

Devaluaciones contractivas en América Latina. Un análisis: VAR de Argentina, Chile y Colombia

Nicolás Bertholet

Primer Premio / Categoría Jóvenes Profesionales

15° Premio de Investigación Económica

"Dr. Raúl Prebisch" 2023



BANCO CENTRAL
DE LA REPÚBLICA ARGENTINA

Autor: Nicolás Bertholet

Devaluaciones contractivas en América Latina. Un análisis VAR de Argentina, Chile y Colombia (1950-2019)

Resumen

Utilizando un modelo de vectores autorregresivos (VAR), se estiman los efectos del tipo de cambio nominal sobre la inversión, el producto y la balanza comercial para Argentina, Chile y Colombia durante el periodo 1950-2019. Con el objetivo de analizar la sensibilidad de los resultados obtenidos con respecto al periodo y frecuencia utilizada, adicionalmente se estiman VARs trimestrales para los tres países para un periodo más reciente. Como ejercicio de robustez para ambos periodos muestrales se estima un VAR estructural “data-driven” en el que se levanta el supuesto de normalidad siguiendo a Lange et al. (2021).

Los resultados obtenidos mediante las funciones impulso-respuesta muestran que los shocks del tipo de cambio tienen: a) un efecto positivo sobre la balanza comercial tanto en el corto como en el mediano plazo; b) un efecto contractivo de corto plazo en el producto que está liderado por la inversión y que en el mediano plazo dicho efecto se revierte parcial o totalmente. El análisis de descomposición de varianza también encuentra que el tipo de cambio explica una parte importante de la varianza de las demás variables en las muestras anuales.

Palabras clave: modelos VAR, devaluaciones, PIB, Argentina, Chile, Colombia.

Código JEL: E2, E23, C32.

1.Introducción

Los efectos contractivos de las devaluaciones han sido un tópico que ha despertado un fuerte interés en América Latina desde la década del sesenta, especialmente en el estructuralismo latinoamericano (Ferrer, 1963; Díaz Alejandro, Carlos, 1963). Sin embargo, la hipótesis de devaluaciones contractivas recién se popularizó con el trabajo de Krugman y Taylor (1978), lo que dio inicio a una literatura tanto teórica focalizada en estudiar los canales de transmisión, así como también de trabajos empíricos interesados en testear dicha hipótesis.

En lo que respecta a los estudios empíricos, se ha desarrollado una prolífica literatura para entender los efectos de las devaluaciones, especialmente para países en desarrollo utilizando tanto metodología de series de tiempo como de datos en panel. En cuanto a series de tiempo contamos con un conjunto importante de trabajos que utilizan modelos de vectores autorregresivos (de ahora en adelante, VAR).

Sin embargo, encontramos pocos estudios que mediante esta metodología realicen estudios comparados entre diferentes países de América Latina y que además utilicen diferentes frecuencias de datos y periodos muestrales. En ese sentido, esta tesis tiene como objetivo contribuir a la evidencia empírica utilizando modelos VAR para tres países con rasgos macroeconómicos diferentes y para periodos muestrales y frecuencias temporales diferentes.

Utilizando modelos VAR, esta tesis se propone estimar los efectos del tipo de cambio nominal sobre la inversión, el producto y la balanza comercial para Argentina, Chile y Colombia para el periodo 1950-2019. Con el objetivo de analizar la sensibilidad de los resultados obtenidos con respecto al periodo y frecuencia utilizada, también se estiman VARs trimestrales para un periodo más reciente. Para ambas muestras se realizan análisis de robustez estimando un VAR estructural “data-driven”, en el que se levanta el supuesto de normalidad. La técnica de identificación utilizada y descripta en Lanne et al. (2017) se basa en el supuesto de errores estructurales no gaussianos.

Los resultados obtenidos mediante las funciones impulso-respuesta y descomposición de varianza muestran que los shocks del tipo de cambio tienen: a) un efecto positivo sobre la balanza comercial tanto en el corto como en el mediano plazo; b) un efecto contractivo de corto plazo en el producto que está liderado por la inversión y que en el mediano plazo dicho efecto se revierte parcial o totalmente.

Este trabajo se estructura de la siguiente manera. La sección 2 repasa la literatura teórica y empírica acerca de los efectos de las devaluaciones en el producto y la balanza comercial. En

la sección 3 se expone la metodología VAR utilizada. En la sección 4 se presentan los resultados de las funciones impulso-respuesta absolutas y acumuladas y el análisis de descomposición de varianza para los diferentes VARs estimados. En la sección 5 se desarrollan los análisis de robustez. Finalmente, en la sección 6 se presentan las conclusiones.

2. Revisión de la literatura

2.1. Literatura teórica

El enfoque tradicional señala que las devaluaciones son expansivas como consecuencia del incremento en la competitividad externa, lo que implica el desplazamiento de la demanda interna y externa hacia bienes nacionales y la consiguiente expansión de la producción. (Ver Laursen y Metzler, 1950; Harberger, 1950; Alexander, 1959). Sin embargo, dado que la validez de esta teoría ha sido contradicha por la evidencia empírica, ha surgido una prolífera literatura acerca de las devaluaciones contractivas que ha formalizado diferentes mecanismos a través de los cuales las devaluaciones pueden afectar negativamente al producto, tanto por el lado de la demanda como de la oferta (Ver entre otros, Lizondo y Montiel, 1989; Agenor, 1991).

En cuanto al lado de la demanda, el efecto redistributivo es uno de los principales canales de transmisión (Díaz Alejandro, 1963 y 1965; Ferrer, 1963; Krugman and Taylor, 1978). Este canal sostiene que, dado que los salarios nominales son rígidos en el corto plazo y que la propensión marginal a gastar de los trabajadores es mayor que la de los empresarios, una devaluación implica una redistribución de ingresos a favor de estos y lleva a una caída de la demanda agregada, reduciendo la producción y el empleo (Krugman y Taylor, 1978).

Los efectos contractivos de una devaluación pueden ocurrir si el efecto redistributivo no opera y los empresarios y trabajadores tienen una propensión a consumir similar. El primer caso se da cuando la balanza comercial se encuentra inicialmente en déficit (Hirschman, 1949; Cooper, 1971; Krugman y Taylor, 1978) mientras que el segundo caso se encuentra cuando existe una transferencia de ingresos del sector privado al gobierno, que tiene una propensión al ahorro de 1 en el corto plazo (Krugman y Taylor, 1978).

Otros autores propusieron explicaciones que operarían afectando la oferta agregada. La incorporación de insumos importados en los modelos que analizan los efectos de las devaluaciones implica que en el caso que las exportaciones tengan un alto contenido de importaciones, la devaluación puede no ser capaz de bajar lo suficiente el precio de las exportaciones y el aumento de las importaciones de bienes intermedios puede incluso empeorar la situación de la balanza de pagos y tener efectos recesivos.

En ese sentido, Buffie (1984, 1986a, 1986b) incorpora bienes de capital en un modelo con un componente importado en proporción fija y concluye que la condición Marshall-Lerner no es necesaria ni suficiente para una expansión del producto y que incluso bajo ciertas condiciones plausibles, una devaluación puede empeorar la balanza de pagos. Shea (1976) mediante un modelo macro-keynesiano donde una fracción de las importaciones se utilizan como bienes intermedios y bajo el supuesto de una función de producción Cobb-Douglas llega a resultados similares. Otros trabajos también se han abocado a modelizar el canal de insumos importados (Ver Coppock, 1971; Findlay y Rodríguez, 1977; Dornbusch, 1980).

También desde el lado de la oferta se han incorporado factores como el rol de los impuestos sobre los ingresos y los salarios de eficiencia en la oferta agregada (Chang y Lai, 1989; Lai, 1990). Larraín y Sachs (1986) extendieron el modelo básico e incorporaron los salarios y las exportaciones para mostrar que los efectos que producen las devaluaciones en el corto plazo pueden dañar también el crecimiento en el largo plazo.

Van Wijnbergen (1983, 1986) exploró tres canales a través de los cuales una devaluación tendría un efecto contractivo por el lado de la oferta agregada: el papel de los insumos importados, la indexación de los salarios reales en presencia de bienes salariales importados como alimentos y la relación entre el volumen real del crédito bancario y la oferta agregada de productos básicos a través de la financiación de las necesidades de capital circulante. Estos canales muestran cómo la devaluación nominal tiene un efecto contractivo directo sobre la oferta agregada, a diferencia de los efectos contractivos de Díaz-Alejandro (1963) y Krugman y Taylor (1978) sobre la demanda agregada. El canal de indexación salarial también es incorporado en otros estudios (ver también Solimano, 1986; Taye, 1999; Islam, 1984).

En las últimas décadas, ha surgido una literatura que se centra en el efecto de las devaluaciones sobre las hojas de balance. Céspedes, Chang y Velasco (2004) muestran que, a causa de la dolarización de los pasivos de las firmas, una devaluación real tiene efectos perjudiciales sobre sus patrimonios netos, lo que a su vez restringe la inversión debido a fricciones financieras. Los autores construyen un modelo de pequeña economía abierta en el que los tipos de cambio reales desempeñan un papel central en el proceso de ajuste, los salarios son rígidos, los pasivos están "dolarizados" y la prima de riesgo país viene determinada endógenamente por el patrimonio neto de las empresas. Los efectos de hoja de balance son muy importantes en este modelo ya que magnifican los efectos de las perturbaciones externas. De hecho, distinguen entre una situación de alto endeudamiento y fragilidad financiera resultante, de modo que una depreciación real eleva la prima de riesgo del país; y una de solidez financiera, en la que ocurre

lo contrario. El efecto de amplificación es especialmente pronunciado en condiciones de fragilidad financiera, ya que los aumentos endógenos del riesgo país tienen efectos duraderos y potencialmente importantes sobre las variables nacionales

En otro trabajo, los autores desarrollaron un modelo con efectos de balance e imperfecciones del mercado de capitales y mostraron conclusiones similares (Céspedes, Chang y Velasco, 2003). Utilizando un enfoque similar, Tovar (2005,2006) estima un modelo de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE, por sus siglas en inglés) que incorpora el efecto de hoja de balance y llega a las mismas conclusiones. Libman (2019) analiza el caso de bancos centrales que utilizan un esquema de metas de inflación con regla de política monetaria y encuentra que las depreciaciones contractivas pueden generar mayor inestabilidad.

En resumen, cuando se incluyen los flujos financieros y los regímenes cambiarios flexibles, existen razones adicionales para sostener que las depreciaciones cambiarias pueden afectar negativamente la producción y el empleo.

2.2. Literatura empírica

La literatura sobre devaluaciones contractivas se ha centrado principalmente en los países en desarrollo (Ver Edwards, 1986; Solimano, 1986; Agénor, 1991; Bahmani-Oskooee y Rhee, 1997; Kamin y Klau, 1997; Kamin y Rogers, 2000; Acar, 2000). Estos estudios encontraron evidencia favorable a la hipótesis de devaluaciones contractivas, aunque los resultados son altamente sensibles al horizonte temporal analizado, la técnica econométrica utilizada y el período de estimación. Bebczuk et al. (2006) también encontraron que el régimen cambiario es relevante ya que las devaluaciones son contractivas en economías altamente dolarizadas, pero que en los demás casos son expansivas,

Existe una amplia literatura empírica que utiliza metodología de datos de panel. Uno de los trabajos pioneros es el de Edwards (1986), quien estimó un modelo de efectos fijos utilizando un panel de 12 países en desarrollo durante el período 1965-1984 y mostró que las devaluaciones tienen efectos negativos sobre el producto en el corto plazo, pero que dichos efectos se revierten después del primer año. En el largo plazo, las devaluaciones no tendrían ningún efecto sobre el producto. Agénor (1991) desarrolló un enfoque diferente distinguiendo entre depreciaciones esperadas y no esperadas. Utilizando un panel de 23 países en desarrollo para el período 1978-87, encontró que una depreciación esperada del tipo de cambio real tiene efectos negativos sobre la actividad económica, mientras que una depreciación no esperada

tiene un impacto positivo. Los efectos contractivos de las depreciaciones tempranas persistirían después del primer año.

Morley (1992) examinó 28 devaluaciones en países en desarrollo, controlando por términos de intercambio, crecimiento de las exportaciones e importaciones, la oferta monetaria y la situación fiscal y encontró que las devaluaciones del tipo de cambio real tendían a reducir el producto los dos primeros años. Christopolous (2004) analizó 11 economías asiáticas utilizando técnicas de panel cointegrado y mostró que las depreciaciones son contractivas a largo plazo en al menos cinco de ellas y expansivas en tres. Moreno (1999) señaló que la depreciación real desaceleró la actividad económica, utilizando un panel de países de Asia oriental.

Sheehy (1986) analizó un panel con 16 países latinoamericanos y los resultados apoyaron fuertemente la evidencia de un impacto contractivo de las devaluaciones en América Latina.

Por otro lado, Bahmani-Oskooee (1998), utilizando datos trimestrales sobre el producto y el tipo de cambio efectivo nominal y real de 23 países en desarrollo durante el período 1973-1988, estimaron la relación a largo plazo entre el producto y el tipo de cambio y señaló que las devaluaciones no tuvieron un efecto a largo plazo en la producción en los países en desarrollo.

Kamin y Klau (1997) examinaron una muestra compuesta por 27 países durante el período 1970-96, utilizando diferentes metodologías de datos de panel (Efectos Fijos y Mínimos Cuadrados en dos etapas) y series de tiempo (Vectores de Corrección de Errores) y no encontraron evidencia de que las devaluaciones sean contractivas en el largo plazo. No obstante, al controlar por correlación espuria y causalidad inversa, el efecto de la devaluación en el corto plazo se reduce, aunque la evidencia de que este efecto existe permanece incluso después de que se introducen estos controles. No encontraron evidencia de diferencias significativas entre las regiones y tampoco que este efecto sea más fuerte en los países en desarrollo que en los países industrializados.

La hipótesis de que las devaluaciones tienen efectos contractivos también ha recibido un considerable respaldo de estudios de series de tiempo, principalmente en países de América Latina. Sin embargo, la evidencia es mixta en cuanto a los países asiáticos. Bahmani-Oskooee y Rhee (1997) analizaron los efectos de la depreciación en Corea, utilizando datos trimestrales de 1971-1994. Encontraron que la depreciación real es expansiva a corto plazo. Bahmani-Oskooee y coautores (2002) estimaron un Vector de Corrección de Errores para los países asiáticos y concluyeron que existen relaciones a largo plazo entre el producto, el tipo de cambio real y otras variables de política, utilizando datos trimestrales de 1976-1999. Encontraron que,

si bien la depreciación real es contractiva a largo plazo para Indonesia y Malasia, es expansiva en los casos de Filipinas y Tailandia. En cambio, para Corea, el crecimiento de la producción no respondería significativamente a un cambio en el nivel del tipo de cambio real.

Kim y Ying (2007) desarrollaron un modelo de VAR de seis variables (flujos de capital, ingreso real, precio relativo, oferta monetaria real, saldo en cuenta corriente y tipo de cambio nominal) en 7 países de Asia oriental, utilizando los datos anteriores a la crisis de 1997. Incluyeron el tipo de cambio bilateral ponderado por el comercio y no encontraron evidencia de efectos contractivos. Al contrario, la devaluación fue fuertemente expansiva en varios países. Esto contrasta con el efecto contractivo que observaron en Chile y México.

La evidencia en América Latina es favorable a la hipótesis de devaluaciones contractivas. Rogers y Wang (1995) estimaron un VAR para México utilizando datos mensuales de enero de 1977 a junio de 1990 y sugirieron que el producto estaba influenciado principalmente por shocks reales, pero que los shocks cambiarios también eran significativos. Copelman y Werner (1996) estimaron un modelo VAR para México, utilizando el producto, tipo de cambio real, tipo de cambio nominal, tipo de interés real y una medida para los saldos monetarios reales. Encontraron caídas en el producto después de una devaluación.

Santaella y Vela (1996) estimaron un modelo VAR con dos variables para México y encontraron que una reducción en la depreciación del tipo de cambio incrementaba el producto inicialmente, aunque ese efecto luego se revertía. Utilizando un modelo VAR para Uruguay, Hoffmeister y Vegh (1996) encontraron que una reducción permanente en la depreciación del tipo de cambio lleva a un aumento permanente del producto. Kamin y Rogers (2000) estimaron un modelo VAR trimestral para México para el período 1981-1995 y concluyeron que, incluso después de controlar las fuentes de correlación espuria y causalidad inversa, la devaluación real llevaba a una inflación más elevada y una contracción económica.

Amhed (2003) estimó un modelo VAR anual para Argentina, Brasil, Chile, Colombia y México durante 1983-1999 tomando el tipo de cambio real, el producto, la inflación y los términos de intercambio, el producto mundial y la tasa de interés de Estados Unidos como variables endógenas y concluyó que las devaluaciones tuvieron efectos contractivos en el corto plazo. Amman y Baer (2003) analizaron el impacto de la devaluación de Brasil en 1999 y también encontraron evidencia de efectos contractivos.

An, Kim y Ren (2014) examinaron una muestra compuesta por 16 países y encontraron que, a diferencia de los países asiáticos y los desarrollados que no pertenecen al G-3, el producto

generalmente disminuye después de devaluaciones reales en los países latinoamericanos. Campos (2021), utilizando un modelo VAR Bayesiano para Argentina durante el período 1854-2017, encontraron que las devaluaciones eran mayormente contractivas.

Zack, Montané y Libman (2021), utilizando datos mensuales de Brasil, Chile, Colombia, México, Argentina y Perú durante los 2000s, mostraron que las devaluaciones nominales fueron contractivas en Brasil y México. Utilizando datos para Argentina del periodo enero 2004-diciembre 2018, Bertholet y Montes Rojas (2022) mediante un modelo VAR con heterogeneidad por cuantil y el tipo de cambio, inflación, actividad económica y crecimiento del salario nominal como variables endógenas encuentran un efecto bimodal sobre el producto, con efectos tanto positivos como negativos con el efecto negativo sobre el producto asociado con una disminución de los salarios reales.

En resumen, la mayoría de los estudios empíricos muestran que las devaluaciones tienen efectos contractivos a corto plazo, pero que pueden tornarse expansivos o neutrales cuando el período de análisis se extiende lo suficiente. Además, la evidencia a favor de la hipótesis de la devaluación contractiva de corto plazo es aún más favorable cuando se utiliza modelos VAR y se enfoca en países de América Latina.

3. Metodología

Para analizar el impacto de los shocks cambiarios sobre las demás variables macroeconómicas, se estima un modelo VAR (p) de orden p con m variables exógenas que se puede escribir como:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + BX_t + \epsilon_t$$

donde Y_t es un vector de k variables endógenas, los términos A_j son matrices de coeficientes de k x k, X_t es un vector de n variables exógenas, B es un vector de coeficientes de k x m y ϵ_t son los términos de error.

El modelo VAR estimado está conformado por un vector de cuatro variables endógenas $Y_t = (\text{dlner}_t \text{ dli}_t \text{ dlgdp}_t \text{ dtb}_t)'$, donde dlner_t , dli_t , dlgdp_t denotan la diferencia logarítmica del tipo de cambio nominal, de la inversión y del producto, respectivamente y dtb_t el ratio de balanza comercial y servicios sobre PIB en diferencias y por un vector de dos variables exógenas $X_t = (\text{dltot}_t \text{ di}_t^*)'$, donde dltot_t y di_t^* representan a la diferencia logarítmica de los términos de intercambio y a la tasa de interés internacional en diferencias, respectivamente.

Antes de la estimación del modelo, se testaron el orden de integración de cada variable después de tomar logaritmos (excepto la tasa de interés y el ratio de balanza comercial sobre PIB). Utilizando pruebas de Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron, se concluyeron que todas las series eran integradas de orden 1 y se procedió a diferenciar cada una de ellas para hacerlas estacionarias.

Este trabajo se centra en tres países de América Latina: Argentina, Chile y Colombia. El periodo muestral utilizado para los VAR anuales es 1950-2019, mientras que para los VARs trimestrales se utilizan los siguientes periodos de acuerdo a la disponibilidad de datos trimestrales: Argentina (I.1993-IV.2019), Chile (I.1986-IV.2019), y Colombia (I.1994-IV.2019). Las fuentes tanto de los datos anuales, así como trimestrales de las variables endógenas de cada país son: Ministerio de Economía y Banco Central de la República Argentina (Argentina), Banco Central de Chile (Chile) y Banco de la República (Colombia). Las fuentes de las variables exógenas son: 1) términos de intercambio (International Financial Statistics- International Monetary Fund.); 2) tasa de interés internacional (Federal Reserve Economic Data). El Cuadro 2 resume las fuentes utilizadas. Se eligió la cantidad de rezagos óptimo según los criterios BIC, agregando rezagos si persistía autocorrelación en los residuos. La cantidad de rezagos del VAR para cada país se encuentra resumido en el Cuadro 2.

Cuadro 1. Variables utilizadas

Variable	Denominación	Fuente
Tipo de cambio nominal	ner	INDEC(Argentina), BCRP(Colombia), BCCh (Chile)
Inversión	I	MECON(Argentina), BCRP(Colombia), BCCh (Chile)
Producto Bruto Interno	gdp	MECON(Argentina), BCRP(Colombia), BCCh (Chile)
Balanza comercial y de servicios/PIB	tb	MECON(Argentina), BCRP(Colombia), BCCh (Chile)
Términos de intercambio	tot	IFS-IMF
Tasa de interés de fondos federales	i*	FRED

Cuadro 2. Cantidad de rezagos seleccionados para cada país.

a) Muestra anual

Periodo		
País	temporal	Rezagos
Argentina	1950-2019	1
Colombia	1950-2019	1
Chile	1960-2019	2

b) Muestra trimestral

Periodo		
País	temporal	Rezagos
Argentina	1993Q2 - 2019Q4	1
Colombia	1994Q2 - 2019Q4	1
Chile	1986Q2 - 2019Q4	1

Para que la estimación del modelo VAR sea consistente, se aseguró que no exista autocorrelación en los residuos y el mismo cumpla con la propiedad de ser ruido blanco. El segundo paso consiste en la identificación de shocks estructurales. Como el VAR estructural sufre problemas de identificación, utilizamos la descomposición de Cholesky para ortogonalizar los residuos, que implica una determinada arbitrariedad al imponer alguna restricción de nulidad sobre los parámetros que expresan los efectos del rezago de una variable sobre las otras variables contemporáneas. Dado un orden impuesto, la primera variable afecta a todas las demás variables, la segunda afecta a todas las variables menos la primera, etc. Al tratarse de una metodología recursiva, lo central es definir el orden de las variables de la matriz de Cholesky que en este caso es el siguiente: $Y_t = (dlner_t \ dli_t \ dlgdp_t \ dtb_t)$. El ordenamiento es similar al de otros trabajos como Campos (2021), Zack, Montané y Libman (2021) y Montes Rojas y Bertholet (2022).

La identificación que se propone implica dos supuestos: en primer lugar, que todas las variables responden al impacto del shock en el tipo de cambio nominal; en segundo lugar, significa que no hay otro shock que puede afectar simultáneamente al mismo.

Las funciones impulso-respuesta muestran gráficamente la respuesta de una variable a una unidad de shock de las demás variables que conforman el vector de variables endógenas en el VAR. Al ortogonalizar los errores mediante la descomposición de Cholesky, los shocks pasan a medirse en términos de unidades de desvíos estándar. En este trabajo nos vamos a centrar en identificar los shocks del tipo de cambio nominal sobre las demás variables. Se utilizan bandas de confianza del 68%, que se obtienen con técnicas de *bootstrapping*.¹ También se estiman las

¹ Una descripción detallada de la metodología VAR estructural, así como la revisión de la literatura, se puede encontrar en Kilian y Lutkepohl (2017).

funciones impulso-respuesta acumuladas que nos permite acumular el efecto de los shocks para cada horizonte temporal y por lo tanto ver su efecto de largo plazo.

Los modelos VAR nos permiten también obtener la descomposición de la varianza, que nos muestra cuánto de la varianza del error de pronóstico de cada variable endógena está explicado por cada uno de los shocks estructurales o, en otras palabras, cual es la contribución de cada shock a la varianza en cada variable. Por último, a partir de la detección de potenciales quiebres estructurales utilizando el test de Chow se construyeron variables dicotómicas para los VARs anuales y trimestrales que incorporamos en la estimación de los modelos VAR².

Dado que se utiliza la descomposición de Cholesky y por lo tanto los shocks representan unidades de desvío estándar, no es posible comparar en términos cuantitativos los efectos, por lo que el objetivo es analizar si existen diferencias cualitativas entre los tres países.

4. Resultados

A continuación, se van a mostrar y analizar los resultados de las funciones impulso-respuesta y la descomposición de varianza para los VARs anuales y trimestrales de los tres países analizados.

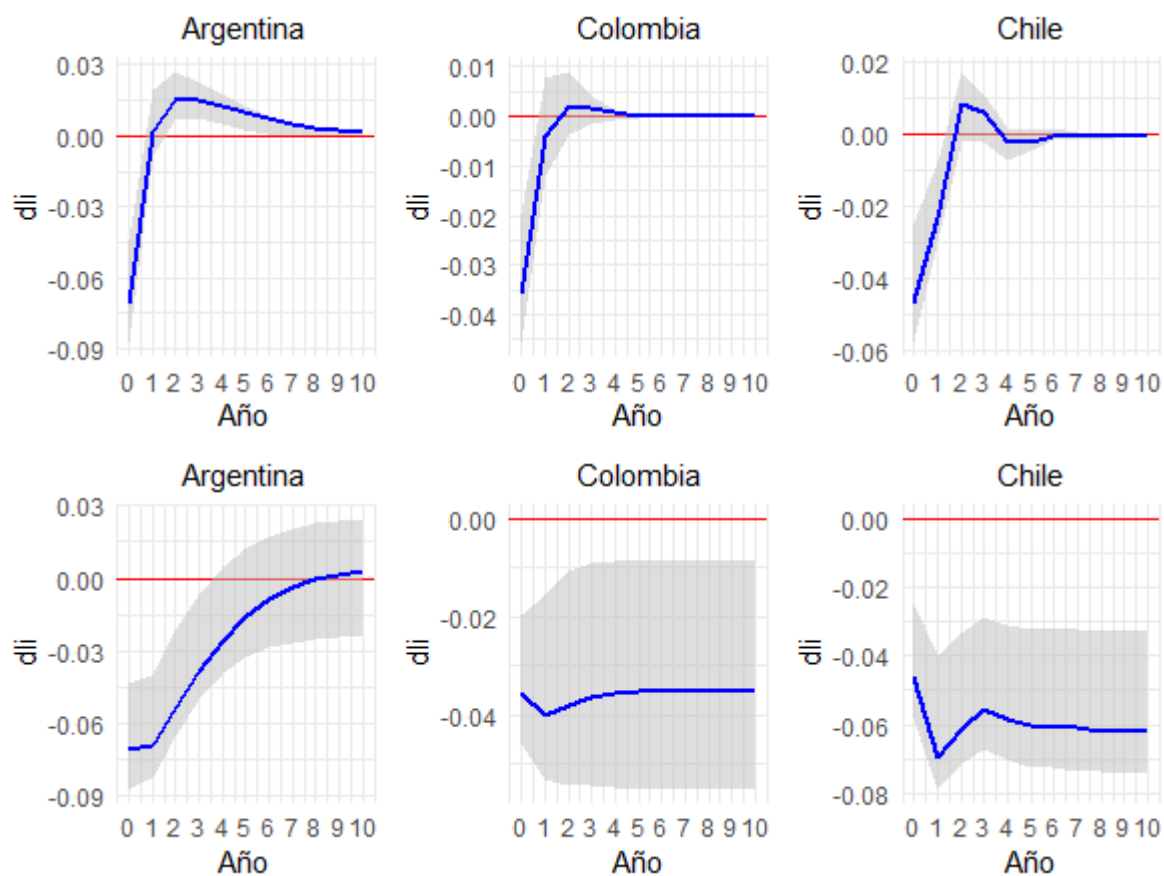
4.1. VARs anuales

El Gráfico 1 muestra que un shock del tipo de cambio nominal tiene un efecto inicial contractivo sobre la inversión y a partir del segundo o tercer año (dependiendo del país), comienza a tener un impacto positivo. El efecto es una caída de la inversión de aproximadamente 0.06 desvíos estándar para Argentina y de 0.04 desvíos estándar para Colombia y Chile. Todos los resultados son significativos en términos estadísticos.

En cuanto a la respuesta acumulada, el efecto negativo se revierte totalmente en Argentina al cabo de ocho períodos, pero solo parcialmente en Colombia y Chile.

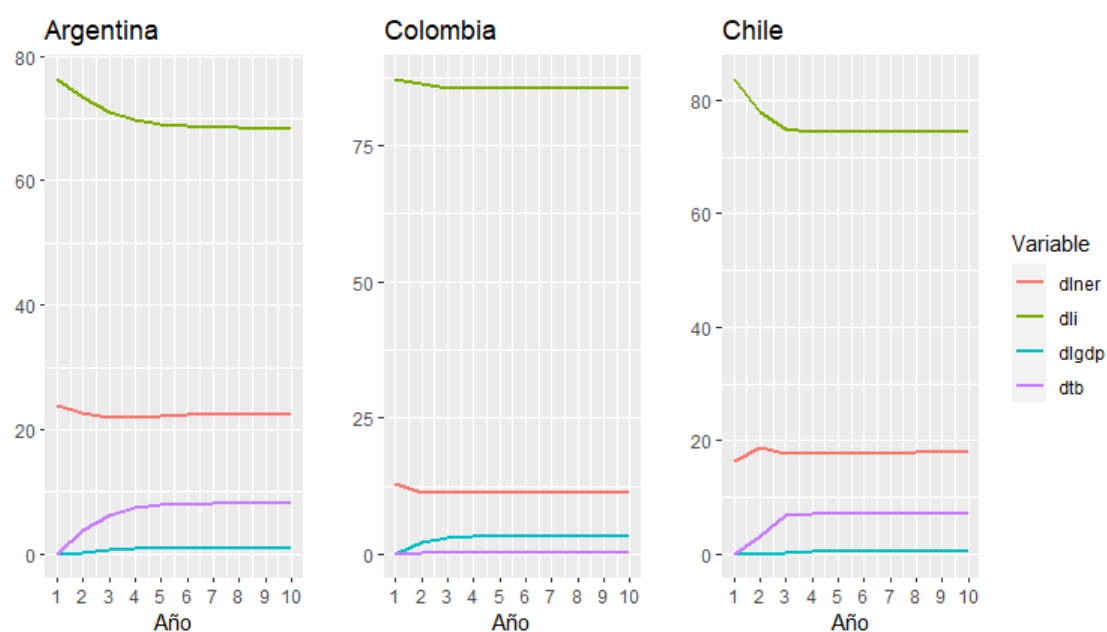
² Para los VARs anuales, en Argentina se utilizaron dos variables dicotómicas: una para el año 1989 y otra que otorga valores de 1 para el periodo 2000-2019 y de 0 para el periodo anterior. La primera dummy se vincula con un año de hiperinflación y el segundo con la salida del régimen de Convertibilidad. Para Colombia se construyó una variable dicotómica con valor 1 para el periodo 1970-2019 y de 0 para el periodo anterior. Para Chile se construyeron dos variables dicotómicas que corresponden a 1973 y 1974, años de hiperinflación. Para los VARs trimestrales, en el caso de Argentina se construyó una variable dicotómica con valor 1 para el periodo IV.2001-IV.2019 y de 0 para el periodo anterior, esto relacionado nuevamente con los dos regímenes cambiarios del periodo analizado. Para Colombia se construyó una variable dicotómica con valor 1 para el periodo III.1999-IV.2019 y de 0 para el periodo anterior y para Chile una variable dicotómica con valor 1 para el periodo III.1989-IV.2019 y de 0 para el periodo anterior.

Gráfico 1. Funciones impulso-respuesta. Efectos de *shocks* del tipo de cambio nominal sobre inversión.



Nota: $t=0$ es el año del shock. El área sombreada en azul representa las bandas de confianza del 68 por ciento. La línea negra sólida denota la respuesta de la inversión ante un aumento del tipo de cambio nominal.

Gráfico 2. Descomposición de varianza de la inversión

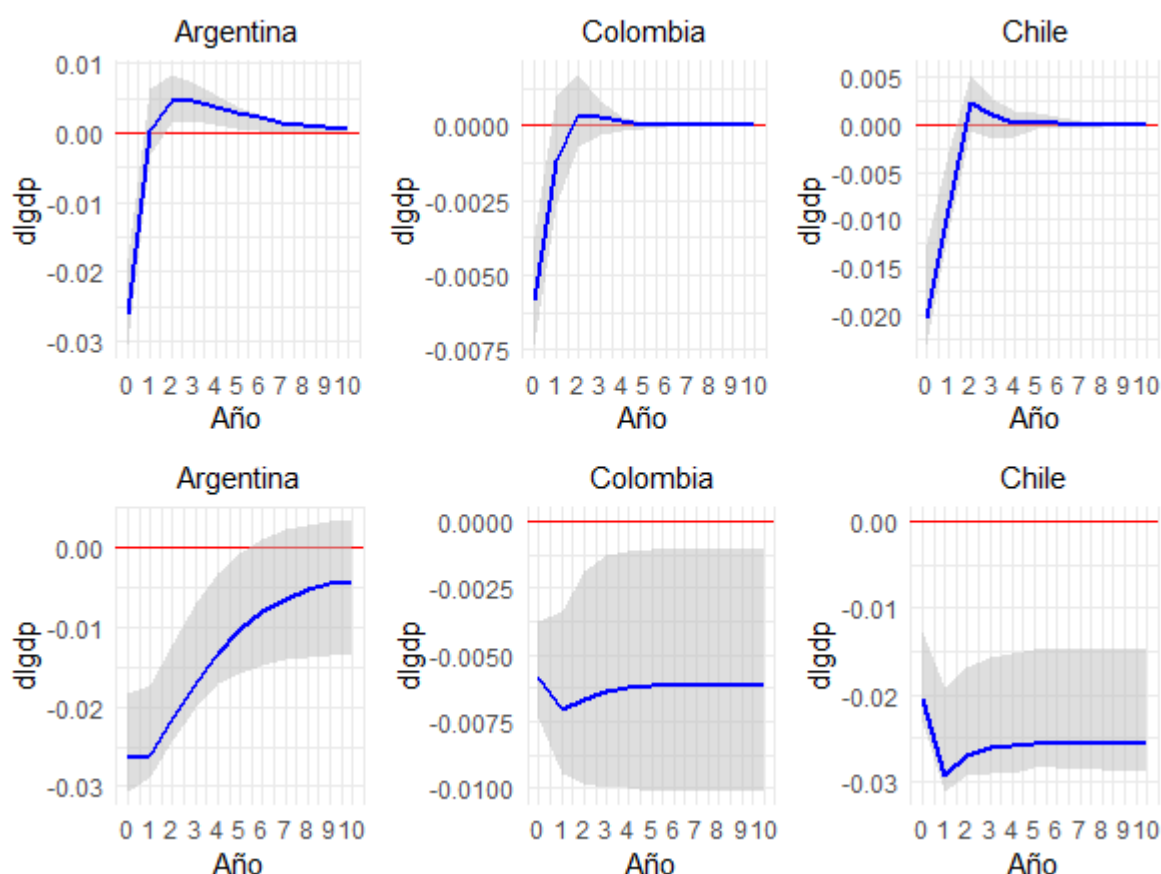


Como se desprende del Gráfico 2, el shock cambiario explica aproximadamente el 22% de la varianza en Argentina mientras que en Colombia lo hace en alrededor del 11/12% y en Chile contribuye a explicar un poco menos del 20%.

El Gráfico 3 muestra el efecto de un shock del tipo de cambio nominal sobre el PIB. En la primera fila podemos observar que inicialmente el shock es contractivo para los tres países y recién al segundo año los efectos se tornan positivos. El efecto contractivo inicial del shock es de 0.02, 0.025 y 0.005 desvíos estándar en Chile, Argentina y Colombia, respectivamente. Todos los shocks son significativos estadísticamente. En cuanto a la respuesta acumulada, solamente en Argentina se revierte completamente.

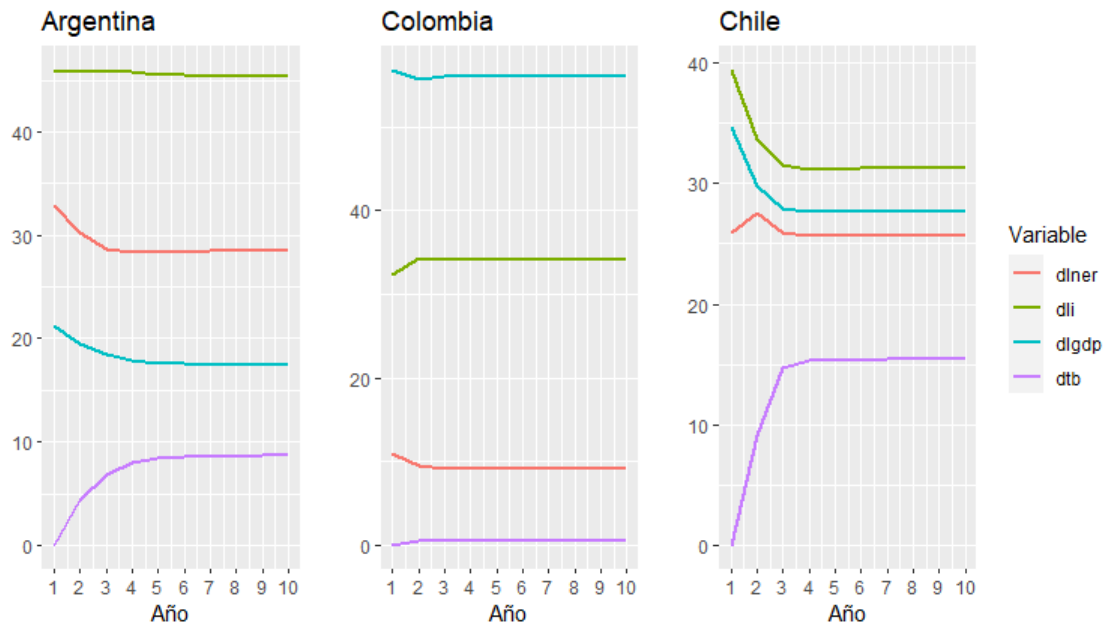
En el Gráfico 4 se observa que el shock del tipo de cambio nominal explica un 33% de la variabilidad del producto para después ubicarse apenas por debajo del 30%. En Colombia explica alrededor del 11% y en Chile aproximadamente el 26%.

Gráfico 3. Funciones impulso-respuesta. Efectos de *shocks* del tipo de cambio nominal sobre PIB



Nota: $t=0$ es el año del shock. El área sombreada en azul representa las bandas de confianza del 68 por ciento. La línea negra sólida denota la respuesta del producto a un aumento del tipo de cambio nominal.

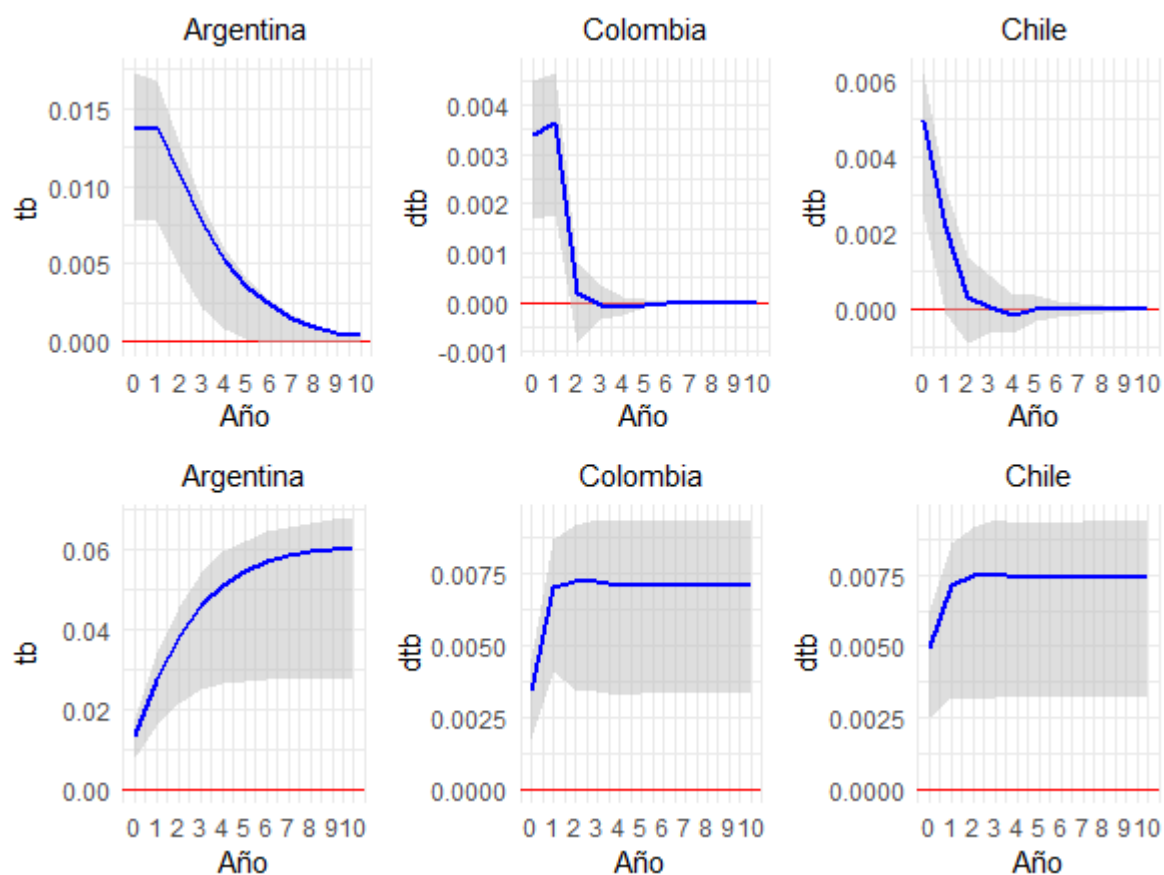
Gráfico 4. Descomposición de varianza del PIB



En cuanto a las funciones impulso-respuesta absoluta, en el Gráfico 5 vemos que el efecto del tipo de cambio sobre la balanza comercial y de servicios es expansivo, alcanzando para Argentina y Colombia, un pico máximo al primer año teniendo una forma de J invertida. En el caso de Chile el pico máximo se alcanza apenas ocurre el shock y luego se disipa gradualmente. La respuesta acumulada muestra que el efecto es expansivo en los tres casos.

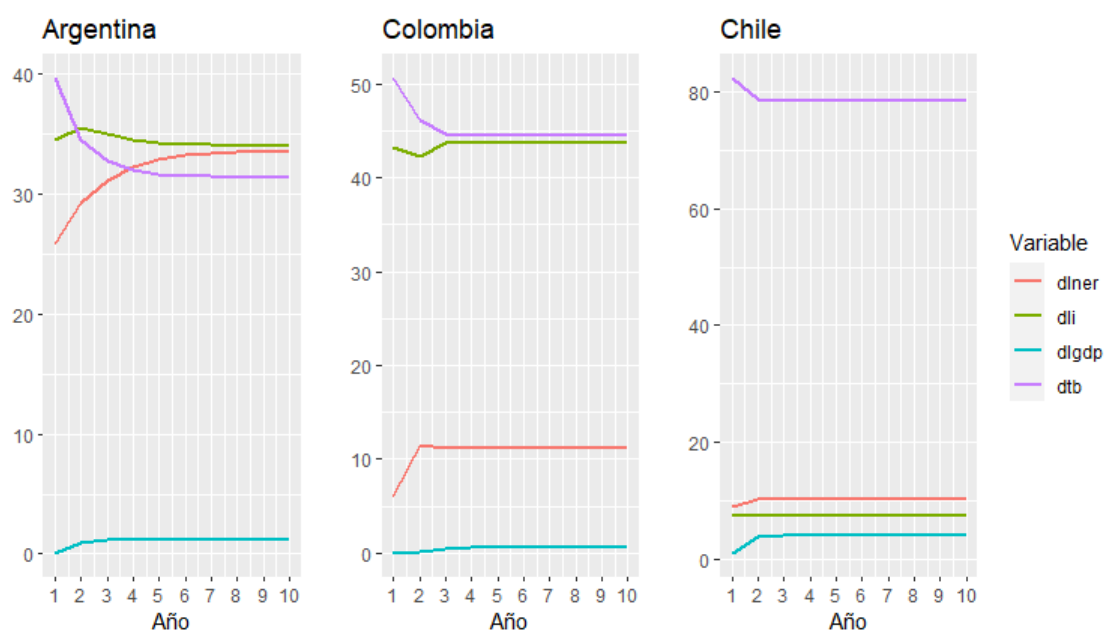
En cuanto a la descomposición de la varianza, el Gráfico 6 muestra que el shock del tipo de cambio explica alrededor del 26% de la variabilidad de la balanza comercial y de servicios en el momento del shock y que con el tiempo se estabiliza en torno al 33%. En Colombia y Chile, explica alrededor del 11% y 10% de dicha variabilidad, respectivamente.

Gráfico 5. Funciones impulso-respuesta. Efectos de *shocks* del tipo de cambio nominal sobre la balanza comercial y de servicios.



Nota: $t=0$ es el año del shock. El área sombreada en azul representa las bandas de confianza del 68 por ciento. La línea negra sólida denota la respuesta de la balanza de bienes y servicios ante un aumento del cambio nominal.

Gráfico 6. Descomposición de varianza de la balanza comercial y de servicios



4.2. VARs trimestrales

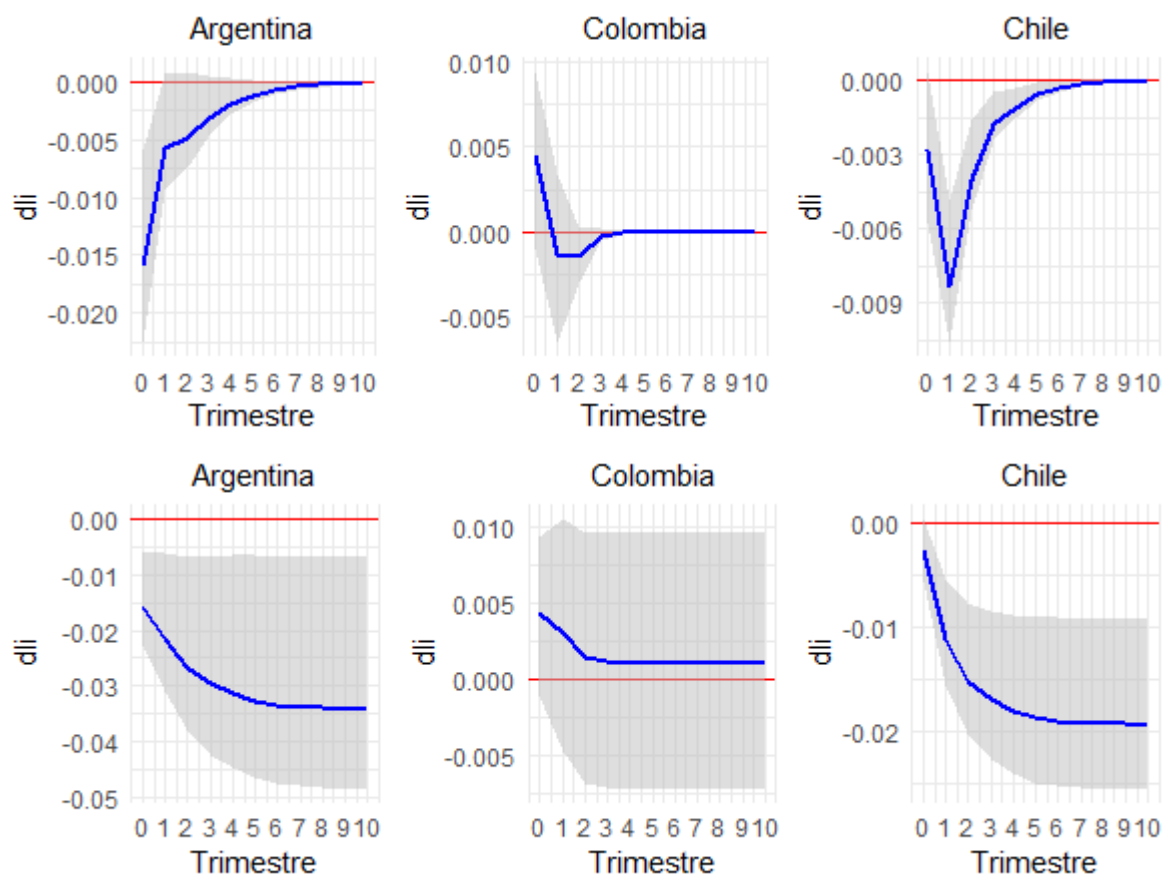
Con el objetivo de analizar la sensibilidad de los resultados a la frecuencia temporal utilizada, se estimaron también VAR trimestrales que cubren los siguientes periodos: Argentina (I.1993-IV.2019), Chile (I.1986-IV.2019), y Colombia (I.1994-IV.2019).

El Gráfico 7 muestra el efecto inicial contractivo del tipo de cambio nominal sobre la inversión en Argentina y Chile que más adelante se revierte, pasando a tener un efecto positivo. Sin embargo, las trayectorias difieren. Mientras que en Argentina el shock cambiario implica una caída de 0.015 desvíos estándar en el momento inicial, en Chile la reducción de la inversión se concentra en el primer trimestre con 0.008 desvíos estándar. En Colombia, encontramos primero un impacto positivo de alrededor de 0.005 desvíos estándar y luego un impacto negativo en el primer y segundo trimestre con 0.001 desvíos estándar en ambos casos. Los resultados son estadísticamente significativos excepto en Colombia.

En cuanto a la respuesta acumulada, en Argentina y Chile no se revierte totalmente el efecto negativo inicial mientras que en Colombia el efecto es apenas positivo, pero estadísticamente no significativo.

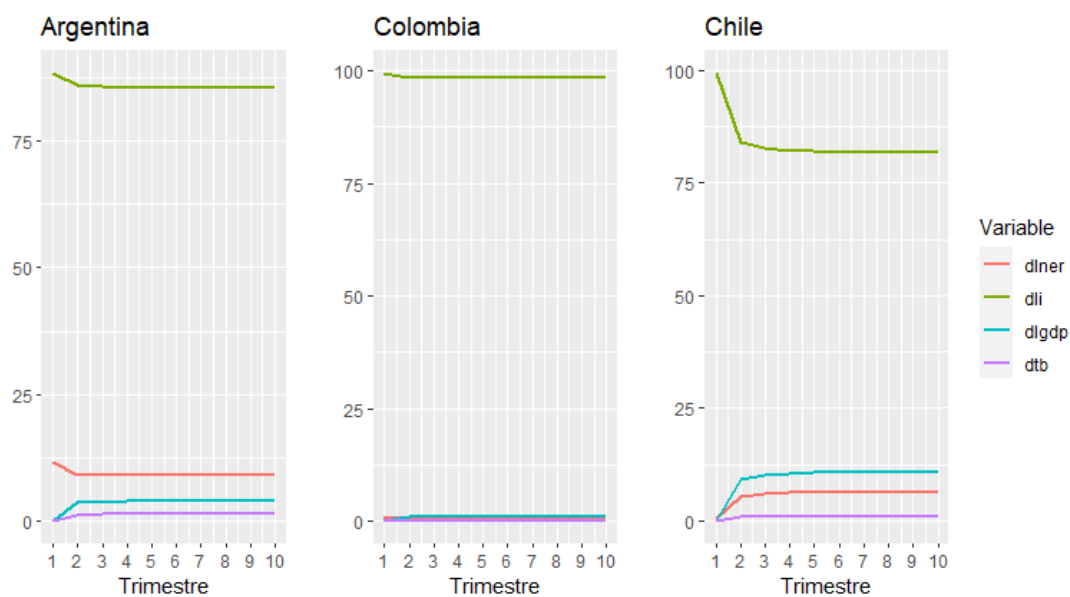
El análisis de descomposición de la varianza muestra que el shock cambiario explica inicialmente el 11% de la varianza de la inversión en Argentina bajando a un 9% en el periodo 10. En Chile explica una proporción menor (6%) y en Colombia apenas un 1%.

Gráfico 7. Funciones impulso-respuesta. Efectos de *shocks* del tipo de cambio nominal sobre la inversión



Nota: $t=0$ es el año del shock. El área sombreada en azul representa las bandas de confianza del 68 por ciento. La línea negra sólida denota la respuesta de la inversión a un aumento imprevisto del tipo de cambio nominal

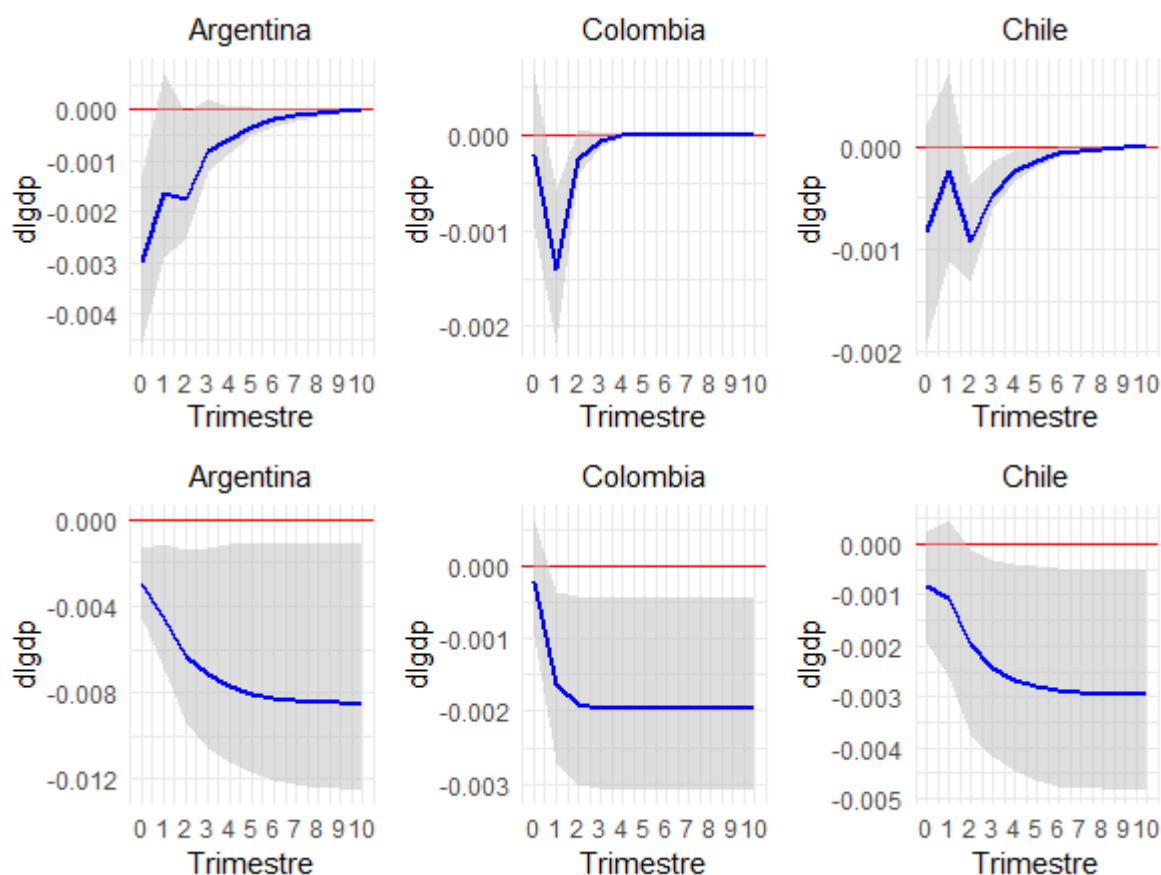
Gráfico 8. Descomposición de varianza de la inversión



De modo similar a lo que sucede con la inversión, un shock cambiario tiene un efecto inicial contractivo en el PIB (Gráfico 9). Aunque para Argentina el pico máximo del impacto se alcanza en el momento del shock inicial, para Colombia y Chile lo hace en el primero y segundo trimestre, respectivamente. En los tres países el efecto acumulado es negativo y estadísticamente significativo. Alcanza un efecto de 0.008 desvíos estándar para Argentina, de 0.002 desvíos estándar para Colombia y de 0.003 desvíos estándar para Chile.

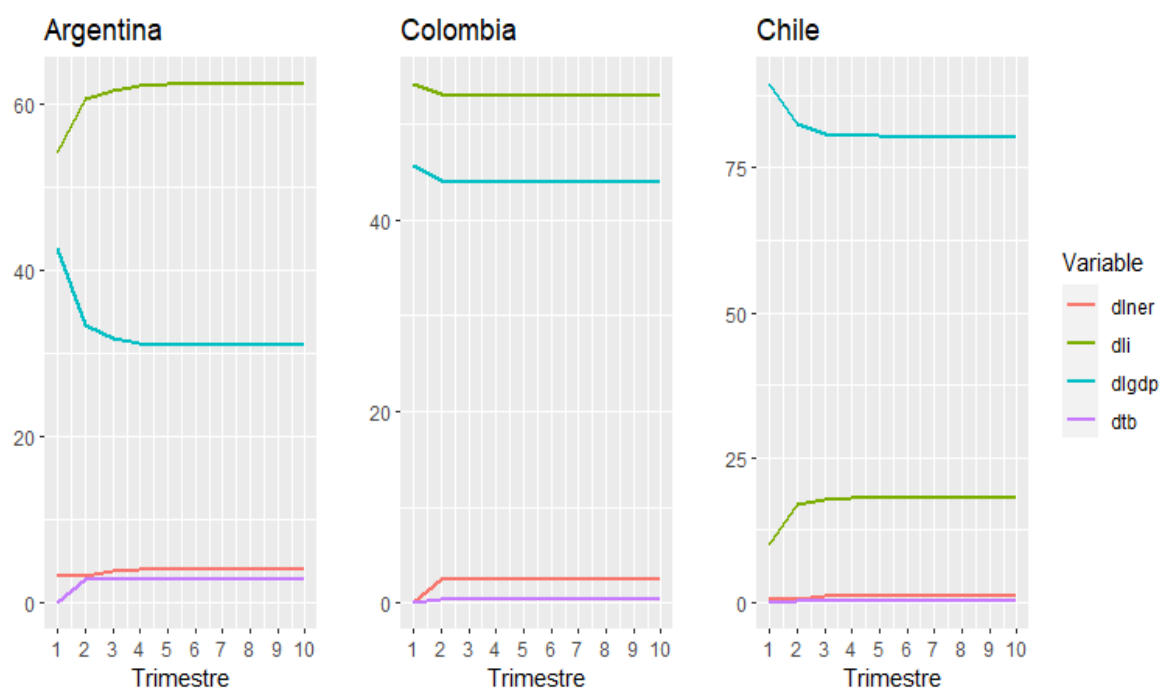
Como observamos en el Gráfico 10, el tipo de cambio nominal explica el 4% de la varianza del producto en Argentina mientras que para Colombia y Chile ese efecto es incluso más bajo, explicando apenas el 2.5% y el 1%, respectivamente.

Gráfico 9. Funciones impulso-respuesta. Efectos de *shocks* del tipo de cambio nominal sobre el PIB.



Nota: $t=0$ es el año del shock. El área sombreada en azul representa las bandas de confianza del 68 por ciento. La línea negra sólida denota la respuesta del producto a un aumento imprevisto del tipo de cambio nominal.

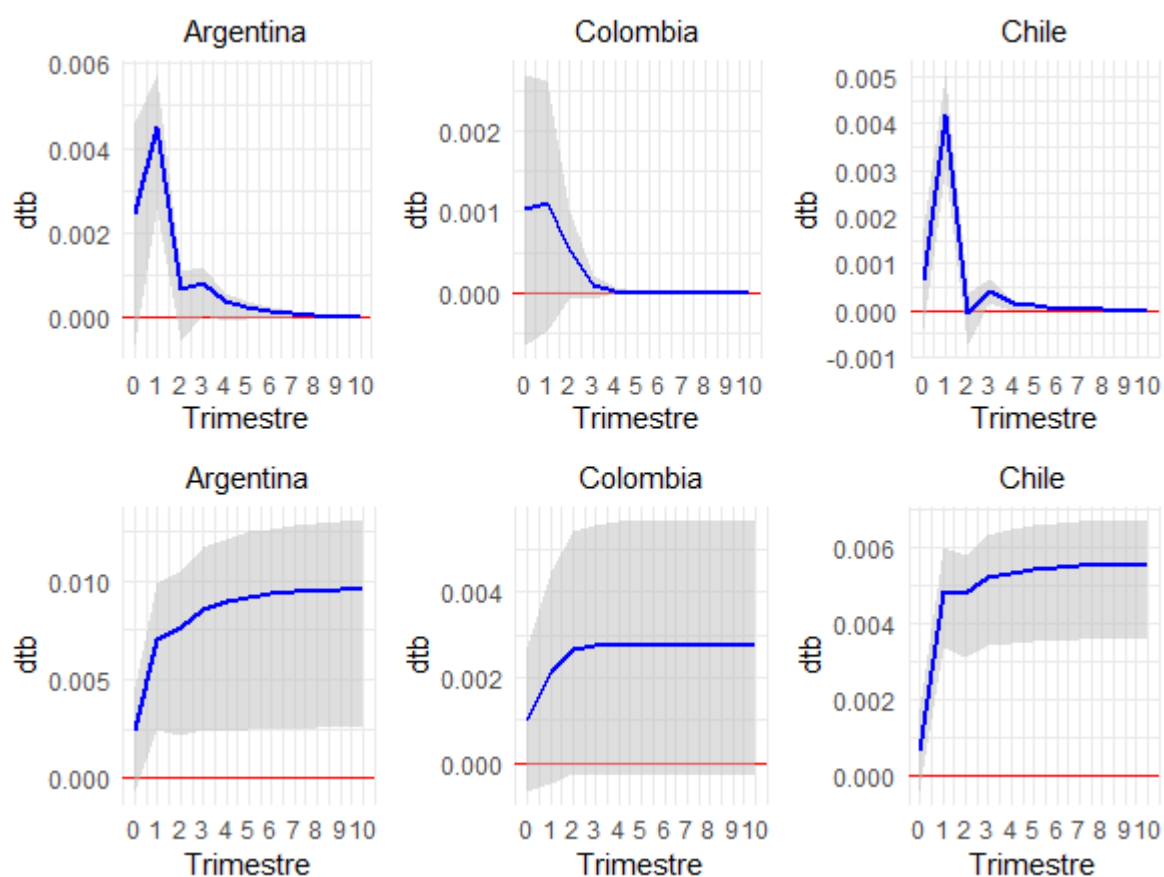
Gráfico 10. Descomposición de varianza del PIB



En cuanto a las funciones impulso-respuesta absoluta, el efecto de un shock en el tipo de cambio nominal sobre la balanza comercial y de servicios es positivo, alcanzando un pico máximo en el primer trimestre en los tres países (Gráfico 11). Este es de alrededor de 0.004 desvíos estándar para Argentina y Chile y de 0.001 desvíos estándar para Colombia. El efecto acumulado es positivo para los tres países, aunque para Colombia no es significativo estadísticamente (Gráfico 11).

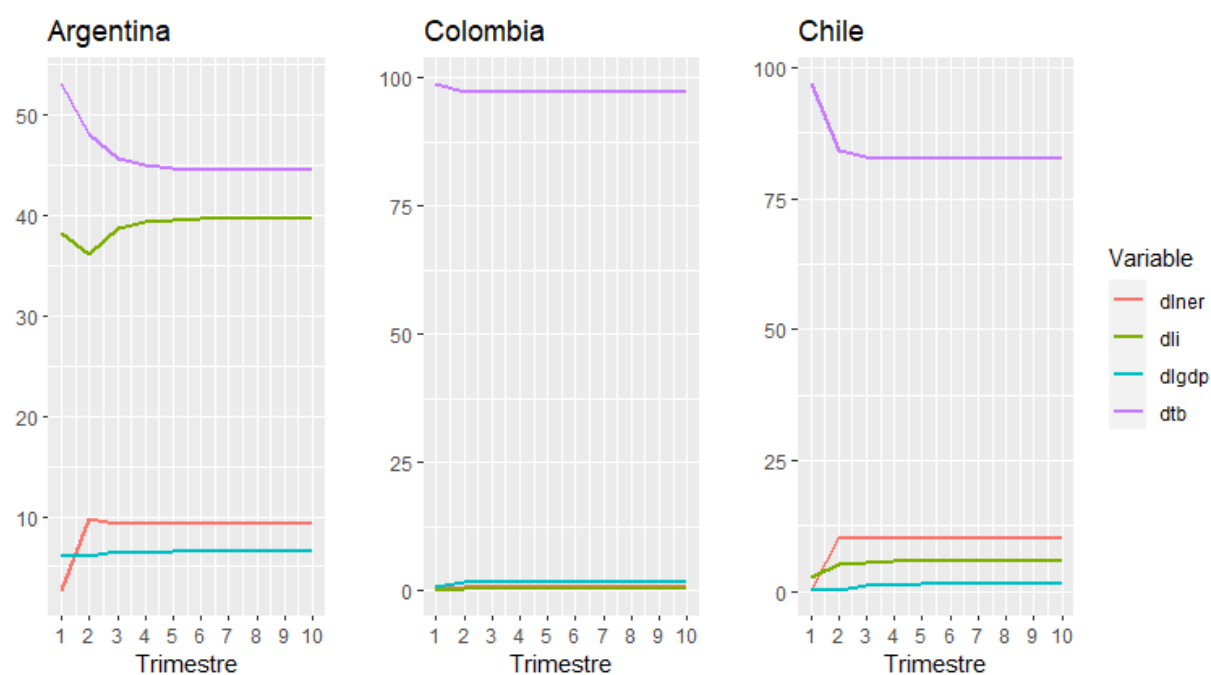
El análisis de descomposición de varianza muestra que el shock cambiario contribuye un 9% y 10% a la varianza de la balanza comercial en Argentina y Chile respectivamente mientras que en Colombia explica apenas un 1%.

Gráfico 11. Funciones impulso-respuesta. Efectos de *shocks* del tipo de cambio nominal sobre la balanza comercial y de servicios



Nota: $t=0$ es el año del shock. El área sombreada en azul representa las bandas de confianza del 68 por ciento. La línea negra sólida denota la respuesta de la balanza comercial y de servicios a un aumento del tipo de cambio nominal.

Gráfico 12. Descomposición de varianza de la balanza comercial y de servicios



5. Análisis de robustez

5.1. Análisis de robustez. Estrategia de identificación data-driven

En esta sección se realiza un análisis de robustez levantando el supuesto de normalidad de los residuos. Para ello se estima un VAR estructural *data-driven* (basado en los datos) siguiendo a Lange et al. (2021). La estimación se realizó con la librería “svars” (Lange et al., 2021) del software estadístico R que permite estimar diferentes VARs estructural basado en diferentes técnicas de identificación con sus respectivos supuestos subyacentes sobre el término de error ε_t . La técnica de identificación utilizada y descrita en Lanne et al. (2017) se basa en el supuesto de errores estructurales no gaussianos. Los autores proponen una estimación de máxima verosimilitud para determinar el conjunto de shocks estructurales independientes, que se supone que presentan una distribución t de Student.

Se construyeron intervalos de confianza con la técnica *wild bootstrap* como lo provee el paquete de R utilizado y esto es especialmente útil cuando los métodos de inferencia convencionales no son confiables porque las suposiciones de muestras grandes no se cumplen³. Esta técnica permite que el intervalo de confianza pueda no contener al valor esperado.

A continuación, se muestran las funciones impulso-respuesta y la descomposición de varianza utilizando esta metodología. Se encuentra que levantando el supuesto de normalidad de los residuos los resultados se mantienen en la mayoría de los casos.

Cuadro 3. Cantidad de rezagos seleccionados para cada país.

a) Muestra anual

Periodo		
País	temporal	Rezagos
Argentina	1950-2019	1
Colombia	1950-2019	1
Chile	1960-2019	2

b) Muestra trimestral

Periodo		
País	temporal	Rezagos
Argentina	1993Q2 - 2019Q4	1
Colombia	1994Q2 - 2019Q4	1
Chile	1986Q2 - 2019Q4	1

³ La razón principal es que cuando la varianza del error depende del valor de las covariables, el bootstrap residual será inestable porque intercambiará todos los residuos independientemente del valor de la covariable. Por otro lado, para la i -ésima observación, el método *wild bootstrap* utiliza el residuo de sí mismo solamente.

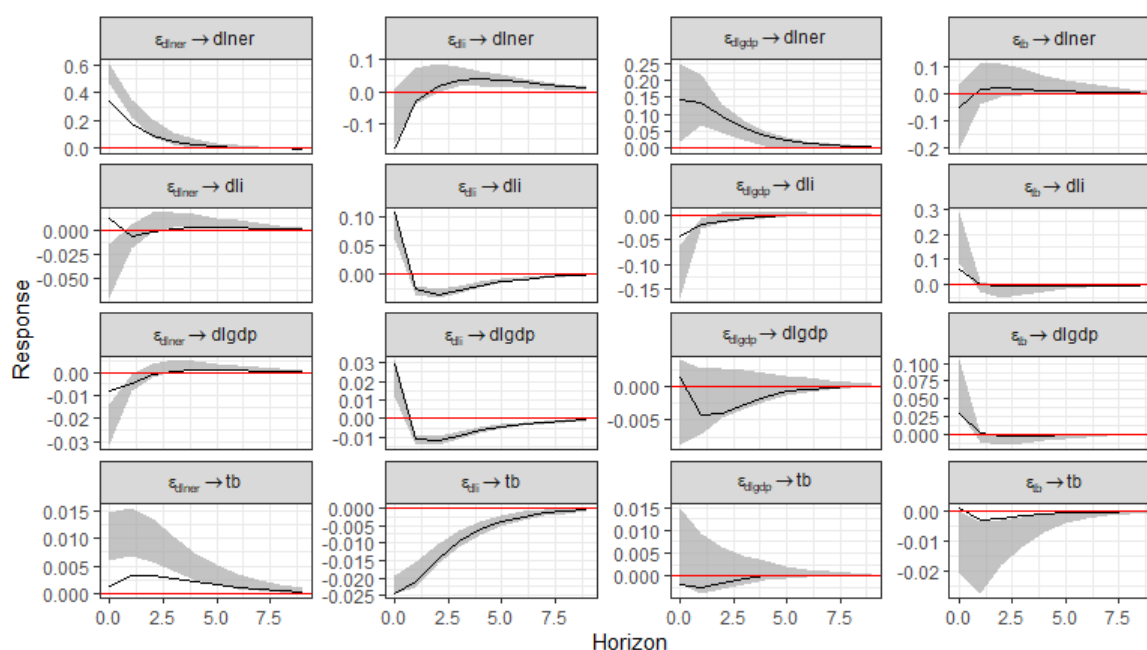
5.1.1. VARs anuales

La principal diferencia con el modelo VAR original la encontramos en los resultados de la función impulso-respuesta absoluta de un shock del tipo de cambio nominal sobre la inversión para el caso de Argentina ya que con esta metodología observamos un impacto inicial positivo en vez de negativo. Sin embargo, los intervalos de confianza son similares a los encontrados en el VAR original. Esto se explica porque al construir el intervalo de confianza mediante *Wild Bootstrap*, el mismo puede no contener el valor esperado. Los demás resultados se sostienen.

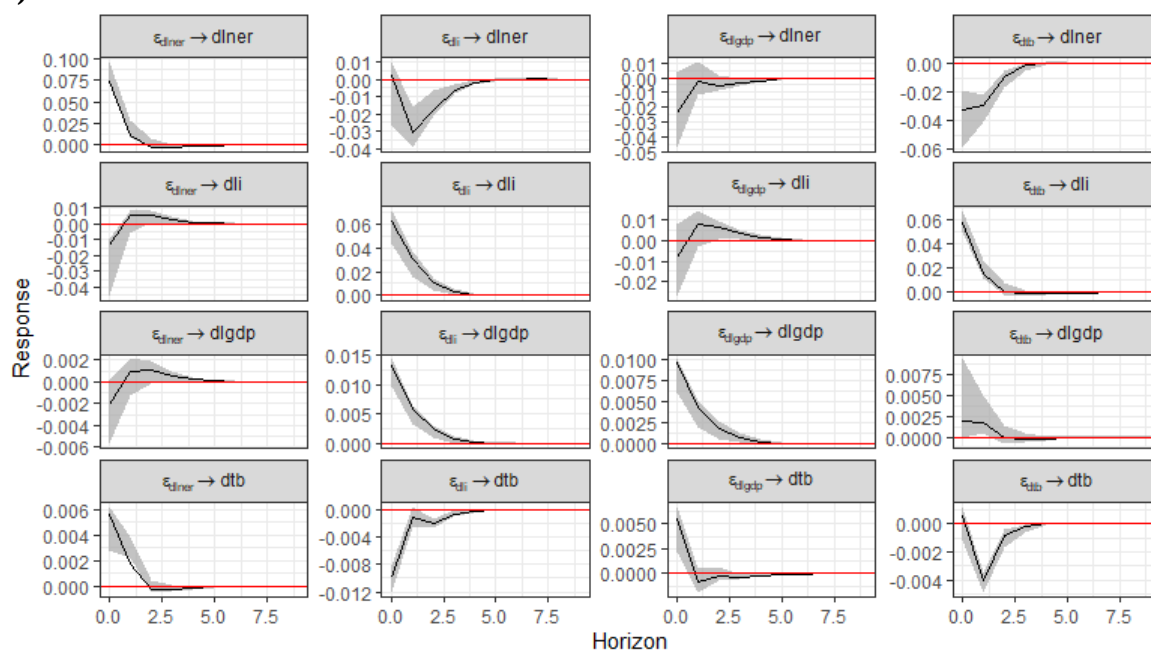
El análisis de la descomposición de varianza arroja que el tipo de cambio nominal explica una proporción más pequeña de la varianza que en el modelo VAR original. Mientras que, en Argentina, el tipo de cambio nominal explica el 1% de la varianza de la inversión, el 4% del producto y el 3% de la balanza comercial, en Colombia es el 3%, 2% y 18% respectivamente. En Chile es el 4%, 2% y 2% respectivamente.

Gráfico 13. Funciones impulso-respuesta. Efectos de *shocks* del tipo de cambio nominal sobre las demás variables. VAR estructural. Argentina, Colombia y Chile.

a) Argentina



b) Colombia



c) Chile

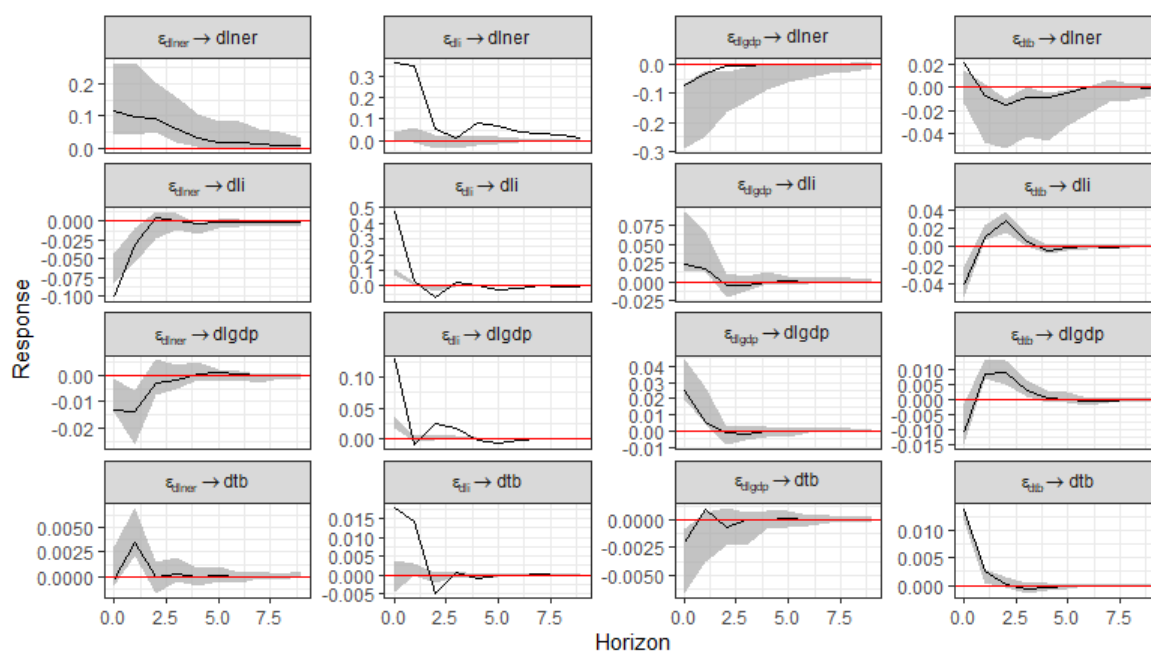


Gráfico 14. Descomposición de varianza de la inversión para Argentina, Chile y Colombia.

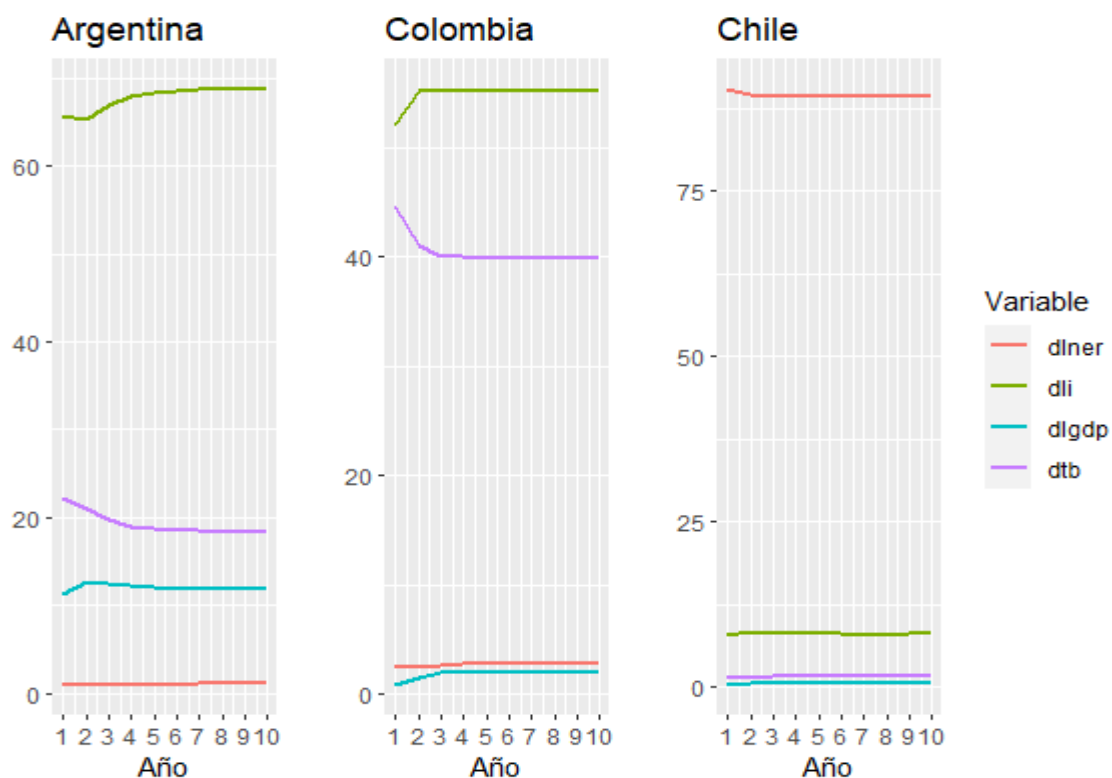


Gráfico 15. Descomposición de varianza del PIB para Argentina, Chile y Colombia en el VAR estructural.

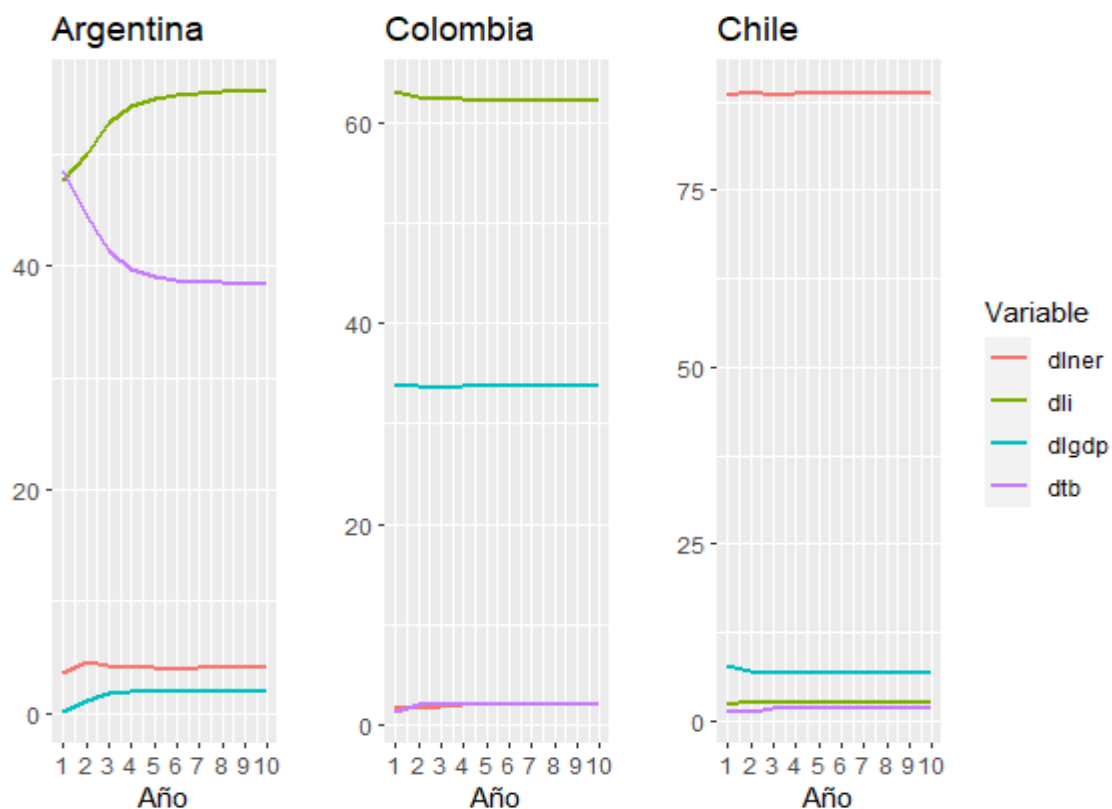
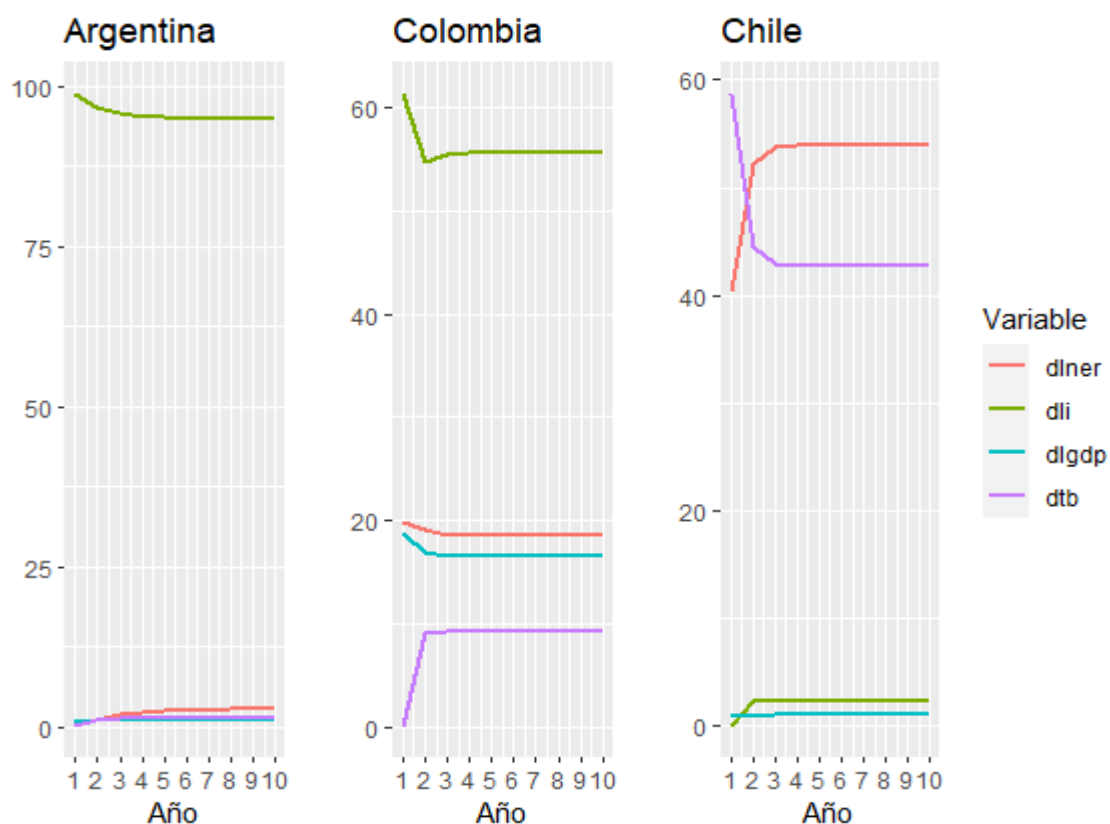


Gráfico 16. Descomposición de varianza de la balanza comercial y de servicios. Argentina, Chile y Colombia.



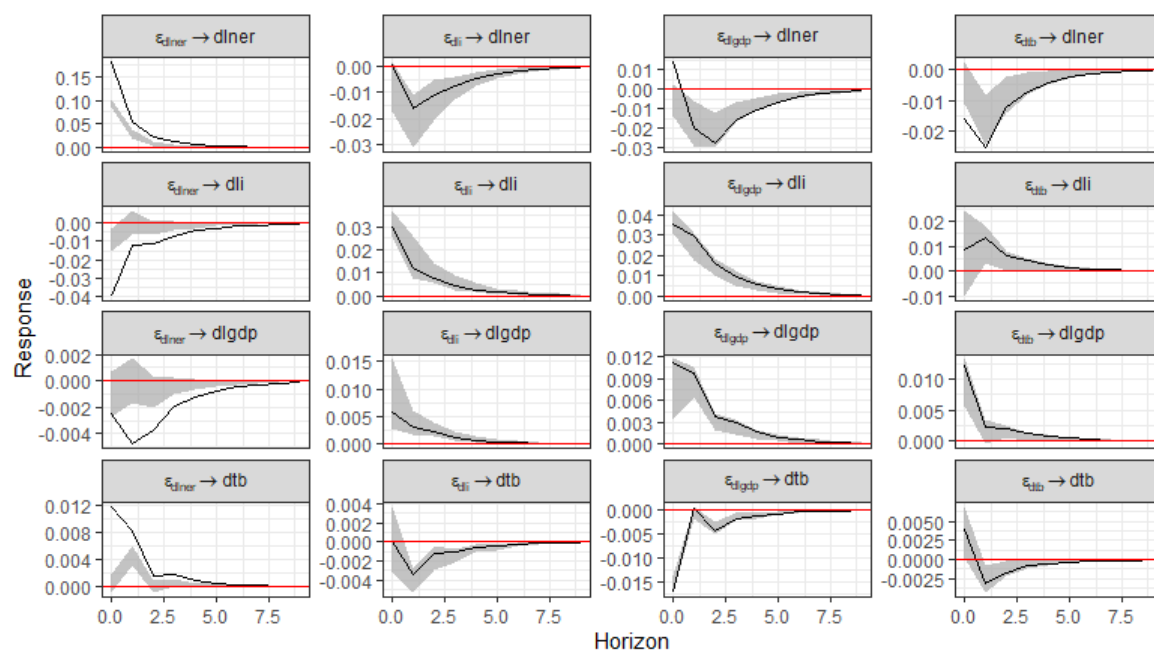
5.1.2. VARs trimestrales

La diferencia más importante se encuentra en el resultado de las funciones impulso-respuesta absoluta para Chile donde encontramos que un shock en el tipo de cambio nominal tiene un efecto inicial positivo sobre la inversión y el producto a diferencia del modelo VAR original donde el efecto era negativo sobre ambas variables como en los demás países.

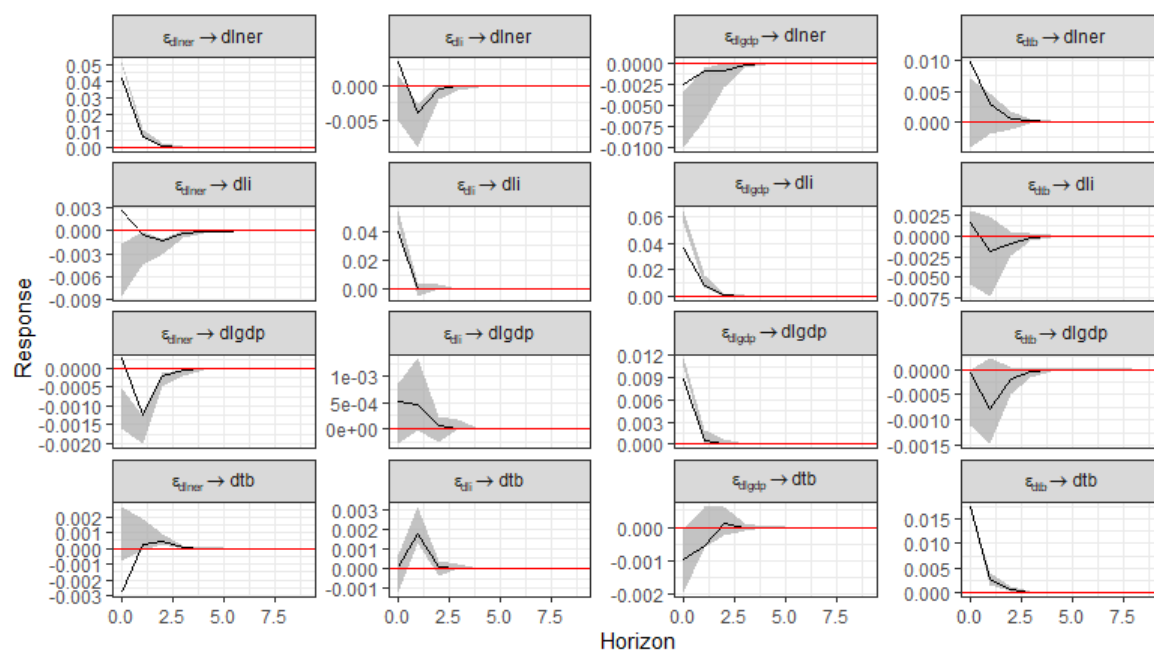
En cuanto a la descomposición de varianza, el tipo de cambio explica una mayor proporción que en el VAR original excepto para Colombia. Encontramos que para Argentina el tipo de cambio nominal explica entre el 42% y 33% de la varianza de la inversión, el 10% de la del producto y el 37% de la balanza comercial. En Colombia explica el 1%, 2% y 3% respectivamente. En Chile el 18, 12 y 16%, respectivamente.

Gráfico 17. Funciones impulso-respuesta del VAR estructural. Efectos de los *shocks* del tipo de cambio nominal sobre las demás variables. Argentina, Colombia y Chile.

a) Argentina



b) Colombia



c) Chile

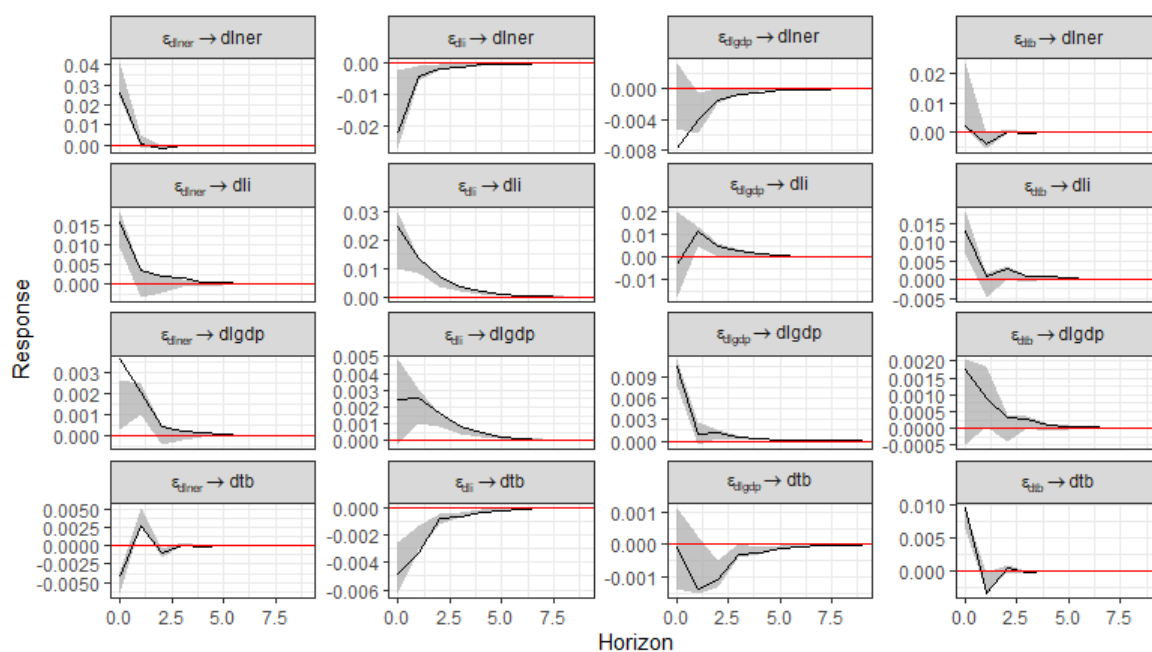


Gráfico 18. Descomposición de varianza de la inversión. VAR estructural. Argentina, Colombia y Chile.

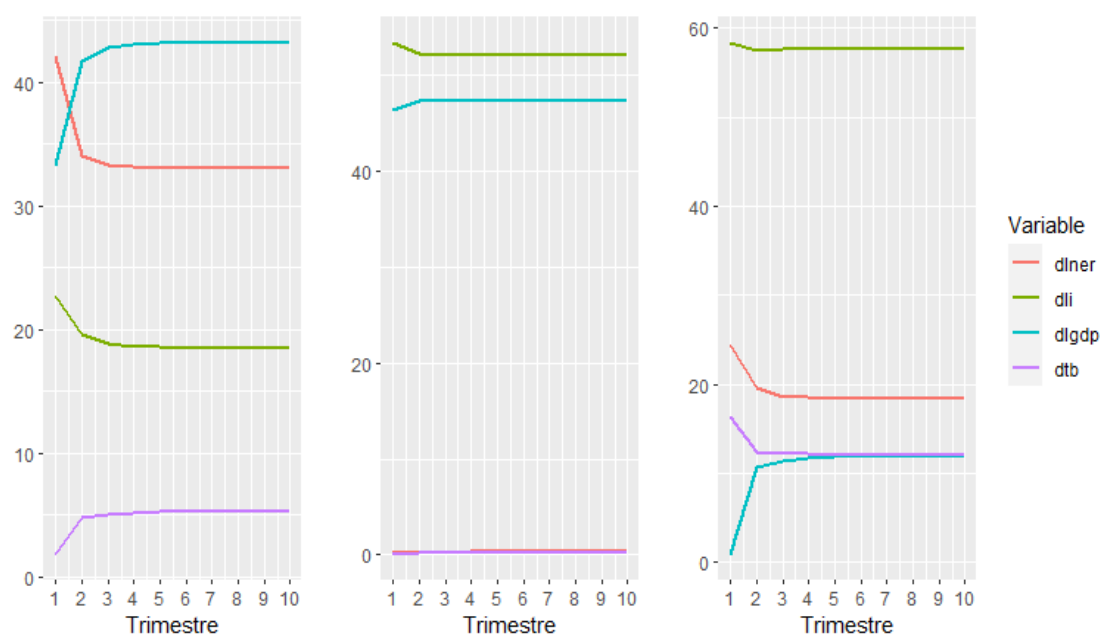


Gráfico 19. Descomposición de varianza del PBI. VAR estructural. Argentina, Colombia y Chile.

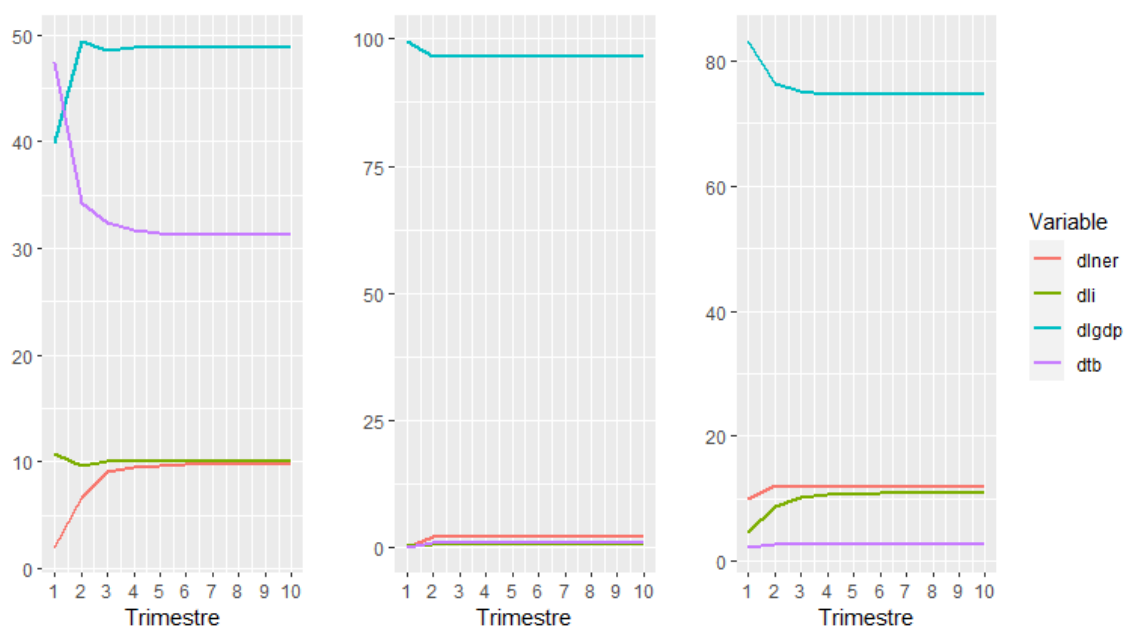
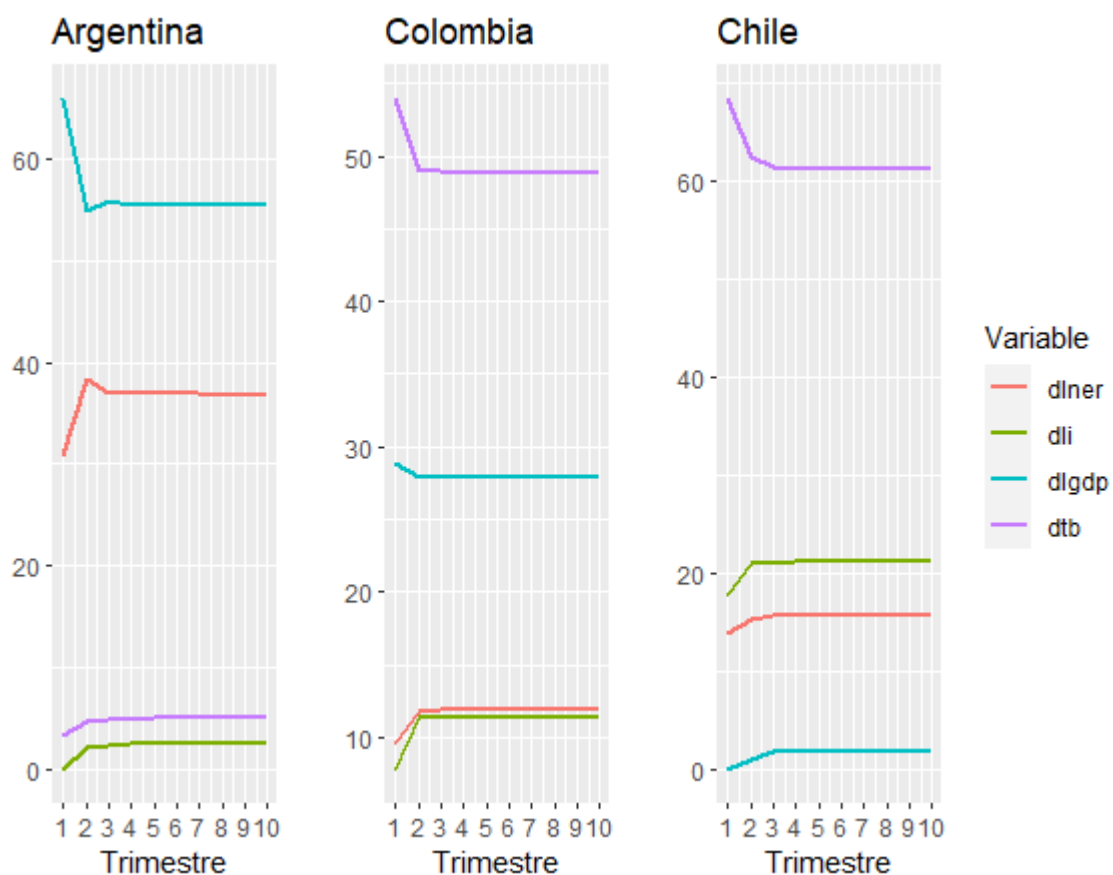


Gráfico 20. Descomposición de varianza de la balanza comercial y de servicios para Argentina, Chile y Colombia.



6. Conclusiones

El VAR estimado para Argentina, Colombia y Chile aporta evidencia empírica que va en línea con la hipótesis de que las devaluaciones tienen efectos contractivos en el corto plazo, aunque ese efecto se revierte parcial o totalmente en los periodos siguientes. Para ello además del modelo VAR original se realiza un chequeo de robustez estimando un VAR estructural y los resultados, en general, se mantuvieron. Excepto para el caso del VAR trimestral de Colombia, en los tres países se observa que el efecto contractivo está liderado por una caída en la inversión por lo que indicaría que la devaluación afectaría principalmente por el canal de la inversión.

Los resultados obtenidos mediante las funciones impulso-respuesta muestran que los shocks cambiarios tienen: a) un efecto positivo sobre la balanza comercial tanto en el corto como en el mediano plazo. b) un efecto contractivo de corto plazo en el producto que está liderado por la inversión y que en el mediano plazo dicho efecto se revierte parcial o en la mayoría de los casos totalmente. También mediante el análisis de descomposición de varianza encontramos que en la mayoría de los casos los shocks cambiarios explican una parte importante de la varianza de la inversión, el producto y la balanza comercial.

7. Referencias bibliográficas

- An, L., Kim, G., & Ren, X. (2014). Is devaluation expansionary or contractionary: Evidence based on vector autoregression with sign restrictions. *Journal of Asian Economics* 34, 27–41. doi:10.1016/j.asieco.2014.03.003
- Acar, M. (2000). Devaluation in Developing Countries: Expansionary or Contractionary? *Journal of Economic and Social Research* 2 (1), pp. 59-83.
- Agénor, P. (1991). Output, devaluation and the real Exchange Rate in developing countries. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 127(1), 18–41. doi:10.1007/bf02707309
- Amhed, S. (2003). Sources of economic fluctuations in Latin America and implications for choice of exchange rate regimes. *Journal of Development Economics*, 72 (1), 181-202.
- Amman, E. y W. Baer. (2003). Anchors Away: The Costs and Benefits of Brazil's Devaluation. *World Development* 31(6), 1033-1046. doi:10.1016/s0305-750x(03)00048-2.
- Bahmani-Oskooee, M. (1998). Are Devaluations Contractionary in LDCs? *Journal of Economic Development*, 23 (1), 131-145.
- Bahmani-Oskooee, M. & I Miteza, (2003). [Are Devaluations Expansionary or Contractionary? A survey article](#). *Economic Issues* 8(2), 1-28

Bahmani-Oskooee, M.; Rhee, H. (1997). Response of Domestic Production to Depreciation in Korea: an Application of Johansen's Cointegration Methodology. *International Economic Journal*, 11(4), 103–112. doi:10.1080/10168739700000029.

Bahmani-Oskooee, M, Chomsisengphet, S. y Kandil, M. (2002) Are devaluations contractionary in Asia?, *Journal of Post Keynesian Economics* 25 (1), 69-82

Bleakley, H y Cowan, K. (2002). Dollar debt and devaluations: much ado about nothing? Working Paper 02-5, Federal Reserve Bank of Boston.

Bonomo, M., Martins, B. y Pinto, R. (2003). Debt Composition and Exchange Rate Balance Sheet Effects in Brazil: A Firm-Level Analysis. *Emerging Markets Review* 4(4), 368- 396.

Buffie, E. (1986a). Devaluation and Imported Inputs: The Large Economy Case. *Edward International Economic Review* 27 (1), 123-140.

Buffie, E. (1986b). Devaluation, Investment, and Growth in LDCs. *Journal of Development Economics* 20, 361-379.

Céspedes, L. F., Chang, R., y Velasco, A. (2004). Balance Sheets and Exchange Rate Policy. *American Economic Review*, 94(4), 1183–1193.

Chang, R. (2018). Foreign Exchange Intervention Redux. NBER Working Papers 24463, National Bureau of Economic Research.

Chang, R. y Velasco, A. (2017). Financial Frictions and Unconventional Monetary Policy in Emerging Economies, *IMF Economic Review*, 65 (1), 154-191.

Christopoulos, D. K. (2004), Currency devaluation and output growth: new evidence from panel data analysis. *Applied Economics Letters*, 11(13), 809-813. doi:10.1080/1350485042000254647.

Cooper, R. (1971). Currency Devaluation in Developing Countries. Essays in International Finance, No. 86, Princeton University, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

Díaz-Alejandro, C. (1963). A Note on the Impact of Devaluation and the Redistributive Effects. *Journal of Political Economy*, 71, 577-580.

Díaz-Alejandro, C. (1965). Exchange Rate Devaluation in a Semi-Industrialized Country. Cambridge, MA: MIT Press.

Domac, I. (1997). Are Devaluations Contractionary? Evidence from Turkey. *Journal of Economic Development*, 22(2), 145-163.

Edwards, S. (1986). Are Devaluations Contractionary? *The Review of Economics and Statistics*, 68(3), 501–508. doi:10.2307/1926028

Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment Exchange Rate Policy in Developing Countries*. Cambridge, MA. The MIT Press.

Gylfason, T., and Schmid, M. (1983). Does Devaluation Cause Stagflation? The *Canadian Journal of Economics*, 16 (4), 641-654.

Hanson, J. (1983). Contractionary Devaluation, Substitution in Production and Consumption, and the Role of the Labor Market. *Journal of International Economics*, 14, 179-89.

Islam, S. (1984). Devaluation, stabilization policies and the developing countries: A macroeconomic analysis. *Journal of Development Economics*, 14 (1), 37-60.

Kamin, S. (1988). *Devaluation, External Balance, and Macroeconomic Performance: A Look at The Numbers*. Princeton Studies in International Economics, 62.

Kamin, S., y Klau, M. (1997). Some Multi-Country Evidence on the Effects of Real Exchange Rates on Output. BIS Working Paper 48.

Kamin, S. y Rogers, J. (1997). Output and the Real Exchange Rate in Developing Countries: An Application to Mexico. International Finance Discussion Paper No. 580, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Kamin, S. B., y Rogers, J. H. (2000). Output and the Real Exchange Rate in Developing Countries: An application to Mexico. *Journal of Development Economics*, 61(1), 85–109.

Kearns, J., and Patel, N. (2016). Does the Financial Channel of Exchange Rates Offset the Trade Channel? BIS Quarterly Review.

Khan, M. (1990). The Macroeconomic Effects of Fund-Supported Adjustment Programs. IMF Staff Papers, 37, 195–231.

Killick, T., Malik, M., and Manuel, M. (1992). What Can We Know About the Effects of IMF Programmes? *The World Economy*, 15 (5), 575-598.

Kim, Y. (2016). Foreign currency exposure and balance sheet effects: A firm-level analysis for Korea. *Emerging Markets Review*, 26, 64-79.

Kim, Y. & Ying, Y. (2007). An empirical assessment of currency devaluation in East Asian countries. *Journal of International Money and Finance* 26(2), 265-283.

Krugman, P., y Taylor, L. (1978). Contractionary Effects of Devaluation. *Journal of International Economics*, 8 (3), 445–456.

Lizondo, S., and Montiel, P. (1989). Contractionary Devaluation in Developing Countries: An Analytical Overview. IMF Staff Papers, 36 (1), 182-227. <http://dx.doi.org/10.2307/3867174>.

Mantey, G. (2013). ¿Conviene Flexibilizar el Tipo de Cambio para Mejorar la Competitividad? *Revista Problemas del Desarrollo*, 175 (44), 9-32.

Montiel, P., and Servén, L. (2008). Real Exchange Rates, Saving and Growth: Is There a Link? World Bank, Washington, DC.

- Moreno, R. (1999). Depreciations and Recessions in East Asia. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 3, 27-40.
- Morley, S. (1992). On the Effect of Devaluation During Stabilization Programs in LDCs. *The Review of Economics and Statistics*, 74(1), 21–27. doi:10.2307/2109538.
- Mussa, M. (1986). Nominal Exchange Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications. *Carneige-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 25, 117-214.
- Rajan, R. y Shen, C. (2006). Why Are Crisis-Induced Devaluations Contractionary? Exploring Alternative Hypotheses. *Journal of Economic Integration* 21(3), 526-550
- Rogers, J. y Wang, P. (1995). Output, Inflation and Stabilization in a Small Open Economy: Evidence from Mexico. *Journal of Development Economics*, 46 (2), 271-293. doi:10.1016/0304-3878(94)00064-j
- Solimano, A. (1986) Contractionary devaluation in the southern cone. *Journal of Development Economics* 23 (1), 135–51. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-3878\(86\)90084](http://dx.doi.org/10.1016/0304-3878(86)90084).