



---

## NOTAS DE INVESTIGACIÓN

*Esta sección tiene por objeto divulgar artículos breves escritos por economistas del Banco Central de Chile sobre temas relevantes para la conducción de las políticas económicas en general y monetarias en particular. Las notas de investigación, de manera frecuente, aunque no exclusiva, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.*

---

# ASIMETRÍAS EN EL AJUSTE DEL DESALINEAMIENTO CAMBIARIO EN CHILE

Alvaro Aguirre R.\*  
César A. Calderón\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

El tipo de cambio real (TCR) es el precio relativo entre bienes transables y no transables en una economía abierta, y como tal entrega señales para la asignación de recursos entre estos dos sectores. Rodrick (2008) muestra empíricamente que el valor del TCR afecta significativamente el tamaño relativo del sector transable en una muestra grande de países. En materia de política económica, es importante examinar si el valor de este precio relativo es coherente con su nivel de equilibrio, aquel que garantiza el equilibrio interno y externo de una economía (Edwards, 1989), o si se encuentra desalineado con respecto a este, a causa de fricciones que impiden el movimiento de factores en la economía, lo que puede generar una asignación ineficiente de los recursos. Aguirre y Calderón (2005) muestran que un desalineamiento del TCR tiene efectos significativos —y adversos en la mayoría de los casos— sobre el crecimiento económico<sup>1</sup>. Por otro lado, existe evidencia de que los valores del TCR alejados de su valor de equilibrio se asocian a un mayor riesgo de crisis (Kaminsky y Reinhart, 1999) y costos reales resultantes de los ajustes abruptos que comúnmente se generan (Goldfajn y Valdés, 1999). A la luz de esta evidencia, reducir el nivel y la persistencia de los desalineamientos cambiarios es fundamental para el buen desempeño macroeconómico. En este trabajo analizamos la dinámica del desalineamiento cambiario en Chile con particular énfasis en la existencia de asimetrías en su ajuste y en los efectos de la flexibilización del sistema cambiario ocurrida en 1999.

Nuestro énfasis en la asimetría del ajuste del TCR se explica no solo por el hecho de que los efectos sobre el crecimiento económico varían de acuerdo al tamaño y al signo del desalineamiento (Aguirre y Calderón, 2005; Rodrik, 2008), sino también porque, en presencia de dichas asimetrías, los métodos lineales de estimación no logran capturar la verdadera dinámica del desalineamiento

---

\* Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mail: [aaguirre@bcentral.cl](mailto:aaguirre@bcentral.cl)

\*\* Banco Mundial. E-mail: [ccalderon@worldbank.org](mailto:ccalderon@worldbank.org)

<sup>1</sup> El único caso en que el efecto sería positivo y significativo sobre crecimiento es para subvaluaciones moderadas.

(Taylor et al., 2001). El motivo más destacado en la literatura por el cual pueden ocurrir asimetrías con respecto al tamaño —aunque no de signo— de los desalineamientos, es la existencia de costos de arbitraje, en particular los de transporte (véase la revisión de esta literatura en Taylor et al. 2008). Pero de forma más general, las rigideces nominales pueden afectar la velocidad de ajuste no solo en relación con el tamaño del desalineamiento, sino también con su signo. Si bien esto no debería ser especialmente importante en sistemas de tipo de cambio flotante, son pocas las economías en que esta variable se deja mover libremente. En este sentido, posibles preferencias de las autoridades de política también pueden generar asimetrías. Por ejemplo, Dooley et al. (2004) argumentan que el mantener un TCR subvaluado fue fundamental en las políticas de desarrollo de Japón y Alemania después de la Segunda Guerra Mundial, y más recientemente en China y otros países del este asiático. Por otro lado, un nivel sobrevaluado del TCR, como los observados en Latinoamérica, pueden obedecer a presiones políticas por parte de grupos de interés que persiguen bajos precios para ciertos productos, o como herramienta alternativa para contener la inflación<sup>2</sup>.

Para explorar la existencia de asimetrías en el ajuste de desalineamientos cambiarios en Chile, aplicamos un modelo autorregresivo de transición suavizada (*STAR*), desarrollado por Granger y Teräsvirta (1993)<sup>3</sup> a una medida de desalineamiento del TCR estimada para el período de 1977 a 2012. Esto permite analizar asimetrías en el ajuste tanto en relación con el tamaño como con el signo de los *shocks*. Para investigar si la flexibilización del sistema cambiario ocurrida en 1999 modificó el patrón asimétrico del desajuste cambiario, estimamos el modelo para dos submuestras, una desde 1977 a 1999 y una desde el 2000 al 2012.

## II. ESTRATEGIA EMPÍRICA

En este trabajo definimos el tipo de cambio real como la razón entre el producto del índice de precios externo y el tipo de cambio nominal (unidades de moneda interna por moneda extranjera) y el índice de precios local. Nótese que bajo esta definición un aumento (disminución) del TCR corresponde a una depreciación (apreciación) real de la moneda local.

Para estimar el desalineamiento del TCR en Chile seguimos la metodología implementada por Calderón (2004), Aguirre y Calderón (2005), Lee et al. (2008) y Caputo y Fuentes (2012), basada en la versión transable versus no transable del modelo de Obstfeld y Rogoff (1995). En particular, se estima un vector de cointegración entre el TCR y sus fundamentos, incluyendo la posición neta de activos internacionales, los términos de intercambio, el gasto del gobierno como proporción del PIB y el diferencial de productividad entre el sector transable y el no transable. Para la estimación se utiliza la metodología de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (*DOLS*) que soluciona el problema de causalidad inversa (Stock y Watson, 1993). Una vez estimado el vector de cointegración, este se utiliza para generar una serie de TCR de equilibrio usando el componente de tendencia de las variables explicativas listadas anteriormente. La diferencia entre esta medida de TCR de equilibrio y el valor efectivo del TCR se define como la variable de desalineamiento cambiario. La estimación se lleva a cabo para el período de 1977 al 2012. El TCR efectivo, el de equilibrio y el correspondiente desalineamiento se presentan en el gráfico 1<sup>4</sup>.

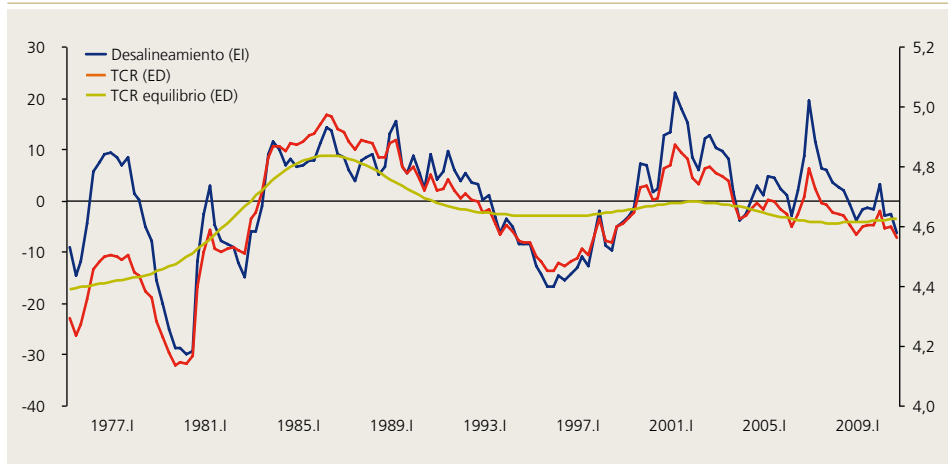
<sup>2</sup> Para un análisis comparativo entre Asia del este y América Latina, véase Sachs y Williamson (1985).

<sup>3</sup> Véase Franses y van Dijk (2000) para un análisis más aplicado.

<sup>4</sup> Para todas las variables incluidas en el vector de cointegración, no se rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria, con un 90% de significancia, en niveles, y se rechaza en diferencias, usando el test aumentado de Dickey-Fuller (en el caso del TCR en niveles la hipótesis no se rechaza al 95%). Para los tests de Johansen, el de la traza indica que hay dos vectores de cointegración, y el del máximo valor propio que hay uno, con un 5% de significancia.

**Gráfico 1**
**TCR y desalineamiento cambiario, 1977:I-2012:III**

(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Para explorar la existencia de asimetrías en el ajuste de la serie de desalineamientos del TCR utilizamos el método *STAR*. Este método supone que existen distintos regímenes, en los cuales el comportamiento dinámico de la serie estudiada es distinto, y que la transición entre estos es suavizada. Esta metodología ha sido utilizada, entre otros, por Taylor et al. (2001) para estudiar la existencia de no linealidades en la dinámica del TCR para un conjunto de países desarrollados, en la dinámica de la tasa de desempleo en EE.UU. por van Dijk et al. (2002), y en la dinámica de retornos accionarios y producción industrial en EE.UU., por Bradley y Jansen (2004).

En este trabajo suponemos la existencia de dos regímenes, *d* (TCR depreciado en relación al TCR de equilibrio) y *a* (TCR apreciado en relación al TCR de equilibrio). De esta manera, suponemos que el ajuste del TCR difiere según el tamaño del desalineamiento y según este sea positivo o negativo, y que la serie transita suavemente entre los distintos tipos de ajuste. Sobre la base de lo anterior, definimos el proceso que sigue el desalineamiento,  $\xi$ , como

$$\xi_t = \left[ \sum_{i=1}^{p_d} \phi_{t-i,d} \xi_{t-i} \right] (1 - G(\xi_{t-1}, \gamma, c)) + \left[ \sum_{i=1}^{p_a} \phi_{t-i,a} \xi_{t-i} \right] G(\xi_{t-1}, \gamma, c) + \mu_t \quad (1)$$

donde  $p_d$  y  $p_a$  son el número de rezagos en los regímenes *d* y *a* respectivamente,  $\phi$ ,  $\gamma$  y  $c$  son parámetros,  $G$  es una función de transición y  $\mu_t \sim iid(0, \sigma^2)$ . En esta expresión se supone que existen dos regímenes, con distintas dinámicas autorregresivas (distintos  $\phi$ ), siendo la función  $G$  el ponderador entre los dos procesos. Es fácil notar que si esta última función es igual a 1, entonces estamos en el régimen *a*, mientras que si toma un valor nulo, estaremos en el régimen *d*. Pero la función  $G$  toma valores entre 0 y 1, lo que permite considerar los dos regímenes, con una ponderación que dependerá del valor que tome dicha función en un determinado momento del tiempo.

Debido a que en el presente trabajo los regímenes se definen no solo en relación con el tamaño del desalineamiento, sino también según si este es mayor o menor que cero, utilizamos una función logarítmica para  $G$ , la que toma la siguiente forma:

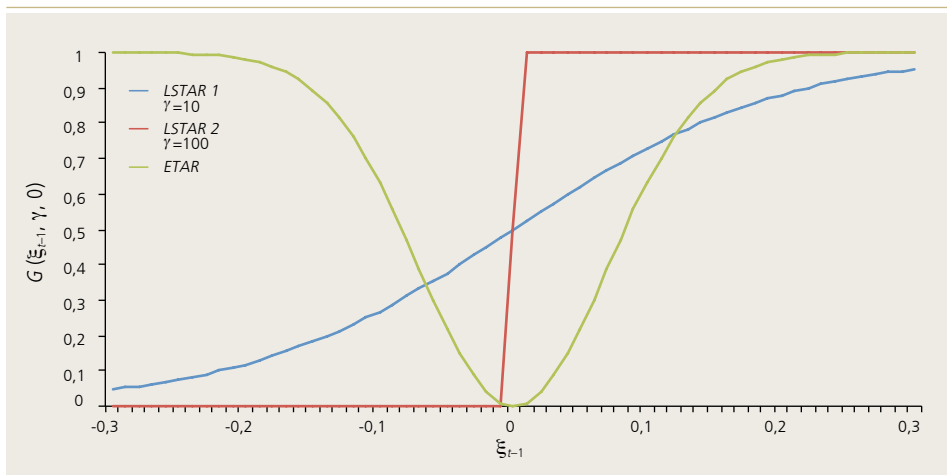
$$G(\xi_{t-1}, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma[\xi_{t-1}-c])} \cdot \quad (2)$$

Al utilizar esta función, el modelo se define como *LSTAR*. Esta función depende de dos parámetros. El primer parámetro es  $c$ , que define el valor del límite entre los dos regímenes. Un aumento de la diferencia entre el desalineamiento del período anterior y este parámetro tiene un efecto negativo en  $G$ , lo que hace ponderar más el régimen  $d$ . Lo contrario ocurre con una reducción de la diferencia entre las dos variables. Como queremos diferenciar los dos regímenes según sobrevaluación y subvaluación del TCR, definimos  $c = 0$ . Por su parte, el parámetro  $\gamma$  captura la forma que toma la transición de un régimen al otro, multiplicando la distancia entre el desalineamiento del período anterior y el parámetro  $c$ . Así, un valor bajo de  $\gamma$  en valor absoluto hará necesarios valores muy altos de desalineamiento pasado para observar alguna ponderación significativamente más alta de un régimen por sobre el otro, lo que corresponde a una transición más suave. Este caso es ilustrado por la línea *LSTAR1*, que se construye con un valor de  $\gamma$  igual a 10, en el gráfico 2. Por el contrario, un valor alto de  $\gamma$  en valor absoluto implica que unas diferencias pequeñas entre el desalineamiento y  $c$ , se traduzcan en grandes diferencias entre las ponderaciones asignadas en cada régimen. Este es el caso de la línea *LSTAR2*, que se construye con un valor de  $\gamma$  igual a 100, en el gráfico 2. En este caso,  $\gamma$  es lo suficientemente alto como para que el valor absoluto del desalineamiento no influya en la ponderación asignada a cada régimen, generando una transición abrupta. El parámetro  $\gamma$  y los parámetros autorregresivos para cada régimen se estiman econométricamente, por lo que se utiliza el método de mínimos cuadrados no lineales para estimar la ecuación (1).

Es posible utilizar una función exponencial para  $G$  y estimar un modelo *ETAR* como lo hacen Taylor et al. (2001)<sup>5</sup>. Sin embargo, esta forma funcional permite solo asimetrías con respecto a la distancia entre la serie y el límite definido entre los dos regímenes, y no con respecto al régimen en el que se encuentra la serie. Esto se ilustra en la línea *ETAR* en el gráfico 2. Ahí se puede ver que solo el tamaño del valor absoluto del desalineamiento influye en el valor de  $G$ . Es decir, si existe una sobrevaluación de 2%, la ponderación de los coeficientes autorregresivos es la misma que en el caso de una subvaluación de 2%.

<sup>5</sup> Taylor et al. (2001) aplican la metodología al TCR en lugar del desalineamiento como lo hacemos en este trabajo.

Gráfico 2

Funciones de transición, *LSTAR* y *ETAR*

Fuente: Elaboración propia.

## III. ESTIMACIÓN

En primer lugar, se debe probar la no linealidad en la serie de desalineamiento. Lo anterior consiste en testear si  $\gamma$  es distinto de cero, por cuanto si es igual a cero, la función  $G$  tomará el valor de 0,5 independientemente del valor que tome el desalineamiento rezagado. Para esto se lleva a cabo un test tipo LM, que únicamente necesita la estimación del modelo bajo la hipótesis nula de linealidad (Franses y van Dijk, 2000)<sup>6</sup>. En el cuadro 1 se muestran los resultados, incluyendo estadísticos que son robustos a heterocedasticidad y a *outliers* en su versión de muestras pequeñas (distribución F)<sup>7</sup>. Se puede ver que para la muestra completa se rechaza la hipótesis nula de linealidad con un 99% de confianza utilizando el test estándar. Sin embargo, utilizando el resto de los estadísticos encontramos que esta confianza cae por debajo del 90%. Como ya dijimos, este resultado puede estar afectado por la flexibilización cambiaria de 1999. Para verificar esta hipótesis aplicamos el test para dos submuestras, la primera de 1977.I a 1999.IV y la segunda del 2000.I al 2012.III. En el cuadro podemos ver que la hipótesis nula de linealidad se rechaza con cerca de 95% de confianza en la primera submuestra, mientras que claramente el test no puede rechazar la existencia de linealidad en la segunda submuestra. Esto es entonces lo que hace que para la muestra completa no se pueda rechazar la hipótesis nula en todos los casos.

<sup>6</sup> Esta es una ventaja importante al definir la hipótesis nula en función de  $\gamma$  y no con respecto a posibles diferencias entre los parámetros  $\phi_{t,a}$  y  $\phi_{t,d}$ . Para más detalle, véase Luukkonen et al. (1988).

<sup>7</sup> El orden de rezago para las pruebas estadísticas se determina según el criterio de Akaike.

## Cuadro 1

## Test de no linealidad del desalineamiento

(versión F, muestra pequeña)

Muestra	Test estándar	Robusto a heterocedasticidad	Robusto a outliers
1977.I - 2012.III	3,63 (0,01)	2,14 (0,10)	1,59 (0,13)
1977.I - 1999.IV	3,56 (0,02)	3,52 (0,02)	1,95 (0,06)
2000.I - 2012.III	0,44 (0,72)	0,61 (0,61)	0,74 (0,66)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Estadísticos de Luukkonen et al. (1988). Entre paréntesis, valores p para rechazar H0 de linealidad.

Dado que el test apuntaría a la existencia de no linealidades en la serie de desalineamiento cambiario para ciertos períodos, procedemos a estimar la especificación expuesta en 1 y 2 para la muestra completa y las muestras anterior y posterior a 1999. Para fines de comparación se estima un modelo AR lineal para cada una de las muestras. En el cuadro 2 se muestran los resultados. El número de rezagos se determina según el criterio de Akaike, estadístico que se presenta en el cuadro. Tanto para la muestra completa como para la primera submuestra los rezagos elegidos son dos para el régimen a y uno para el régimen d, mientras que para la muestra posterior al 2000 se elige un rezago en cada régimen.

Según los resultados presentados en el cuadro 2, no hay una diferencia importante entre los parámetros autorregresivos estimados para la muestra completa y la primera submuestra. Sin embargo, si se observa una diferencia entre los parámetros de cada régimen para una misma muestra. No obstante, la suma de estos parámetros es similar en los dos casos, entonces también lo es el tiempo que demoran en deshacerse completamente los efectos de *shocks* al desalineamiento. En el régimen a, el hecho de que el primer rezago sea mayor que uno tiende a amplificar el *shock* inicial, y por lo tanto, como quedará más claro al graficar las funciones de impulso respuesta, una menor fracción de este se deshace en los primeros trimestres. Podemos observar además, que el modelo lineal no captura este hecho, y que paralelamente sobreestima el efecto en el régimen d, durante los primeros trimestres. De todas formas, la diferencia más marcada se produce en el parámetro *gamma* de asimetría, el que aumenta en la muestra que no incluye el período de flotación cambiaria. Como se espera de los resultados del test del cuadro 1, este parámetro es significativo en la muestra completa y en la que termina en 1999, pero su tamaño es bastante menor en el primer caso. Esto apuntaría a una suavización de la forma en que se transita entre los dos estados, dando origen a asimetrías respecto no solo al signo sino también respecto al tamaño de los desalineamientos. En el gráfico 3 mostramos la función de transición definida en (2) que resulta de la estimación de la ecuación (1) para la muestra completa, en función de los distintos valores que toma el desalineamiento cambiario (las marcas sobre la curva indican los niveles de desalineamiento efectivamente observados). A diferencia de la muestra completa, en la primera muestra solo existirían asimetrías respecto al signo del *shock*, y la función G es similar a la línea roja que aparece en el gráfico 2<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> Las importancias de las asimetrías respecto al signo del *shock* justifican la estimación de un modelo LSTAR por sobre un ETAR.



Estas diferencias podrían deberse a las respuestas del desalineamiento en el período de flexibilización cambiaria. En este caso también se observan diferencias en los parámetros autorregresivos entre regímenes, con una persistencia mayor en el régimen *d*. Sin embargo, al ser el parámetro  $\gamma$  de asimetría no significativo, estas diferencias no serían estadísticamente relevantes. Debido a esto, para el resto de este trabajo solo consideramos la estimación lineal para la muestra posterior a 1999<sup>9</sup>.

## Cuadro 2

### Estimación del modelo STAR para tipo de cambio real observado y desalineamiento cambiario

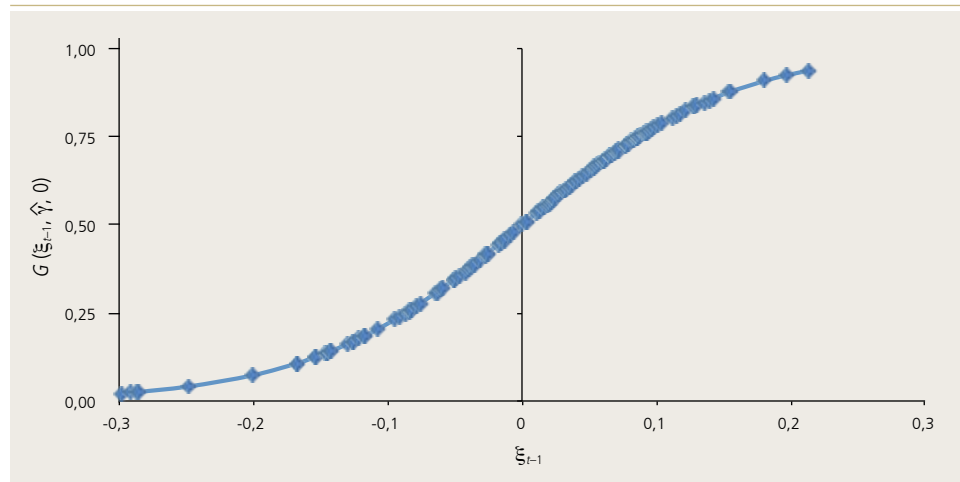
	1977.I - 2012.III	1977.I - 1999.IV	2000.I - 2012.III
Modelo Lineal			
Rezago 1	1,14 (0,08)	1,23 (0,09)	0,84 (0,08)
Rezago 2	-0,26 (0,08)	-0,32 (0,09)	-0,20 (0,13)
Régimen <i>d</i>			
Rezago 1	0,86 (0,06)	0,90 (0,06)	0,87 (0,08)
Rezago 2	-	-	-
Régimen <i>a</i>			
Rezago 1	1,50 (0,14)	1,50 (0,11)	0,44 (0,10)
Rezago 2	-0,61 (0,14)	-0,60 (0,12)	-
Gamma	1,30 (0,66)	67,60 (5,89)	26,31 (57,74)
AIC	-6,38	-6,48	-6,21

Fuente: Elaboración propia.  
Error estándar robusto entre paréntesis.

<sup>9</sup> Hay que tener en cuenta, sin embargo, que el hecho de que estos efectos no sean significativos según los tests mostrados en el cuadro 1 y las estimaciones en el cuadro 2, puede deberse al reducido tamaño de la muestra para el período posterior a 1999, que es menos de un tercio de la muestra completa.

Gráfico 3

## Función de transición estimada, 1977.I-2012.III

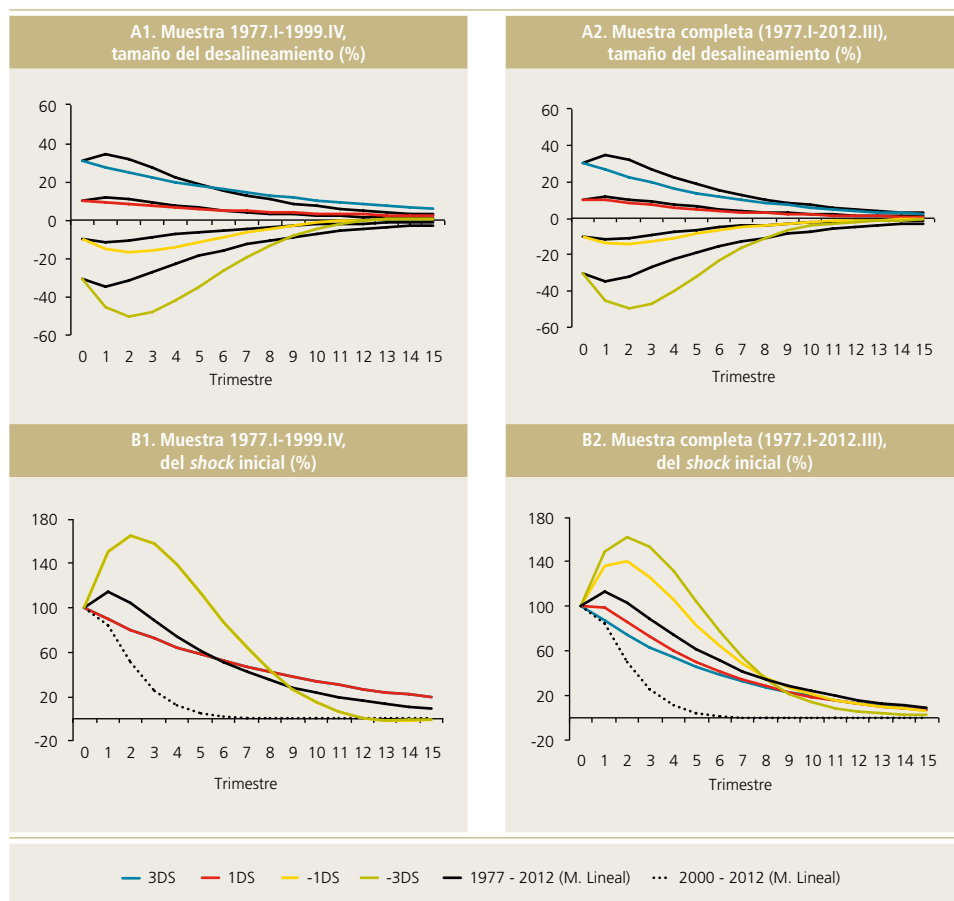


Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico 4 se muestran las funciones de impulso-respuesta (IR) derivadas de las estimaciones para ilustrar de mejor manera las diferencias entre los distintos regímenes y al interior de cada uno. En el panel A se muestra la respuesta del desalineamiento ante cuatro tamaños de *shock*, de 3, 1, -1 y -3 desviaciones estándar para la muestra anterior a 1999 (A1) y la muestra completa (A2). Además, se incluyen las respuestas al modelo lineal estimado para el período completo. Para verificar más claramente la existencia de asimetrías, en el panel B se normalizan los IR de acuerdo al tamaño del *shock*, además de presentar los IR del modelo lineal estimado para el período posterior a 1999. Para analizar mejor los resultados en el cuadro 3 se presenta la fracción del *shock* inicial que persiste luego de 2 y 6 trimestres para cada muestra y tamaño.

En los gráficos con los IR normalizados (panel B1) se puede ver que la asimetría respecto al signo del desalineamiento fue importante en el período previo a 1999, con una fuerte y duradera amplificación del *shock* frente a apreciaciones, y un decaimiento relativamente rápido ante *shocks* que deprecian el TCR respecto a su nivel de equilibrio. Esto se verifica en el cuadro 3: después de 2 y 6 trimestres el porcentaje del desalineamiento que persiste es cerca del doble cuando se trata de una apreciación que frente a una depreciación. Podemos ver también, el mayor efecto y persistencia de todos los tipos de *shocks* en el período anterior a la flexibilización del sistema cambiario, al comparar los IR del modelo no lineal con el IR del modelo lineal post 1999 (línea punteada). En cuanto al tamaño de los *shocks*, como ya lo habíamos descrito, podemos ver que la asimetría existe solo para la muestra completa (panel B2). En el caso del régimen a los *shocks* más altos se amplifican más durante los primeros trimestres, al contrario de lo que ocurre para el régimen *d*.



**Gráfico 4**
**Funciones de impulso-respuesta estimadas a base de Star**


Fuente: Elaboración propia a base de resultados obtenidos por los autores.

**Cuadro 3**
**Efecto de shocks al desalineamiento**

(porcentaje del shock inicial luego de 2 y 6 trimestres)

	3DS	1DS	-1DS	-3DS
Trimestre 2				
1977.I - 2012.III	0,74	0,86	1,40	1,63
1977.I - 1999.IV	0,80	0,80	1,65	1,65
Trimestre 6				
1977.I - 2012.III	0,39	0,42	0,64	0,78
1977.I - 1999.IV	0,52	0,52	0,88	0,88

Fuente: Elaboración propia.

Al comparar los resultados de cada muestra observamos que las diferencias promedio en términos de signo se reducen cuando se incorpora el período post flexibilización, lo que está en línea con los resultados anteriores. Esto se debe al comportamiento ante *shocks* relativamente pequeños al desalineamiento. Mientras la diferencia en el tamaño del *shock* que persiste después de dos (seis) trimestres es cercano a 85% (36%) para ambas muestras en el caso de grandes desalineamientos (+3DE y -3DE), dicha diferencia pasa de 85% (36%) a 54% (22%) cuando se agrega el período de flexibilización cambiaría en el caso de desalineamientos moderados (+1DE y -1DE). A la vez, este resultado obedece mayormente a una reducción mayor de los efectos de pequeñas apreciaciones. En este caso, ante apreciaciones de 1DE, observamos que al agregar el período de flotación lo que resta del *shock* luego de 2 y 6 trimestres es 25% menor. En el caso de depreciaciones de 1DE, esta caída no supera el 10%. Podemos inferir de estos resultados que la flexibilización del sistema cambiario ha generado mecanismos de ajuste que actúan más rápido ante desalineamientos cambiarios (lo que queda bastante claro al comparar los IR con aquellos generados por el modelo lineal, para la muestra posterior a 1999, en el panel B del gráfico 4), particularmente ante apreciaciones moderadas del TCR bajo su valor de equilibrio.

#### IV. CONCLUSIONES

En este trabajo incluimos en el análisis de la dinámica del desalineamiento cambiario la existencia de asimetrías en el ajuste, tanto en relación con el tamaño de los *shocks* como en relación con el signo de estos, aplicando el modelo *STAR* a una estimación del desalineamiento cambiario en Chile. Los resultados muestran la existencia de una no linealidad en el ajuste del TCR hacia su valor de equilibrio. Encontramos que existen asimetrías relevantes no solo respecto al tamaño de los *shocks*, sino también respecto al signo de estos, lo que genera sesgos de estimación en modelos lineales. En particular, se muestra que las grandes apreciaciones se amplifican más en los trimestres posteriores al *shock*, mientras que los *shocks* que generan depreciaciones se diluyen más rápido durante dicho período.

Para saber cómo influyó la flexibilización del sistema cambiario adoptada en Chile en 1999 sobre estos resultados, dividimos la muestra y aplicamos el modelo *STAR* antes y después de este acontecimiento. Encontramos que las asimetrías solo serían significativas para el período anterior a la flexibilización. Además, encontramos que la persistencia y la amplificación de los *shocks* se redujeron significativamente luego de la flexibilización, lo que es un resultado importante a la luz de la literatura empírica que destaca los efectos negativos para el crecimiento de desalineamientos persistentes, particularmente en el caso de subvaluaciones reales.



## REFERENCIAS

---

Aguirre, A. y C.A. Calderón (2005). "Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance". Documento de Trabajo N°315, Banco Central de Chile.

Bradley, M.D. y D.W. Jansen (2004). "Forecasting with a Nonlinear Dynamic Model of Stock Returns and Industrial Production". *International Journal of Forecasting* 20(2): 321-42.

Calderón, C.A. (2004). "Un Análisis del Comportamiento del TCR en Chile". *Economía Chilena* 7(1): 5-29.

Caputo, R. y M. Fuentes (2012). "Government Spending and the Real Exchange Rate: A Cross-Country Perspective". Documento de Trabajo N°655, Banco Central de Chile.

Dooley, M.P., Folkerts-Landau, D. y P. Garber (2004). "An Essay on the Revived Bretton Woods". *International Journal of Finance and Economics* 9(4): 307-313.

Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rates, Devaluations, and Adjustment*. Cambridge, MA: MIT Press.

Franses, P. y D. van Dijk (2000). *Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge, MA: Cambridge University Press.

Goldfajn, I. y R. Valdés (1999). "The Aftermath of Appreciations". *The Quarterly Journal of Economics* 114, 229-262.

Granger, C. y T. Teräsvirta (1993). *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford University Press.

Kaminsky, G. y C.M. Reinhart (1999). "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems". *American Economic Review* 89(3), 473-500.

Lee, J., G.M. Milesi-Ferretti y L.A. Ricci (2008). "Real Exchange Rates and Fundamentals: A Cross-Country Perspective". IMF Working Papers 08/13, Fondo Monetario Internacional.

Luukkonen, R., P. Saikkonen y T. Teräsvirta (1988). "Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models". *Biometrika* 75: 491-9.

Obstfeld, M. y K. Rogoff (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux". *Journal of Political Economy* 103: 624-60.

Rodrik, D. (2008). "The Real Exchange Rate and Economic Growth". *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 365-412.



Sachs, J.D. y J. Williamson (1985). "External Debt and Macroeconomic Performance in Latin America and East Asia". *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 523–73.

Stock, J.H. y M.W. Watson (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". *Econometrica* 61(4):783–820.

Taylor, M.P., D.A. Peel y L. Sarno (2001). "Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Towards a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles". *International Economic Review* 42: 1015–42.

Van Dijk, D., T. Teräsvirta y P.H. Franses (2002). "Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments". *Econometric Reviews* 21: 1–47.