Universidad de San Andrés

Departamento de Economía

Maestría en Economía

Un análisis de la elasticidad precio e ingreso de las importaciones argentinas entre 1993-2013

Autor: Nahuel Guaita

DNI: 33658259

Director de Tesis: Enrique Kawamura

Buenos Aires 16/06/2017

Abstract

El análisis empírico desarrollado en el presente trabajo consiste en estudiar la elasticidad ingreso y elasticidad precio de las importaciones Argentinas entre 1993 y 2013. Se encuentra evidencia de la fuerte variabilidad de las importaciones ante cambios en el producto y una menor respuesta de las mismas a alteraciones en el tipo de cambio real. Particularmente mediante el análisis de cointegración, con dos variables explicativas (producto bruto interno y tipo de cambio real) se obtiene que la elasticidad producto de las importaciones fue de 1.03, en cuanto la elasticidad precio fue de -0.33. Al mismo tiempo para el modelo de Cadenas Markovianas, para el mismo período se obtiene una elasticidad producto de 1.30 y una elasticidad precio de -0.19. Finalmente, análisis de robusticidad permiten concluir que aun si se modifican algunas de las variables explicativas utilizadas los resultados anteriormente mencionados se mantienen. Como se mostrará, estos resultados coinciden con la mayoría de los resultados obtenidos para la Argentina en diferentes períodos de tiempo. En consecuencia, políticas de desestimulo de importaciones mediante la depreciación del tipo de cambio real deben ser reevaluadas.

Palabras Clave: Elasticidad Precio, Elasticidad Ingreso, VAR, Cadenas Marokovianas, Cambio estructural.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

I. Introducción

En parte de la literatura económica, un tipo de cambio real competitivo es visto como un factor crucial para reducir las importaciones (Ros y Skott (1998), Rodrik (2008), Razmi, Rapetti y Skott, 2011-8; Rapetti 2011-9; Razmi, Rapetti, Skott, 2012). Sin embargo, para el caso argentino desde por lo menos 1995 con el trabajo de Reinhart seguido por los trabajos de Senhadji (1998); Catão y Falcetti (2002); Heymann y Ramos (2003); Bus y Nicolini Llosa (2007); Duarte, Nicolini-Llosa y Paya (2007); Berrettoni y Castresana (2008), puede encontrarse evidencia empírica de la baja respuesta relativa de las importaciones a alteraciones en el tipo de cambio real. Esto ha llevado a algunos economistas a comenzar a cuestionar la efectividad de utilizar únicamente tipos de cambio depreciados para reducir las importaciones y promover el desarrollo de la producción nacional (Zack y Dalle, 2014).

Este trabajo examina esta cuestión a través de dos maneras diferenciadas. En primer lugar, se va a analizar la elasticidad de las importaciones ante variaciones en la tasa real de cambios (o de ahora en adelante elasticidad pecio). Esta última es una medida sintética de la competitividad precio de los bienes y servicios producidos por un país en relación a los producidos por el resto del mundo, por lo que debe ser incluida como variable relevante de la demanda de importaciones (ver Houthakker-Magee (1969), Thirlwall (1979), Krugman (1988)).

En segundo lugar, se va analizar la elasticidad de las importaciones ante cambios en el ingreso nacional (o de ahora en adelante elasticidad ingreso). Esto se debe a que cuanto mayor sea el producto nacional (PBI) mayor será la demanda de bienes importados, dada la relación de precios entre bienes domésticos e importados (ver Houthakker-Magee (1969), Thirlwall (1979), Krugman (1988)).

Para estudiar ambas cuestiones, el análisis empírico desarrollado en el presente trabajo consiste en la implementación de un análisis de cointegracion y un modelo de cadenas markovianas para la Argentina entre 1993-2013. El período bajo análisis, así como la frecuencia de los datos escogidos fueron determinados en base a la disponibilidad de los mismos en las bases estadísticas del MECON e INDEC.

Se encuentra evidencia de la fuerte variabilidad de las importaciones ante cambios en el producto y una menor respuesta de las mismas a alteraciones en el tipo de cambio real en Argentina entre 1993-2013. Particularmente el análisis de cointegracion, con dos variables explicativas (PBI y tipo de cambio real), se obtiene que entre 1993 y 2013 la elasticidad producto de las importaciones fue de 1.03, en cuanto la elasticidad precio fue de -0.33. Mientras que para el modelo de Cadenas Markovianas, para el mismo período se obtiene una elasticidad producto de 1.30 y una elasticidad precio de -0.19. Finalmente análisis de robusticidad permiten concluir que aun si se modifican algunas de las variables explicativas utilizadas los resultados anteriormente mencionados se mantienen.

Estos resultados contribuyen a la literatura que versa sobre evidencia empírica para la elasticidad precio e ingreso de las importaciones en Argentina. Carmen Reinhart (1995) estima mediante la

metodología de cointegración de Johansen para 12 países en desarrollo, entre ellos la Argentina, entre los años 1970 y 1992 las elasticidades ingreso y precio respectivamente. Obteniendo como resultado valores de 1,09 y -0,467.

Abdelhak Senhadji (1998) estima, teniendo en cuenta la posible no estacionariedad de las series macroeconómicas utilizadas, las elasticidades precio e ingreso para una serie de países, entre ellos la Argentina, entre 1960 y 1983. Obteniendo como resultado 0,8 y -0,64 respectivamente para la estimación por mínimos cuadrados ordinarios y 0.70 para la elasticidad ingreso y -0,68 para la elasticidad precio utilizando un estimador modificado por el método de Monte Carlo.

Catão y Falcetti (2002), también controlando la estacionariedad de las series y utilizando el análisis de cointegración de Johansen, obtuvieron una elasticidad ingreso de 2,42 y una elasticidad al tipo de cambio de -0,79 para el período 1980-1997.

Heymann y Ramos (2003) para el periodo 1975-2001, siguiendo la metodología de Engle y Granger, obtienen mediante la estimación de una regresión de cointegración una elasticidad ingreso de las importaciones de 3,68 y una elasticidad precio de -0,61.

Resultados semejantes son aportados por Bus y Nicolini Llosa (2007). Los autores describen la demanda de importaciones agregadas para diferentes periodos de la economía Argentina entre los años 1970-2007. Aplicando mínimos cuadrados ordinarios de Engle & Granger y Máxima Verisimilitud de Johansen & Juselius junto con el Modelo de Corrección de Errores, para obtener elasticidades precio e ingreso de largo y corto plazo. Obtienen que la elasticidad precio varía entre -0.37 y -0.44 y la elasticidad ingreso entre 1,46 y 3,81.

Duarte, Nicolini-Llosa & Paya (2007) para el periodo 1970-2005 utilizaron mínimos cuadrados ordinarios con el procedimiento de Engle y Granger. Obtuvieron una elasticidad ingreso de 3,52 y elasticidad precio de -0,36. Por otro lado, utilizando el método de máxima verosimilitud de Johansen y Juselius, obtuvieron elasticidades de ingreso y precio de 3,29 y -0,56 respectivamente.

QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés

Berrettoni y Castresana (2008) para el periodo 1993-2008, obtienen mediante un modelo de corrección de errores (MCE) que un aumento del 1% del tipo de cambio genera una caída del 0.34% en las importaciones agregadas, mientras que un aumento del nivel de actividad del 1% genera un aumento de las importaciones del 2,76%.

A modo de conclusión se examinarán posibles explicaciones teóricas para la baja respuesta de las importaciones a variaciones en el tipo de cambio real, entre ellas la participación del país en cadenas globales de valor, barreras arancelarias y pararancelarias, entre otras. Mientras que trabajos adicionales serán requeridos para el estudio del impacto de cada una de las variables mencionadas, la nueva evidencia empírica de este trabajo sugiere que la efectividad de un tipo de cambio depreciado para desestimular importaciones tiene que ser reevaluada.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección II, A se describen los datos utilizados; en la sección II, B se presenta la estrategia empírica adoptada; en la sección II, C se realiza una estimación recursiva de la elasticidad precio e ingreso de las importaciones; en la sección II, D se expondrá un análisis de robustez y finalmente en la sección III se presentarán las conclusiones.

II. Elasticidad precio e ingreso de las importaciones

En esta sección se analiza gráficamente la elasticidad precio e ingreso de las importaciones en Argentina y su evolución a lo largo del tiempo.

A. Descripción de los datos

En la presente investigación se utilizan las importaciones agregadas y las importaciones desagregadas trimestrales por uso económico, a saber: Bienes de Capital, Bienes Intermedios, Combustibles, Piezas y accesorios de bienes de capital, Bienes de consumo y Vehículos automotores para pasajeros, del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). Todos los datos se encuentran en millones de dólares a precios CIF.

En el gráfico 1 se puede ver la serie histórica de las importaciones agregadas tomadas del INDEC, en millones de dólares a precios CIF.

[Gráfico 1]

El gráfico 2 presenta la composición de las importaciones por uso económico en el periodo 1993-2013. Se observa que no ha variado mucho a lo largo del periodo salvo para el caso de los combustibles, los cuales puede observase han aumentado su proporción en las importaciones totales en los últimos años. Particularmente, la participación relativa en las importaciones totales de cada componente es: Bienes Intermedios 30%, Bienes de Capital 20%, Piezas y accesorios de bienes de capital 21%, Bienes de consumo 12%, Combustibles 9% y Vehículos automotores para pasajeros 8%.

[Gráfico 2]

En el gráfico 3, se muestran las importaciones del INDEC por componente y las importaciones totales sobre el PIB, en millones de pesos a precios de comprador de 1993: Importaciones totales (M), Equipo durable de producción (EDP), Maquinaria y Equipo (MyE) y Material de Transporte (MT). Puede observarse como la participación relativa de cada componente sobre el PIB ha ido en constante aumento a partir de la devaluación del 2002. Su participación pasó del 7%, 1%, 1% y 0,42% en el cuarto trimestre del 2002 al 15%, 7%, 5% y 2% respectivamente en el cuarto trimestre del 2012.

[Gráfico 3]

Hasta ahora se han utilizado todas las variables a precios constantes. Las variables de las series econométricas utilizadas en este trabajo también lo serán.

Por otro lado, en todas las ecuaciones estimadas se utilizará la misma variable como proxy de la demanda de importaciones, es decir, la serie del producto bruto interno a precios constantes de 1993, obtenido del INDEC.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Adicionalmente, fueron utilizadas como proxy de variaciones de los precios relativos las series de tipo de cambio nominal del INDEC, deflactado por el índice de precios 7 provincias. Es decir, se construye una serie de tipo de cambio real entre 1993-2013. En el gráfico 4 se observa el índice del tipo de cambio real para las importaciones entre 1993 y 2013.

[Gráfico 4]

Si se observa el grafico 5 se sugiere una relación positiva entre las importaciones agregadas (M) y la demanda (PIB) y una relación negativa entre la demanda de importaciones y el tipo de cambio real (TCR) ajustado por el índice de precios mayorista.

[Gráfico 5]

Usando datos del MECON sin ajustar por estacionalidad, para las importaciones (M), el PIB (Y), y el TCR7p. se aplica el logaritmo para trabajar con tasas de crecimiento y analizar las elasticidades correspondientes.
El resumen de los datos utilizados puede verse en la tabla 1.

[Tabla 1]

B. Estrategia empírica

En base a las series de tiempo analizadas en la sección anterior vamos a analizar empíricamente la relación entre tipo de cambio real (TCR) y producto bruto interno (PBI) con las importaciones (M). Aprovechamos las series de dichas variables para la Argentina entre 1993-2013, controlando por existencia de raíces unitarias y cambio estructural. De este modo es posible capturar el impacto marginal de variaciones en el TCR y el PBI en las cantidades importadas de forma robusta (Engel y Granger, 1987; Lee y Strazicich, 2003).

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Surge la necesidad de examinar, la existencia o no, de raíces unitarias en la serie de importaciones, producto bruto interno y tipo de cambio real por medio de un test de Dickey-Fuller aumentado (ADF). Los resultados del test ADF pueden verse en la tabla 2.

[Tabla 2]

Adicionalmente para controlar posibles cambios estructurales en las series surge la decisión de examinar la existencia de raíces unitarias a través de las pruebas de Lee y Strazicich (LS) y Zivot y Andrews (ZA). Las mismas consideran explícitamente la posibilidad de cambios estructurales en las series, a diferencia del test ADF que supone que no ocurren dichos quiebres. De esta manera, se evita obtener resultados sesgados del test de raíz unitaria (Lee y Strazicich, 2003).
Los resultados de los test LS y ZA pueden verse en la tabla 3 y 3b.

[Tabla 3]

[Tabla 3b]

Como aceptamos la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias, vamos a analizar si existe o no una relación de cointegración entre las importaciones, el tipo de cambio real y el producto bruto interno.

La primera estrategia de regresión utilizada está basada en el enfoque seguido por Reinhart (1995) y las recomendaciones de Novales (2013) ante existencia de simultaneidad de un grupo de variables.

Como primer paso, vamos a construir un modelo VAR incorporando las series que presentan raíces unitarias. Una vez diagnosticado la estructura del VAR podemos probar la existencia o no de una o más combinaciones lineales o vectores de cointegración. De esta manera podemos evitar problemas de especificación del modelo VAR que generan regresiones espurias, ante la posible existencia de raíces unitarias (y relaciones de cointegración), aprovechando el teorema de Engel y Granger (1987) e incorporando un análisis de cointegración (Johansen, 1988).

Determinamos previamente que nuestras series son integradas de orden 1. A continuación especificamos un modelo VAR con dichas series.
Podemos decir que la tasa de crecimiento anual de las importaciones será expresada como una función de la tasa real de crecimiento del tipo de cambio real y de la tasa anual de crecimiento del PBI, a partir de los datos del MECON, INDEC y el IPC 7 provincias.

La ecuación a estimar posee la siguiente estructura:

$$m_t = a + \beta_1 * y_t + \alpha_1 * (tcr_t) + u_t$$

Donde (m_t) expresa el crecimiento real de las importaciones para la argentina en el período t, (y_t) es el crecimiento del producto bruto interno de la Argentina en el período t y (tcr_t) es el crecimiento de la tasa real de cambio para la argentina en el período t. El coeficiente (β_1) expresa el efecto de una variación en el PBI en las cantidades importadas, cuando se deja al tipo de cambio real constante. Mientras que el coeficiente (α_1) expresa el efecto de una variación del tipo de cambio real sobre las cantidades importadas cuando el PBI se mantiene constante.

Procedemos entonces a:

a) Determinar el retardo optimo del VAR para asegurar que los residuos sean ruido blanco.[1]

[1] Se estima un modelo VAR con las mismas variables. Para determinar la longitud del retardo óptimo del VAR que permite asegurar que los errores sean ruido blanco (WN) se utiliza el estadístico de relación de probabilidad (LR) en base a los criterios de información de Akaike (AIC), criterio de información de Schwarz (SC), criterio de información de Hannan Quinn (HQ) y predicción final del error (FPE). (Johansen, 1988)
Un esquema alternativo a la formulación del VAR es aquel en que las importaciones de un periodo no dependerían de los valores de las variables explicativas en un mismo periodo, sino también de su pasado. De acuerdo con la prueba de Wald los primeros dos lags tienen un impacto significativo sobre el sistema VAR. Es decir, se rechaza la hipótesis nula para el Lag 1 y el Lag 2 que afirma que los coeficientes de los retardos son conjuntamente no significativos (diferentes de cero) y se acepta la hipótesis alternativa, es decir, los coeficientes de los retardos son conjuntamente significativos diferentes de cero.

b) Especificar las variables determinísticas (dummies).[2]
c) Diagnóstico del VAR estimado.

Calculamos varios criterios: LR, FPE, AIC, SC, HQ para seleccionar la longitud óptima del retardo que será utilizado en la prueba de cointegración. El mejor modelo es aquel que minimiza el criterio de información, o que maximiza el estadístico LR. La cantidad de retardos que se deben incluir son 4 de acuerdo al criterio AIC y LR.[3] (Johansen, 1988)

Adicionalmente calculamos el estadístico multivariado Q de Box-Pierce/Ljung-Box. Los valores de probabilidad indican que los residuos son ruido blanco después del cuarto retardo.

La prueba del Multiplicador de Lagrange (LM) se utiliza para determinar si existe correlación en los residuos hasta un determinado orden. El test LM indica que hay correlación hasta el rezago número 3. Ver tabla 3c.

[Tabla 3c]

Finalizado el diagnóstico del VAR, podemos aplicar el procedimiento de Máxima Verosimilitud al vector autorregresivo con el fin de determinar el rango de cointegración del sistema.
El resultado del test de cointegracion puede observarse en la tabla 3d.

[Tabla 3d]

Particularmente, el método de Johansen considera las siguientes pruebas para determinar el número de vectores de cointegración: la prueba de la traza y la de máximo valor propio. La hipótesis nula para la primera es que no existen vectores de cointegracion. De acuerdo con la

[2] Observando las raíces del polinomio característico donde las variables endógenas son "Y" y "TCRM", las variables exógenas son "a" (constante) y una variable dummy (Dt) para el primer trimestre del año 2002, se encuentra que todos los autovalores son menores que 1, es decir todos caen dentro del círculo unitario y por lo tanto el sistema es estable y estacionario. (Johansen, 1988)

[3] Todos los resultados pueden verse en el **Apéndice C.**

misma se rechaza la hipótesis nula (de no cointegración) en favor de una relación de cointegración al nivel del 5%. Por su parte, la prueba de máximo valor propio indica la existencia de una sola ecuación cointegrada al 5%. Por lo tanto, de los resultados de las pruebas de la traza y de máximo valor propio se concluye que existe un solo vector o relación de cointegración. Ver Tabla 3d.

El análisis de cointegracion valida el siguiente modelo para el periodo 1993-2013:

$$Mt = a + \theta * \log Yt + \varrho * \log TCRt + \Pi * Di + et$$

Mt es la tasa de crecimiento de las importaciones en el periodo t, Yt la tasa de crecimiento del producto en el periodo t, TCRt la tasa de crecimiento del tipo de cambio real en el periodo t, θ es la elasticidad ingreso de las importaciones y ϱ es la elasticidad precio correspondiente. Finalmente Di es una variable dummy correspondiente al primer trimestre del año 2002.

Como se muestra en la Tabla 4, la relacion de cointegración encontrada, al igual que en la literatura ya mencionada, presenta elevada elasticidad renta (1,03) y baja elasticidad precio (-0,33) de las importaciones.

[Tabla 4]

De aquí surge la opción de examinar sesgos de endogeneidad en las especificaciones basadas en la existencia de un único vector de cointegración por medio del examen de la función de impulso respuesta del VAR estructural, construidas bajo diferentes hipótesis de identificación.

La función de impulso respuesta del VAR corrobora los resultados anteriores e indica un impacto negativo del tipo de cambio real sobre las importaciones como un impacto positivo de la renta en el largo plazo como puede verse en el gráfico 6.

[Gráfico 6]

La segunda estrategia de regresión consiste en identificar factores que podrían haber afectado significativamente los resultados obtenidos para la elasticidad ingreso y precio de las importaciones argentinas. Particularmente, si se encontrasen evidencias de no linealidades y quiebres estructurales en los datos utilizados los resultados del VAR no serían robustos.

Como se vio previamente, se encontraron pruebas de existencia de quiebres estructurales por los test de raíces unitarias LS y ZA, en la serie de importaciones tanto en los años 2001 y 2002 como en 2008 y 2009. Con lo cual para solucionar este posible sesgo en la elasticidad ingreso y precio de las importaciones analizadas puede estimarse la misma función permitiendo la alternancia de regímenes markovianos.[4]

En otras palabras, muchas variables presentan series cuyo comportamiento puede variar vertiginosamente. En el grafico 4, por ejemplo, se puede observar como la serie de tipo de cambio real presenta un quiebre en el año 2002. Siguiendo a Hamilton (1994), es posible afirmar que pueden encontrarse quiebres similares en series de tiempo de otras variables macroeconómicas y/o financieras si uno las observa un período de tiempo suficientemente largo. Dichos cambios pueden surgir por decisiones de política, guerras, pánicos financieros, etc.

La ventaja de utilizar cadenas de Markov para explicar cambios en el proceso generador de datos es doble. En primer lugar, teniendo en cuenta un cambio de régimen como el observado en la serie de tipo de cambio real y considerando que el mismo podría ser un estado absorbente, es decir el cambio de régimen puede ser permanente, las cadenas markovianas permitirán obtener estimaciones consistentes antes y después del cambio de estado (Hamilton, 1994).

[4] Existe abundante literatura sobre regimenes markovianos que discute la alternancia de regímenes (Goldfeld y Quandt, 1973, 1976; Maddala, 1986; Hamilton, 1994; Frühwirth-Schnatter, 2006). Suponiendo que la variable aleatoria de interés "y" sigue un proceso que depende del valor de una variable de estado discreta no observada (s_t). Se supone que hay M posibles regímenes, y se dice que se encuentra en el estado o régimen "m" en el período "t" cuando $s_t = m$ para $m = 1, \dots, M$. Asi el modelo de conmutación asume que hay un modelo de regresión diferente asociado a cada régimen.

En segundo lugar, el modelo de series temporales que se busca construir a través de cadenas markovianas brindará la posibilidad de tomar en cuenta eventos no previstos, como decisiones de política económica como las declaraciones juradas anticipadas, restricciones temporales a las importaciones, entre otras.

En resumen, el análisis mediante cadenas de Markov tiene en cuenta posibles cambios estructurales en los parámetros a través del tiempo. Por lo tanto, dicha estimación agrega robustez a los resultados obtenidos con el análisis de cointegración.

Los resultados muestran una elasticidad ingreso de 1,3 y una elasticidad precio de -0,19. Ver **Tabla 7**.

La elasticidad de las importaciones al tipo de cambio real tiene un cambio significativo entre los regímenes considerados. Es decir, observando el **Gráfico 7,** la elasticidad precio se incrementa entre el periodo que va desde la devaluación del 2002 hasta el año 2009. [5]

Hubo una devaluación real entre los regímenes considerados. En este sentido, de acuerdo al enfoque de regímenes Markovianos, es que podemos sugerir que los cambios estructurales encontrados previamente pueden haber afectado la elasticidad precio de las importaciones.
Las probabilidades de transición pueden observarse en la tabla 8.

[Tabla 8]

El modelo de Markov también nos permite concluir por tanto que la elasticidad ingreso es significativamente mayor a la elasticidad precio para explicar las importaciones.

C. Estimación recursiva

Se puede realizar de forma recursiva la estimación de los coeficientes ϴ y ϱ. Esto permite analizar la evolución de los coeficientes estimados a lo largo del tiempo y observar si han sufrido aumentos

[5] Resultado que va en la misma dirección que el encontrado con el análisis recursivo de los coeficientes realizado posteriormente.

o disminuciones a lo largo del mismo. En estas estimaciones, si no hay cambio estructural, las estimaciones de los parámetros se mantienen constantes y nunca superan al desvío estándar.

En el gráfico 7 se presentan las estimaciones recursivas, donde C(1) es la elasticidad ingreso de las importaciones (coeficiente ϴ en la ecuación 1) a lo largo del tiempo y C(2) es la elasticidad precio de las importaciones (coeficiente ϱ en la ecuación 1).

[Gráfico 7]

El coeficiente de la elasticidad ingreso, C(1), muestra una tendencia decreciente a lo largo de todo el periodo analizado. Mientras que el coeficiente de la elasticidad precio, C(2) muestra una tendencia negativa luego del 2002 y antes de la crisis del 2008 para luego revertir su tendencia a partir del 2009.

D. Chequeo de Robustez

Para comparar nuestros resultados, se realiza una regresión utilizando la metodología general a particular (Hendry 1976) modificando una variable explicativa. Particularmente el producto bruto interno es reemplazado por la demanda global para evaluar la robustez de los resultados ante alteraciones, en la aproximación, de la variable utilizada. Al mismo tiempo se realiza un análisis de quiebre estructural por la metodología de Bai-Perron.[6]

[6] Las pruebas de la inestabilidad de parámetros y cambio estructural en los modelos de regresión han sido una parte importante del trabajo econométrico aplicado de Chow (1960), que busca encontrar un cambio de régimen para fechas conocidas a priori utilizando un estadístico F. Para relajar el requisito de determinación de quiebre estructural ex-ante, Quandt (1960) modificó el test de Chow para considerar el estadístico F con el valor más grande sobre todos los puntos de quiebre posibles. Por lo tanto, este test permite buscar múltiples puntos de quiebre desconocidos a priori.
Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994) derivan de la distribución limitada de Quandt pruebas estadísticas relacionadas. Más recientemente, Bai (1997) y Bai y Perron (1998, 2003) proporcionaron resultados teóricos y computacionales que extienden aún más el marco Quandt-Andrews.

Si existiese un cambio inesperado en una serie temporal de alguna de las variables bajo análisis, se estaría ante la presencia de un cambio estructural. Con lo cual, pueden ocurrir errores predictivos y pérdida de confianza del modelo en general si no se tiene en cuenta este cambio encontrado.

Luego de realizar el test de Bai Perron (2003) se obtiene que existe un quiebre estructural en el primer trimestre del año 2004 para la serie del tipo de cambio real.

Por lo tanto, la nueva estimación incluye los siguientes regresores: la demanda global (producto bruto interno menos las importaciones) tomado del INDEC, el tipo de cambio nominal deflactado por el IPC 7 provincias (TCR) y una variable Dummy para el año 2004 de acuerdo a lo señalado por el test de Bai-Perron.

A continuación, se presentan los resultados de la regresión por mínimos cuadrados ordinarios:

$$\mathrm{Mt} = 11.86 + 1{,}06\ \mathrm{Yt} - 0.37\ \mathrm{TCRMt}$$
$$(2.95) \quad (0.23) \quad (0.15)$$

La elasticidad ingreso y elasticidad precio encontrada es relativamente menor a los estudios anteriores señalados aunque se mantiene la diferencia relativa entre las mismas.. Ver tabla 5 y 5b.

[Tabla 5]

[Tabla 5.b]

Se realizaron algunos test, cuyos resultados pueden verse en la Tabla 6. La prueba LM rechaza la autocorrelación de los 12 desfasajes y el test de Portmanteau rechaza la prueba para todos los desfasajes mayores a 12. Consideramos que este resultado es satisfactorio ya que el primero es más eficiente para retrasos menores y el segundo para los rezagos más distantes (Lütkepohl y Krätzig, 2004).

[Tabla 6]

Todos los modelos anteriores indican por lo tanto la misma conclusión, a saber, que tanto la demanda como el tipo de cambio son significativos en la determinación de las importaciones totales, pero el segundo tiene poco efecto en relación al primero.

III. Conclusiones

Los resultados presentados en este trabajo sugieren que la dinámica de las importaciones agregadas difícilmente pueda ser corregida en el corto plazo exclusivamente con variaciones en el tipo de cambio real, dado su bajo impacto en las variaciones de la demanda de importaciones.

Partimos de un análisis grafico de las series de importaciones, tipo de cambio real y producto bruto interno para estudiar los efectos de las variaciones en el ingreso y los precios sobre las cantidades importadas.

Como se analizó en este trabajo, la identificación de los shocks del tipo de cambio y el PIB sobre las importaciones se ha tratado desde diversos enfoques, aunque no se ha llegado a un consenso acerca del proceso generador de datos a estimar. En este trabajo se realizó una estrategia de identificación desarrollada por la London School of Economics que puede dar cuenta de los problemas de exogeneidad, quiebres estructurales y especificación del modelo.

Particularmente dado que existe la posibilidad de encontrar simultaneidad y relaciones de largo plazo entre las importaciones, el tipo de cambio real y el producto bruto interno, se utilizó un modelo de vectores autoregresivos (VAR) para caracterizar las interacciones simultáneas de dichas variables. Además se incluyeron variables dummies para los trimestres donde se detectó cambio estructural. Utilizando esta metodología, se evitan dos problemas. Por un lado, al no imponer restricciones sobre la forma estructural del modelo, se evitaron los errores de especificación que podrían surgir mediante el ejercicio empírico. Por otro lado, se resuelve el problema de identificación, que refiere a la dificultad de identificar variables como variables exógenas.

Asimismo, el problema de resultados poco robustos que surge de la estimación de un modelo VAR utilizando series con quiebres estructurales, se resolvió haciendo un análisis de cointegracion.

Adicionalmente contrastamos estos resultados con una nueva estimación, en la cual se reemplazó la variable producto bruto interno por la demanda global.

QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés

Finalmente realizamos una estimación de modelos de alternancia de regímenes markovianos. De esta forma se complementa el análisis del modelo VAR, lo que permite robustecer los resultados.

La estrategia fue aplicada a la economía argentina en el período 1993-2013 y dio como resultado estimaciones presentadas en la sección II que corroboran la hipótesis central de este artículo, es decir, la elasticidad de las importaciones con respecto al ingreso es alta y la elasticidad con respecto al tipo de cambio es baja en la Argentina. Una posible explicación a este fenómeno es que los bienes importados no son fácilmente sustituibles cuando el tipo de cambio real se deprecia.

Podemos enumerar, no de forma exclusiva ni exhaustiva, tres posibles explicaciones para la baja elasticidad de las importaciones ante variaciones del tipo de cambio real.

En primer lugar, la baja elasticidad precio de las importaciones puede deberse a la desaceleración de la expansión del comercio internacional. Mientras que el comercio se expande durante la década de los 90, como consecuencia de la fragmentación de la producción internacional en cadenas globales de valor, el mismo se reduce en los 2000 una vez que dicho proceso va desacelerándose (Constantinescu, 2015).

Segundo, la política comercial puede haberse vuelto más sensible a variaciones en el tipo de cambio de otros socios comerciales. Bown y Crowley (2012) encuentran evidencia que barreras temporarias al comercio, como medidas antidumping y derechos compensatorios pueden ser fijados ante dichos movimientos en la tasa de cambio.

Tercero, el pass-through puede haberse reducido en los últimos años. Es decir, movimientos en el tipo de cambio pueden ser absorbidos por las firmas importadoras a través de variaciones en sus mark-ups (ver por ejemplo, Berman (2012), Amiti (2014) y Chen y Juvenal, (2014)). Adicionalmente, si las firmas importadoras son cada vez más importantes en el comercio mundial, entonces el comercio internacional será cada vez menos insensible a variaciones del tipo de cambio.

Se concluye que las características dinámicas del modelo estimado son diversamente respaldadas por la teoría económica convencional. Por lo tanto, los resultados de la estimación sirven para

contrastar los modelos teóricos contra la realidad, y para arrojar luz sobre el impacto de las políticas del comercio exterior sobre la balanza de pagos.

Bibliografía

1. Andrews, W. K. Donald. Test for parameter instability and structural change with unknow change point, Econometrica, Vol. 61, No 4, 821-856, 1993.

2. Andrews, W.K., Ploberger W. Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present only Under the Alternativeî, Econometrica, 62, 1383-1414, 1994.

3. Bai, J., Perron P. Computation and Analysis of Multiple Structural Change Modelsî, Journal of Applied Econometrics, 18, 1-22, 2003.

4. Bai, Jushan. Estimating Multiple Breaks One at a Time. Econometric Theory, Cambridge University Press, vol. 13(03), pages 315-352, June, 1997.

5. Angrist, Joshua D. & Krueger, Alan B. Empirical strategies in labor economics, Handbook of Labor Economics, Elsevier, in: O. Ashenfelter & D. Card (ed.), Handbook of Labor Economics, edition 1, volume 3, chapter 23, pages 1277-1366, Elsevier, 1999.

6. Angrist, Joshua D. and Pischke, Jörn-Steffen, Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion, Princeton: Princeton University Press, 2009.

7. Berrettoni, D. y S. Castresana. Exportaciones y tipo de cambio real: el caso de las manufacturas industriales argentinas. Anales de XLII. Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política. Bahía Blanca, 2007.

8. Boylan, T. A., M. P. Cuddy and I. O'Muircheartaigh. The Functional Form of the Aggregate Import Demand Equation. Journal of International Economics. Vol. 10. pp. 561-566, 1980.

9. Bus, A. y J. Nicolini-Llosa. Importaciones de Argentina, una estimación econométrica. Anales de XLII. Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política. Bahía Blanca, 2007.

10. Carone, G. Modeling the U.S. demand for imports through cointegration and error correction, Journal of Policy Modeling, Elsevier, vol. 18(1), pages 1-48, February, 1996.

11. Catao, I. y E. Falcetti. Determinants of Argentina's External Trade, IMF, Working Paper No. 99/121, 1999.

12. Catao, L. y E. Falcetti. Determinants of Argentina's External Trade. Journal of Applied Econometrics, 5(1): 19-57, 2002.

13. Cook, S. Spurious rejection by cointegration tests incorporating structural change in the cointegrating relationship. Applied Economics Letters 11, 879-884, 2004.

14. Dornbusch, R. Exchange rates and inflation, The MIT Press, Cambridge, Mass, 1988.

15. Duarte, A.; J.L. Nicolini-LLosa & I. Payá. Estimating Argentina's import elasticities, Lancaster University Management School, Working Paper nr. 2007/009.

16. Engle, R y C. Granger. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. Econometrica 55 (2): 251-276, 1987.

17. Favero, C. Applied Macroeconometrics. Oxford: Oxford University Press, 2001.

18. Gilbert, C.L. LSE and the British Approach to Time Series Econometrics, Oxford Economic Papers, 41, 1, 108-128. 1989.

19. Goldstein, M. and Khan, M.S. Income and Price Effects in Foreign Trade', in R.W. Jones and P.B. Kenen (eds.), Handbook of International Economics, Vol.2, North-Holland, Amsterdam, 1985.

20. Granger, C. y P. Newbold. Spurious Regression in Econometrics. Journal of Econometrics, Vol. 2, 1974.

21. Gregory C. Chow. Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. Econometrica 28 (3): 591–605, 1960.

22. Gregory, A. W. y Hansen, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. Journal of Econometrics, v. 70, p. 99-126, 1996.

23. Hamilton, James D. Time Series Analysis, Princeton University Press, 1994.

24. Hendry, D.F. Dynamic Econometrics. Oxford: Oxford University Press, 1995.

25. Hendry, D.F. & Doornik, J. Empirical Econometric Modelling Using PcGive for Windows. International Thomson Business Press, 1996.

26. Hendry, D.F. & Doornik, J. Modelling Dynamic Systems Using PcFiml 9.0 for Windows. International Thomson Business Press, 1997.

27. Heymann, D., & Ramos, A. La sustentabilidad macroeconómica de mediano plazo. Mimeo, Economic Commission for Latin America, Buenos Aires, 2003.

QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés

28. Hopper P. and Marquez J. Exchange Rates, Prices and Adjustment in United States and Japan, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, Number 456.

29. Houthakker H. S. y Magee Stephen P. Income and Price Elasticities in World Trade. The Review of Economics and Statistics, Vol. 51, No. 2 (May, 1969), pp. 111-125, 1969.

30. Johansen, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, Issue 2-3, pp. 231-254, 1988.

31. Johansen, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. Econometrica. Volume 59: 1551-80, 1991.

32. Johnson, H. G. International Trade and Economic Growth. Cambridge: Harvard University Press, 1958.

33. Khan, M. y Ross, K.The functional form of the aggregate import demand equation, Journal of International Econometrics, Vol. 7, 1977.

34. Krugman, P. Differences in income elasticities and trends in real exchange rate, 1988.

35. Leamer, E.E. and Stern R.M. Quantitative International Economics, Chicago: Aldine, 1970.

36. Lee, J; Strazicich, M. C. Minimum LM unit root test with two structural breaks. Review of Economics and Statistics, 63, p.1082-1089, 2003.

37. Leybourne, S. e Newbold, P. Spurious rejections by cointegration tests induced by structural breaks. Applied Economics, 35, p. 1.117-1.121, 2003.

38. Lütkepohl, Helmut, and Markus Krätzig, eds. Applied time series econometrics. Cambridge University Press, 2004.

39. Marquez, J. A Century of Trade Elasticities for Canada, Japan and the United States, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, 531, 1995.

40. Muinhos, M.K. y Alves, S.A.L. Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy. Working Paper Series n.64. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003.

41. Murray, T. and Ginman, P.J. An Empirical Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Model, The Review of Economics and Statistics, Vol.58, pp.75-80, 1976.

Universidad de San Andrés

42. Neisser, H., and F. Modigliani. National Incomes and International Trade. Urbana: University of Illinois Press, 1953.

43. Nicolini Llosa, J.L. Essays in Argentina's Growth Cycle and the World economy. Thela Thesis, Amsterdam, 2007.

44. Novales, A. Modelos vectoriales autorregresivos (VAR), Universidad Complutense, 2013.

45. Polak, J. J. An International Economic System. Chicago: Chicago University Press, 1954.

46. Quandt, Richard. Tests of the Hypothesis that a Linear Regression Obeys Two Separate Regimes. Journal of the American Statistical Association. 55, pp. 324–30, 1960.

47. Reinhart, C. Devaluation, Relative Prices, and International Trade. IMF Staff Papers. 42 (2): 290-312, 1995.

48. Rubin Donald B. Practical Implications of Modes of Statistical Inference for Causal Effects and the Critical Role of the Assignment Mechanism, Biometrics, 47, 1213-34, 1991.

49. Sapienza, L. D. Análise do desempenho da balança comercial brasileira – Estimações das elasticidades das funções da oferta de exportação e da demanda de importação (1980/2006). Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2007.

50. Senhadji, A. Time-Series Estimation of Structural Import Demand Equations. IMF Staff Papers 45 (2): 236-268, 1998.

51. Sims, C., Stock, J., and Watson, M. Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots. Econometrica, Vol. 58, No. 1, January,113-144, 1990.

52. Thirlwall A. P. The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. Quarterly Review, vol. 64 n. 259 (2011), 429-438, 1979.

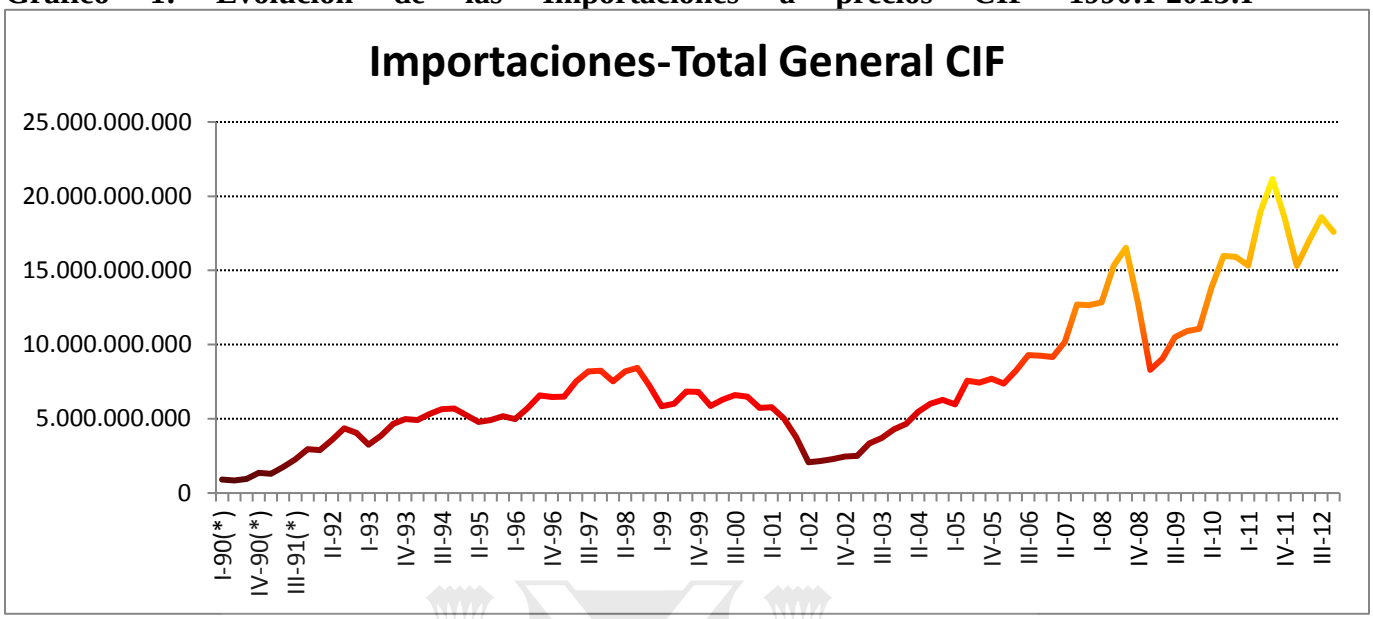
53. Urbain, J. Partial versus Full System Modelling of Cointegrated Systems. An Empirical Illustration, Journal of Econometrics, Vol. 69, 1995.

54. Walter Sosa-Escudero y Sergio Petralia. I Can Hear the Grass Grow": The Anatomy of Distributive Changes in Argentina, 2010.

55. Zivot, E.; Andrews, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. Journal of Business and Economic Statistics, v. 10, p. 251-270, 1992.

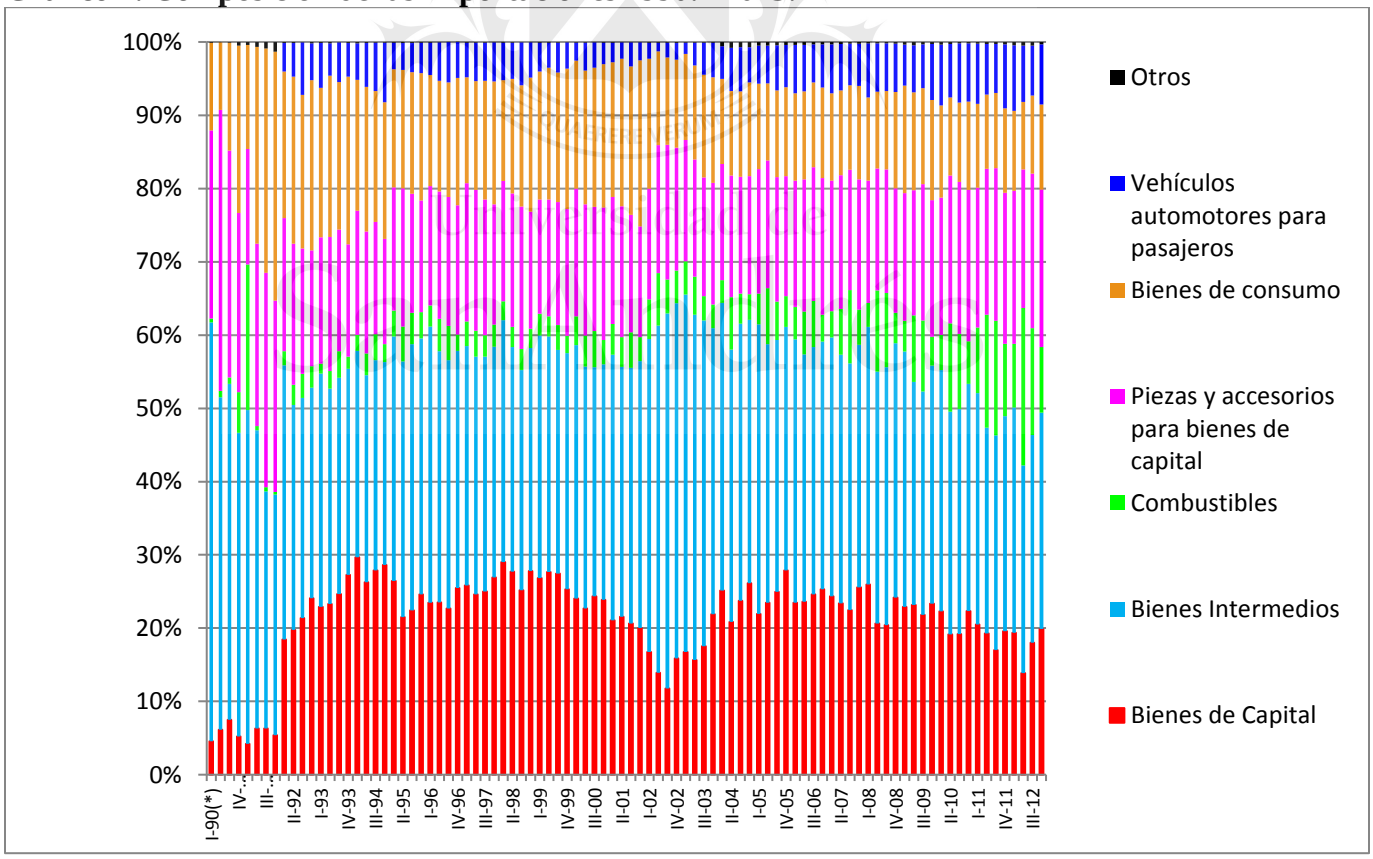
QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés

Gráfico 1: Evolución de las Importaciones a precios CIF 1990:I-2013:I



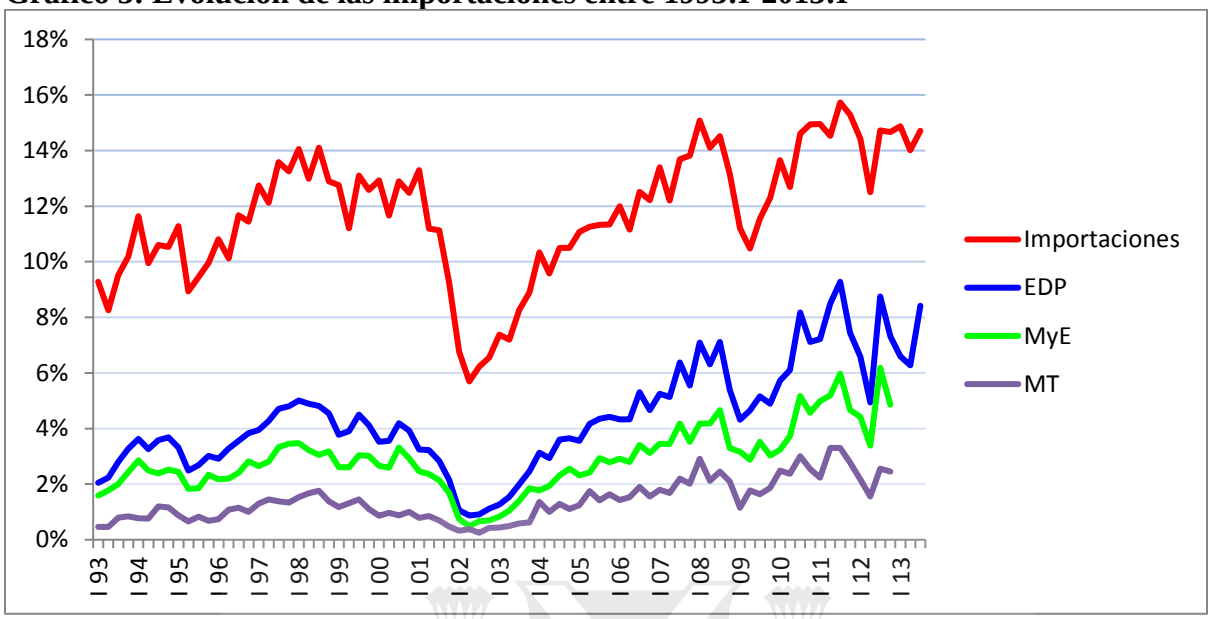
Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos.

Gráfico 2: Composición de las importaciones 1990:I-2013:I



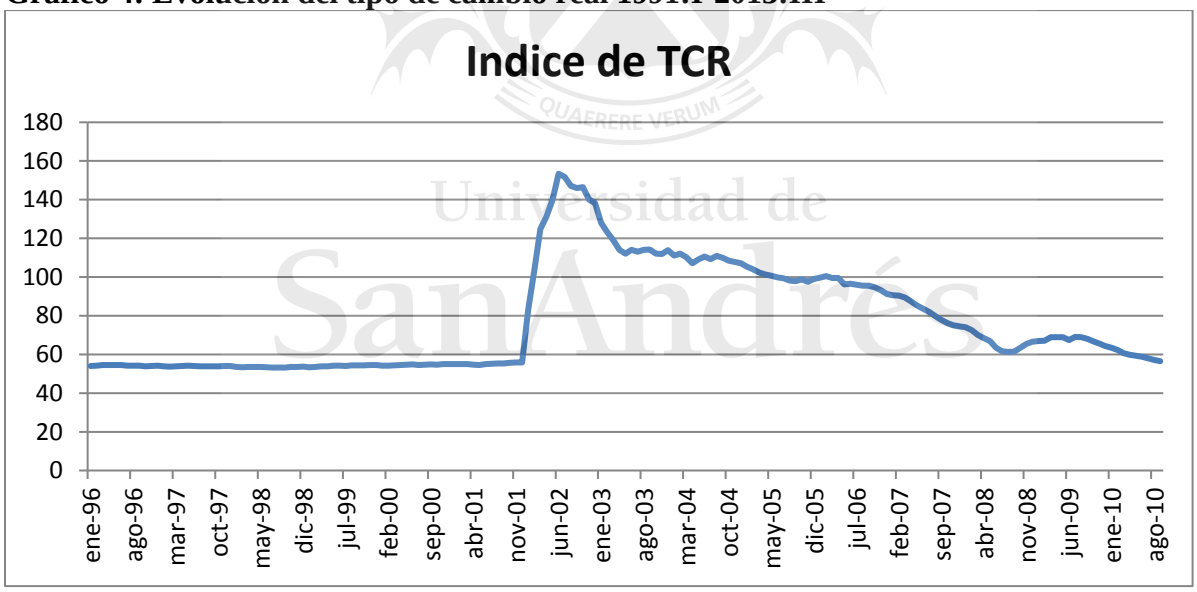
Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos.

Gráfico 3: Evolución de las importaciones entre 1993:I-2013:I



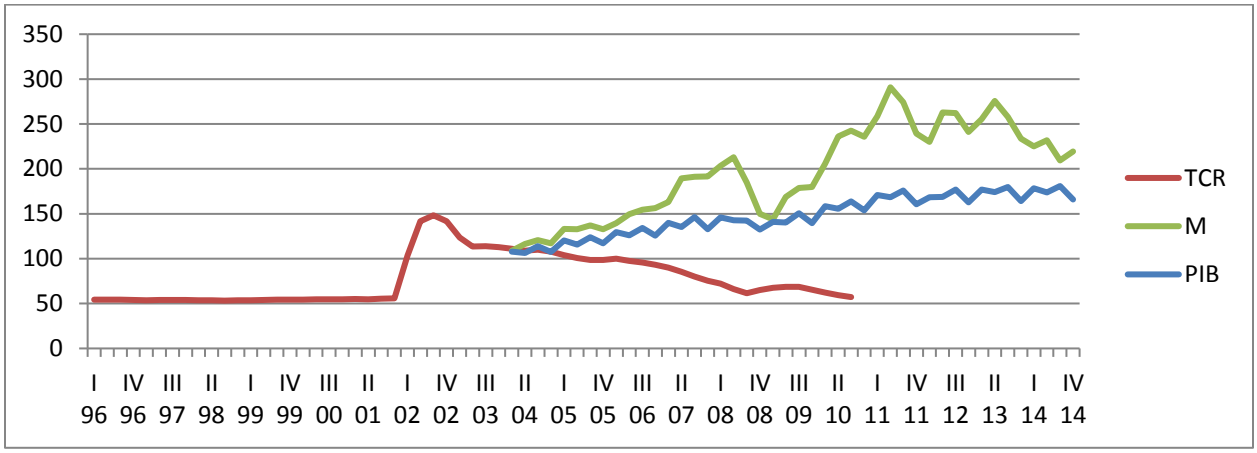
Fuente: elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos.

Gráfico 4: Evolución del tipo de cambio real 1991:I-2013:III



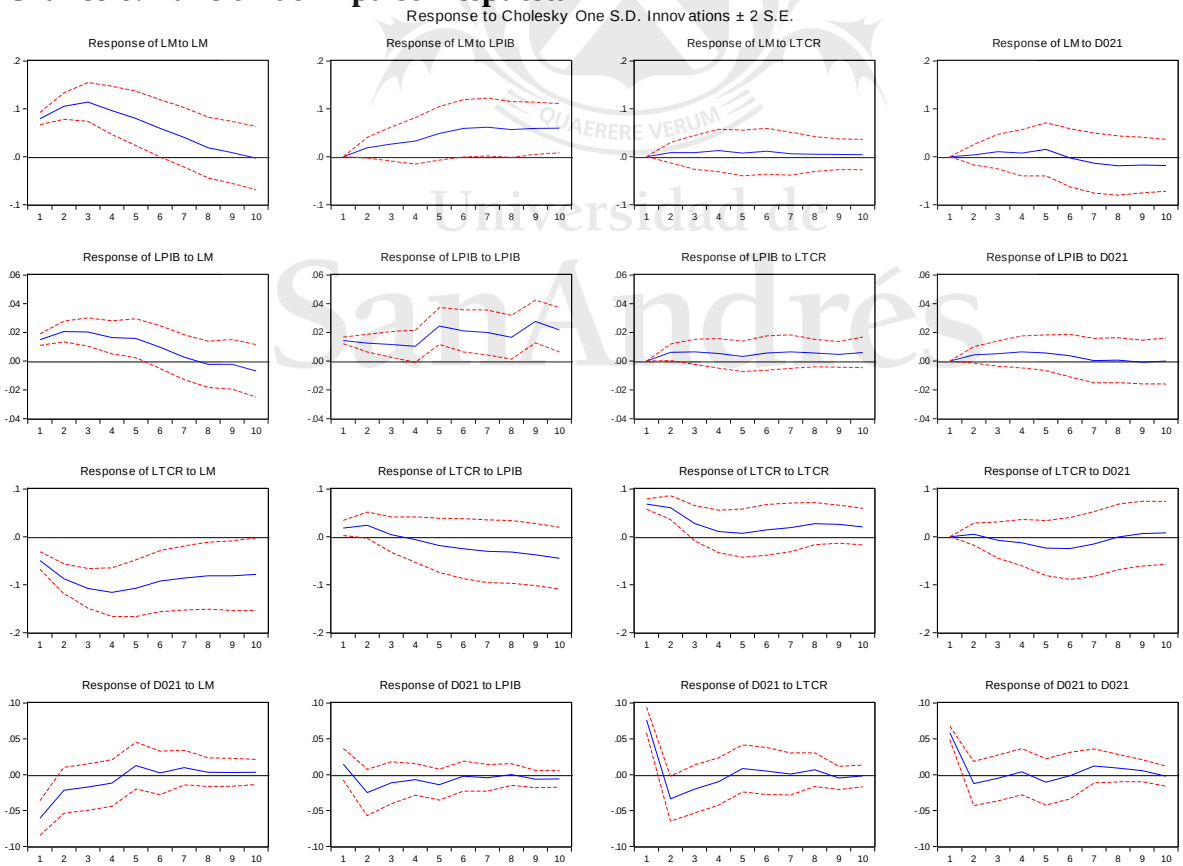
Fuente: elaboración propia con datos del MECON e IPC7 provincias.

Gráfico 5: Evolución de la Demanda Global (PIB-M), Importaciones e Tipo de Cambio Real entre 1993-2013



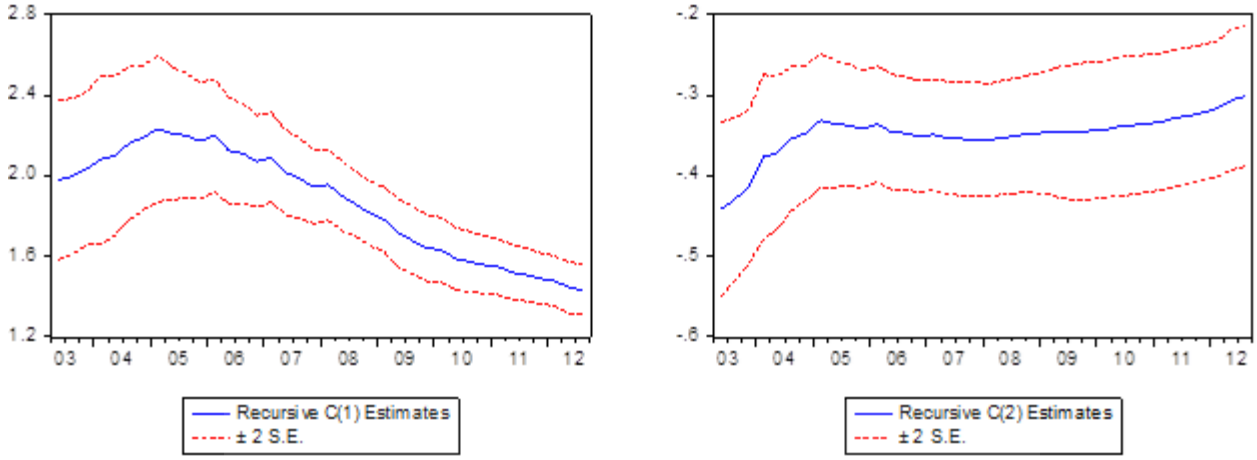
Fuente: elaboración propia con datos del MECON e IPC7 provincias.

Gráfico 6: Función de Impulso Respuesta



Fuente: elaboración propia con Eviews.

Gráfico 7: Estimación recursiva de la elasticidad producto (elasticidad de la Demanda global (Y1) representada por el coeficiente C1) y precio de las importaciones (elasticidad del tipo de cambio nominal deflactado por el IPC 7 provincias representada por el coeficiente (C2)) entre 1993-2013.



Fuente: elaboración propia con Eviews, en base a datos del Instituto Nacional de Estadísticas y censos.

Tabla 1: Resumen de los datos.

Variable	**Sigla**	**Descripción**	**Fuente**
Demanda agregada	Y	Logaritmo natural de la serie del producto bruto interno desde 1993 a 2013	Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC)
Demanda global	Yg	Logaritmo natural de la serie del producto bruto interno menos las importaciones desde 1993 a 2013.	Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC)
Importaciones agregadas	M	Logaritmo natural de la serie importaciones agregadas interno desde 1993 a 2013	Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC)
Tipo de cambio real 1993-2013	TCR	Logaritmo natural del tipo de cambio nominal deflacto por el ipc 7 provincias desde 1995 a IV-2012.	Dirección Nacional Centro de Economía Internacional (DNCEI) e IPC7 provincias.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 2: test de Dickey-Fuller aumentado

TEST ADF			
	Y	**M**	**TCR**
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.93	-1.44	-1.18
Test Critical Value 1%	-3.51	-3.51	-3.51
Test Critical Value 5%	-2.89	-2,89	-2.89
Test Critical Value 10%	-2.58	-2,58	-2.58

Fuente: elaboración propia con Eviews.

Tabla 3: Test LS[7]

Prueba para 1 cambio estructural					
	Cambio en intercepto		Cambio en intercepto y tendencia		
Variable	Estadístico t y fecha	Decisión	Estadístico t y fecha	Decisión	Resultado
M	-3.0785 2001-IV	I(0)	-1.1844 2001-III	I(0)	Acepto H0
Y	2.6276 2010-I	I(0)	-4.5748** 2001-IV	I(1)	Rechazo H0
TCR	6.1257*** 2002-I	I(1)	6.4327*** 2001-IV	I(0)	Rechazo H0
Prueba para 2 cambios estructurales					
	Cambio en intercepto		Cambio en intercepto y tendencia		
Variable	Estadístico t y fecha	Decisión	Estadístico t y fecha	Decisión	
M	-3.1787* 2001-IV	I(1)	0.3720 2001-III	I(0)	Rechazo H0

[7] El test LS tiene como hipótesis nula la no existencia de cambio estructural. La aplicación del mismo sugiere la existencia de quiebres estructurales en todas las series, con lo cual podemos concluir que son todas integradas de orden 1.

Y	2.7444 2010-I	I(0)	-0.1115 2001-IV	I(0)	Acepto H0
TCR	6.4677*** 2002-I	I(1)	7.6942*** 2002-I	I(0)	Rechazo H0

Fuente: elaboración propia con Winrat.

Tabla 3b: Test ZA

TCR		
	Valor Crítico	Fecha
Zivot-Andrews Modelo Quiebre en Tendencia	-3.08847	2005-III
Zivot-Andrews Quiebre en intercepto	-5.60276***	2002-II
Zivot-Andrews Modelo Quiebre en Intercepto y tendencia	-9.52272***	2002-II
PIB		
	Valor Crítico	Fecha
Zivot-Andrews Modelo Quiebre en Tendencia	-3.83296	1999-I
Zivot-Andrews Quiebre en intercepto	-2.66513	2002-III
Zivot-Andrews Modelo Quiebre en Intercepto y tendencia	-5.48358**	20014-IV
M		
	Valor Crítico	Fecha
Zivot-Andrews Modelo Quiebre en Tendencia	-3.26563	2003-II
Zivot-Andrews Quiebre en intercepto	-3.62645	2001-II
Zivot-Andrews Modelo Quiebre en Intercepto y tendencia	-4.78134	2001-IV

Fuente: elaboración propia con Winrat.

Tabla 4: Test de cointegración

Variable	**Coeficiente**	**T-Estadístico**
Y	1,03***	21.49
TCR	-0,33***	-4.37
D2002-1	11,647***	-1.92

Fuente: elaboración propia con Eviews.

Tabla 5: Robustness Check

Coeficientes	
Regresoras	TCR 7 provincias
PIB - M	(1,06 ; -0,37)
PIB	(1,03 ; -0,33)

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Fuente: elaboración propia con Eviews.

Tabla 5b: Bibliografía empírica para la Argentina

Estudio	Variables Explicativas	Muestra	Conclusiones (elasticidad ingreso y elasticidad precio)
Carmen Reinhart (1995)	Tipo de cambio real, Producto bruto interno	1970-1992	(1,09 ; -0,467)
Abdelhak Senhadji (1998)	Tipo de cambio real, Producto bruto interno	1960-1983	(0,8; -0,64)
Catão y Falcetti (2002)	Tipo de cambio real, Producto bruto interno	1980-1997	(2,42; -0,79)
Heymann y Ramos (2003)	Tipo de cambio real, Producto bruto interno	1975-2001	(3,68; -0,61)
Bus y Nicolini Llosa (2007)	Tipo de cambio real, Producto bruto interno	1970-2007	(1,46 y 3,81;-0.37 y -0.44)
Duarte, Nicolini-Llosa & Paya (2007)	Tipo de cambio real, Producto bruto interno	1970-2005	(3,52; -0,36)
Berrettoni y Castresana (2008)	Tipo de cambio real, Producto bruto interno	1993-2008	(2,76; -0.34)

Fuente: elaboración propia.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Tabla 6: Tests

Test de linealidad LR	84.23***
Test de normalidad	4.76
Test de Portmanteau	30.06
Test de ARCH	0.55

Fuente: elaboración propia con Eviews.

Tabla 7: Regímenes Markovianos

	Régimen 1		**Régimen 2**	
Variable	**Coeficiente**	**z-Estadístico**	**Coeficiente**	**z-estadístico**
Y	1.297	16.514	1.183	13.438
TCR	-0.188	-4.340	-0.527	-8.151
D2002-1	-0.524	-1.330	1.110	1.803

Fuente: elaboración propia.

Tabla 8: Probabilidades de transición

p_{0|0}	0.951
p_{0|1}	0.048
p_{1|0}	0.055
p_{1|1}	0.944

Fuente: elaboración propia.

Apéndice C

Estimación modelo VAR

Especificamos a continuación un modelo para 3 variables: M, Y y TCR respectivamente y 6 retardos.
Definiendo un vector X de n variables potencialmente endógenas, tenemos:

$$\Delta Xt = \theta 1Xt - 1 + \cdots + \theta j - 1\Delta Xt - j + 1 + \pi Xt - i + ut$$

θ Son matrices de coeficientes a ser estimados, j es el número del retardo incluidos en el VAR. Dado que la frecuencia de los datos es trimestral se tomaron 6 retardos.
π Es un vector de variables exógenas (constante, variables dummy, estacionales, etc). Finalmente ut es un vector (Nx1) de términos de errores normal e independientemente distribuido.
Se especifica un sistema VAR y se estiman los autovalores (λi) para luego evaluar cuáles de ellos son significativamente distintos de cero mediante el test de traza y el test de máximo autovalor.
Se realiza el análisis de cointegración entre las variables M, Y y TCR. Se incluyen dummies para el segundo y tercer trimestre del año 2002 (devaluación).
Se realiza el test LM para detectar si existe autocorrelación en los residuos. Se obtiene que se rechaza la hipótesis nula de presencia de autocorrelación serial. Los resultados pueden verse en la Tabla 7.

Tabla 3c: test de autocorrelación en los residuos.

Lags	Estadístico LM	P-value
1	29.018	0.023
2	21.610	0.156
3	24.153	0.086
4	15.412	0.494
5	11.488	0.778
6	10.997	0.809
7	25.407	0.062
8	17.436	0.357

Fuente: elaboración propia con Eviews.

Tabla 3d: Test de Cointegracion

λ_i	*Ho:r=p*	Λ_{max}	95%	Λ_{traza}	95%
0.417	p = = 0	43.746	28.588***	76.972	54.079***
0.246	p <= 1	22.897	22.299**	33.225	35.192
0.083	p <= 2	7.0732	15.892	10.327	20.261
0.039	p <= 3	3.2545	9.1645	3.2545	9.164

Fuente: elaboración propia con Eviews.

La segunda columna muestra el número de relaciones de cointegración bajo la hipótesis nula La columna número tres de la tabla 6 muestra el estadístico de la traza; la quinta muestra el estadístico de la Traza y las columnas 4 y 6 son los valores críticos al 95%. El sistema muestra que existe una relación de largo plazo entre las variables con un vector de coeficientes (1 ; 1,03; -0,33)

Luego se realiza un test de Jarque-Bera para analizar la normalidad de los residuos. La hipótesis nula establece que los residuos son normales. Los resultados de la tabla 3e muestran que se debe rechazar la hipótesis nula.

Tabla 3e: test de normalidad.

Componente	**Jarque-Bera**	**P-value**
1	24.398	0.034
2	3.406	0.182
3	200.246	0.000
4	1045.955	0.000
Joint	24.398	5.034e-06

Fuente: elaboración propia con Eviews.

Así también se realiza un test de White para ver si los residuos son homoscedasticos. Los resultados de la tabla 9 muestran que se rechaza la hipótesis nula de presencia de heteroscedasticidad.

Tabla 3f: test de homoscedasticidad.

Dependiente	P-value
res1*res1	0.145
res2*res2	0.360
res3*res3	0.037
res4*res4	0.031
res2*res1	0.279
res3*res1	0.099
res3*res2	0.227
res4*res1	0.076
res4*res2	0.188
res4*res3	0.019

Fuente: elaboración propia con Eviews.