, J. and G. Mankiw (1987): "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations". *American Economic Review*, vol. 77, pp. 111-117.

Cochrane, J. (1988): "How Big is the Random Walk in GNP?". *Journal of Political Economy*, vol. 96, pp. 893-920.

Corbo, V. (1985): "International Prices, Wages and Inflation in an open Economy: a Chilean model". *Review of Economics and Statistics*, vol 57, pp. 564-573.

Dickey, D. and W. Fuller (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.

Dixit, A. and R. Pindyck (1994). *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press.

Dornbusch, R. (1988): "Balance of Payments Issues", in *The Open Economy*, R Dornbusch and L. Helmers (eds), The World Bank, Washington, D.C.

Dornbusch, R. and S. Edwards (1994): "Exchange Rate Policy and Trade Strategy", in Barry P. Bosworth, Rudiger Dornbusch and Raul Labán (eds), *The Chilean Economy: Lessons and Challenges*, The Brookings Institution.

Edwards, S. (1987): "Tariffs, Terms of Trade and Real Exchange Rate in an Intertemporal Model of the Current Account," *NBER Working Paper*.

_____ (1988): "El Monetarismo en Chile, 1973-1983: Algunos dilemas económicos", in F. Morandé and K. Schmidt-Hebbel (eds.) *Del Auge a la Crisis de 1982. Ensayos sobre liberalización financiera y endeudamiento en Chile*, IIMC/ILADES, Santiago, Chile.

_____ (1989): *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Elbadawi, I.; R. Gallant and J. Souza (1987): "An Elasticity Can Be Estimated Consistently Without A Priori Knowledge of Functional Form", *Econometrica*, vol. 35, pp. 1731-1751.

Elbadawi, I. (1994): "Estimating Long-run Equilibrium Real Exchange Rates", in *Estimating Equilibrium Real Exchange Rates*, J. Williamson (ed.). Institute for International Economics.

Elbadawi, I. and R. Soto (1994): "Capital Flows and Equilibrium Real Exchange Rates in Chile", *Working Papers Series #1306*, The World Bank.

Elbadawi, I and R. Soto (1995): "Real Exchange Rates and Macroeconomic Adjustment in Sub-Saharan Countries and Other Developmente Countries", mimeo, to be presented at the Bi-Annual AERC Research Workshop, Johannesburg, South Africa, December 2-8.

Engle, R. and C. Granger (1987): "Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, vol. 35, pp. 251-276.

Engel, R. and S. Yoo (1987): "Forecasting and Testing Co-Integrated Systems", *Journal of Econometrics*, vol. 35, pp. 145-159.

Gallant, R. and H. White (1992): *A Unified Theory of Estimation and Inference for Nonlinear Dynamic Models*, Basil Blackwell, N.Y.

Granger, C. (1981): "Some properties of time series data and their use in econometric model specification", *Journal of Econometrics*, vol. 16, pp. 121-130.

Granger, C.W.J. and T. Teräsvirta (1994): *Modelling Nonlinear Economic Relationships*; Oxford University Press.

Hamilton, J.D. (1994): *Time Series Analysis*; Princeton University Press, N.J.

Hargreaves, (1994): *Non-Stationarity Time Series Analysis and Cointegration*, (ed). Oxford University Press.

Inder, B. (1993): "Estimating Long Run Relationships in Economics: A Comparison of Deffirent Approaches", *Journal of Econometrics*, vol. 57, pp. 53-68.

Johanssen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254.

Kaminsky, G. (1988): "The Real Exchange Rate since Floating: Market Fundamentals or Bubbles", mimeo, University of California, San Diego.

King, M. and M. Robson (1993): "A Dynamic Model of Investment and Endogenous Growth", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 95, pp. 445-466.

Kuan, C.M. and H. White (1994): "Artificial Neural Networks: an Econometric Perspective", *Econometric Reviews*, vol. 13, pp. 1-91.

Labán, R. and F. Larraín (1994): "The Chilean Experience with Capital Mobility", en *The Chilean Economy: Lessons and Challenges*, Bosworth, B; R. Dornbusch and R. Labán, eds.

Lee, T.H.; H. White; and C.W.J. Granger (1993): "Testing for Nonlinearities in Time Series Models. A Comparison of Neural Network Methods and Alternative Methods", *Journal of Econometrics*, vol.56, pp. 269-290.

León, J. and R. Soto (1994): "Testing for Unit-Roots under Structural Breaks: a Montecarlo Investigation", mimeo.

Marshall, J. and K. Schmidt-Hebbel (1991): "Macroeconomics of Fiscal Deficits: The case of Chile", *Working Papers Series #696*, The World Bank.

Martner, R; D. Titelman, and A. Uthoff (1994): "Componentes Internos y Externos de la Inflación en Chile: Un Enfoque de Cointegración", en *Análisis Empírico de la Inflación en Chile*. F. Morandé Y F. Rosende (eds.). Universidad Católica de Chile -ILADES-Georgetown University.

Morandé, F. (1988): "Domestic Currency Appreciation and Foreign Capital Inflows: What Comes First? Chile, 1977-1982", *Journal of International Money and Finance*, vol. 7, pp. 447-466.

Morandé, F. and K. Schmidt-Hebbel (1988): *Del Auge a la Crisis de 1982. Ensayos sobre liberalización financiera y endeudamiento en Chile*, IIMC/ILADES-Georgetown University, Santiago, Chile.

Nelson, C. and C. Plosser (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, pp. 139-162.

Olekalns, N. (1994): "Testing for Unit Roots in Seasonally Adjusted Data", *Economic Letters*, vol. 45, pp. 273-279.

Quiroz, J. and R. Chumacero (1993): "Trade Reform and the Real Exchange Rate: a Stochastic Equilibrium Model", mimeo, The World Bank.

Rodríguez, C. A. (1989): "Macroeconomic Policies for Structural Adjustment," *Working Papers Series* #247, The World Bank.

Rosenthal, Gert (1993): "Treinta Años de Integración en América Latina: Un Examen Crítico", *Estudios Internacionales*, vol. 26, No 101.

Salter, W. (1959): "Internal and External balance: The Role of Price and Expenditure Effects", *The Economic Record*, vol. 35, pp.226-238.

Schmidt-Hebbel, K. and L. Servén (1994), "Dynamic Response to External Shocks in Classical and Keynesian Economies", in D. Currie and D. Vines (eds.) *North-South Linkages and International Macroeconomic Policy*, Cambridge University Press (forthcoming).

Soto, R. (1995): "Non-Linearities in the Demand for Money: a Neural Network Approach", mimeo, Georgetown University.

Stinchcombe, M. and H. White (1991): "Using Feedforward Network to Distinguish Multivariate Populations", Discussion Paper, University of California, San Diego.

Tong, H. (1990): *Non-Linear Time Series: A Dynamical System Approach*, Oxford University Press.

Tsay, R.S. (1994): "Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes", *Journal of American Statistical Association*, vol. 84, pp. 231-240.

Williamson, J. (1994), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, DC.

World Bank (1995): *The Dominican Republic. Growth with Equity: An Agenda for Reform*. Country Operations Division. Latin America and the Caribbean. Report No. 13619-DO.

Apéndice A
Fuentes de información

Banco Central de Chile:	Dinero (M1 A afines de período), tipo de cambio real y nominal, tasas de interés doméstica (captación, 90-180 ds) y externas (LIBO, 6 meses), PGB nominal y real, deuda externa.
Tarifas	R. Soto, "Chile and the Hemispheric Trade Liberalization", en NAFTA and Trade Liberalization in the Americas , E. Echeverri-Carroll (ed.), University of Texas Press.
Gasto de Gobierno	J. Quiroz, corresponde al gasto en consumo del gobierno.
Términos de Intercambio	Banco Central de Chile 1983-1994, para 1978-1982 se construyó a partir del índice de importables de FMI y de información del Banco Central sobre el precio del cobre y la composición d exportaciones y de datos del Banco Mundial del precio de los commodities.
Tipo de cambio paralelo.	World Currencies Yearbook.
Entradas de Capitales	IMF, IFS-CD ROM

Cuadro Apéndice 1
Descomposición de Beveridge-Nelson de Variables Fundamentales.
(modelo de muestra completa en primeras diferencias)
1982:1-1994:4

Variable	Modelo				R ²	Función de Ganancia
	Random Walk	AR(1)	MA(1)	MA(2)		
Ln Gasto de Gobierno/GDP		0.79	0.47	0.27	0.35	0.95
Entrada de Capitales/GDP		0.92	-1.78	0.72	0.41	0.75
Ln Términos de Intercambio	✓					
Ln Tarifas	✓					
Ln Deuda Externa/GDP		0.49	0.82	0.28	0.19	1.40
Ln Índice de distorsión financiera		0.83	0.61	-0.62	0.42	0.55
(r-r*)		0.85	0.77	-0.45	0.32	0.72

Nota: Todos los parámetros significativos al 5%. En el caso de las variables clasificadas como "random walks", no se encontró estructura alguna al proceso que sigue la primera diferencia de la serie.

Cuadro 3
Modelos de Cointegración del Tipo de Cambio Real
1978:1-1994:4

Modelo Lineal de Cointegración $TCR_t = \beta'X_t + \mu_t$	Parámetro Estimado	Model de Transición Endógena $TCR_t = \beta'X_t + \frac{\gamma}{1 + e^{-\omega X_t}} + \mu_t$	Parámetro Estimado
Constante	-4.07	Constante (β)	-1.65
Ln Gasto de Gobierno/GDP	-0.86	Ln Gasto de Gobierno/GDP (β)	-0.53
Entrada de Capitales/GDP	-0.11	Entrada de Capitales/GDP (β)	-0.07
Ln Términos de Intercambio	0.37	Ln Términos de Intercambio (β)	1.08
Ln Tarifas	0.11	Ln Tarifas (β)	0.25
Ln Deuda Externa/GDP	0.60	Ln Deuda Externa/GDP (β)	0.77
Ln Índice Distorsión Financiera	-0.46	Ln Ind. Distorsión Financiera (β)	-0.20
($r-r^*$)	-0.04	($r-r^*$) (β)	0.002
		Gamma (γ)	16.32
		Constante (ω)	16.63
		Ln Gasto de Gobierno/GDP (ω)	-4.16
		Entrada de Capitales/GDP (ω)	-0.004
		Ln Términos de Intercambio (ω)	3.29
		Ln Tarifas (ω)	0.53
		Ln Deuda Externa/GDP (ω)	1.32
		Ln Ind. Distorsión Financiera (ω)	0.16
		($r-r^*$) (ω)	0.01
R ² ajustado	0.92	R ² ajustado	0.98
Test de Autocorrelación	0.66	Test de Autocorrelación	1.27
Test de Cointegración	-3.34	Test de Cointegración	-5.31

Nota: los valores críticos para rechazar la hipótesis nula de no cointegración son -3.54 y -3.87 al 10% y 5%, respectivamente.