

Transmisión de incertidumbre hacia la economía
uruguaya desde sus principales socios comerciales para
el período 2005 - 2018

Mauro Gopar Coteló

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Investigación Estudiantil

Julio, 2020

DIE 02/2020

ISSN:  2301-1963 (en línea)

Agradezco profundamente a mi tutora Bibiana Lanzilotta, por la orientación y el compromiso. También a los docentes del Seminario por la guía y la motivación: Andrea Vigorito y Jorge Campanella. A Andrés Masoller por los aportes para enriquecer el trabajo en la defensa, a Gabriela Mordecki por la guía inicial, a los compañeros del Seminario y a los docentes que me llevaron a interesarme por la investigación: Cecilia Lara, Juan José Calvo, Andrea Mesa, Gastón Cayssials y Emiliano Álvarez.

Forma de citación sugerida para este documento: Gopar, M. (2020). "Transmisión de incertidumbre hacia la economía uruguaya desde sus principales socios comerciales para el período 2005 - 2018". Serie Documentos de investigación estudiantil, DIE 02/2020. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Transmisión de incertidumbre hacia la economía uruguaya desde sus principales socios comerciales para el período 2005 - 2018

Mauro Gopar Coteló *

Resumen

En los últimos años se ha avanzado mucho en el estudio de la incertidumbre macroeconómica, sobre todo por el desarrollo de una tecnología de procesamiento de artículos periodísticos que permite cuantificar la incertidumbre sobre política económica. Este nuevo impulso fomentó la investigación sobre posibles vínculos de este fenómeno entre países y hacia los principales agregados macroeconómicos. En este trabajo, se plantea un modelo lineal dinámico donde se busca encontrar transmisiones de incertidumbre hacia Uruguay desde sus principales socios comerciales: Estados Unidos, China, Europa, Brasil y Argentina, reflejadas tanto en la propia medida del fenómeno para Uruguay como en la variación interanual de sus exportaciones. Tomando distintas medidas de incertidumbre, mediante el planteo de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR), la simulación de las funciones de impulso respuesta y la estimación de la descomposición de la varianza del error de predicción, se concluye que, para el período 2005-2018, existe un efecto positivo significativo de las incertidumbres de Estados Unidos, Brasil, China y Europa sobre la uruguaya. Las dos primeras son las de mayor magnitud, contribuyendo en hasta un 18.70% y un 7.43%, respectivamente. Por otro lado, la variación interanual de las exportaciones reacciona ante innovaciones en las incertidumbres de China y Europa, siendo más susceptible a los sucesos del país asiático. En todos los casos los efectos son débiles y la mayor proporción de la varianza del error de predicción corresponde a la propia variable, en cualquiera de las especificaciones. Las conclusiones están sujetas a las medidas de incertidumbre consideradas: la falta de una medida homogénea para las seis regiones hace que sea necesario que se siga investigando para llegar a resultados más robustos.

Palabras clave: Incertidumbre, derrames, transmisión, macroeconomía, VAR, IRF, FEVD, Uruguay

Código JEL: C32, D80, E69, F42

(*) Correo electrónico: mauro.gopar47@gmail.com

Abstract

In recent years, much progress has been made in the study of macroeconomic uncertainty, especially due to the development of a methodology for processing newspaper articles that allows us to quantify uncertainty about economic policy. This new impulse promoted research on possible links of this phenomenon between countries and towards the main macroeconomic aggregates. In this paper, a dynamic linear model is proposed that seeks to find transmissions of uncertainty towards Uruguay from its main commercial partners: the United States, China, Europe, Brazil and Argentina, reflected both in the phenomenon's own measure for Uruguay and in the variation year-on-year of its exports. Taking different measures of uncertainty, using a model of Autoregressive Vectors (VAR), simulating the impulse response functions and estimating the forecast error variance decomposition, it is concluded that, in the period 2005-2018, there is a significant positive effect of the uncertainties of the United States, Brazil, China and Europe on the Uruguayan. The first two are the largest, contributing up to 18.70% and 7.43%, respectively. On the other hand, the year-on-year variation in exports reacts to innovations in the uncertainties of China and Europe, being more susceptible to events in the Asian country. In all cases the effects are weak and the highest proportion of the forecast error variance corresponds to the variable itself, in any of the specifications. The conclusions are subject to the uncertainty measures considered: the lack of a homogeneous measure for the six regions makes it necessary for further research to reach more robust results.

Keywords: Uncertainty, spillovers, transmission, macroeconomy, VAR, IRF, FEVD, Uruguay

JEL Classification: C32, D80, E69, F42

1 Introducción

El interés por la incertidumbre en el análisis económico se remonta a la primera mitad del siglo XX, principalmente con los trabajos de Keynes (2013) y Knight (2012), que utilizaron el término para referirse a situaciones donde no es posible establecer una probabilidad a cada uno de los posibles eventos futuros, ya que no se dispone de suficiente información. Hasta el día de hoy se discute sobre la naturaleza de esas probabilidades y el tipo de información necesaria para definir las, por lo que no existe consenso sobre a qué nos referimos cuando hablamos de incertidumbre.

En el análisis macroeconómico, son muchos los estudios que dan cuenta de la relevancia de la misma como factor condicionante del crecimiento (Wensheng, Ratti, y Vespignani 2017; Moore 2017; Barboza y Zilberman 2018). Ha generado particular interés, en la literatura, el estudio de su impacto sobre los niveles generales de inversión, encontrándose mayormente un vínculo negativo, tanto en estudios internacionales (Duque y otros 2011; Rice et al. 2018), como en uno realizado para Uruguay (Torello y Arimón 1993). Si bien es difícil establecer relaciones causales, desde un punto de vista microeconómico se ha atribuido esta relación a que contextos inciertos generan incentivos a posponer las inversiones para acumular más y mejor información sobre la coyuntura económica (Bernanke 1983; Pindyck 1990). Además, en situaciones donde las inversiones son irreversibles, se genera un costo extra que refiere a perder la única oportunidad de invertir. Por lo tanto, el retorno esperado tiene que ser muy alto para compensar el riesgo de un fracaso. Otros estudios vinculan situaciones de incertidumbre con caídas en la demanda de bienes de consumo, como resultado de una mayor propensión al ahorro como precaución (Gil et al. 2017; Carrasco 2013). Esto tiene efectos directos sobre el nivel de actividad, pudiendo anticipar situaciones de recesión.

En materia financiera, situaciones de incertidumbre pueden dificultar el acceso y aumentar los costos del financiamiento externo (Madrigal y Pascual 2015). Existen trabajos que destacan a la confianza como un factor importante para sobrellevar situaciones de turbulencia externa (Ffrench-Davis y CEPAL 2001).

Resulta importante, entonces, el estudio del fenómeno de la incertidumbre, ya que su presencia parece producir cambios en las expectativas de los agentes, que pueden repercutir en ajustes sobre sus decisiones de consumo, ahorro e inversión en el corto plazo, lo que puede llevar a cambios en las trayectorias de los principales agregados macroeconómicos; como sugiere la evidencia presentada por Bloom (2009). Incorporar al análisis de la toma de decisiones el desconcierto sobre el futuro puede conducir a explicaciones más completas sobre las fricciones existentes entre ahorro e inversión, por ejemplo, o sobre los movimientos bruscos en los mercados financieros. Los esfuerzos recientes enfocados en la cuantificación del fenómeno abren la puerta al refinamiento de modelos con agentes con racionalidad limitada, asimetría de información y especulación (Thunnissen 2003).

A la hora de estudiar este fenómeno existe una dificultad que es cómo definirlo, medirlo o cuantificarlo (Jurado, Ludvigson, y Ng 2015). Para ello se han seguido distintas estrategias, según la disponibilidad de información, por ejemplo: tomando encuestas sobre percepciones económicas y expectativas (Bachmann, Elstner, y Sims 2013; Kamber et al. 2016), desacuerdos entre pronósticos de especialistas (Lahiri y Sheng 2010; Conflitti 2011) o volatilidad de variables tanto macroeconómicas (el tipo de cambio real o el índice de precios al consumo) (Rossi y Sekhposyan 2015), como financieras (precios o rendimientos a futuro de activos) (Diebold y Yilmaz 2009).

En los últimos años ha habido un impulso debido, en gran medida, a una metodología novedosa propuesta por Baker, Bloom, y Davis (2016). La misma consiste en tomar importantes diarios de un país y definir como indicador la proporción mensual de artículos que hablen de incertidumbre en política económica. Los autores elaboraron esta medida para Estados Unidos y, desde entonces, han replicado esta técnica para más países (Reino Unido, Australia, Canadá, México, entre otros), además de que otros autores elaboraron indicadores similares para otros tantos (ver Kroese, Kok, y

Parlevliet (2015), Cerda, Silva, y Valente (2018), Luk et al. (2017), por ejemplo).¹

La proliferación de estos indicadores para varios países ha posibilitado el estudio de las relaciones entre sí y el impacto que tiene en la medición de un país sucesos acontecidos en otro. Más allá de eventos que repercutieron en todo el mundo como la crisis de 2007-2008, se observa que hechos puntuales domésticos en economías grandes pueden presentar una amenaza para aquéllas con fuertes vínculos comerciales o financieros; más si son pequeñas.

El objetivo del presente trabajo es estudiar en qué magnitud la incertidumbre de los principales socios comerciales afectan a su par uruguayo para el período 2005-2018 y desde qué economía se observa una influencia mayor. Para ello, se aproximará un indicador del fenómeno para Uruguay y se buscarán relaciones con los de las demás regiones, es decir, Argentina, Brasil, China, Estados Unidos y la Unión Europea. Se entiende que, dada la importancia que tienen estas economías para el Uruguay y el peso a nivel mundial que tienen las últimas tres, representan en buena medida el resto del mundo relevante para este país. Con el estudio conjunto de estas variables se intentarán encontrar, por un lado, las medidas externas de incertidumbre que más se asocian con la uruguayo y, por otro, si dicha asociación contribuye a explicar significativamente las variaciones de esta última.

La economía uruguayo se caracteriza por ser pequeña y abierta, por lo que está sujeta a los movimientos internacionales. Estudiar los contagios de incertidumbre es relevante debido a que contribuye a entender un poco más este fenómeno tan difícil de delinear. Además, puede ser útil para saber hacia qué economía se debe prestar mayor atención en cuanto a su política macroeconómica, ya que un *shock* en la misma puede empeorar la confianza de los agentes uruguayos, pudiendo tomarse medidas a priori para amortiguar el impacto.

También es interesante comprobar si la incertidumbre interna se relaciona con la externa de la misma manera que otras variables como la producción. Por ejemplo, evidencia reciente comprueba el fuerte vínculo entre la economía uruguayo y la de Argentina y Brasil, como se puede observar en la crisis del 2002 o en la recesión brasileña de 1998 (Carlomagno et al. 2009). Como determinantes de esta dependencia, se consideran los vínculos comerciales como especialmente relevantes; en efecto, ambos países, en conjunto, representaron el segundo destino de las exportaciones locales, en 2017, con USD 1,722 millones (Uruguay XXI 2018).² Además, es importante la presencia de inversiones extranjeras provenientes de estos países (Bittencourt et al. 2009; Bittencourt y Domingo 2001; Chudnovsky y López 2007).

Luego de la profunda recesión observada en el 2002, la economía uruguayo presentó un período de crecimiento prolongado, que mantuvo aun durante la crisis internacional de 2008, aunque la misma registró impactos en los niveles y otros agregados como el déficit fiscal y el tipo de cambio.

Desde el 2005, se ha registrado una etapa de singular estabilidad política. Se mantuvo la misma fuerza política en el poder, bajo un mismo lineamiento económico, y gozando de mayorías parlamentarias, que redujo las rigideces en la implementación de reformas. Esto se relaciona con el trabajo realizado por Aboal et al. (2003), en un estudio de largo plazo sobre poder político e institucional de los gobiernos y el desempeño macroeconómico, en Uruguay. Los autores concluyen que un gobierno con esas características se relaciona con mejores resultados fiscales. Si bien el ascenso de este partido representó un hito en la política uruguayo, que generó desconcierto y especulación en 2004, rápidamente la situación económica se presentó como favorable para continuar con la recuperación de la crisis.

Mordecki et al. (2015) analizan el período 2000 a 2015 y destacan las reformas implementadas desde 2005 con intenciones de mejorar el clima financiero y contener la inflación y el déficit fiscal. Dichas reformas incluyeron cambios en el sistema tributario y en el mercado de valores, apuntando a un desarrollo de ambos. Desde el 2010 se empezaron a registrar peores resultados en materia fiscal y

¹ver www.policyuncertainty.com

²En primer lugar se ubicó China con USD 2,549 millones.

un alejamiento del rango meta de inflación fijado por el Banco Central de Uruguay (BCU), pero se sostuvo el crecimiento y las condiciones se mantuvieron dentro de límites controlables. El tipo de cambio se dejó flotante durante todo el período analizado, con el BCU ajustando sus reservas para suavizar su trayectoria.

Plaza Bringas (2013), realizó un estudio comparativo de las crisis de 2002 y la de 2008, para observar cuál fue el desempeño de la economía local en ambos acontecimientos. Encuentra que la crisis del 2008, si bien tuvo mayor impacto a nivel global, no registró un efecto tan profundo a nivel interno. Esto puede reflejar un mayor desarrollo del sistema financiero uruguayo para hacer frente a la caída externa, o que el momento del ciclo económico amortiguó el efecto de la misma. Durante este episodio, el crecimiento de la economía uruguaya estaba impulsado por el aumento de la demanda externa de bienes primarios y el fortalecimiento de la demanda interna, los cuales no presentaron un deterioro sustancial. El período de crecimiento sostenido registrado entre 2005 y 2018 se presenta como particularmente interesante a los efectos de analizar la influencia de los *shocks* y la volatilidad externa, ya que en el período no se registran noticias domésticas extraordinarias que tuvieran un efecto de impacto sobre las proyecciones macroeconómicas.³

La metodología principal del trabajo consiste en el planteo de un modelo lineal multivariado que permite observar las correlaciones dinámicas y el impacto que cada variable tiene en el futuro de las demás. Se incluirán series temporales de las medidas de incertidumbre de las regiones de interés con periodicidad mensual, y se buscará capturar el vínculo entre el exterior y el Uruguay, para comprobar desde qué economía se da la transmisión más importante. Estas estimaciones permitirán observar a un valor dado de la variable objetivo en función de su propio pasado y el de las otras. La herramienta principal para observar esta dinámica será el análisis de las funciones de respuesta al impulso, que capturan el efecto en la variable uruguaya ante un *shock* en las demás.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección segunda se presentan los antecedentes consultados, tanto a nivel internacional como local; en la sección tercera se presenta un marco teórico sobre determinantes de la incertidumbre y sus posibles canales de transmisión entre países, así como las hipótesis a contrastar; en la sección cuarta se presenta la metodología a desarrollar y los datos a emplear en el análisis; en la sección quinta se presentan los resultados obtenidos y, finalmente, en la sección sexta se ofrecen las conclusiones y algunas consideraciones finales. Todas las estimaciones completas se presentan en el anexo.

2 Antecedentes

En los últimos años, se ha generado un impulso al estudio del fenómeno de la incertidumbre. Como se mencionó en la introducción, la metodología de Baker, Bloom, y Davis (2016) y los estudios previos de Bloom (2014) y Bloom (2009), tuvieron mucho que ver en ello, por lo que es importante la producción de trabajos que estudian el fenómeno centrandó su análisis en las noticias sobre política económica. Sin embargo, el principal interés de los mismos radica en la relación que existe entre incertidumbre y distintas variables reales, como el ciclo económico, el empleo o la inversión; por ejemplo, Moore (2017), Cao, Wang, y Zhou (2017), Cerda, Silva, y Valente (2018) y Biljanovska, Grigoli, y Hengge (2017) estudian estos vínculos.

Esta tendencia también se verifica en los estudios sobre derrames. Wensheng, Ratti, y Vespignani (2017), estudian los efectos considerando una medida global del fenómeno y el impacto sobre distintas economías. Los trabajos de Rice et al. (2018) y Kamber et al. (2016) observan los efectos de las grandes economías sobre la actividad en Nueva Zelanda y Bhattarai, Chatterjee, y Park (2017)

³Se considera que anuncios importantes sobre el desempeño económico pueden generar un impacto en las proyecciones, pero en el período no se registran grandes sobresaltos en materia agregada, que ajustaran de manera muy brusca las mismas.

consideran la incertidumbre de Estados Unidos y su efecto en la actividad de otros países. La conclusión a la que arriban en todos los casos es que *shocks* que incrementan la incertidumbre externa repercuten de forma negativa sobre las distintas medidas de actividad, pero sin exponer el efecto que tiene sobre la medida local del fenómeno.

No obstante, existen estudios que, además, abordan la temática de transmisión o contagio de incertidumbre. Principalmente se dedican a estudiar la influencia que las economías centrales tienen entre sí o hacia otras más pequeñas, hallando que existen relaciones entre las medidas para los distintos países. Colombo (2013) estudia la misma entre Estados Unidos y la Zona Euro, identificando la existencia de un aumento de la incertidumbre en esta región ante la ocurrencia de un *shock* en la de aquel país; la autora lo atribuye a los fuertes vínculos comerciales entre ambos. Con un conjunto similar de países, Klößner y Sekkel (2014) estudian cuáles pueden considerarse como emisores o receptores netos de incertidumbre, llegando a resultados razonables dependientes del tamaño e influencia de las distintas economías.

En esa línea, Caggiano, Castelnuovo, y Figueres (2017) identifican un efecto parecido pero estudiando las relaciones entre Estados Unidos y Canadá; concluyendo que en situaciones de baja del ciclo económico la actividad canadiense se ve afectada por sobresaltos en Estados Unidos a través de contagio. Este resultado es importante, ya que si se acepta la premisa de que la incertidumbre doméstica afecta la actividad, los autores observan que la actividad de un país vecino y con fuertes vínculos (en este caso Canadá) se ve afectada mediante dos canales, el empeoramiento del intercambio binacional por la merma en la actividad del país originario (Estados Unidos) y el contagio de incertidumbre, que tiene sus efectos en la economía receptora, aunque es evidente que ambos fenómenos están altamente relacionados.

Por último, el que quizás sea el antecedente más relevante sobre esta temática es el estudio realizado por Luk et al. (2017). Los autores pretenden averiguar en qué magnitud se transmite la incertidumbre desde Estados Unidos, Europa, China y Japón hacia Hong Kong, considerándolo como un país representativo de economía pequeña y con un gran grado de apertura, haciéndolo especialmente susceptible a desestabilizaciones externas.⁴ Estudiando el período de 1998 hasta 2016 con datos mensuales de Incertidumbre en Política Económica, la conclusión a la que arriban mediante un análisis de descomposición de varianzas refleja que las grandes potencias occidentales (EEUU y Europa) generan derrames que explican alrededor del 25% para el caso del país estudiado. En la misma línea que Klößner y Sekkel (2014), observan que éstas son “exportadoras netas” de incertidumbre mientras que Hong Kong y Japón son “importadoras netas”.

Para el caso uruguayo, no se conocen estudios que aborden puntualmente el tema de este trabajo. Igualmente, se han realizado intentos por incluir el fenómeno de la incertidumbre como variable de interés e intentar explicar sus causas o su trayectoria.

Torello y Arimón (1993) realizan un estudio para la economía nacional en el período 1978 - 1992. El mismo busca relacionar la incertidumbre con las inversiones, que mostraron una baja en dicho lapso. Explicando los determinantes, los autores mencionan dos encuestas realizadas a empresas en 1987 y 1991. En ellas, los encuestados mencionan a la incertidumbre como un factor que interfiere negativamente en la inversión, destacando aspectos de competitividad internacional. Además, se reconocen cuestiones sobre política económica y la importancia de un clima de negocios estable. Se usaron distintas aproximaciones a la incertidumbre para verificar las apreciaciones de los empresarios,⁵ llegando a la conclusión que efectivamente tiene un impacto negativo sobre los niveles de inversión, aunque hay factores que tienen un peso mayor, como la rentabilidad esperada.⁶ Si bien

⁴De hecho, mencionan que se podría considerar el efecto en este país como la cota superior (“*upper bound*”) de derrame que puede darse hacia economías pequeñas.

⁵Por ejemplo el riesgo país y el riesgo devaluación implícito en las tasas de interés.

⁶Los autores reconocen que en este factor existe un componente de incertidumbre, pero no lo incluyeron en las medidas.

las medidas utilizadas para aproximar el fenómeno incluyen interacciones con el resto del mundo, se basan principalmente en la economía doméstica, por lo que no se puede establecer una relación con la incertidumbre regional.

Otro antecedente relevante para el caso uruguayo corresponde al trabajo de Lanzilotta, Mordecki, y Umpiérrez (2018). En el mismo, las autoras se proponen construir un índice de incertidumbre, mediante la combinación de los indicadores elaborados a partir de la metodología de Baker, Bloom, y Davis (2016), para Brasil, Chile y el Mundo,⁷ más un componente local que se obtiene tomando los desvíos de las proyecciones a doce meses del tipo de cambio, realizadas por especialistas y relevadas por el Banco Central del Uruguay. El resultado es un indicador mensual que abarca el período 2005 - 2017 y puede contemplar la medida del fenómeno del Uruguay. Lo relevante a los efectos de este trabajo consiste en la caracterización previa de la incertidumbre uruguaya como dependiente de la del resto de mundo, además del estudio del relacionamiento entre el indicador doméstico y los externos, mediante el estudio de las correlaciones.

El análisis de todos los trabajos mencionados lleva a concluir que es posible que exista una relación entre las incertidumbres de los países. Además, la transmisión parece darse desde las economías centrales hacia las más pequeñas, lo cual tiene sentido si se observa lo que sucede con variables macroeconómicas más tradicionales como la producción. No obstante, se observa, sobre todo en los trabajos de Klößner y Sekkel (2014) y Luk et al. (2017), que el fenómeno parece tener un componente doméstico muy fuerte que las medidas externas no logran capturar, sugiriendo que cada país está sujeto a sus propios *shocks*.

3 Marco Teórico

En este apartado se mencionan distintos estudios y contribuciones teóricas sobre el concepto central de este trabajo. Se establece qué se entenderá por incertidumbre y qué determinantes se han planteado para sus fluctuaciones en el tiempo. En cuanto a la transmisión entre países, se presentan los esfuerzos por definir los distintos canales por los que podría darse y las posibles explicaciones para tal derrame; importante para interpretar los resultados obtenidos. Finalmente, se exponen las hipótesis a ser contrastadas en este trabajo.

3.1 Caracterización del concepto de incertidumbre

Como se ha mencionado, no existe consenso sobre la definición de este término, ya que el mismo es aplicable a situaciones y contextos completamente diferentes. Frank Knight (2012) lo introdujo para referirse a instancias donde, dado un conjunto de posibles eventos futuros, el agente no puede establecer una única probabilidad de ocurrencia para cada uno. Esto marca una diferencia con el riesgo, donde no se conoce qué evento futuro ocurrirá pero sí es posible definir una única probabilidad para cada uno. Desde entonces, se han propuesto modelos microeconómicos donde se considera a la incertidumbre como un parámetro que influye en la toma de decisiones de los agentes.⁸

Por otro lado, John Keynes desarrolló a lo largo de su obra un concepto un poco más abstracto, referido a la imposibilidad de conocer eventos futuros ya que no están determinados en el presente. El problema radica en las distintas formas de concebir a la probabilidad, si depende de la subjetividad del analista o si es una propiedad intrínseca al evento.

Desde ese punto de partida, se ha teorizado sobre el concepto para buscar sus vínculos con la información, las expectativas o la racionalidad. Dequech (2000) plantea la discusión y distingue entre dos

⁷Este último se elabora a partir del promedio de las medidas existentes de todos los países disponibles.

⁸Ver, por ejemplo: Pindyck (1990), Nishimura y Ozaki (2004), Nishimura y Ozaki (2007).

tipos de incertidumbre; basado en la existencia de información. Por un lado, habla de la ambigüedad, concepto más cercano a la concepción de Knight y estudiado posteriormente por Camerer y Weber (1992) y Ellsberg (1961), entre otros, que ocurre cuando el agente no dispone de suficiente información pero la misma existe y puede ser conseguida. Por otro, habla de incertidumbre fundamental cuando la información no existe, ya que “el futuro aún no se ha creado”,⁹ concepción más cercana a las ideas de Keynes.

El mismo autor relaciona el segundo tipo con la amenaza de cambios de fondo en una economía, como *shocks* de tecnología o políticas innovadoras. En esta línea, menciona la discusión vigente sobre si tiene sentido considerar a la incertidumbre fundamental, ya que la propia naturaleza impredecible puede llevar a concluir que existe total ignorancia sobre el futuro haciendo irrelevante cualquier discusión. No obstante, concluye que podría hablarse de distintos niveles de incertidumbre fundamental, poniendo a las instituciones como actores fundamentales en generar climas donde los agentes, si bien no pueden anticipar hechos futuros, tienen un marco razonable para hacer estimaciones.

Dow (2014) hace un análisis del concepto de incertidumbre manejado en la obra de Keynes y hace un planteo similar. La autora expone la importancia de la naturaleza cambiante de la realidad y la confianza de las expectativas que puedan formarse sobre la misma, basada en la cantidad de información que pudieran recolectar los agentes. También señala que el autor británico no descarta la posibilidad de cuantificar el riesgo, aunque sea hasta cierto punto, y que propone políticas para mantener un marco institucional más estable con el fin de reducir la incertidumbre que está presente siempre, no sólo en situaciones de crisis.

Dadas todas estas apreciaciones conceptuales, es difícil definir con claridad qué significa que aumente la incertidumbre en un momento puntual, ya que, fundamentalmente, implica desconocimiento, y esto último es imposible de cuantificar. No obstante, se podría seguir el planteo de Dequech y concluir que un aumento implica un empeoramiento de las bases sobre las que los agentes se paran para hacer evaluaciones o predicciones sobre las condiciones futuras de la economía. En ese caso, tanto los anuncios de políticas o cambios institucionales como situaciones de recesión generarían un ambiente donde el futuro se presenta más difuso. Los primeros representan cambios en los parámetros o reglas que determinan el funcionamiento de la economía y las segundas pueden anticipar esos cambios.

3.2 Determinantes de las variaciones en la incertidumbre

La importancia de la estabilidad institucional y política en la capacidad de los agentes de realizar proyecciones confiables es abordada por autores como Rodrik (1991), que estudia el efecto de las reformas económicas en la inversión privada, concluyendo que incluso políticas moderadas pueden generar un retraimiento de aquéllas hasta que pase la incertidumbre inicial; o Aizenman y Marion (1993) que estudian la incidencia de la incertidumbre de distintas políticas sobre el crecimiento en los países subdesarrollados, encontrando una relación pero llegando a resultados menos concluyentes, ya que los autores exponen que hay que considerar la diferencia entre las distintas políticas y la persistencia de las mismas. Otros autores, como Friedman (1995) y Sargent y Wallace (1976), también exponen la importancia de las reglas de juego para favorecer las inversiones. Aunque no hablan puntualmente de la incertidumbre, sí destacan la importancia de la previsibilidad de las políticas para no distorsionar los cálculos de retornos de las inversiones.

En materia puramente política, An et al. (2016) encuentran un vínculo entre los cambios de autoridades en provincias chinas y las inversiones, que también muestra Jens (2017) para las elecciones gubernamentales en Estados Unidos y Durnev (2010) en elecciones nacionales para un conjunto de

⁹ “...future is yet to be created.”

países. Kelly, Pástor, y Veronesi (2016) y Canes-Wrone y Ponce de Leon (2014) estudian los efectos que las elecciones pueden generar en los mercados financieros, asociados a la cautela que tienen los agentes y la exigencia de una mayor prima de riesgo, ante posibles cambios asociados al ascenso de una nueva política económica. Bittlingmayer (1998) encuentra evidencia a favor de que los *shocks* políticos importantes generan una alta volatilidad esperada en el mercado financiero. Sobre el mismo tema Kaminsky y Schmukler (1999) relacionan el comportamiento errático de los mercados de activos asiáticos durante la crisis de 1997, relacionándolo con la frecuencia de anuncios por parte de los gobiernos.

Resumidamente, la coyuntura política se relaciona con la economía, según los autores, a través de un impacto en la inversión de las empresas. Este puede considerarse un ejemplo de incertidumbre fundamental, ya que el alcance de las nuevas políticas o los efectos futuros están por determinarse y no existe, en el presente, información que resuelva las dudas que puedan tener las personas.

El contexto económico también es relevante como factor determinante de la incertidumbre. A estos efectos, Bloom (2014) estudió las fluctuaciones en el fenómeno y aportó evidencia a favor del carácter contracíclico que tiene el mismo, tanto a nivel agregado como microeconómico. El autor comenta mecanismos que pueden aumentar la incertidumbre durante épocas recesivas.

En primer lugar, expresa que, en una situación de baja del ciclo económico, las empresas interactúan menos y por lo tanto disponen de menos información para actualizar expectativas. Además, el pronóstico se hace más difícil por encontrarse en una coyuntura poco frecuente, lo que generaría una mayor dispersión de las estimaciones. Esta situación se puede comparar con la planteada en los modelos que incorporan la incertidumbre como parámetro. La falta de información puede llevar a que se genere ambigüedad a la hora de tomar decisiones. Ozsoylev y Werner (2011) proponen un modelo y muestran que un aumento de esta última genera una baja en el volumen de transacciones y puede repercutir en un aumento de la volatilidad en el precio de los activos. En líneas similares está el trabajo de Epstein y Schneider (2008), que plantea que la falta de información hace a los activos menos atractivos para los inversores y que si los agentes son aversos a la ambigüedad reaccionarán en mayor medida a malas noticias, induciendo una prima por incertidumbre. En la misma tónica, Campbell y Hentschel (1992), Garcia (2013) y Dzielinski, Rieger, y Talpsepp (2011) discuten la influencia que las noticias malas tienen sobre los mercados financieros, destacando la magnitud del efecto en épocas de recesión.

Por otro lado, en épocas de crecimiento no existen muchos incentivos por parte del gobierno y las empresas para introducir cambios radicales en políticas o estrategias de negocios, respectivamente. Por el contrario, en una recesión sí pueden existir motivos para realizar cambios bruscos, que pueden tener efectos muy grandes e inesperados. Esto sintetiza la relación existente entre ambos determinantes de la incertidumbre. Las políticas que pueden implicar cambios fundamentales en las condiciones económicas a menudo se ven apuntaladas por un contexto económico desfavorable, que a su vez interfiere en la correcta evaluación de posibilidades de inversión de las empresas. En resumen, situaciones de caída del ciclo económico invitan a introducir cambios, que pueden generar incertidumbre dada su magnitud o sus posibles efectos.

Por último, hay que señalar el vínculo entre incertidumbre y volatilidad financiera. Estudios como los de Ludvigson, Ma, y Ng (2015) y Alfaro, Bloom, y Lin (2018) lo reconocen y sugieren que el canal financiero puede ser el responsable del impacto negativo de la incertidumbre sobre la actividad económica. No obstante, existen más factores que influyen en el aumento de la volatilidad, como la especulación y la asimetría de la información, que se alejan del estado de desconcierto generalizado respecto al futuro en el mediano plazo. Es relevante considerarla por su poder amplificador de situaciones de baja del ciclo económico y por ser un gran elemento en el contagio entre países, dada la integración de los mercados financieros a nivel global, pero no está claro si la volatilidad observada es una causante de incertidumbre o una manifestación que tiene efectos de retroalimentación.

3.3 Transmisión de incertidumbre entre países

La cuestión fundamental de este trabajo es estudiar si existe transmisión de incertidumbre hacia el Uruguay, por lo que es necesario realizar consideraciones sobre este concepto y lo que implica. La premisa general es que a los agentes de un país les importa lo que pasa en otros países con los que mantienen fuertes vínculos, por lo que miran lo que pasa en ellos, ajustando sus expectativas ante cambios acontecidos.

En primer lugar, resulta claro que en el contexto de una economía pequeña y abierta es muy importante el desempeño de los países con los que se intercambian bienes y servicios, sobre todo a los que se exporta; gran parte de las decisiones de producción dependen de las perspectivas de exportación. Además, la situación del resto del mundo es relevante ya que puede influir en la entrada de inversiones extranjeras. La influencia de las grandes economías mundiales ha sido ampliamente estudiada, así como la importancia de los vínculos regionales (Bittencourt et al. 2009; Bittencourt y Domingo 2001; Carlomagno et al. 2009).

En materia de los mercados financieros, la relevancia de otros países se presenta de forma más compleja; desequilibrios financieros en un país pueden generar efectos similares en países conectados financieramente. El aumento de esta correlación entre mercados, sobre todo en contextos de crisis, se conoce como contagio financiero y tiene diversos determinantes.

Forbes y Rigobon (2001) estudian el fenómeno y enumeran distintas teorías que intentan explicarlo, mencionando la formación de expectativas desde un país al observar turbulencias financieras en otro, problemas de liquidez, desequilibrios en los tipos de cambio que afectan la competitividad y la coordinación entre políticas que pueden ser resultado de acuerdos comerciales. Medina (2018), menciona mecanismos de contagio similares en un estudio para países de América Latina. Basándose en Rigobon (2002), destaca los canales que surgen por decisiones de los agentes como el riesgo moral a la hora de tomar medidas preventivas, comportamientos irracionales o información asimétrica.

Como se mencionó, la volatilidad financiera, aunque muy relacionada, no necesariamente equivale a un aumento de la incertidumbre. Pero la rapidez con que reaccionan estos mercados puede enviar señales que reflejan cambios en las expectativas de los agentes. Por lo tanto, un desajuste financiero que se transmite de un país a otro puede ser uno de los canales de derrame de incertidumbre.

Es necesario precisar qué implica que un país transmita incertidumbre hacia otro. Si se acepta la premisa de que un *shock* de incertidumbre está asociado a efectos en una economía, es necesario indagar sobre cómo incorporan el mismo los agentes de otra economía asociada y, sobre todo, cómo lo traducen a las expectativas sobre su propio país.

Desde un punto de vista intuitivo, una noticia desestabilizadora en un país debería afectar las expectativas de sus residentes, pero también las que agentes externos tienen sobre él. Entonces, estos últimos revisarán también las expectativas de sus propios países, ya que existe un vínculo con el país originario del *shock*, que va a generar un impacto. Es fundamental para entender esto cómo se transmiten las noticias y las perspectivas entre los países y qué relevancia le atribuyen los agentes locales a cada tipo de *shock* y a cada país originario.

Para indagar sobre este mecanismo, puede ser relevante estudiar la propagación de información entre países y sus efectos en la formación de expectativas. Coibion y Gorodnichenko (2015), mencionan dos modelos donde existen fallas para incorporar nueva información: uno donde la misma se propaga lentamente entre los agentes y otro donde no es directamente observable y está contaminada con otros factores.

Loungani, Stekler, y Tamirisa (2013) estudian el conjunto de pronósticos sobre crecimiento del Producto Interno Bruto de diversas economías, poniendo énfasis en cómo se revisan y ajustan. La conclusión a la que arriban es que para los pronósticos promedio podrían existir rigideces para incorporar nueva información. Por lo tanto, aportan evidencia de que los niveles de información manejados

por los agentes que realizan pronósticos no son completos, y que esa falla se observa tanto en economías avanzadas como emergentes. No obstante, observan que, en recesiones o crisis bancarias, la información se asimila más rápidamente. Encuentran también que la información local tiene un mayor peso que la externa para hacer pronósticos: estudiando las relaciones entre siete países (Estados Unidos, Alemania, Japón, Brasil, Rusia, India y China) señalan que Estados Unidos y China son los más observados por los demás, pero todos les dan más importancia a las noticias domésticas.

Dovern et al. (2013) estudian un fenómeno similar, también concluyendo que existe un problema de información, pero encontrando evidencia a favor de la teoría que atribuye las revisiones de pronósticos a la calidad de la misma que reciben los profesionales. Al trabajar con individuos por separado, encuentran que la estimación de cada pronosticador se ajusta más rápidamente que el promedio, consistente con modelos donde los agentes no pueden observar directamente la información relevante, sino una señal contaminada con “ruidos” que dificultan la correcta interpretación.

Siendo tan amplio el abanico de información que se puede considerar relevante para estimar el devenir de una economía, y tan heterogéneos los agentes que, sumados, determinan el grado de confianza general, es razonable concluir que ambos fenómenos se dan de forma simultánea: por un lado, el acceso y la asimilación de información nueva es distinto y, por otro, la calidad de la misma es variada y a veces existen factores que no se pueden observar directamente. Los anuncios de nuevas políticas podrían considerarse como una fuente de estas fallas informativas, ya que, por un lado, las implicancias que pueden tener para el total de la economía no están claras de inmediato, por lo que el ajuste de expectativas podría darse lentamente. Además, los cambios en las estrategias de los agentes ante el nuevo panorama económico no son directamente observables, por lo que el intento de su decodificación estará sujeto a la capacidad de extraer información de una señal ruidosa. Esto también es válido para anuncios de políticas en países relevantes para la economía doméstica; de hecho, estudios sobre los derrames de incertidumbre parten de *shocks* asociados a políticas económicas, como se mencionó.

Se considerará entonces que existe transmisión de incertidumbre si se encuentra evidencia de que un aumento en un país repercute en el otro, tanto en el presente como en el futuro cercano. Esto significa que la capacidad de los agentes de hacer predicciones sobre su economía se ve afectada por eventos extranjeros que trastocan la información de la que disponen, perdiendo la capacidad de establecer probabilidades de ocurrencia a los posibles trayectos futuros. Entonces, incorporan el estado de desconcierto que tienen los agentes del país originario, mientras asimilan las implicancias que el hecho inesperado tiene sobre el nuevo escenario económico. Esta variación en la información de los agentes ante sucesos externos se produce por diversos canales, ya que los países no sólo guardan vínculos comerciales, sino también políticos, estratégicos y financieros. Sin embargo, el fuerte vínculo entre éstos hace muy compleja la desagregación de la contribución de cada uno al fenómeno de derrame.

3.4 Hipótesis

La hipótesis central de este trabajo es que la incertidumbre uruguaya se verá más influenciada por las medidas de las grandes economías mundiales. Esto significa que las variaciones a través de los períodos estarán asociadas en mayor medida a fluctuaciones en las incertidumbres de Estados Unidos, Europa y China; mientras que el efecto de los países de la región será más leve. En cuanto a la magnitud de esa transmisión, no se espera que las variables externas tengan un gran poder explicativo, por la naturaleza subjetiva y errática de la incertidumbre, la trayectoria de la medida uruguaya va a tener un fuerte componente autorregresivo. Se espera que el efecto externo agregado (la suma de todos los países) no supere una contribución del 50% a la variación total de la variable uruguaya. En primer lugar, dada la situación de economía pequeña y abierta del Uruguay, se parte de la premisa que el contexto internacional será relevante para el país. Esto se concluye siguiendo el trabajo de

autores como Brida, Lanzilotta, y Risso (2008), Bittencourt et al. (2009), Kamil y Lorenzo (1997) y Voelker (2004) que destacan la importancia de las exportaciones y la inversión extranjera en la economía uruguaya; ambos factores sujetos a fluctuaciones externas.

En cuanto a la magnitud del efecto o su desagregación entre los distintos países, los estudios de Luk et al. (2017), Rice et al. (2018), Kamber et al. (2016) y Loungani, Stekler, y Tamirisa (2013) encuentran evidencia a favor de una mayor importancia de las grandes potencias, pero un gran componente doméstico que sobrepasa los efectos de cualquier país, indicando que la asociación entre las variables existe, pero es leve. Por eso se concluye que podría haber un efecto más fuerte por parte de las economías centrales. Entre ellas, los estudios de Colombo (2013) y Caggiano, Castelnuovo, y Figueres (2017) señalan la influencia de Estados Unidos, ya que es un gran determinante del desempeño económico global, pero parece que un mayor impacto de una u otra depende del país analizado. Para el caso uruguayo, basándose en el volumen de comercio exterior, China parece ser la economía más importante, mientras que el trabajo de Lanzilotta, Mordecki, y Umpiérrez (2018) sugiere que existe una asociación importante con la economía brasileña.

4 Metodología

Se presenta a continuación la estrategia empírica a seguir para contrastar la hipótesis. En esencia se trabajará con series temporales y se buscará establecer el vínculo estudiando las correlaciones dinámicas mediante un modelo de vectores autorregresivos (VAR). Se comentan las condiciones necesarias para un correcto planteo y, por último, el análisis posterior (una vez estimado el modelo), de las funciones de impulso respuesta (IRF, por su sigla en inglés) y la descomposición de la varianza del error de predicción (FEVD). En el anexo se presentan detalles sobre la modelización a emplear.

Los datos a utilizar serán mensuales y abarcarán el período de estudio (de 2005 a 2018), incluyendo seis economías: Argentina, Brasil, China, Estados Unidos, Europa y Uruguay. Para este último país se incluirá, también, una variable de control que refleje las fluctuaciones en los niveles de actividad. La inclusión de esta última refiere a tres motivos: en primer lugar, según Bloom (2014), las fluctuaciones en la actividad parecen tener una relación inversa con las variaciones en la incertidumbre. En segundo lugar, los trabajos de Colombo (2013) y Caggiano, Castelnuovo, y Figueres (2017), que también plantean modelos VAR, incluyen este tipo de variables en sus estimaciones. Por último la observación del impacto en esta variable de los *shocks* externos, puede contribuir al análisis de las estimaciones realizadas, sobre todo a la hora de buscar explicaciones para el vínculo entre la incertidumbre local y alguna externa.

4.1 Modelización

El componente central de la estrategia empírica será el planteo de un modelo autorregresivo, donde se asume que la observación en “t” está determinada por una cantidad “s” de rezagos (o *lags*).

$$y_t = f(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-s}, \varepsilon_t)$$

Ya que es una condición necesaria para la modelización, el primer paso para comenzar el análisis es constatar que se está ante series temporales estacionarias. Una de las formas más comunes de verificar esto es mediante un test conocido como Dickey-Fuller aumentado (ADF, por la sigla en inglés) (Dickey y Fuller 1979), que sirve para determinar si la serie tiene una tendencia estocástica.

Una vez que se tengan las variables ajustadas, se planteará el modelo VAR (Sims 1980), estimando las matrices de coeficientes asociadas a cada rezago. Este modelo será de la forma:

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

Donde A_i son matrices de coeficientes y ε_t es un error aleatorio que cumple $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$. La cantidad “p” de rezagos a incluir se elegirá en base al criterio de información de Akaike (AIC).

Con el modelo resultante, se procederá a hacer un análisis de impulso respuesta (Lütkepohl 2005), donde se estudia el movimiento de una variable ante la presencia de un *shock* en otra; para eso se sigue el siguiente procedimiento: como el vector de variables es estacionario (al estar formado por series estacionarias) se puede reestructurar el modelo y plantearlo como una suma infinita de innovaciones.

$$Y_t = \Psi(L)\varepsilon_t = \sum_{k=0}^{\infty} \psi_k \varepsilon_{t-k}$$

Donde ε representa el vector de errores para cada período y Ψ condensa todos los coeficientes asociados. Lógicamente a medida que k aumenta, éstos tienden a cero, reflejando que las innovaciones lejanas dejan de tener peso en la variable presente.

Estos coeficientes contenidos en la matriz Ψ son los que revelan el comportamiento de una variable frente a una innovación en otra. Por eso, son los que se utilizan para la estimación de las funciones de impulso respuesta. Se simula un impulso haciendo variar un error y se observa cómo reacciona la variable de interés, que asimila el efecto mediante estos coeficientes.

El problema que radica en esta metodología es que no considera la correlación existente entre las innovaciones en un mismo momento, contenidas en la matriz de varianzas y covarianzas de los errores Ω , ya que el *shock* se simula en una sola, dejando las otras constantes. Una forma de corregir esto es aplicando una transformación que haga que los errores del modelo sean independientes. Esta transformación se hace a partir de una descomposición de Cholesky de la matriz $\Omega = PP'$ con P una matriz triangular con las mismas dimensiones. Haciendo la operación $u_t = P^{-1}\varepsilon_t$ se obtienen los errores incorrelacionados. Una restricción que impone esta transformación es que el modelo deja de ser simétrico: comienza a ser relevante el orden en que se incluyen las variables para estimar el efecto de las innovaciones, por lo que se probarán distintas especificaciones para corroborar si el resultado es sensible al orden o no.

Con las respuestas al impulso computadas, se puede hacer una descomposición de la varianza del error de predicción (Lütkepohl 2005), de la siguiente manera:

$$\gamma_{y_1, y_2}(h) = \frac{\sum_{k=0}^h \text{IRF}_{y_1, y_2}^2(k)}{\sum_{j=1}^J \sum_{k=0}^h \text{IRF}_{y_1, y_2}^2(k)}$$

Donde “h” representa el horizonte de predicción, y “J” es la cantidad total de variables (siete en este caso). Entonces, la proporción de la varianza de I_uru explicada, por ejemplo, por I_usa en un horizonte de cinco períodos, será la proporción de la suma de las respuestas al impulso al cuadrado desde $t + 0$ hasta $t + 5$, con respecto a la suma de las respuestas en el mismo horizonte a un *shock* en cada una de las variables.

Las IRF y las FEVD son análisis relacionados que permiten observar en qué medida los movimientos en una variable impactan en la otra, para así conocer cuál es más relevante observar para anticipar cambios en la variable de interés.

4.2 Estrategia empírica

El modelo VAR(p) con el que se procederá en este trabajo estará formado por las siguientes variables estandarizadas:

- I_usa : Incertidumbre de Estados Unidos
- I_chi : Incertidumbre de China
- I_eur : Incertidumbre de la Unión Europea
- I_bra : Incertidumbre de Brasil
- I_arg : Incertidumbre de Argentina
- X_uru : Variación interanual de exportaciones de Uruguay
- I_uru : Incertidumbre de Uruguay

El vector, entonces, se formará de la siguiente manera:

$$Y_t = (I_usa \ dI_chi \ dI_eur \ I_bra \ I_arg \ X_uru \ I_uru)'$$

Para la estimación de las IRF y las FEVD, se supondrá el orden marcado, asumiendo que la variable ordenada en primer lugar es la más exógena del modelo, descendiendo hasta llegar a la menos exógena, ordenada en último lugar. Se considera que Estados Unidos, al ser la economía más grande del mundo, tiene un rol protagónico en la escena internacional. Mientras tanto, China tiene un mercado interno y una planificación central muy grande, por lo que se considera menos expuesta a vaivenes externos que Europa, aunque tenga un PIB más bajo. En el caso de Argentina y Brasil, el tamaño de una y otra sugiere que Argentina está más supeditada a la economía brasileña. Por último, la inclusión de la variación en las exportaciones antes que la incertidumbre uruguaya responde al análisis de las correlaciones, ya que eran significativas sólo cuando X_uru anticipaba a I_uru . No existe consenso sobre una relación causal entre estas dos variables en uno u otro sentido. Se probarán otras especificaciones, para evaluar la sensibilidad al orden de las IRF calculadas.

Para aproximar la incertidumbre macroeconómica no se dispone de una única medida para los países de interés, teniéndose que recurrir a diferentes estimaciones del fenómeno. Se incluirán los países considerados relevantes para Uruguay, siguiendo investigaciones previas como Lanzilotta, Rego, y Regueira (2014) y atendiendo a los datos de Uruguay XXI (2018) sobre los principales socios comerciales. También se incluirá una variable de control para la economía uruguaya.

Siguiendo la metodología propuesta por Baker, Bloom, y Davis (2016), existen disponibles datos mensuales para Brasil, Estados Unidos, China y Europa,¹⁰ en el sitio www.policyuncertainty.com, que reflejan incertidumbre sobre política económica.¹¹ Estos índices se calculan mediante un proceso automatizado que escanea algunos portales informativos y determina la proporción mensual de noticias sobre incertidumbre en política económica, mediante la búsqueda en los artículos de palabras clave.¹² Los limitantes de estos indicadores (discutidos por los autores) radican en que el conteo lo realiza una máquina, que puede pasar por alto noticias relevantes o incluir “falsos positivos”. Además, mencionan los posibles sesgos de los propios periódicos, según la inclinación política que tengan. En ambos casos, una auditoría manual parece indicar que no generan distorsiones significativas, y el índice se comporta de manera similar a otros indicadores de incertidumbre.

No existe a la fecha de este trabajo un indicador similar para la Argentina, por lo que se intentará aproximar el mismo fenómeno mediante la volatilidad implícita de todas las operaciones registradas en la Bolsa de Opciones de Rosario (ROFEX), donde se dispone de intercambios de instrumentos

¹⁰Este último se calcula con la inclusión de dos periódicos franceses, dos alemanes, dos españoles, dos italianos y dos británicos.

¹¹La metodología para el cálculo del índice de Estados Unidos también incluye publicaciones oficiales y desacuerdos entre pronosticadores, además de los artículos periodísticos.

¹²La combinación de “incertidumbre”, “economía” o “económico” y “déficit” o “Reserva Federal”, por ejemplo.

secundarios, tanto financieros como agropecuarios. Para obtener una medida mensual, se computará el promedio simple de las volatilidades implícitas en las transacciones de un mismo mes. El problema que tiene esta medición es que contiene más elementos que los puramente referidos a políticas, pero dada la correlación existente entre medidas basadas en noticias y en volatilidad financiera (discutida en Baker, Bloom, y Davis (2016)), se considera que servirá para aproximar el fenómeno para Argentina.

Por el lado de Uruguay, para estimar la incertidumbre macroeconómica, se tomará el desvío estándar de las expectativas sobre el valor del tipo de cambio (pesos por dólar) dentro de los próximos doce meses, publicadas por el Banco Central del Uruguay (BCU), en el marco de la Encuesta de expectativas de analistas.¹³ La elección de este indicador responde a que en una economía pequeña y abierta es una variable de sumo interés porque refleja la estabilidad y la competitividad de la moneda a nivel internacional; además es el componente local del índice compuesto desarrollado en Lanzilotta, Mordecki, y Umpiérrez (2018). Los datos son relevados por el BCU y fueron cedidos por las autoras.

El uso del desacuerdo entre pronósticos como una aproximación de la incertidumbre se discute en trabajos como Mokinski, Sheng, y Yang (2015), Claveria, Monte, y Torra (2018) y Lahiri y Sheng (2010). La idea detrás de esta aproximación es que una mayor dispersión entre los pronósticos podría reflejar una diferencia más notoria entre las modelizaciones en cada pronóstico, así como el distinto tratamiento e incorporación de la información pública. Sin embargo, no existe una relación comprobada y fehaciente entre desacuerdo e incertidumbre, como señalan Giordani y Söderlind (2003), ya que se están comparando estimaciones puntuales sin considerar el grado de confianza con que se hicieron. Estos autores igual consideran que aproxima medianamente bien al fenómeno basándose en un estudio sobre pronósticos de inflación y crecimiento en Estados Unidos.

Otro método que podría aproximar el fenómeno desde la óptica de los mercados financieros es el Uruguay Bond Index (UBI) que releva el organismo República Afap, donde se mide el diferencial de la tasa de rendimiento que se le exige a los bonos soberanos uruguayos con respecto a los del tesoro de los Estados Unidos.¹⁴ No obstante, este indicador presenta un inconveniente para usarlo como aproximador de la incertidumbre: este diferencial de tasas entre bonos se asocia a la prima de riesgo que presentan los bonos uruguayos a la hora de competir contra los norteamericanos. Por lo tanto, este indicador estaría midiendo un fenómeno diferente a la incertidumbre. Además, se enfoca en una parte del entramado económico del país: la capacidad de pago de la deuda soberana (o el riesgo asociado a ella), sin considerar el resto de la macroeconomía.

Otras opciones para estimar la incertidumbre pueden surgir de los desvíos estándar calculados sobre una ventana móvil de períodos hacia atrás. En este caso se trabajaría con volatilidad pasada y no se contemplarían las proyecciones y la información disponible sobre el futuro. Además, las variables uruguayas sobre producción e inversión se publican con frecuencia trimestral.

Aparte de las variables referidas a la incertidumbre, se incluirá una variable de control para el caso de Uruguay, que refleja cambios en la actividad: la variación interanual de las exportaciones totales de bienes en dólares corrientes. Los datos fueron tomados del BCU y también tienen frecuencia mensual.

Para cada variable, se trabajará con datos desde febrero de 2005 hasta diciembre de 2018. No se dispone de datos anteriores para la variable de incertidumbre de Uruguay, por lo que no es posible extender el análisis más atrás en el tiempo. No obstante, el período a considerar es significativo y la cantidad de observaciones permite hacer un análisis robusto.

¹³ver <https://www.bcu.gub.uy/Estadisticas-e-Indicadores/Paginas/Expectativas-Economicas.aspx>

¹⁴Los detalles del cálculo del índice se encuentran en <https://www.rafaf.com.uy/mvdcms/Institucional/UBI-uc89>

5 Resultados

En esta sección se presentan las variables estudiadas, mediante un análisis de su trayectoria y sus movimientos conjunto. Luego, se muestran los resultados de la estimación del modelo VAR y las funciones de impulso respuesta (IRF) y la descomposición de la varianza del error de predicción (FEVD).

5.1 Análisis descriptivo

Los gráficos de la figura 1 muestran las variables externas. En ellos, se observa que existen incrementos en los indicadores de incertidumbre de todos los países, en los alrededores de 2008 y 2011. Siguiendo el argumento de Bloom (2014) y de Baker, Bloom, y Davis (2016), se puede atribuir el primer aumento sostenido a la influencia de la crisis financiera global, mientras que el segundo puede responder a los problemas de deuda pública de Estados Unidos y Europa.

En el caso de Estados Unidos, se ve que ese período posterior a la crisis de las *sub-prime* es donde se presentan los mayores niveles de incertidumbre. Desde el 2014 hasta el 2016 hay estabilidad en valores medios y bajos y desde ahí hasta el final del 2018 se presenta una variación más marcada y un aumento en el nivel de la variable. A nivel político el suceso más importante de ese lapso es el cambio en el partido de gobierno, mediante el ascenso a la presidencia de Donald Trump, y el viraje en políticas económicas sobre comercio exterior, producción y tributación y las relaciones diplomáticas.

La incertidumbre de China presenta valores bajos hasta 2014 (con excepción de los dos picos internacionales señalados), desde donde se observa un crecimiento sostenido, con un máximo presente a fines de 2016 y otro a fines de 2018. Parte de las políticas de comercio exterior implementadas por Estados Unidos desde 2016 afectaron las exportaciones chinas. Además, en ese período se observa una desaceleración en el aumento del producto,¹⁵ que puede afectar las perspectivas a futuro sobre la posibilidad de sostener el ritmo de expansión de los últimos años.

Por el lado de Europa, en todo el período de estudio se observa una leve tendencia al alza en la medida de incertidumbre, presentando el máximo señalado en 2011 y un ascenso más marcado desde 2016. En este año se manifestaron dos sucesos que podrían haber afectado esta variable: la discusión sobre la salida del Reino Unido de la Unión Europea abrió un escenario de desconcierto sobre las posibles implicancias y el alcance de las consecuencias de una fractura en el bloque europeo. A su vez, desde 2015 se incrementó el número de personas que ingresaban al continente en busca de asilo político, situación que generó discusiones sobre su legitimidad y qué postura se debería tomar para asimilar el flujo de inmigrantes.

En la región, se observa que Brasil tiene una tendencia al alza desde 2013, después de tener valores bajos desde 2009. El aumento sostenido, que alcanzó un pico en 2017, puede estar asociado a la recesión económica y caída del producto registrada en 2015 y 2016¹⁶ y la crisis política acontecida en el mismo período, que concluyó con la destitución de la primera mandataria Dilma Rousseff y la encarcelación del ex presidente Luiz Inácio Da Silva. Mientras tanto, en Argentina se observan valores intermedios desde 2010, con sobresaltos puntuales en 2011, 2014 y 2015. En 2016 se presenta un aumento un poco más persistente, mientras que el ascenso más marcado se observa en 2018. En este año se desarrolló una fuerte presión al alza del tipo de cambio, que repercutió en el nivel de precios y distorsionó fuertemente los mercados financieros. A su vez, los niveles de producción presentaban un estancamiento desde 2012.¹⁷

¹⁵Desde valores que superaban el 10% en 2006-2007 a valores en torno al 7% del PIB en 2015 y 2016. Fuente: <https://countryeconomy.com/gdp/china>

¹⁶Se registraron caídas del PIB de 3.5% y 3.3%, respectivamente. Fuente: <https://countryeconomy.com/gdp/brazil>

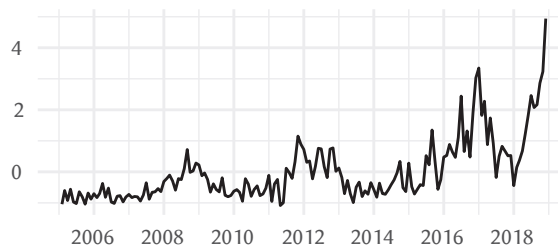
¹⁷El crecimiento del PIB fluctuaba entre aumentos y caídas del orden del 2%. Fuente:

Estados Unidos



Fuente: www.policyuncertainty.com

China



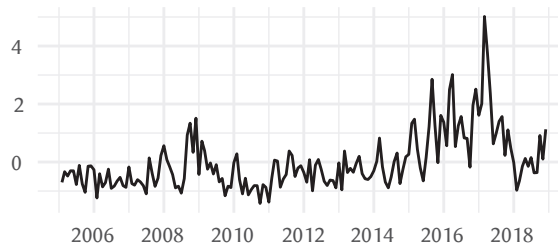
Fuente: www.policyuncertainty.com

Europa



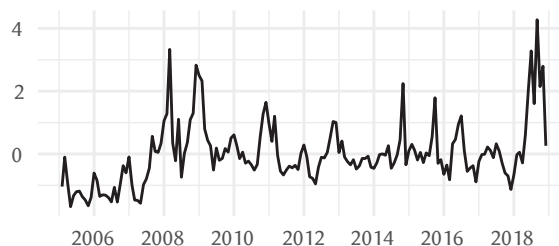
Fuente: www.policyuncertainty.com

Brasil



Fuente: www.policyuncertainty.com

Argentina



Fuente: ROFEX

Figura 1: Mediciones de incertidumbre externa desde febrero 2005 a diciembre 2018. Valores normalizados. Elaboración propia.

En la figura 2 se presentan las dos variables uruguayas. Por el lado del crecimiento interanual de las exportaciones, se observa una gran caída en 2008-2009, seguida por una recuperación inmediata y una tendencia a la baja desde 2010 hasta 2016, donde se registra su peor desempeño interanual. Desde ahí, se dan dos años de recuperación y una nueva caída en 2018. La incertidumbre presenta una trayectoria similar a las externas en los períodos de conmociones internacionales en 2008 y 2011. Además, tiene un fuerte incremento en 2016 y la primera mitad de 2017; en 2018 vuelve a subir luego de un descenso. En el gráfico se marcan sucesos locales (en negro) e internacionales (en azul) que sucedieron en el período. Si bien no se establece una relación causal, la acumulación de eventos inesperados entre 2016 y 2017 (incluso algunos que no involucran a los países considerados, como la profunda crisis en Venezuela, un importante aliado de Uruguay en la recuperación económica acontecida desde 2005), parecen tener una asociación con el pico observado en la variable uruguaya. El desempeño de los últimos tres años analizados sigue una trayectoria inversa con la variación de las exportaciones, señalando que en ese lapso se registraron turbulencias políticas pero también hubo una baja en el ciclo económico. De hecho, el empeoramiento de la variable de comercio exterior se condice con una desaceleración de la producción agregada.¹⁸

<https://countryeconomy.com/gdp/argentina>

¹⁸Fuente: <https://countryeconomy.com/gdp/uruguay>

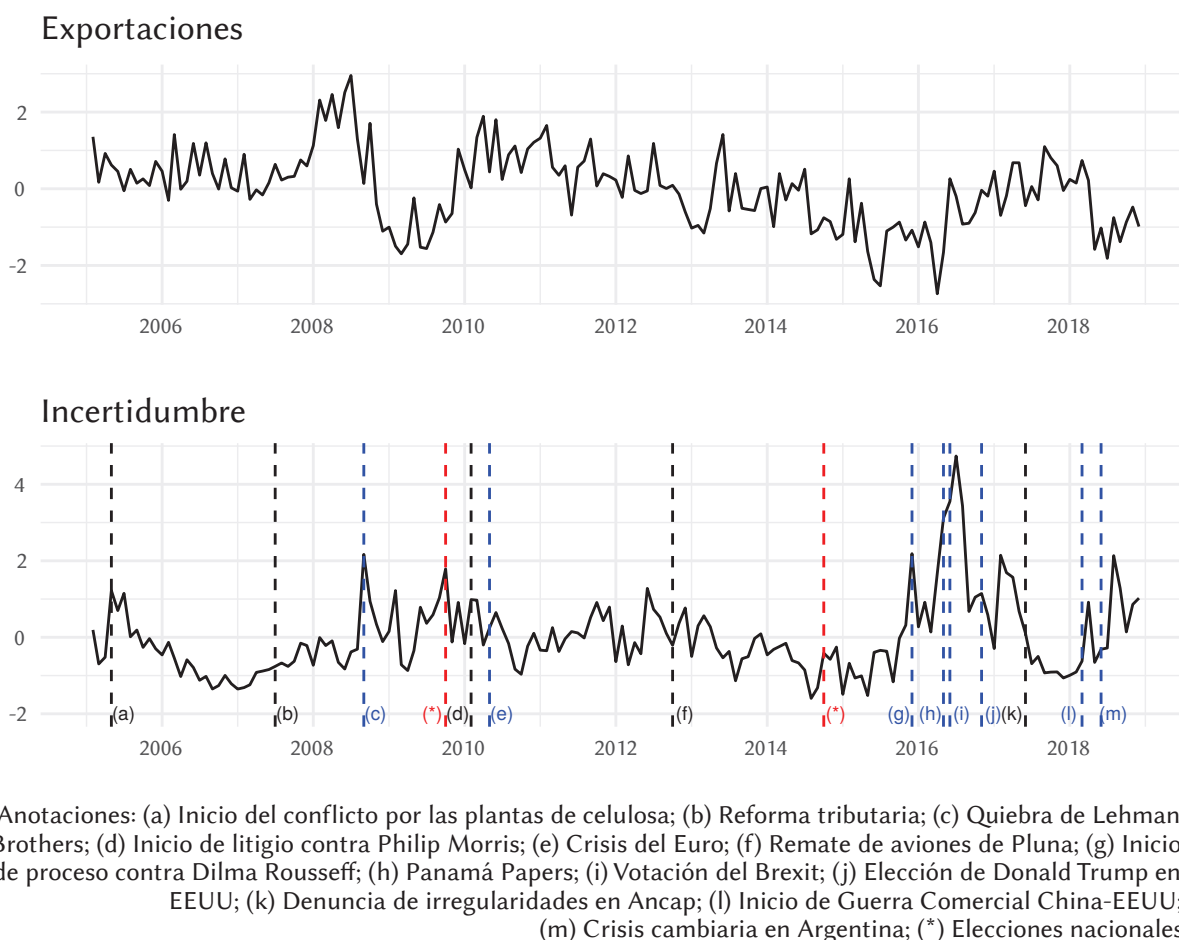


Figura 2: Medida de variación interanual de exportaciones e incertidumbre de Uruguay. Valores normalizados. Elaboración propia en base a BCU.

Otra forma de tener una primera aproximación a un posible vínculo entre las variables es estudiar la correlación cruzada de cada una con la incertidumbre de Uruguay. Para esto se puede comparar el dato de ambas en el mismo período o tomar rezagos de una o la otra, para verificar si existe una precedencia en una de ellas con respecto a la otra, anticipando sus fluctuaciones. En tal caso si, por ejemplo, una variable $y_{1,t}$ tiene una correlación significativa con $y_{2,t-1}$, se dice que esta última anticipa a la primera, ya que un movimiento en $t-1$ hace prever una reacción de la otra en t . Esto no implica necesariamente que la reacción sea causada estrictamente por el movimiento en la variable que anticipa: puede ser que ambas estén determinadas por otros factores y una ajuste más rápido que la otra, que exista un vínculo recíproco y ambas variables tengan cierto grado de anticipación sobre la otra, o incluso que tengan ambas una tendencia similar pero no tengan ninguna relación. No obstante, es útil para aproximar con cuáles variables se da el vínculo más estrecho y cuáles tienen capacidad de anticipar a la variable de incertidumbre uruguaya. Además, es importante porque si con alguna variable no existe ningún tipo de correlación, corresponde cuestionarse si debería incluirse en el modelo a estimar.

Las estimaciones realizadas reflejan que, para las variables internacionales consideradas, existe una correlación significativa (mayor a 0.2 en valor absoluto) entre la incertidumbre uruguaya y las externas cuando se toman en el mismo período. Sin embargo, los valores más altos se presentan cuando la variable uruguaya se considera en períodos subsiguientes. En ese caso se tiene, por ejemplo, que el movimiento acompasado más importante entre la incertidumbre europea y la uruguaya se presenta cuando se compara el valor de la primera con el de la segunda un mes después; con la china ocurre lo mismo, mientras que con la argentina el máximo recién se presenta cuando se compara con la uruguaya nueve meses después. Estos valores máximos oscilan entre 0.3 y 0.5, indicando que

el comovimiento es significativo, aunque no muy marcado. Con la variable de control, se da un resultado similar al caso argentino, que podría indicar que el ajuste se manifiesta más lentamente que con las demás. Entre estas dos variables solamente se presentan correlaciones significativas con la incertidumbre mirada a futuro, teniendo las exportaciones un leve efecto anticipador. El cuadro 1 presenta los resultados obtenidos.

Período	I_usa	I_chi	I_eur	I_bra	I_arg	X_uruguay	I_uruguay
t-12	0.086	0.028	0.115	0.071	-0.127	0.116	-0.019
t-11	0.127	0.056	0.205	0.130	-0.148	0.152	-0.017
t-10	0.093	0.086	0.177	0.208	-0.157	0.140	0.101
t-9	0.128	0.153	0.239	0.317	-0.181	0.095	0.172
t-8	0.147	0.259	0.326	0.319	-0.149	0.111	0.256
t-7	0.212	0.332	0.440	0.285	-0.108	0.087	0.254
t-6	0.231	0.313	0.432	0.263	-0.084	0.105	0.277
t-5	0.200	0.301	0.400	0.287	-0.028	-0.007	0.327
t-4	0.215	0.345	0.446	0.279	0.020	-0.064	0.413
t-3	0.207	0.376	0.435	0.275	0.118	-0.059	0.413
t-2	0.180	0.366	0.454	0.264	0.142	-0.086	0.549
t-1	0.252	0.414	0.502	0.372*	0.191	-0.112	0.687
t	0.277*	0.405	0.491	0.333	0.232	-0.156	1
t+1	0.275	0.451*	0.512*	0.325	0.258	-0.195	0.687
t+2	0.207	0.412	0.382	0.301	0.202	-0.232	0.549
t+3	0.205	0.387	0.349	0.328	0.137	-0.245	0.413
t+4	0.220	0.331	0.283	0.266	0.108	-0.253	0.413
t+5	0.220	0.309	0.279	0.169	0.141	-0.212	0.327
t+6	0.187	0.214	0.200	0.113	0.220	-0.282*	0.277
t+7	0.170	0.193	0.204	0.184	0.284	-0.233	0.254
t+8	0.230	0.181	0.222	0.228	0.336	-0.218	0.256
t+9	0.231	0.200	0.218	0.241	0.341*	-0.213	0.172
t+10	0.230	0.201	0.210	0.278	0.333	-0.256	0.101
t+11	0.218	0.189	0.171	0.254	0.288	-0.265	-0.017
t+12	0.188	0.101	0.150	0.205	0.260	-0.273	-0.019

*Máximo

Nota: Cada fila muestra la correlación entre las variables en el momento "t" y la incertidumbre uruguaya en el período señalado.

Cuadro 1: Correlaciones cruzadas contemporáneas y desfasadas. Estimación propia.

Este análisis de variaciones conjuntas parece apoyar la premisa de que existe un vínculo entre la incertidumbre uruguaya y las externas, manifestándose a través de un efecto anticipador de estas últimas. Los signos de los coeficientes son los esperados, presentando un efecto procíclico entre los indicadores externos e interno. Esto no implica que este último esté explicado por los primeros, pero hay una tendencia a observar un movimiento conjunto, es decir, los agentes uruguayos parece reaccionar a la par del contexto internacional, incorporando la información (o la falta de la misma) externa, en forma simultánea o en los meses inmediatos posteriores. Se procederá a estimar el modelo multivariado con todas las variables expuestas, para esclarecer y cuantificar el efecto que parece haber entre las mismas.

5.1.1 Test ADF de raíces unitarias

Mediante la realización del test de raíz unitaria ADF, se determinó que cinco de las siete series analizadas tienen un comportamiento estacionario. El cuadro 2 resume los resultados obtenidos:

Variable	Tipo de test	Lags	a_0	τ	VC al 95%	Diagnóstico	Conclusión
I_usa	Nada	5	-	-2.253	-1.950	No H0	I(0)
I_chi	Nada	6	-	-0.389	-1.950	H0	I(1)
I_eur	Deriva	4	3.954	-2.113	-2.880	H0	I(1)
I_bra	Nada	2	-	-3.215	-1.950	No H0	I(0)
I_arg	Nada	3	-	-4.638	-1.950	No H0	I(0)
X_uru	Nada	12	-	-3.188	-1.950	No H0	I(0)
I_uru	Nada	3	-	-3.018	-1.950	No H0	I(0)

Cuadro 2: Resumen de resultados del test ADF

Con un nivel de significación del 95%, los únicos estadísticos que no permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria son los correspondientes a China y Europa. Por lo tanto, el modelo incluirá todas las variables en niveles salvo estas dos, que se incluirán en su primera diferencia ($\Delta I_chi_t = I_chi_t - I_chi_{t-1}$ y $\Delta I_eur_t = I_eur_t - I_eur_{t-1}$), ya que haciendo el mismo test para las series diferenciadas resulta en rechazar que existan dos tendencias estocásticas. Es decir, ambas son integradas de orden 1.

5.2 Estimación del modelo autorregresivo multivariado

Todas las variables serán incluidas en niveles y estandarizadas, salvo las medidas de China y Europa, que serán diferenciadas una vez. La normalización refiere a que la magnitud de las variables no es relevante. Reescalarlas facilita el análisis de los coeficientes estimados, ya que quedan expresados en función de la desviación estándar de los errores. No se impondrán restricciones al valor de los parámetros. Si bien tiene poco sustento teórico suponer que la incertidumbre uruguaya, por ejemplo, pueda impactar en su par estadounidense, el modelo estimado será simétrico. Cada sub ecuación tendrá los mismos rezagos de todas las variables y una constante.

Siguiendo el criterio AIC, se incluyeron tres rezagos de cada variable. El modelo no presenta raíces unitarias, por lo que se mantiene la conclusión de que se está trabajando con series estacionarias.

Las ecuaciones estimadas para las variables uruguayas resultan globalmente significativas. En el caso de las exportaciones, los únicos coeficientes distintos de 0 al 95% corresponden a los dos primeros rezagos de sí misma y a la incertidumbre china diferenciada rezagada dos y tres meses. Los cuatro coeficientes representan efectos que oscilan entre 0.31 y 0.48 en valor absoluto, teniendo signo positivo los primeros y negativo los segundos. Como las variables fueron estandarizadas, estos valores representan incrementos o descensos relativos a la desviación estándar: por ejemplo, un incremento de 1 desvío en la variación interanual de las exportaciones, repercute en un aumento de 0.43 desvíos en el período siguiente, suponiendo que lo demás se mantiene constante. En el anexo se presentan las estimaciones completas y los tests de normalidad, heteroscedasticidad y correlación serial sobre los residuos.

Por el lado de la incertidumbre uruguaya, los coeficientes significativamente distintos de 0 corresponden a la medida europea en el período anterior, las de Argentina y Brasil de tres meses atrás y su propio pasado, representado por los rezagos uno y dos. Los coeficientes son positivos en todos los casos, salvo en el de Argentina, que tiene un valor de -0.23; los demás varían entre 0.19 y 0.42. La

interpretación es similar al caso anterior, un incremento de un desvío estándar en alguna de estas variables, representará un aumento proporcional al desvío estándar de la variable dependiente, si lo demás se mantiene constante. Observando los atípicos incluidos, se destaca que los que resultaron significativos para esta variable, suelen serlo para alguna de las medidas externas con el mismo signo; esto ocurre en cuatro de los seis casos.

La riqueza de este tipo de modelos radica en la posibilidad de observar el vínculo entre variables, más allá de los coeficientes asociados a la sub ecuación estimada para cada variable explicada. Se concluye entonces que la incertidumbre europea y la brasileña parecen ser las más observadas y asimiladas directamente por los agentes uruguayos, pero no se descarta que la de Estados Unidos o la de China puedan cumplir algún rol, ya que las variables del modelo pueden tener una interdependencia conjunta, y afectar a la uruguaya de forma indirecta. Los efectos contemporáneos entre variables se pueden observar mediante la matriz de correlaciones de los errores, en el cuadro 3. Éstos son relevantes porque constituyen otra forma de observar el relacionamiento entre las variables, que no son capturados por la especificación del modelo, ya que sólo incluye variables rezagadas.

	I_usa	dI_chi	dI_eur	I_bra	I_arg	X_uruguay	I_uruguay
I_usa	1	0.146	0.430	0.228	0.200	-0.070	0.147
dI_chi	0.146	1	0.326	0.297	0.256	-0.091	-0.190
dI_eur	0.430	0.326	1	0.166	0.156	-0.185	-0.030
I_bra	0.228	0.297	0.166	1	0.079	-0.031	0.057
I_arg	0.200	0.256	0.156	0.079	1	-0.108	0.067
X_uruguay	-0.070	-0.091	-0.185	-0.031	-0.108	1	0.038
I_uruguay	0.147	-0.190	-0.030	0.057	0.067	0.038	1

Cuadro 3: Correlaciones contemporáneas de los errores del modelo. Estimación propia

La correlación más grande se da entre las innovaciones de Estados Unidos y Europa, con un valor de 0.43, lo que refleja que comparten el mayor vínculo entre las mismas. Otras correlaciones significativas son las de China con Europa (la segunda más grande: 0.33), con Brasil y con Argentina, y las de Estados Unidos con Brasil y Argentina. La magnitud de estas últimas no es tan importante como la de las primeras, oscilando entre 0.2 y 0.3. Por el lado de las variables uruguayas, ningún coeficiente alcanza a superar la barrera de 0.2. Los más importantes son: las exportaciones con Europa, con un valor de -0.19 y la incertidumbre con China, -0.19. Estos coeficientes aportan dos datos importantes: las innovaciones externas no parecen impactar en las variables uruguayas en forma contemporánea, sino que están capturadas mediante los coeficientes estimados en el modelo. Además, el comovimiento entre Europa y Estados Unidos, por un lado, y Europa y China, por otro, sugiere que existe un vínculo entre las variaciones contemporáneas de las variables. Esto se traduce en *shocks* que siguen una estructura más o menos pareja entre ambos pares de variables, pero que no dependen de su pasado. Para establecer cuál es el vínculo inmediato entre estas tres regiones, hay que hacer supuestos sobre la exogeneidad que tiene cada una de ellas sobre las demás. En las ecuaciones estimadas hasta aquí el orden era irrelevante porque cada variable era una función de rezagos, pero estudiar efectos contemporáneos implica definir el origen de la innovación presente, asumiendo que la variable originaria es más exógena que la receptora. Esto hace que, cuando se transformen estas innovaciones para la estimación de las IRF, la que quede ordenada primera capture parte del efecto que causan las innovaciones de las otras dos, porque se considera más exógena y precedente en el *shock*, mientras que las otras son las que reaccionan al mismo.

5.2.1 Análisis de funciones de impulso respuesta

Con los coeficientes estimados del modelo, se puede calcular la función de impulso respuesta de nuestra variable de interés (la incertidumbre uruguaya) ante *shocks* en las demás. También se estimarán las IRF de la variación interanual de las exportaciones, para observar si existe un impacto sobre el desempeño real de la economía. Para la estimación se ortogonalizaron los errores mediante una descomposición de la variable según el método de Cholesky, siguiendo el siguiente orden: I_usa, I_chi, I_eur, I_bra, I_arg, X_uru y I_uru.

A continuación, se presentan los gráficos y algunos comentarios. En todos los casos, se grafica un intervalo de confianza al 95% obtenido mediante un procedimiento de bootstrap, iterado cien veces.

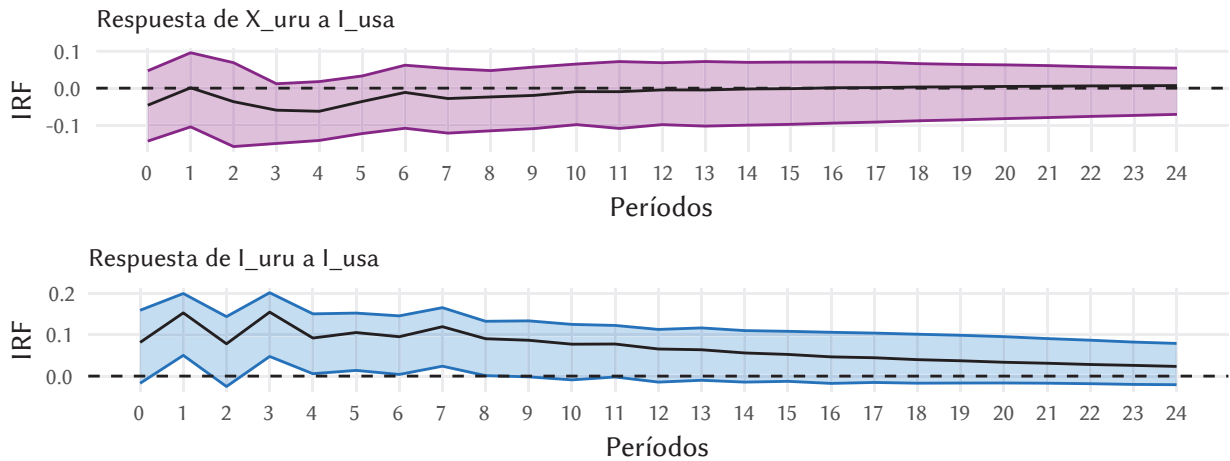


Figura 3: Respuesta de X_uru y I_uru ante *shock* en I_usa, con ic al 95%. Estimación propia.

Para el caso de un *shock* de un desvío estándar en Estados Unidos (figura 3), la estimación puntual del impacto sobre las exportaciones uruguayas es negativa, pero no alcanza a ser significativamente distinta de cero, al 95% de confianza. Mientras, en la incertidumbre uruguaya sí se observa un efecto significativo ante una innovación en su par norteamericana. El efecto alcanza valores de 0,15 en el mes siguiente y a los tres meses del impulso, y deja de ser significativo al cabo de ocho períodos.

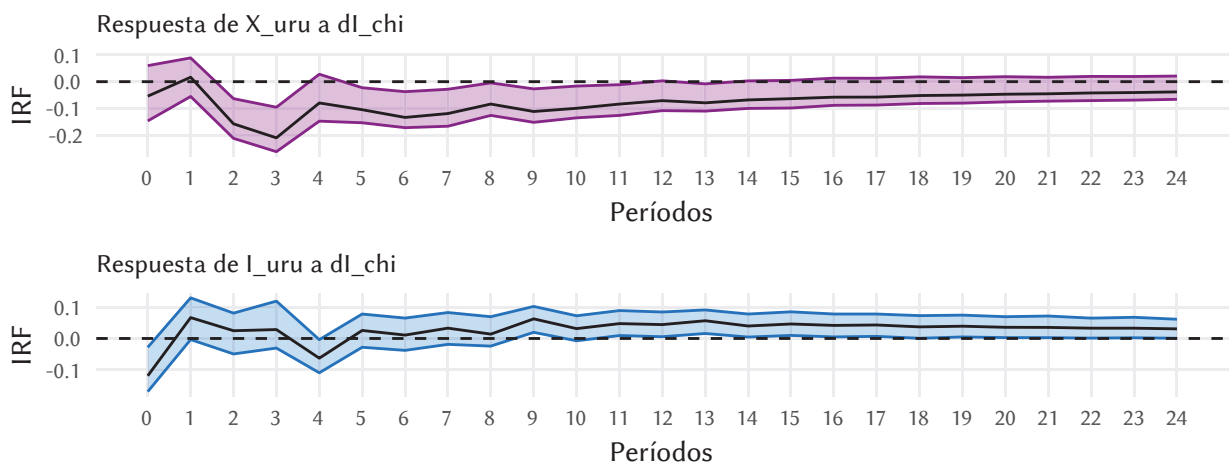


Figura 4: Respuesta de X_uru y I_uru ante *shock* en dl_chi, con ic al 95%. Estimación propia.

Para el caso de China (figura 4), el *shock* afecta de forma significativa a las dos variables, teniendo un efecto negativo, de hasta -0,2 en las exportaciones, que se manifiesta a partir de los dos meses y se disipa aproximadamente en un año. La reacción de la incertidumbre es más errática, ya que al

principio es en el sentido contrario al esperado y por un valor de $-0,1$. La función alcanza valores positivos significativos recién en un lapso de nueve meses, y el efecto persiste en valores cercanos a $0,03$ hasta el horizonte estimado de 24 meses.

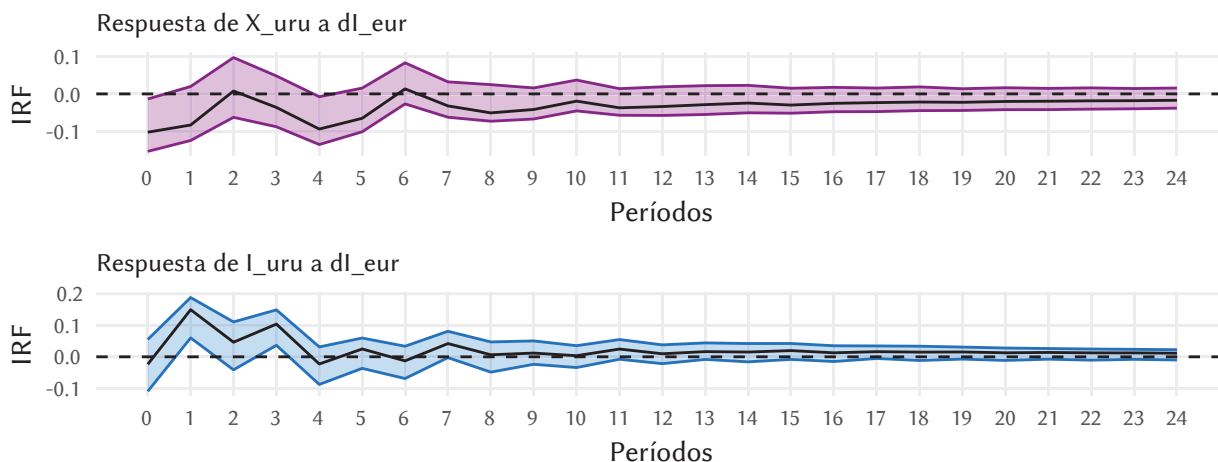


Figura 5: Respuesta de X_uru y I_uru ante *shock* en dl_eur, con ic al 95%. Estimación propia.

Una innovación en la variable europea (figura 5) impacta contemporáneamente sólo en las exportaciones, teniendo un efecto de $-0,1$, que rápidamente se disipa y reaparece cuatro meses más tarde en magnitudes similares; en el resto de los períodos no es significativo el impacto. La incertidumbre no presenta una reacción contemporánea, reaccionando en el mes siguiente con un valor de $0,13$ y a los tres meses con $0,10$. Ambas respuestas al impulso se disipan al mes siguiente y no existen mayores sobresaltos en la función, es decir, que los efectos no persisten más allá de un período.

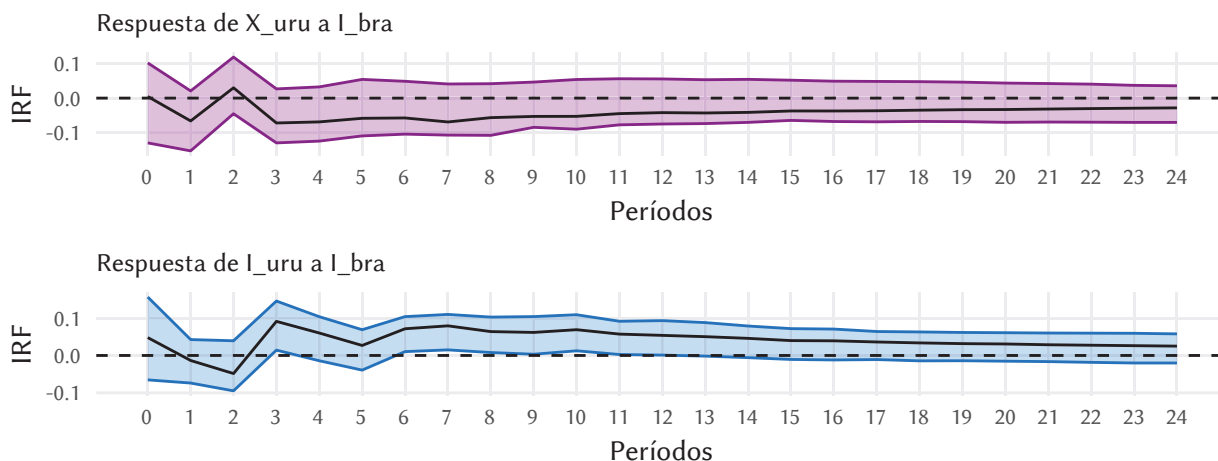


Figura 6: Respuesta de X_uru y I_uru ante *shock* en I_bra, con ic al 95%. Estimación propia.

La innovación en la incertidumbre brasileña (figura 6) tiene efectos solamente en su par uruguayo, manifestándose en el tercer período y nuevamente en el sexto, persistiendo en este segundo caso por aproximadamente 6 meses. La magnitud alcanza $0,09$ en el primer pico y $0,08$ en el segundo. En el caso de las exportaciones, la banda de confianza de la función de respuesta incluye al cero en los 24 períodos, por lo que no se puede concluir que exista un efecto significativo.

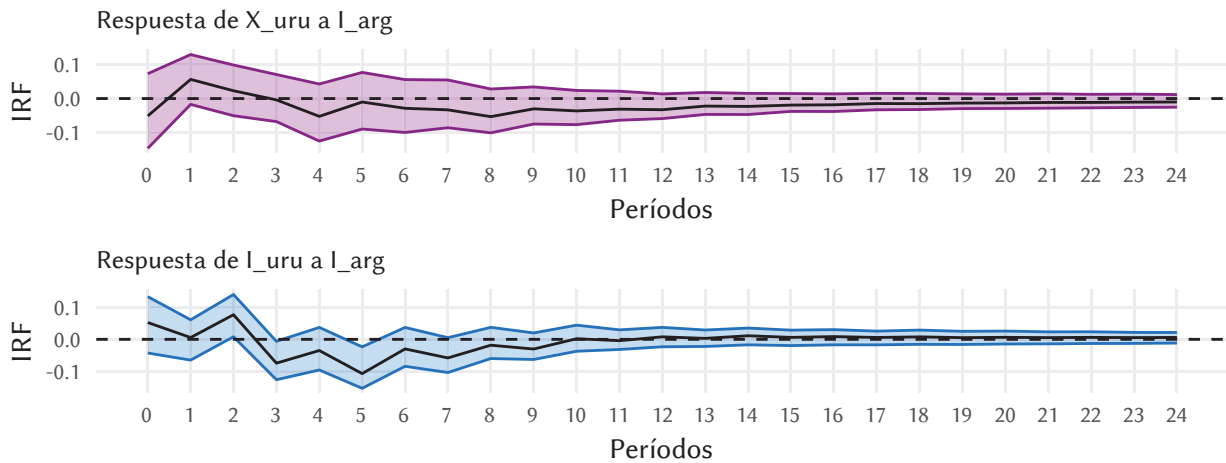


Figura 7: Respuesta de X_{uru} y I_{uru} ante *shock* en I_{arg} , con ic al 95%. Estimación propia.

En el caso de la incertidumbre argentina (figura 7) tampoco se observan efectos significativos en la exportaciones, mientras que el efecto en su similar uruguayaya presenta su máximo en los dos meses siguientes, con un valor de 0,08, y un mínimo de -0,1, presente en los cinco meses siguientes. Esto indica que un *shock* en Argentina genera un débil efecto positivo en Uruguay, que enseguida ajusta a la baja y con un valor absoluto mayor. Esto es contraintuitivo, ya que este resultado sugiere que un aumento en la incertidumbre argentina se asocia con un aumento en la certeza de los agentes uruguayos, lo cual no tiene fundamento teórico. A su vez, la trayectoria común registrada en las dos últimas grandes crisis que atravesaron estos países (1981/82 y 2001/02), sugiere que los agentes uruguayos deberían verse afectados por los sucesos políticos y económicos de Argentina.

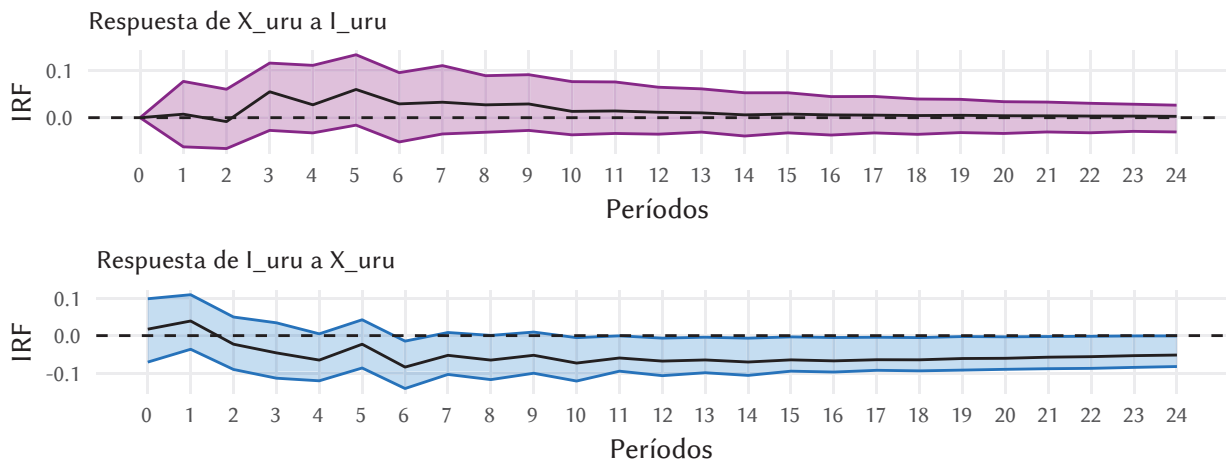


Figura 8: Respuesta de X_{uru} y I_{uru} ante *shock* en la otra, con ic al 95%. Estimación propia.

Por último, al estimar el efecto cruzado de las variables uruguayas (figura 8), se observa una respuesta significativa y de signo negativo de la incertidumbre ante una innovación en las exportaciones, que se manifiesta en un lapso de seis meses y persiste en valores cercanos a -0,06. El análisis recíproco no presenta valores distintos de cero al 95%.

En resumen, los *shocks* externos generan impactos significativos en la incertidumbre uruguayaya en todos los casos, teniendo efectos netos positivos, salvo para el caso de Argentina, donde se observa una sobre reacción ante un débil impacto inicial. En un horizonte de seis meses, los efectos positivos se dan en las innovaciones de Estados Unidos, Europa y Brasil, mientras que el efecto de China se aprecia recién en un espacio de nueve meses. Esta cuestión es relevante a la hora de definir cómo se da la transmisión entre países. Si se reconoce, por ejemplo, que la incertidumbre uruguayaya aumenta

cuando lo hace la brasileña, se pueden ensayar dos teorías sobre cómo: por un lado, el evento que desencadenó el aumento en Brasil también es observado por los residentes uruguayos, teniendo que ajustar sus expectativas locales, tomando en cuenta la relevancia de la relación con el país vecino. Por otro lado, este mismo relacionamiento hace que exista un canal de comunicación, donde los residentes brasileños le pueden transmitir sus sensaciones a los uruguayos. Estos dos mecanismos podrían darse simultáneamente y podrían explicar por qué los impactos significativos positivos en la incertidumbre uruguaya se verifican en lapsos diferentes para cada país. En el caso de Estados Unidos y Europa se manifiesta en el período siguiente, de Brasil a los tres meses y de China recién a los nueve meses. Esta diferencia podría estar explicada por cómo se da la transmisión. Si bien es imposible separar un mecanismo del otro, porque se dan de forma simultánea, tiene sentido suponer que los aumentos inmediatos corresponden a una asimilación de la nueva información, que ajusta las expectativas a futuro, mientras que la reacción tardía es producto de un intercambio entre agentes del país originario y Uruguay. En ese caso, los *shocks* que ocurren en Estados Unidos y Europa se incorporarían directamente, los de China se asimilarían mediante el vínculo con los agentes y los de Brasil se considerarían por una mezcla de las dos vías. Esto podría explicarse, también, por las fuentes de información que consultan los agentes de Uruguay y por los vínculos existentes (más o menos estrechos, dependiendo de la cercanía geográfica, cultural e idiomática), que pueden repercutir en la relevancia subjetiva que le asignan a cada país. Estos últimos apuntes son conjeturas, ya que delimitar cómo opera cada mecanismo en el fenómeno agregado de la transmisión de incertidumbre escapa a los objetivos de este trabajo.

5.2.2 Descomposición de la varianza del error de predicción

Con las IRF estimadas, se procede a estimar las descomposiciones de la varianza del error de predicción de las exportaciones y la incertidumbre uruguayas. En ambos casos se observa que la variable más importante es sí misma. Al cabo de dos años, las exportaciones explican más del 75% de su varianza de error de predicción, mientras que en el caso de la incertidumbre este porcentaje ronda el 50%.

t+	I_usa	dI_chi	dI_eur	Total-C	I_bra	I_arg	Total-R	Total-I	X_uru	I_uru
1	0.49	0.67	2.40	3.56	0	0.59	0.60	4.15	95.85	0
6	1.28	9.23	3.30	13.81	1.95	0.94	2.89	16.70	82.53	0.77
12	1.14	12.52	3.12	16.78	3.01	1.35	4.36	21.14	77.96	0.90
18	1.05	13.31	3.17	17.53	3.43	1.44	4.88	22.41	76.75	0.85
24	1.01	13.64	3.20	17.85	3.72	1.45	5.17	23.02	76.16	0.82

La columna "Total-C" indica el total de las tres economías centrales.

La columna "Total-R" indica el total de las dos economías regionales.

La columna "Total-I" indica el total de las variables externas.

Cuadro 4: Resumen de FEVD de Variación de exportaciones uruguayas en %. Estimación propia.

Para el caso de la variación interanual de las exportaciones (cuadro 4), se aprecia que la variable que más porcentaje explica de la varianza (además de sí misma), es la incertidumbre de China, representando un 13.64%, al cabo de veinticuatro meses. En esa estimación, Brasil alcanza a contribuir un 3.72% y Europa, con 3.20% aparece en tercer lugar. Según los datos de Uruguay XXI (2018) sobre 2017 y el mismo informe para años anteriores, éstas son los tres principales destinos de las exportaciones uruguayas. Este dato podría explicar por qué las variaciones en estas tres regiones son tenidas en cuenta por Uruguay. Si bien no se encontraron efectos significativos de la incertidumbre en Brasil en las estimaciones de las IRF de la variación de las exportaciones, las otras dos tenían un impacto

negativo. De acuerdo al trabajo de Bloom (2014), la incertidumbre está asociada a depresiones en la actividad de los países, por lo que un aumento de la misma en países importadores de bienes uruguayos puede representar un signo de una caída en su demanda.

t+	I_usa	dI_chi	dI_eur	Total-C	I_bra	I_arg	Total-R	Total-I	X_uru	I_uru
1	2.17	4.58	0.18	6.93	0.74	0.89	1.63	8.56	0.10	91.34
6	13.65	4.18	6.31	24.14	2.98	4.53	7.51	31.65	1.58	66.76
12	18.24	4.58	5.52	28.34	6.22	4.45	10.67	39.01	4.88	56.11
18	18.87	5.72	5.18	29.78	7.15	4.08	11.23	41.01	7.81	51.18
24	18.70	6.33	5.06	30.09	7.43	3.90	11.33	41.42	9.92	48.66

La columna "Total-C" indica el total de las tres economías centrales.

La columna "Total-R" indica el total de las dos economías regionales.

La columna "Total-I" indica el total de las variables externas.

Cuadro 5: Resumen de FEVD de Incertidumbre uruguaya en %. Estimación propia.

Con la incertidumbre uruguaya (cuadro 5) se observa que, al cabo de doce meses, la incertidumbre de Estados Unidos contribuye un 18.24%, mientras que Europa está cerca del 5.50% y China del 6.30%. En comparación con estudios para otros países, Luk et al. (2017) encuentra que, para el mismo horizonte temporal, en Hong Kong hay una mayor contribución de Europa a la incertidumbre doméstica, de alrededor del 16%, mientras que Estados Unidos contribuye en aproximadamente 12% y China un 6.50%. La contribución a la incertidumbre de Japón de esas economías es 12% Europa, 19% Estados Unidos y 5% China, aproximadamente. En la estimación para veinticuatro meses, los porcentajes de contribución a la incertidumbre uruguaya se estabilizan en 18.70% Estados Unidos, 6.33% China y 5.06% Europa. La influencia de Estados Unidos en el resto de las economías es también reconocido en Biljanovska, Grigoli, y Hengge (2017), Bhattacharai, Chatterjee, y Park (2017) y Klößner y Sekkel (2014). En este último, los autores estiman que su contribución a la incertidumbre de Alemania es de 14.24%, 13.51% a Canadá y 9.14% al Reino Unido, en un horizonte de tres meses. En materia regional, las dos economías presentan una contribución menor, sumando 11.33% en un horizonte de veinticuatro meses; el efecto de Brasil es mucho más importante que el de Argentina. Estas estimaciones indican que los agentes uruguayos se ven más afectados por los acontecimientos en Estados Unidos y Brasil, con el primero teniendo una participación mucho más importante. No obstante, el efecto conjunto de las cinco economías no alcanza a superar el 50% de contribución a la incertidumbre uruguaya. La contribución de la propia variable disminuye desde 91% a 48.66%, pero en todo momento es la más importante. Este resultado también se asemeja a los encontrados por Luk et al. (2017) y Klößner y Sekkel (2014), y refleja que la mayoría de la variación de la incertidumbre no se puede atribuir a las variables externas.

Las estimaciones anteriormente presentadas dependen de un supuesto que se hizo sobre las variables: el orden en que se incorporan las mismas para estimar los *shocks* ortogonales. El mismo asume que la incertidumbre de China no está tan determinada dentro del modelo como la de Brasil, por ejemplo. Si bien existen supuestos que son razonables, no se dispone de un argumento determinante para concluir que la incertidumbre de Estados Unidos debería plantearse con anterioridad a la de China o la de Europa; mientras que sí tiene sentido suponer que estas tres deberían colocarse antes que las de Argentina y Brasil. Por último, se presentaron teorías que consideraban a la actividad como causa o consecuencia de la incertidumbre, por lo que las exportaciones y la variable doméstica también podrían intercambiar el orden.

Se reestimó el modelo con tres especificaciones alternativas: cambiando el orden de las economías centrales por China, Estados Unidos, Europa; cambiándolo por Europa, Estados Unidos, China; e intercambiando las exportaciones con la incertidumbre uruguaya.

En el segundo modelo alternativo se constató una diferencia en las estimaciones: Europa pasaba a tener una mayor contribución a la varianza del error de predicción de la incertidumbre uruguaya, en detrimento de la de Estados Unidos. Mediante esta modelización alternativa, la contribución de ambas economías a la incertidumbre uruguaya se empareja, con Europa contribuyendo un 15.47% en un horizonte de veinticuatro meses y Estados Unidos un 10.36%. Además, los intervalos de confianza de la IRF indican que un *shock* en Estados Unidos no tiene un efecto significativo en la medida uruguaya.

¿Corresponde, entonces, concluir que la incertidumbre norteamericana no tiene un vínculo con la uruguaya? Las estimaciones indican que, si se considera más exógena que la europea, sí existe un impacto positivo. Sin embargo, no se puede establecer de forma unívoca que este sea siempre el caso. Los estudios de Luk et al. (2017), Klößner y Sekkel (2014) y Colombo (2013) reconocen la influencia mutua que tienen las variables de las dos regiones, en particular desde Estados Unidos hacia Europa, pero en ambos casos existen *shocks* domésticos que se generan aparte del vínculo con la otra. Si se acepta la premisa de que el tamaño y el relacionamiento entre ellas hace que cualquier sobresalto en una impacte en la otra, entonces la relación causal sería bidireccional, dependiendo del origen del evento inesperado. Esto lleva a concluir que la incertidumbre norteamericana sí tiene efectos significativos en la uruguaya, ya que se reconoce la influencia de Estados Unidos en el devenir global, además de que las estimaciones de la FEVD en las tres especificaciones reflejan una contribución mínima del 10% en la incertidumbre uruguaya.

El resto de las especificaciones alternativas no arrojó resultados sustancialmente distintos al modelo original. En el anexo se presentan las estimaciones de las IRF.

6 Conclusiones y consideraciones finales

El objetivo de este trabajo era estudiar el impacto de la incertidumbre externa sobre la uruguaya. Para ello, se estimó un modelo de vectores autorregresivos y se calcularon las funciones de impulso respuesta a un *shock* de las variables externas, midiendo el efecto en la incertidumbre uruguaya y la variación interanual de las exportaciones, que se consideró como una aproximación al nivel de actividad.

En un principio, cabe destacar el impacto que tiene el componente local en la incertidumbre uruguaya. La mayoría de las contribuciones a su variación es producto de sí misma y, en menor medida, de las exportaciones. A diferencia de los trabajos de Luk et al. (2017), Colombo (2013), Rice et al. (2018) y Kamber et al. (2016), la incertidumbre no tiene un impacto significativo en el indicador de actividad. La respuesta obtenida está más cerca del hallazgo de Ludvigson, Ma, y Ng (2015), que encontraba evidencia a favor de una relación inversa.

La magnitud de la transmisión de la incertidumbre externa a la uruguaya es baja o moderada. La respuesta a los *shocks* no alcanza a la tercera parte de la desviación estándar; en ningún período y para ninguna variable originaria. La contribución de todas las variables externas tomadas en conjunto sobre la incertidumbre uruguaya al cabo de dos años no supera el 50%. Por lo tanto se concluye que el efecto de las medidas internacionales es significativo, pero leve. Siguiendo la especificación original, todas las economías provocan una respuesta significativa en este país. Argentina es el único que genera un efecto neto negativo o anticíclico, siendo este resultado contrario al esperado, y que no tiene sentido desde el punto de vista teórico. Las economías centrales y más grandes (Estados Unidos, Europa y China), presentan una influencia mayor para el indicador uruguayo que los países de la región, cuando son tomadas en conjunto. Las tres combinadas llegan a contribuir en un 30% a la varianza del error de predicción en el mismo. Sin embargo, tomando cada economía individualmente existen diferencias: Estados Unidos parece ser la economía más influyente, seguida por Brasil, China y luego Europa. No obstante, hay que destacar el fuerte vínculo existente entre

Estados Unidos y Europa, que puede influir en las estimaciones de los efectos de cada economía.

Los coeficientes asociados a la incertidumbre de cada país en el modelo VAR y las conclusiones que se pueden sacar de ellos están fuertemente ligados al período que abarcan los datos utilizados. El valor de los mismos se puede considerar un promedio del efecto que tiene cada variable a lo largo de los meses. Esta modelización no captura, por lo tanto, los posibles cambios en la importancia de cada país desde 2005 hasta 2018. En la realidad podría darse que un país tuvo efectos nulos en algunos años pero significativos en otros; su coeficiente asociado no reflejaría esas fluctuaciones. Esto es particularmente relevante si se consideran los cambios en los destinos de exportación registrados en el período 2005-2018: lo más notorio es el vertiginoso ascenso de China como principal destino, lo que pudo haber generado una atención creciente hacia dicho país por parte de los agentes locales. La importancia que esta economía tiene en la incertidumbre uruguaya puede estar sobreestimada en los primeros años y subestimada en los últimos, debido a este crecimiento en importancia. En forma similar, los distintos ensayos de integración regional y el desacople en el desempeño macroeconómico observado entre Uruguay y Argentina y Brasil en los últimos años también sugieren que existe una variación en la importancia de cada país para la incertidumbre local, en el período estudiado. Además, esta metodología se basa en el supuesto de que las relaciones entre los países se dan de manera lineal, es decir que, manteniendo todo lo demás constante, un *shock* en la incertidumbre de algún país impactará en la uruguaya en forma proporcional, según el coeficiente asociado. Esto desestima la idea de que puedan existir dinámicas más complejas entre las medidas de cada país.

En la presentación de este trabajo se hizo hincapié en la dificultad inherente a la definición y la cuantificación de la incertidumbre. Su carácter inobservable y su interpretación subjetiva hace que distintas aproximaciones lleguen a resultados diferentes. Las estimaciones realizadas en este trabajo incluyeron tres formas diferentes de medir el fenómeno, atendiendo a la disponibilidad de datos según cada país: medidas basadas en el conteo de noticias para Estados Unidos, Europa, China y Brasil, volatilidad implícita para Argentina y desacuerdo en pronósticos para Uruguay. Si bien los trabajos de Baker, Bloom, y Davis (2016) y Rice et al. (2018), por ejemplo, comparan el desempeño de sus estimaciones con medidas de incertidumbre alternativas, en este caso no es posible reespecificar el modelo planteado con una medida homogénea para las seis regiones, para el período de interés.

Esto hace que las estimaciones y las conclusiones estén sujetas a que las medidas utilizadas sean un buen reflejo del fenómeno que se quiere aproximar. Parece razonable aceptar que las noticias desestabilizadoras ocurridas en las tres economías centrales afectan las perspectivas de los agentes uruguayos, pero el efecto neto contrario de un aumento en el desconcierto en Argentina no tiene sustento desde el punto de vista teórico. Al estar la incertidumbre argentina medida de forma diferente (y ser la única que se mide con esa metodología), este efecto inesperado puede ser fruto de una mala aproximación al fenómeno de esta variable. Choi y Shim (2016) y Ludvigson, Ma, y Ng (2015) encuentran diferencias cuando separan la incertidumbre macroeconómica de la financiera, sin embargo, reconocen el vínculo estrecho entre ambas y, para el caso de Uruguay y Argentina, parecen estar ambas presentes en las aproximaciones utilizadas, por lo que no se puede hacer esa distinción. La interpretación de los resultados, entonces, se dificulta porque las medidas que aproximan el fenómeno para distintos países responden a determinantes diferentes.

Otra consideración pertinente es la validez de la aproximación a la incertidumbre uruguaya. Se tomaron los desvíos de las proyecciones a doce meses del tipo de cambio de pesos por dólar, siguiendo el trabajo de Lanzilotta, Mordecki, y Umpiérrez (2018) y atendiendo a la relevancia que tiene esta moneda en el aparato comercial y financiero uruguayo; la condición de economía pequeña y abierta hace muy relevante al comercio exterior y, por lo tanto, el tipo de cambio es una variable importante para los agentes locales. No obstante, existe un sesgo al exterior que hace más probable que se encuentre un efecto positivo de las medidas externas. Quizás la incertidumbre uruguaya no esté determinada por la china, pero el tipo de cambio proyectado seguramente dependa de la buena salud de las relaciones comerciales con ese país, porque impacta directamente en la oferta de mo-

neda extranjera dentro de Uruguay. Sucede algo similar con las exportaciones, si bien presentan una trayectoria similar a la del PIB en el período 2005 - 2018, es una aproximación de la actividad que también tiene un sesgo hacia el exterior, y nuevamente es un determinante directo de la oferta de divisas en el país. Quizás el efecto de la incertidumbre sobre la actividad (que encuentran, Colombo (2013), Luk et al. (2017) y otros) no se manifieste porque las exportaciones de bienes no sean tan susceptibles a los desacuerdos entre pronósticos, mientras que la relación subyacente entre incertidumbre y actividad sí existe y no es capturada por las variables incorporadas en el modelo.

En los últimos años se han desarrollado técnicas que permiten cuantificar la incertidumbre, apelando a la metodología propuesta por Baker, Bloom, y Davis (2016), se confeccionaron medidas comparables para varios países. La elaboración de un indicador de características similares para Argentina y Uruguay permitiría enriquecer el análisis de la transmisión existente entre economías. A su vez, el avance de la automatización también puede permitir crear y manejar datos con una frecuencia más alta, que pueda capturar efectos inmediatos, que se pierden en el análisis mensual o trimestral.

Hasta entonces, este trabajo pretendió ser una primera aproximación a entender el fenómeno de la incertidumbre como factor que influye en el devenir económico, buscando el grado de susceptibilidad del indicador doméstico a los movimientos externos. La validez de las conclusiones del análisis están sujetas a estas consideraciones, pero (salvando el caso de Argentina), los resultados obtenidos están en línea con los trabajos previos consultados y con lo esperable: una relación positiva con las medidas externas pero no muy intensa y una relación negativa con la actividad. Por lo tanto, se puede esperar que si se accede a una medida homogénea y comparable de la incertidumbre de las mismas economías, el resultado pueda diferir, pero estará en líneas similares.

7 Bibliografía

- Aboal, Diego, Fernando Lorenzo, Juan Andrés Moraes, y Gabriel Oddone. 2003. «La economía política de los déficits fiscales en Uruguay». *Economía Política en Uruguay*, 21-45.
- Aizenman, Joshua, y Nancy P Marion. 1993. «Policy uncertainty, persistence and growth». *Review of international economics* 1 (2). Wiley Online Library: 145-63.
- Alfaro, Ivan, Nicholas Bloom, y Xiaoji Lin. 2018. «The finance uncertainty multiplier». National Bureau of Economic Research.
- Allaire, JJ, Yihui Xie, Jonathan McPherson, Javier Luraschi, Kevin Ushey, Aron Atkins, Hadley Wickham, Joe Cheng, y Winston Chang. 2018. *rmarkdown: Dynamic Documents for R*. <https://CRAN.R-project.org/package=rmarkdown>.
- An, Heng, Yanyan Chen, Danglun Luo, y Ting Zhang. 2016. «Political uncertainty and corporate investment: Evidence from China». *Journal of Corporate Finance* 36. Elsevier: 174-89.
- Auguie, Baptiste. 2017. *gridExtra: Miscellaneous Functions for «Grid» Graphics*. <https://CRAN.R-project.org/package=gridExtra>.
- Bachmann, Rüdiger, Steffen Elstner, y Eric R Sims. 2013. «Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data». *American Economic Journal: Macroeconomics* 5 (2): 217-49.
- Baker, Scott R, Nicholas Bloom, y Steven J Davis. 2016. «Measuring economic policy uncertainty». *The Quarterly Journal of Economics* 131 (4). Oxford University Press: 1593-1636.
- Barboza, Ricardo de Menezes, y Eduardo Zilberman. 2018. «Os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica no Brasil». *Revista Brasileira de Economia* 72 (2). SciELO Brasil: 144-60.
- Bernanke, Ben S. 1983. «Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment». *The Quarterly Journal of Economics* 98 (1). MIT Press: 85-106.
- Bhattarai, Saroj, Arpita Chatterjee, y Woong Yong Park. 2017. «Global spillover effects of US uncertainty». *UNSW Business School Research Paper*, n.º 17.
- Biljanovska, Nina, Francesco Grigoli, y Martina Hengge. 2017. *Fear thy neighbor: Spillovers from economic policy uncertainty*. International Monetary Fund.
- Bittencourt, Gustavo, Gastón Carracelas, Andrea Doneschi, y Nicolás Reig Lorenzi. 2009. «Tendencias recientes de la inversión extranjera directa en Uruguay». *Documento de Trabajo/FCS-DE; 27/09*. UR. FCS-DE.
- Bittencourt, Gustavo, y Rosario Domingo. 2001. «El caso uruguayo». *El boom de inversión extranjera directa en el MERCOSUR, Siglo XXI, Buenos Aires*.
- Bittlingmayer, George. 1998. «Output, stock volatility, and political uncertainty in a natural experiment: Germany, 1880–1940». *The Journal of Finance* 53 (6). Wiley Online Library: 2243-57.
- Bloom, Nicholas. 2009. «The impact of uncertainty shocks». *econometrica* 77 (3). Wiley Online Library: 623-85.
- . 2014. «Fluctuations in uncertainty». *Journal of Economic Perspectives* 28 (2): 153-76.
- Brida, Juan Gabriel, Bibiana Lanzilotta, y Wiston Adrián Risso. 2008. «Turismo y crecimiento económico: el caso de Uruguay». *PASOS. Revista de Turismo y Patrimonio Cultural* 6 (3). Universidad de La Laguna.
- Caggiano, Giovanni, Efrem Castelnuovo, y Juan Figueres. 2017. «Economic policy uncertainty spillovers in booms and busts».
- Camerer, Colin, y Martin Weber. 1992. «Recent developments in modeling preferences: Uncertainty

- and ambiguity». *Journal of risk and uncertainty* 5 (4). Springer: 325-70.
- Campbell, John Y, y Ludger Hentschel. 1992. «No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns». *Journal of financial Economics* 31 (3). Elsevier: 281-318.
- Canes-Wrone, C, y C Ponce de Leon. 2014. «Elections, uncertainty, and economic outcomes». mimeo.
- Cao, Xiaping, Yuchen Wang, y Sili Zhou. 2017. «Short selling and economic policy uncertainty».
- Carlomagno, Guillermo, Bibiana Lanzilotta, Fernando Lorenzo, y Nelson Noya. 2009. «Efectos asimétricos de los shocks externos sobre las economías del MERCOSUR». Montevideo, Uruguay: CINVE.
- Carrasco, J Aníbal Núñez. 2013. «Sobre consumo privado e incertidumbre. Un análisis con datos regionales españoles». *Investigaciones regionales: Journal of Regional Research*, n.º 25. Asociación Española de Ciencia Regional: 111-32.
- Cerda, Rodrigo, Álvaro Silva, y José Tomás Valente. 2018. «Impact of economic uncertainty in a small open economy: the case of Chile». *Applied Economics* 50 (26). Taylor & Francis: 2894-2908.
- Choi, Sangyup, y Myungkyu Shim. 2016. «Financial vs. Policy Uncertainty in Emerging Economies: Evidence from Korea and the BRICs».
- Chudnovsky, Daniel, y Andrés López. 2007. «Inversión extranjera directa y desarrollo: la experiencia del Mercosur». *Revista de la CEPAL*.
- Claveria, Oscar, Enric Monte, y Salvador Torra. 2018. «Proxying economic uncertainty: A geometric approach to measure disagreement among qualitative expectations». *Available at SSRN 3139556*.
- Coibion, Olivier, y Yuriy Gorodnichenko. 2015. «Information rigidity and the expectations formation process: A simple framework and new facts». *American Economic Review* 105 (8): 2644-78.
- Colombo, Valentina. 2013. «Economic policy uncertainty in the US: Does it matter for the Euro area?» *Economics Letters* 121 (1). Elsevier: 39-42.
- Conflitti, Cristina. 2011. «Measuring uncertainty and disagreement in the European survey of professional forecasters». *Available at SSRN 1700247*.
- Dequech, David. 2000. «Fundamental uncertainty and ambiguity». *Eastern Economic Journal* 26 (1). JSTOR: 41-60.
- Dickey, David A, y Wayne A Fuller. 1979. «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root». *Journal of the American statistical association* 74 (366a). Taylor & Francis: 427-31.
- Diebold, Francis X, y Kamil Yilmaz. 2009. «Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets». *The Economic Journal* 119 (534). Wiley Online Library: 158-71.
- Dovern, Jonas, Mr Ulrich Fritsche, Mr Prakash Loungani, y Ms Natalia T Tamirisa. 2013. *Information rigidities in economic growth forecasts: evidence from a large international panel*. 13-56. International Monetary Fund.
- Dow, Sheila C. 2014. «Addressing uncertainty in economics and the economy». *Cambridge Journal of Economics* 39 (1). Oxford University Press: 33-47.
- Duque, Héctor Mauricio Posada, y otros. 2011. «Incertidumbre macroeconómica e inversión real en Colombia». *Sociedad y Economía*, n.º 18: 269-300.
- Durnev, Art. 2010. «The real effects of political uncertainty: Elections and investment sensitivity to stock prices». *Available at SSRN 1549714*.
- Dzielinski, Michal, Marc Oliver Rieger, y Tönn Talpsepp. 2011. «Volatility asymmetry, news, and private investors». *The Handbook of News Analytics in Finance*. John Wiley & Sons, Ltd. Chichester,

West Sussex, UK, 255-70.

Ellsberg, Daniel. 1961. «Risk, ambiguity, and the Savage axioms». *The quarterly journal of economics*. JSTOR, 643-69.

Epstein, Larry G, y Martin Schneider. 2008. «Ambiguity, information quality, and asset pricing». *The Journal of Finance* 63 (1). Wiley Online Library: 197-228.

Ffrench-Davis, Ricardo, y NU CEPAL. 2001. *Crisis financieras en países exitosos*. McGraw-Hill Interamericana.

Forbes, Kristin, y Roberto Rigobon. 2001. «Measuring contagion: conceptual and empirical issues». En *International financial contagion*, 43-66. Springer.

Friedman, Milton. 1995. «The role of monetary policy». En *Essential Readings in Economics*, 215-31. Springer.

Garcia, Diego. 2013. «Sentiment during recessions». *The Journal of Finance* 68 (3). Wiley Online Library: 1267-1300.

Gil, María, Javier J. Pérez, Alberto Urtasun, y otros. 2017. «Incertidumbre macroeconómica: medición e impacto sobre la economía española». *Boletín Económico* 1. Banco de España: 2017.

Giordani, Paolo, y Paul Söderlind. 2003. «Inflation forecast uncertainty». *European Economic Review* 47 (6). Elsevier: 1037-59.

Grolemund, Garrett, y Hadley Wickham. 2011. «Dates and Times Made Easy with lubridate». *Journal of Statistical Software* 40 (3): 1-25. <http://www.jstatsoft.org/v40/i03/>.

Hlavac, Marek. 2018. *stargazer: Well-Formatted Regression and Summary Statistics Tables*. Bratislava, Slovakia: Central European Labour Studies Institute (CELSI). <https://CRAN.R-project.org/package=stargazer>.

Jens, Candace E. 2017. «Political uncertainty and investment: Causal evidence from US gubernatorial elections». *Journal of Financial Economics* 124 (3). Elsevier: 563-79.

Jurado, Kyle, Sydney C. Ludvigson, y Serena Ng. 2015. «Measuring uncertainty». *American Economic Review* 105 (3): 1177-1216.

Kamber, Güneş, Özer Karagedikli, Michael Ryan, y otros. 2016. «International spill-overs of uncertainty shocks: Evidence from a FAVAR».

Kamil, Herman, y Fernando Lorenzo. 1997. «Caracterización de las fluctuaciones cíclicas en la economía uruguaya». *Documento de Trabajo/FCS-DE; 5/97*. UR. FCS-DE.

Kaminsky, Graciela, y Sergio Schmukler. 1999. *What triggers market jitters? A chronicle of the Asian crisis*. The World Bank.

Kelly, Bryan, L'uboš Pástor, y Pietro Veronesi. 2016. «The price of political uncertainty: Theory and evidence from the option market». *The Journal of Finance* 71 (5). Wiley Online Library: 2417-80.

Keynes, John Maynard. 2013. *A treatise on probability*. Courier Corporation.

Klößner, Stefan, y Rodrigo Sekkel. 2014. «International spillovers of policy uncertainty». *Economics Letters* 124 (3). Elsevier: 508-12.

Knight, Frank H. 2012. *Risk, uncertainty and profit*. Courier Corporation.

Kroese, Lars, Suzanne Kok, y Jante Parlevliet. 2015. «Beleidsonzekerheid in Nederland». *Economisch Statistische Berichten* 4715: 464-67.

Lahiri, Kajal, y Xuguang Sheng. 2010. «Measuring forecast uncertainty by disagreement: The missing link». *Journal of Applied Econometrics* 25 (4). Wiley Online Library: 514-38.

Lanzilotta, Bibiana, Gabriela Mordecki, y Viviana Umpiérrez. 2018. «Political economic uncertainty in a small & open economy: the case of Uruguay». Serie Documentos de Trabajo, DT 05/18. Mon-

- tevideo, Uruguay: Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República.
- Lanzilotta, Bibiana, Santiago Rego, y Paola Regueira. 2014. «Menos vulnerables: patrones de volatilidad y comovimientos cíclicos en Uruguay (1986–2013)». XXIX Jornadas Anuales de Economía. Montevideo, Uruguay: Banco Central del Uruguay.
- Leifeld, Philip. 2013. «texreg: Conversion of Statistical Model Output in R to LaTeX and HTML Tables». *Journal of Statistical Software* 55 (8): 1-24. <http://www.jstatsoft.org/v55/i08/>.
- Loungani, Prakash, Herman Stekler, y Natalia Tamirisa. 2013. «Information rigidity in growth forecasts: Some cross-country evidence». *International Journal of Forecasting* 29 (4). Elsevier: 605-21.
- Ludvigson, Sydney C, Sai Ma, y Serena Ng. 2015. «Uncertainty and business cycles: exogenous impulse or endogenous response?». National Bureau of Economic Research.
- Luk, Paul, Michael Cheng, Philip Ng, y Ken Wong. 2017. «Economic Policy Uncertainty Spillovers in Small Open Economies: the Case of Hong Kong».
- Lütkepohl, Helmut. 2005. *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media.
- Madrigal, Jorge, y Oscar Iván Pascual. 2015. «Determinantes del Riesgo Soberano en tres países de la Región CARD». Santo Domingo, República Dominicana: Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano.
- Medina, C. A. 2018. «Contagio financiero internacional en países emergentes de Asia y América Latina». Bogotá, Colombia: Ediciones Universidad Central.
- Mokinski, Frieder, Xuguang Sheng, y Jingyun Yang. 2015. «Measuring disagreement in qualitative expectations». *Journal of Forecasting* 34 (5). Wiley Online Library: 405-26.
- Moore, Angus. 2017. «Measuring economic uncertainty and its effects». *Economic Record* 93 (303). Wiley Online Library: 550-75.
- Mordecki, Gabriela, Sandra García, Ana Cecilia Leiva, Ronald Miranda, Sandra Rodríguez, y otros. 2015. *Crisis, recuperación y auge: 15 años de política económica en Uruguay: 2000-2014*. Universidad de la República.
- Ozsoylev, Han, y Jan Werner. 2011. «Liquidity and asset prices in rational expectations equilibrium with ambiguous information». *Economic Theory* 48 (2-3). Springer: 469.
- Pfaff, Bernhard. 2008a. *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R*. Second. New York: Springer. <http://www.pfaffikus.de>.
- . 2008b. «VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars». *Journal of Statistical Software* 27 (4). <http://www.jstatsoft.org/v27/i04/>.
- Pindyck, Robert S. 1990. «Irreversibility, uncertainty, and investment». National Bureau of Economic Research.
- Plaza Bringas, Luis de la. 2013. «Contagio financiero internacional: el caso de Uruguay y la ruptura estructural del impacto de contagio en las primas de riesgo soberanas de mercados emergentes». Tesis doctoral.
- R Core Team. 2018. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>.
- Revelle, William. 2018. *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*. Evanston, Illinois: Northwestern University. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>.
- Rice, Amy, Tugrul Vehbi, Benjamin Wong, y otros. 2018. «Measuring uncertainty and its impact on the New Zealand economy». Reserve Bank of New Zealand.
- Rigobon, Roberto. 2002. «International financial contagion: theory and evidence in evolution». CFA

Institute.

Rodrik, Dani. 1991. «Policy uncertainty and private investment in developing countries». *Journal of Development Economics* 36 (2). Elsevier: 229-42.

Rossi, Barbara, y Tatevik Sekhposyan. 2015. «Macroeconomic uncertainty indices based on nowcast and forecast error distributions». *American Economic Review* 105 (5): 650-55.

RStudio Team. 2015. *RStudio: Integrated Development Environment for R*. Boston, MA: RStudio, Inc. <http://www.rstudio.com/>.

Russon, Manuel, y Xuanhua «Peter» Yin. 2018. *PMmisc: P&M Miscellaneous R Functions*. <https://CRAN.R-project.org/package=PMmisc>.

Sargent, Thomas J, y Neil Wallace. 1976. «Rational expectations and the theory of economic policy». *Journal of Monetary Economics* 2 (2). Elsevier: 169-83.

Sims, Christopher A. 1980. «Macroeconomics and reality». *Econometrica: journal of the Econometric Society*. JSTOR, 1-48.

Thunnissen, Daniel P. 2003. «Uncertainty classification for the design and development of complex systems». En *3rd annual predictive methods conference*, 1-16. Newport Beach CA.

Torello, Mariella, y Gabriel Arimón. 1993. «Incertidumbre macroeconómica e inversión en Uruguay». Montevideo, Uruguay: CEPAL.

Uruguay XXI. 2018. *Informe anual de Comercio Exterior*. Montevideo, Uruguay: Transforma Uruguay.

Voelker, Juan. 2004. «Shocks regionales, dependencia comercial y desempeño sectorial de la economía uruguaya». *Revista de economía* 11 (1). Banco Central del Uruguay: 281-319.

Wensheng, Kang, Ronald Ratti, y Joaquin Vespignani. 2017. «Impact of Global Uncertainty on the Global Economy and Large Developed and Developing Economies».

Wickham, Hadley. 2009. *ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis*. Springer-Verlag New York. <http://ggplot2.org>.

Xie, Yihui. 2014. «knitr: A Comprehensive Tool for Reproducible Research in R». En *Implementing Reproducible Computational Research*, editado por Victoria Stodden, Friedrich Leisch, y Roger D. Peng. Chapman; Hall/CRC. <http://www.crcpress.com/product/isbn/9781466561595>.

———. 2015. *Dynamic Documents with R and knitr*. 2nd ed. Boca Raton, Florida: Chapman; Hall/CRC. <https://yihui.name/knitr/>.

———. 2018. *knitr: A General-Purpose Package for Dynamic Report Generation in R*. <https://yihui.name/knitr/>.

Zeileis, Achim, y Torsten Hothorn. 2002. «Diagnostic Checking in Regression Relationships». *R News* 2 (3): 7-10. <https://CRAN.R-project.org/doc/Rnews/>.

8 Anexo

Las estimaciones se hicieron con el paquete estadístico R, versión 3.4.4 (R Core Team 2018), mediante el entorno de desarrollo RStudio (RStudio Team 2015), con las librerías: *urca* (Pfaff 2008a), *vars* (Pfaff 2008b), *PMmisc* (Russon y Yin 2018), *lmtest* (Zeileis y Hothorn 2002) y *psych* (Revelle 2018). El texto se compiló con los paquetes *rmarkdown* (Allaire et al. 2018), *knitr* (Xie 2018; Xie 2015; Xie 2014), *ggplot2* (Wickham 2009), *gridExtra* (Auguie 2017), *texreg* (Leifeld 2013), *lubridate* (Grolemund y Wickham 2011) y *stargazer* (Hlavac 2018).

8.1 Test ADF

El test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) consiste en una metodología para determinar la presencia de raíces unitarias. En ese caso se estaría ante una serie no estacionaria; es decir que tiene una persistencia infinita, que significa que los *shocks* pasados no desaparecen e impactan en el futuro de la serie de ahí en adelante en forma acumulativa (la serie con tendencia estocástica más sencilla es de la forma $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, conocida como paseo aleatorio o *random walk*).

La realización de este test, en líneas generales, consiste en plantear un modelo univariado, donde la variable explicada es la primera diferencia de la serie de interés ($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$) y se introducen rezagos de sí misma, una constante, una tendencia determinística y un término τy_{t-1} que es el que servirá para testear la hipótesis nula de al menos una raíz unitaria:

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + \tau y_{t-1} + \sum_{k=1}^p \phi_k \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t$$

Se pueden introducir variantes como especificaciones sin la constante y la tendencia según cada serie. En caso que se concluya que alguna de las variables presenta este caso (no se rechace raíz unitaria), se tendrá que trabajar con la serie diferenciada (Δy_t).

8.2 Modelos VAR

Los modelos AR(p) son funciones lineales, que explican el valor presente de una variable en función de los valores pasados, es decir, que el proceso es de la forma:

$$y_t = c + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Donde y es una serie temporal, los distintos φ_i representan parámetros que reflejan la influencia del rezago “i” en y_t , c es una constante y ε es el error aleatorio, del que se asume que tiene media cero ($E(\varepsilon_t) = 0$) y varianza constante ($V(\varepsilon_t) = \sigma^2$), para todo “t”.

El modelo VAR (Sims 1980) representa una generalización de la modelización de series temporales para el caso multivariado. El supuesto detrás de este planteo es que cada variable incluida es una función de los rezagos de sí misma y de las demás, entonces el vector de valores presentes es una suma de valores pasados, ajustados cada uno por una matriz de coeficientes asociada. Por ejemplo:

$$\begin{pmatrix} w_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{1,1} & \alpha_{1,2} \\ \alpha_{2,1} & \alpha_{2,2} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} w_{t-1} \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix}$$

Donde se aprecia que la primera fila de la matriz de coeficientes α contiene el efecto de los rezagos de w y z en w_t , mientras que la segunda fila corresponde a los efectos en z_t . En el planteo de este tipo de modelos se hace el supuesto de que $\varepsilon_t \sim GWN(0, \Omega) \forall t$. Es decir, las perturbaciones son ruidos

blancos gaussianos con valor esperado 0 y con una matriz de varianzas y covarianzas constante e igual a Ω . Entonces, un VAR(p) estacionario, se plantea de forma general de la siguiente manera:

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

Donde “p” es la cantidad de rezagos a incluir en el modelo, Y_t es el vector de “n” variables estacionarias en el momento “t” ($Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{n,t})'$), c es un vector de constantes, Y_{t-s} corresponde a las mismas variables rezagadas “s” periodos, A_s es la matriz de coeficientes asociados a Y_{t-s} y ε_t es el vector de errores o perturbaciones.

Es útil plantear este modelo cuando la serie temporal es estacionaria, esto quiere decir que su valor esperado y su varianza son constantes y no dependen de “t”. Implica, además, que las innovaciones no tienen persistencia eterna, sino que su efecto se va desvaneciendo a medida que pasan los periodos. Esta propiedad se puede comprobar haciendo la siguiente transformación:

$$y_t(1 - \varphi_1 L^1 - \varphi_2 L^2 - \dots - \varphi_p L^p) = y_t \Phi(L) = \varepsilon_t$$

Con L , definido como un operador tal que $L^s y_t = y_{t-s}$. La estacionariedad se cumple cuando el módulo de todas las raíces del polinomio $\Phi(L)$ son mayores que 1.

La cantidad de rezagos a incluir se puede determinar de varias maneras, en este trabajo se sigue el criterio de Akaike (AIC), que se calcula así: $AIC = T \log(|\Omega|) + 2k$, donde “k” es el número total de parámetros estimados, “T” es el total de momentos del tiempo y “ $|\Omega|$ ” es el determinante de la matriz de varianzas y covarianzas de los errores. Para valores más bajos, el modelo ajusta mejor a los datos.

	<i>Dependent variable:</i>								
	I_usa	I_chi	I_eur	I_bra	I_arg	X_uru	I_uru	dI_chi	dI_eur
z.lag.1	-0.12** (0.05)	-0.02 (0.06)	-0.12** (0.05)	-0.21*** (0.06)	-0.33*** (0.07)	-0.28*** (0.09)	-0.21*** (0.07)	-1.27*** (0.31)	-2.25*** (0.24)
z.diff.lag1	-0.27*** (0.09)	-0.24** (0.10)	-0.30*** (0.09)	-0.16 (0.08)	-0.09 (0.09)	-0.23** (0.10)	-0.19** (0.09)	0.00 (0.28)	0.84*** (0.19)
z.diff.lag2	-0.26*** (0.09)	-0.16 (0.10)	-0.28*** (0.08)	-0.21** (0.08)	0.21** (0.09)	-0.02 (0.10)	-0.06 (0.09)	-0.17 (0.24)	0.47*** (0.14)
z.diff.lag3	-0.25*** (0.09)	-0.06 (0.10)	-0.27*** (0.08)		0.13 (0.09)	0.09 (0.10)	-0.19** (0.08)	-0.25 (0.20)	0.12 (0.08)
z.diff.lag4	-0.07 (0.09)	0.03 (0.10)				0.12 (0.10)		-0.23 (0.14)	
z.diff.lag5	0.12 (0.08)	0.02 (0.10)				0.08 (0.10)		-0.23*** (0.09)	
z.diff.lag6		0.23** (0.09)				0.14 (0.10)			
z.diff.lag7						0.11 (0.10)			
z.diff.lag8						0.05 (0.10)			
z.diff.lag9						0.01 (0.10)			
z.diff.lag10						0.16 (0.10)			
z.diff.lag11						0.28*** (0.09)			
z.diff.lag12						-0.12 (0.09)			
(Intercept)			0.04 (0.05)						
τ	-2.253**	-0.389	-2.113	-3.215***	-4.638***	-3.188***	-3.018***	-4.052***	-9.408***
a_0			2.495						
R ²	0.23	0.12	0.22	0.19	0.22	0.36	0.20	0.63	0.68
Adj. R ²	0.19	0.08	0.20	0.17	0.19	0.30	0.18	0.61	0.67
Num. obs.	153	153	153	153	153	153	153	152	152
RMSE	0.57	0.52	0.58	0.71	0.69	0.69	0.72	0.52	0.59

Note:

p<0.05; *p<0.01

Cuadro A.1: Tests ADF de raíz unitaria. Estimación propia.

	Dependent variable:						
	I_usa	dI_chi	dI_eur	I_bra	I_arg	X_ururu	I_ururu
I_usa.l1	0.825*** (0.100)	-0.021 (0.077)	-0.025 (0.093)	0.062 (0.112)	0.211** (0.105)	0.065 (0.135)	0.092 (0.113)
dI_chi.l1	0.212** (0.105)	-0.410*** (0.081)	0.036 (0.097)	0.122 (0.117)	0.187* (0.110)	0.146 (0.142)	0.192 (0.119)
dI_eur.l1	-0.162* (0.091)	0.218*** (0.070)	-0.317*** (0.084)	-0.087 (0.101)	0.097 (0.095)	-0.102 (0.123)	0.416*** (0.103)
I_bra.l1	-0.040 (0.078)	0.055 (0.060)	-0.008 (0.073)	0.482*** (0.088)	0.190** (0.082)	-0.130 (0.106)	-0.060 (0.089)
I_arg.l1	0.011 (0.065)	0.050 (0.050)	0.009 (0.061)	-0.023 (0.073)	0.541*** (0.069)	0.158* (0.088)	-0.021 (0.074)
X_ururu.l1	-0.043 (0.062)	-0.086* (0.048)	-0.053 (0.058)	-0.053 (0.069)	-0.083 (0.065)	0.430*** (0.084)	0.051 (0.070)
I_ururu.l1	0.036 (0.077)	0.126** (0.059)	0.042 (0.071)	0.152* (0.086)	-0.131 (0.081)	0.014 (0.104)	0.348*** (0.087)
I_usa.l2	-0.090 (0.110)	-0.093 (0.085)	-0.051 (0.102)	-0.180 (0.123)	-0.151 (0.116)	-0.176 (0.149)	-0.051 (0.125)
dI_chi.l2	0.115 (0.116)	-0.344*** (0.090)	0.113 (0.108)	0.187 (0.130)	0.197 (0.123)	-0.487*** (0.158)	0.125 (0.132)
dI_eur.l2	0.024 (0.103)	0.302*** (0.079)	-0.141 (0.096)	0.143 (0.115)	0.079 (0.108)	0.102 (0.139)	0.088 (0.117)
I_bra.l2	-0.108 (0.082)	-0.147** (0.063)	-0.168** (0.077)	-0.035 (0.092)	-0.116 (0.087)	0.142 (0.111)	-0.067 (0.093)
I_arg.l2	-0.085 (0.077)	0.018 (0.059)	-0.099 (0.072)	0.008 (0.086)	0.224*** (0.081)	-0.064 (0.104)	0.108 (0.087)
X_ururu.l2	-0.102 (0.069)	0.059 (0.053)	0.103 (0.065)	0.059 (0.078)	-0.084 (0.073)	0.314*** (0.094)	-0.047 (0.079)
I_ururu.l2	-0.111 (0.074)	-0.014 (0.057)	0.039 (0.069)	-0.141* (0.083)	0.038 (0.078)	-0.002 (0.100)	0.193** (0.084)
I_usa.l3	0.160* (0.092)	0.045 (0.071)	0.026 (0.086)	0.020 (0.103)	0.103 (0.097)	0.060 (0.125)	0.150 (0.105)
dI_chi.l3	-0.085 (0.099)	-0.219*** (0.076)	-0.175* (0.092)	0.215* (0.110)	0.171 (0.104)	-0.440*** (0.134)	0.037 (0.112)
dI_eur.l3	-0.183** (0.090)	0.004 (0.069)	-0.269*** (0.084)	-0.090 (0.101)	-0.119 (0.095)	0.109 (0.122)	0.076 (0.102)
I_bra.l3	0.070 (0.074)	0.073 (0.057)	0.083 (0.069)	0.239*** (0.083)	-0.098 (0.078)	-0.151 (0.101)	0.320*** (0.085)
I_arg.l3	0.088 (0.089)	-0.074 (0.069)	0.093 (0.083)	0.057 (0.100)	-0.194** (0.094)	-0.097 (0.121)	-0.227** (0.101)
X_ururu.l3	0.136** (0.063)	0.028 (0.049)	-0.087 (0.059)	-0.153** (0.071)	0.031 (0.066)	0.084 (0.085)	-0.095 (0.072)
I_ururu.l3	0.112* (0.065)	0.048 (0.050)	0.00004 (0.061)	0.113 (0.073)	0.098 (0.069)	0.147 (0.088)	0.040 (0.074)
const	0.018 (0.042)	0.073** (0.033)	0.003 (0.040)	-0.042 (0.048)	-0.080* (0.045)	-0.027 (0.058)	-0.083* (0.048)
X03.2008	0.143 (0.523)	0.183 (0.404)	0.347 (0.488)	-0.190 (0.586)	3.031*** (0.551)	0.421 (0.709)	0.123 (0.595)
X06.2008	-0.257 (0.591)	0.628 (0.455)	-0.012 (0.550)	-0.122 (0.661)	2.454*** (0.622)	1.266 (0.800)	0.695 (0.672)
X09.2008	2.265*** (0.548)	0.789* (0.422)	0.793 (0.510)	1.691*** (0.613)	1.146** (0.577)	-1.275* (0.742)	3.289** (0.623)
X10.2008	0.048 (0.606)	-1.203** (0.467)	1.186** (0.564)	0.972 (0.678)	0.081 (0.638)	0.937 (0.821)	0.179 (0.689)
X12.2008	0.187 (0.566)	-0.109 (0.436)	0.037 (0.527)	1.088* (0.634)	2.201*** (0.596)	-2.085*** (0.767)	-0.476 (0.644)
X09.2011	-0.163 (0.545)	0.064 (0.420)	1.077** (0.508)	0.161 (0.610)	-0.967* (0.574)	1.541** (0.738)	-0.237 (0.620)
X03.2013	-0.446 (0.533)	-0.723* (0.411)	0.360 (0.496)	0.964 (0.596)	0.013 (0.561)	-0.923 (0.722)	1.114* (0.606)
X11.2013	-1.846*** (0.517)	-0.344 (0.399)	-0.468 (0.481)	-0.116 (0.578)	-0.144 (0.544)	-0.120 (0.700)	0.002 (0.588)
X11.2014	-0.373 (0.523)	-0.634 (0.403)	0.080 (0.487)	-0.291 (0.585)	2.212*** (0.551)	-0.160 (0.708)	0.002 (0.595)
X02.2015	-0.850 (0.579)	-0.403 (0.446)	-0.493 (0.539)	1.233* (0.648)	0.416 (0.609)	0.819 (0.784)	0.522 (0.658)
X09.2015	0.369 (0.544)	1.558*** (0.420)	0.671 (0.507)	2.023*** (0.609)	-0.030 (0.573)	0.894 (0.737)	-0.789 (0.619)
X05.2016	-0.219 (0.564)	-0.441 (0.434)	-0.024 (0.525)	-1.483** (0.631)	0.229 (0.593)	0.057 (0.763)	2.915*** (0.641)
X06.2016	2.157*** (0.605)	0.350 (0.467)	3.665*** (0.564)	0.135 (0.677)	1.201* (0.637)	1.813** (0.820)	1.495** (0.688)
X08.2016	-0.728 (0.639)	-2.647*** (0.493)	-3.046*** (0.595)	-1.357* (0.715)	-0.812 (0.673)	-1.298 (0.865)	0.580 (0.726)
X12.2016	-0.772 (0.556)	0.679 (0.429)	-0.726 (0.518)	1.090* (0.623)	-1.596*** (0.586)	0.100 (0.753)	-1.464** (0.633)
X03.2017	-0.351 (0.616)	-0.204 (0.475)	-0.086 (0.574)	2.700** (0.690)	0.153 (0.649)	1.141 (0.834)	1.135 (0.701)
X04.2017	0.687 (0.623)	-1.724*** (0.480)	0.259 (0.580)	1.745** (0.697)	0.056 (0.656)	1.064 (0.843)	0.482 (0.708)
X06.2017	0.014 (0.613)	-0.753 (0.473)	1.278** (0.571)	-1.536** (0.686)	0.577 (0.645)	-1.299 (0.830)	-1.344* (0.697)
X07.2017	0.131 (0.594)	-1.700*** (0.458)	-1.512*** (0.553)	0.218 (0.664)	1.029 (0.625)	0.240 (0.804)	-1.956*** (0.675)
X08.2018	-0.768 (0.546)	-0.041 (0.421)	-0.440 (0.509)	-0.949 (0.611)	-0.927 (0.575)	0.535 (0.739)	2.003*** (0.621)
X09.2018	-0.003 (0.583)	0.368 (0.449)	0.539 (0.543)	-0.710 (0.652)	3.497*** (0.613)	0.412 (0.789)	1.072 (0.662)
X12.2018	0.754 (0.617)	2.095*** (0.475)	0.622 (0.574)	0.310 (0.690)	-1.092* (0.649)	-0.472 (0.835)	1.414* (0.701)
Observations	163	163	163	163	163	163	163
R ²	0.821	0.631	0.641	0.785	0.805	0.681	0.776
Adjusted R ²	0.756	0.498	0.511	0.708	0.735	0.566	0.696
Residual Std. Error (df = 119)	0.488	0.376	0.454	0.546	0.513	0.660	0.555
F Statistic (df = 43; 119)	12.679***	4.739***	4.942***	10.118***	11.443***	5.917***	9.614***
Roots	0.9631	0.9288	0.8623	0.7811	0.7575	0.7575	0.7338
	0.7338	0.7335	0.7335	0.6825	0.6825	0.6148	0.6148
Log-lik	0.5517	0.5517	0.5207	0.5207	0.3862	0.3862	0.2216
							-607.985

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Cuadro A.2: Modelo VAR. Estimación propia.

Normalidad - JB			
Variable	Estadístico	df	p-valor
I_usa	6.363	2	0.042
I_chi	1.274	2	0.529
I_eur	2.833	2	0.243
I_bra	3.171	2	0.205
I_arg	6.950	2	0.031
X_uru	1.288	2	0.525
I_uru	4.054	2	0.132
Skewness	15.870	7	0.026
Kurtosis	4.480	7	0.723
JB	20.350	14	0.119

Heteroscedasticidad - Arch-LM			
Variable	Estadístico	df	p-valor
I_usa	19.997	16	0.220
I_chi	17.016	16	0.385
I_eur	15.771	16	0.469
I_bra	26.157	16	0.052
I_arg	25.880	16	0.056
X_uru	6.586	16	0.980
I_uru	18.438	16	0.299
Conjunta	3,949.81	3,920	0.366

Cuadro A.3: Tests de normalidad y heteroscedasticidad. Estimación propia.

Portmanteau			
Lag	Estadístico	df	p-valor
1	28.694	-98	-
2	48.217	-49	-
3	92.562	0	0
4	134.568	49	0
5	190.323	98	0
6	240.822	147	0
7	294.910	196	0
8	343.379	245	0
9	373.786	294	0.001
10	407.881	343	0.009
11	456.569	392	0.013
12	496.066	441	0.036
13	556.187	490	0.020
14	596.390	539	0.044
15	647.596	588	0.044
16	678.865	637	0.122
17	707.313	686	0.278
18	753.577	735	0.309
19	791.006	784	0.423
20	836.613	833	0.458
21	873.985	882	0.570
22	907.642	931	0.702
23	947.739	980	0.765
24	982.821	1,029	0.846

Edgerton and Shukur			
Lag	Estadístico	df	p-valor
1	1.248	49	0.127
2	1.042	98	0.380
3	1.107	147	0.207
4	1.018	196	0.430
5	1.003	245	0.483
6	1.059	294	0.288
7	1.158	343	0.072
8	1.138	392	0.099
9	1.096	441	0.183
10	0.992	490	0.533
11	0.975	539	0.598
12	0.980	588	0.579

Cuadro A.4: Tests de correlación serial. Estimación propia.

I_uru							
Periodos	I_usa	dI_chi	dI_eur	I_bra	I_arg	X_uru	I_uru
0	0.082	-0.119	-0.024	0.048	0.052	0.017	0.530
1	0.153	0.066	0.150	-0.013	0.006	0.039	0.184
2	0.078	0.025	0.046	-0.048	0.076	-0.023	0.187
3	0.155	0.028	0.104	0.091	-0.074	-0.046	0.123
4	0.092	-0.063	-0.023	0.060	-0.035	-0.065	0.144
5	0.106	0.025	0.025	0.027	-0.106	-0.023	0.074
6	0.095	0.011	-0.013	0.071	-0.030	-0.084	0.077
7	0.120	0.033	0.042	0.079	-0.058	-0.053	0.049
8	0.091	0.014	0.007	0.064	-0.018	-0.065	0.044
9	0.087	0.062	0.012	0.062	-0.030	-0.053	0.026
10	0.077	0.031	0.004	0.069	0.002	-0.073	0.034
11	0.078	0.047	0.025	0.057	-0.004	-0.060	0.021
12	0.066	0.044	0.010	0.054	0.008	-0.068	0.023
13	0.064	0.056	0.016	0.050	0.003	-0.065	0.020
14	0.056	0.040	0.015	0.046	0.011	-0.071	0.021
15	0.053	0.046	0.020	0.040	0.006	-0.065	0.016
16	0.047	0.042	0.013	0.039	0.008	-0.067	0.017
17	0.044	0.043	0.016	0.036	0.006	-0.064	0.015
18	0.040	0.037	0.015	0.034	0.008	-0.065	0.014
19	0.037	0.039	0.015	0.032	0.005	-0.061	0.011
20	0.034	0.036	0.013	0.031	0.006	-0.061	0.011
21	0.031	0.035	0.014	0.029	0.005	-0.058	0.009
22	0.028	0.033	0.013	0.027	0.006	-0.056	0.008
23	0.026	0.033	0.012	0.026	0.005	-0.054	0.007
24	0.023	0.031	0.011	0.025	0.006	-0.052	0.006
Total	1.763	0.675	0.538	1.036	-0.136	-1.296	1.671

X_uru							
Periodos	I_usa	dI_chi	dI_eur	I_bra	I_arg	X_uru	I_uru
0	-0.046	-0.054	-0.102	0.005	-0.051	0.647	0
1	0.001	0.017	-0.083	-0.066	0.056	0.278	0.007
2	-0.037	-0.157	0.008	0.030	0.023	0.312	-0.008
3	-0.060	-0.209	-0.036	-0.072	-0.004	0.272	0.055
4	-0.063	-0.079	-0.094	-0.069	-0.052	0.293	0.027
5	-0.036	-0.104	-0.065	-0.059	-0.010	0.205	0.060
6	-0.012	-0.133	0.013	-0.058	-0.028	0.205	0.029
7	-0.028	-0.119	-0.032	-0.069	-0.033	0.193	0.033
8	-0.024	-0.083	-0.051	-0.057	-0.053	0.184	0.027
9	-0.020	-0.111	-0.042	-0.053	-0.030	0.156	0.029
10	-0.009	-0.099	-0.019	-0.053	-0.036	0.156	0.013
11	-0.010	-0.084	-0.037	-0.045	-0.031	0.143	0.014
12	-0.005	-0.071	-0.034	-0.042	-0.033	0.135	0.011
13	-0.005	-0.079	-0.029	-0.043	-0.022	0.123	0.010
14	-0.002	-0.068	-0.024	-0.041	-0.023	0.119	0.006
15	-0.001	-0.063	-0.030	-0.037	-0.019	0.110	0.008
16	0.001	-0.058	-0.025	-0.037	-0.018	0.104	0.006
17	0.002	-0.057	-0.023	-0.037	-0.015	0.097	0.005
18	0.003	-0.052	-0.022	-0.035	-0.015	0.092	0.004
19	0.004	-0.050	-0.022	-0.034	-0.013	0.086	0.005
20	0.005	-0.047	-0.020	-0.033	-0.013	0.082	0.004
21	0.005	-0.045	-0.020	-0.032	-0.011	0.077	0.004
22	0.006	-0.042	-0.018	-0.030	-0.011	0.073	0.003
23	0.006	-0.040	-0.018	-0.029	-0.010	0.069	0.003
24	0.007	-0.038	-0.017	-0.028	-0.010	0.065	0.003
Total	-0.318	-1.925	-0.842	-1.024	-0.462	4.276	0.358

Cuadro A.5: Coeficientes IRF de I_uru y X_uru. Modelo original. Estimación propia.

I_uru							
Periodos	dI_chi	I_usa	dI_eur	I_bra	I_arg	X_uru	I_uru
0	-0.105	0.098	-0.024	0.048	0.052	0.017	0.530
1	0.088	0.142	0.150	-0.013	0.006	0.039	0.184
2	0.036	0.074	0.046	-0.048	0.076	-0.023	0.187
3	0.051	0.149	0.104	0.091	-0.074	-0.046	0.123
4	-0.049	0.100	-0.023	0.060	-0.035	-0.065	0.144
5	0.041	0.101	0.025	0.027	-0.106	-0.023	0.074
6	0.025	0.093	-0.013	0.071	-0.030	-0.084	0.077
7	0.050	0.114	0.042	0.079	-0.058	-0.053	0.049
8	0.027	0.088	0.007	0.064	-0.018	-0.065	0.044
9	0.074	0.077	0.012	0.062	-0.030	-0.053	0.026
10	0.042	0.072	0.004	0.069	0.002	-0.073	0.034
11	0.058	0.070	0.025	0.057	-0.004	-0.060	0.021
12	0.053	0.059	0.010	0.054	0.008	-0.068	0.023
13	0.065	0.055	0.016	0.050	0.003	-0.065	0.020
14	0.047	0.050	0.015	0.046	0.011	-0.071	0.021
15	0.053	0.045	0.020	0.040	0.006	-0.065	0.016
16	0.048	0.040	0.013	0.039	0.008	-0.067	0.017
17	0.049	0.038	0.016	0.036	0.006	-0.064	0.015
18	0.042	0.034	0.015	0.034	0.008	-0.065	0.014
19	0.044	0.031	0.015	0.032	0.005	-0.061	0.011
20	0.040	0.028	0.013	0.031	0.006	-0.061	0.011
21	0.039	0.026	0.014	0.029	0.005	-0.058	0.009
22	0.036	0.023	0.013	0.027	0.006	-0.056	0.008
23	0.036	0.021	0.012	0.026	0.005	-0.054	0.007
24	0.034	0.019	0.011	0.025	0.006	-0.052	0.006
Total	0.924	1.647	0.538	1.036	-0.136	-1.296	1.671

X_uru							
Periodos	dI_chi	I_usa	dI_eur	I_bra	I_arg	X_uru	I_uru
0	-0.060	-0.038	-0.102	0.005	-0.051	0.647	0
1	0.017	-0.001	-0.083	-0.066	0.056	0.278	0.007
2	-0.161	-0.013	0.008	0.030	0.023	0.312	-0.008
3	-0.216	-0.029	-0.036	-0.072	-0.004	0.272	0.055
4	-0.088	-0.050	-0.094	-0.069	-0.052	0.293	0.027
5	-0.109	-0.021	-0.065	-0.059	-0.010	0.205	0.060
6	-0.134	0.008	0.013	-0.058	-0.028	0.205	0.029
7	-0.122	-0.011	-0.032	-0.069	-0.033	0.193	0.033
8	-0.086	-0.011	-0.051	-0.057	-0.053	0.184	0.027
9	-0.113	-0.003	-0.042	-0.053	-0.030	0.156	0.029
10	-0.099	0.005	-0.019	-0.053	-0.036	0.156	0.013
11	-0.084	0.003	-0.037	-0.045	-0.031	0.143	0.014
12	-0.071	0.006	-0.034	-0.042	-0.033	0.135	0.011
13	-0.079	0.007	-0.029	-0.043	-0.022	0.123	0.010
14	-0.068	0.008	-0.024	-0.041	-0.023	0.119	0.006
15	-0.063	0.008	-0.030	-0.037	-0.019	0.110	0.008
16	-0.057	0.010	-0.025	-0.037	-0.018	0.104	0.006
17	-0.057	0.010	-0.023	-0.037	-0.015	0.097	0.005
18	-0.051	0.011	-0.022	-0.035	-0.015	0.092	0.004
19	-0.049	0.011	-0.022	-0.034	-0.013	0.086	0.005
20	-0.046	0.011	-0.020	-0.033	-0.013	0.082	0.004
21	-0.044	0.012	-0.020	-0.032	-0.011	0.077	0.004
22	-0.041	0.012	-0.018	-0.030	-0.011	0.073	0.003
23	-0.039	0.012	-0.018	-0.029	-0.010	0.069	0.003
24	-0.037	0.013	-0.017	-0.028	-0.010	0.065	0.003
Total	-1.957	-0.030	-0.842	-1.024	-0.462	4.276	0.358

Cuadro A.6: Coeficientes IRF de I_uru y X_uru. Modelo 2: Orden: China, EEUU, Europa. Estimación propia.

I_uru							
Períodos	dI_eur	I_usa	dI_chi	I_bra	I_arg	X_uru	I_uru
0	-0.017	0.099	-0.106	0.048	0.052	0.017	0.530
1	0.213	0.069	0.019	-0.013	0.006	0.039	0.184
2	0.080	0.049	0.010	-0.048	0.076	-0.023	0.187
3	0.164	0.094	-0.003	0.091	-0.074	-0.046	0.123
4	0.003	0.101	-0.053	0.060	-0.035	-0.065	0.144
5	0.074	0.082	0.017	0.027	-0.106	-0.023	0.074
6	0.033	0.090	0.014	0.071	-0.030	-0.084	0.077
7	0.096	0.087	0.019	0.079	-0.058	-0.053	0.049
8	0.048	0.077	0.011	0.064	-0.018	-0.065	0.044
9	0.064	0.066	0.056	0.062	-0.030	-0.053	0.026
10	0.045	0.064	0.029	0.069	0.002	-0.073	0.034
11	0.067	0.054	0.038	0.057	-0.004	-0.060	0.021
12	0.048	0.050	0.039	0.054	0.008	-0.068	0.023
13	0.057	0.044	0.049	0.050	0.003	-0.065	0.020
14	0.048	0.039	0.033	0.046	0.011	-0.071	0.021
15	0.052	0.034	0.038	0.040	0.006	-0.065	0.016
16	0.042	0.032	0.036	0.039	0.008	-0.067	0.017
17	0.045	0.028	0.036	0.036	0.006	-0.064	0.015
18	0.040	0.025	0.031	0.034	0.008	-0.065	0.014
19	0.040	0.022	0.033	0.032	0.005	-0.061	0.011
20	0.035	0.021	0.030	0.031	0.006	-0.061	0.011
21	0.035	0.018	0.030	0.029	0.005	-0.058	0.009
22	0.032	0.016	0.028	0.027	0.006	-0.056	0.008
23	0.031	0.014	0.028	0.026	0.005	-0.054	0.007
24	0.028	0.013	0.026	0.025	0.006	-0.052	0.006
Total	1.403	1.288	0.488	1.036	-0.136	-1.296	1.671

X_uru							
Períodos	dI_eur	I_usa	dI_chi	I_bra	I_arg	X_uru	I_uru
0	-0.122	0.007	-0.021	0.005	-0.051	0.647	0
1	-0.067	0.033	0.040	-0.066	0.056	0.278	0.007
2	-0.051	-0.016	-0.152	0.030	0.023	0.312	-0.008
3	-0.112	-0.013	-0.189	-0.072	-0.004	0.272	0.055
4	-0.129	-0.008	-0.048	-0.069	-0.052	0.293	0.027
5	-0.100	0.007	-0.081	-0.059	-0.010	0.205	0.060
6	-0.029	0.001	-0.131	-0.058	-0.028	0.205	0.029
7	-0.071	0.003	-0.104	-0.069	-0.033	0.193	0.033
8	-0.076	0.010	-0.065	-0.057	-0.053	0.184	0.027
9	-0.074	0.013	-0.094	-0.053	-0.030	0.156	0.029
10	-0.047	0.012	-0.089	-0.053	-0.036	0.156	0.013
11	-0.058	0.017	-0.069	-0.045	-0.031	0.143	0.014
12	-0.050	0.019	-0.058	-0.042	-0.033	0.135	0.011
13	-0.048	0.017	-0.067	-0.043	-0.022	0.123	0.010
14	-0.040	0.017	-0.058	-0.041	-0.023	0.119	0.006
15	-0.043	0.019	-0.052	-0.037	-0.019	0.110	0.008
16	-0.037	0.019	-0.048	-0.037	-0.018	0.104	0.006
17	-0.035	0.018	-0.048	-0.037	-0.015	0.097	0.005
18	-0.031	0.018	-0.043	-0.035	-0.015	0.092	0.004
19	-0.031	0.019	-0.041	-0.034	-0.013	0.086	0.005
20	-0.028	0.018	-0.039	-0.033	-0.013	0.082	0.004
21	-0.027	0.018	-0.037	-0.032	-0.011	0.077	0.004
22	-0.024	0.018	-0.035	-0.030	-0.011	0.073	0.003
23	-0.024	0.018	-0.033	-0.029	-0.010	0.069	0.003
24	-0.022	0.018	-0.031	-0.028	-0.010	0.065	0.003
Total	-1.376	0.302	-1.593	-1.024	-0.462	4.276	0.358

Cuadro A.7: Coeficientes IRF de I_uru y X_uru. Modelo 3: Orden: Europa, EEUU, China. Estimación propia.

I_uru							
Períodos	I_usa	dI_chi	dI_eur	I_bra	I_arg	I_uru	X_uru
0	0.082	-0.119	-0.024	0.048	0.052	0.530	0
1	0.153	0.066	0.150	-0.013	0.006	0.186	0.033
2	0.078	0.025	0.046	-0.048	0.076	0.187	-0.029
3	0.155	0.028	0.104	0.091	-0.074	0.121	-0.050
4	0.092	-0.063	-0.023	0.060	-0.035	0.142	-0.070
5	0.106	0.025	0.025	0.027	-0.106	0.073	-0.025
6	0.095	0.011	-0.013	0.071	-0.030	0.074	-0.087
7	0.120	0.033	0.042	0.079	-0.058	0.047	-0.054
8	0.091	0.014	0.007	0.064	-0.018	0.042	-0.067
9	0.087	0.062	0.012	0.062	-0.030	0.024	-0.053
10	0.077	0.031	0.004	0.069	0.002	0.032	-0.074
11	0.078	0.047	0.025	0.057	-0.004	0.019	-0.060
12	0.066	0.044	0.010	0.054	0.008	0.021	-0.069
13	0.064	0.056	0.016	0.050	0.003	0.017	-0.066
14	0.056	0.040	0.015	0.046	0.011	0.019	-0.071
15	0.053	0.046	0.020	0.040	0.006	0.014	-0.065
16	0.047	0.042	0.013	0.039	0.008	0.015	-0.068
17	0.044	0.043	0.016	0.036	0.006	0.013	-0.065
18	0.040	0.037	0.015	0.034	0.008	0.012	-0.065
19	0.037	0.039	0.015	0.032	0.005	0.009	-0.062
20	0.034	0.036	0.013	0.031	0.006	0.009	-0.061
21	0.031	0.035	0.014	0.029	0.005	0.007	-0.058
22	0.028	0.033	0.013	0.027	0.006	0.006	-0.056
23	0.026	0.033	0.012	0.026	0.005	0.005	-0.054
24	0.023	0.031	0.011	0.025	0.006	0.004	-0.052
Total	1.763	0.675	0.538	1.036	-0.136	1.628	-1.348

X_uru							
Períodos	I_usa	dI_chi	dI_eur	I_bra	I_arg	I_uru	X_uru
0	-0.046	-0.054	-0.102	0.005	-0.051	0.021	0.646
1	0.001	0.017	-0.083	-0.066	0.056	0.016	0.278
2	-0.037	-0.157	0.008	0.030	0.023	0.002	0.312
3	-0.060	-0.209	-0.036	-0.072	-0.004	0.063	0.271
4	-0.063	-0.079	-0.094	-0.069	-0.052	0.037	0.292
5	-0.036	-0.104	-0.065	-0.059	-0.010	0.066	0.203
6	-0.012	-0.133	0.013	-0.058	-0.028	0.036	0.204
7	-0.028	-0.119	-0.032	-0.069	-0.033	0.039	0.192
8	-0.024	-0.083	-0.051	-0.057	-0.053	0.033	0.183
9	-0.020	-0.111	-0.042	-0.053	-0.030	0.034	0.155
10	-0.009	-0.099	-0.019	-0.053	-0.036	0.018	0.156
11	-0.010	-0.084	-0.037	-0.045	-0.031	0.019	0.142
12	-0.005	-0.071	-0.034	-0.042	-0.033	0.016	0.135
13	-0.005	-0.079	-0.029	-0.043	-0.022	0.014	0.122
14	-0.002	-0.068	-0.024	-0.041	-0.023	0.010	0.119
15	-0.001	-0.063	-0.030	-0.037	-0.019	0.011	0.110
16	0.001	-0.058	-0.025	-0.037	-0.018	0.009	0.104
17	0.002	-0.057	-0.023	-0.037	-0.015	0.009	0.096
18	0.003	-0.052	-0.022	-0.035	-0.015	0.007	0.092
19	0.004	-0.050	-0.022	-0.034	-0.013	0.008	0.086
20	0.005	-0.047	-0.020	-0.033	-0.013	0.007	0.081
21	0.005	-0.045	-0.020	-0.032	-0.011	0.006	0.076
22	0.006	-0.042	-0.018	-0.030	-0.011	0.006	0.073
23	0.006	-0.040	-0.018	-0.029	-0.010	0.006	0.069
24	0.007	-0.038	-0.017	-0.028	-0.010	0.005	0.065
Total	-0.318	-1.925	-0.842	-1.024	-0.462	0.498	4.262

Cuadro A.8: Coeficientes IRF de I_uru y X_uru. Modelo 4: Incertidumbre y Exportaciones uruguayas intercambiadas. Estimación propia.