



Universidad de
San Andrés

Departamento de Economía
Maestría en Economía

Tesis

Reservas, deuda externa y precio de commodities:
Pronósticos para el caso Argentino.

Alumno: Nicolás Fernández Lavalle¹

D.N.I. 36.762.595

Mentora: Magdalena Cornejo

Buenos Aires
Febrero de 2019

¹Licenciado en Economía por la Universidad de Buenos Aires (UBA). Estudiante de la Maestría en Economía de la Universidad de San Andrés (UdeSA).

Tesis Maestría en Economía de Nicolás Agustín Fernández Lavalle

“Título: Reservas, deuda externa y precio de commodities: Pronósticos para el caso Argentino”

Resumen:

Este trabajo evalúa la capacidad de pronóstico de diferentes modelos de series temporales propuestos para estimar la evolución de la serie trimestral de reservas internacionales argentinas en el período 1996-2018. Los diferentes modelos de pronósticos incluyen: un modelo ARMA univariado, un modelo VAR estacionario, un modelo VEC y un mecanismo naive de pronóstico que fue utilizado como *benchmark*. En particular, este trabajo busca evaluar si los modelos basados en fundamentos económicos (ya sea un VAR o un VEC) contribuyen a mejorar los pronósticos sobre la evolución futura del stock de reservas internacionales en Argentina.

Los resultados indican que el modelo univariado es el más efectivo para pronosticar los niveles de reservas internacionales cuando el horizonte temporal es un trimestre. Cuando el horizonte temporal se extiende a cuatro trimestres, el modelo VEC también muestra ganancias en términos de pronósticos de acuerdo al criterio de evaluación que se utiliza.

Los distintos modelos de pronósticos desarrollados no mostraron sesgos sistemáticos a lo largo del período de evaluación, aunque se encontró un sesgo significativo durante el primer trimestre de 2017, momento en el que cayeron abruptamente las reservas desde el proceso de recuperación que venían experimentando desde comienzo de 2016.

Palabras Clave: Reservas, Commodities, VEC, Pronósticos

Title: “International reserves, external debt and commodities prices: Forecasts for Argentina”

Summary:

This paper evaluates the forecasting capacity of different time series models proposed to estimate the evolution of the quarterly series of Argentine international reserves in the period 1996-2018. Different forecast models include: a univariate ARMA model, a stationary VAR model, a VEC model and a naive forecast mechanism that was used as *textit benchmark*. In particular, this work seeks to assess whether models based on economic fundamentals (either a VAR or a VEC) contribute to improving forecasts on the future evolution of the stock of international reserves in Argentina.

The results indicate that the univariate model is the most effective for forecasting international reserve levels when the time horizon is one quarter. When the time horizon is extended to four quarters, the VEC model also shows gains in terms of forecasts according to the evaluation criteria used.

The different forecast models developed did not show systematic biases during the evaluation period, although a significant bias was found during the first quarter of 2017, at which time the reserves since the recovery process they had been experiencing since the beginning of the 2016.

Keywords: Reserves, Commodities, VEC, forecasts,

Códigos JEL: C22, F37, F47

Resumen

La acumulación de reservas internacionales es un tema conflictivo y de actual relevancia para la República Argentina por su alta incidencia en las cuestiones cambiarias. La volatilidad de la economía Argentina frecuentemente encuentra varias respuestas en el sector externo, particularmente en el comportamiento de las reservas internacionales.

Este trabajo evalúa la capacidad de pronóstico de diferentes modelos de series temporales propuestos para estimar la evolución de la serie trimestral de reservas internacionales argentinas en el período 1996-2018. Los diferentes modelos de pronósticos incluyen: un modelo ARMA univariado, un modelo VAR estacionario, un modelo VEC y un mecanismo naive de pronóstico que fue utilizado como *benchmark*. En particular, este trabajo busca evaluar si los modelos basados en fundamentos económicos (ya sea un VAR o un VEC) contribuyen a mejorar los pronósticos sobre la evolución futura del stock de reservas internacionales en Argentina.

Para ello se definió una ventana de estimación durante el período 1996Q1-2012Q1 (52 observaciones) y se evaluó el desempeño medio de los distintos modelos a partir de pronósticos a 1 y 4 pasos adelante durante el período 2002Q2-2018Q1 (28 observaciones). Dada la inestabilidad económica que caracterizó al período de análisis considerado, se evalúa empíricamente si existen sesgos sistemático o variantes en el tiempo para cada una de las especificaciones.

Los resultados indican que el modelo univariado es el más efectivo para pronosticar los niveles de reservas internacionales cuando el horizonte temporal es un trimestre. Cuando el horizonte temporal se extiende a cuatro trimestres, el modelo VEC también muestra ganancias en términos de pronósticos de acuerdo al criterio de evaluación que se utiliza.

Los distintos modelos de pronósticos desarrollados no mostraron sesgos sistemáticos a lo largo del período de evaluación, aunque se encontró un sesgo significativo durante el primer trimestre de 2017, momento en el que cayeron abruptamente las reservas desde el proceso de recuperación que venían experimentando desde comienzo de 2016.

Índice

1. Introducción	6
2. Revisión de Literatura	7
2.1. El rol de las reservas internacionales	7
2.2. El caso Argentino	10
3. Datos	11
3.1. Pruebas de raíz unitaria bajo quiebres estructurales	15
4. Especificación de los modelos de pronóstico	16
4.1. Random Walk	17
4.2. Modelo univariado	18
4.3. Modelo VAR	18
4.4. Modelo VEC	20
5. Resultados	23
5.1. Estimaciones de los modelos de pronósticos	23
6. Evaluación de Pronósticos	25
6.1. Representación gráfica de los pronósticos	25
6.2. Comparación de pronósticos	29
6.3. Sesgos en pronósticos	29
7. Conclusiones	32
A. Anexo	37
A.1. Test de Normalidad de los residuos	37
A.2. Proceso Ruido Blanco Estacionario	37
A.3. P-Valores del Test Q de Ljung-Box	37
A.4. P-valores para los test de supuestos de OLS	37
A.5. Prueba de Raíz Unitaria con quiebres estructurales	37
A.6. Funciones de Autocorrelación Simple y Parcial	38
A.7. Test de Diebold-Mariano (1995)	38
A.7.1. Resultados	39

Índice de figuras

1.	Reservas, PBI, deuda externa e IPMP en logaritmos, 1996-2018.	14
2.	Pronóstico del modelo Random Walk para $h = 1$ y $h = 4$	26
3.	Pronóstico del modelo ARMA (1,3) para $h = 1$ y $h = 4$	26
4.	Pronóstico del modelo VAR(2) para $h = 1$ y $h = 4$	26
5.	Pronóstico del modelo VEC para $h = 1$ y $h = 4$	27
6.	Pronósticos $h = 1$	28
7.	Pronósticos $h = 4$	28
8.	FAS y FAP de $\Delta lres$	38

Índice de tablas

1.	Descripción de las variables y sus fuentes	14
2.	Pruebas de raíz unitaria	15
3.	Pruebas de raíz unitaria con quiebres estructurales	17
4.	Criterio de selección de longitud de rezagos.	19
5.	Prueba de traza	21
6.	Coefficientes de ajuste estimados	23
7.	Estimación de los modelos de pronósticos, 1996Q1-2012Q1.	24
8.	Evaluación de pronósticos	29
9.	Evaluación de sesgos de pronósticos	31

Universidad de
San Andrés

1. Introducción

El estudio del comportamiento de las reservas en Argentina tiene una extrema importancia en la actualidad. Los desequilibrios macroeconómicos que ha sufrido el país durante su historia podrían ser reflejados solamente mediante la observación del comportamiento de esta variable. Los intentos de corrección estos desequilibrios han resultado en bruscos movimientos cambiarios. Los problemas estructurales de la economía argentina ligan íntimamente los agotamientos internos con los desequilibrios externos. En este sentido, una variable que se destaca por su importancia en todos los períodos es la acumulación de reservas internacionales. Los gobiernos argentinos suelen llegar al final de sus mandatos inmersos en crisis externas, usualmente caracterizadas por desajustes comerciales y una fuga acelerada de divisas. Durante la década del 2010, Argentina tuvo un primer período de brusca caída de reservas internacionales, mientras que tuvo un segundo período de recuperación de las mismas. Sin embargo, la composición de las reservas también comprende importancia para analizar su solidez a la hora de enfrentar turbulencias financieras.

Estas cuestiones se han tratado en diversos estudios, los cuales trataron el tema bajo diferentes hipótesis. Esta tesis se propone dos objetivos principales. Por un lado, contribuir a la literatura empírica a partir del desarrollo de modelos econométrico que buscan encontrar cuáles son los desencadenantes de la fuga (o acumulación) de reservas internacionales. Por otro lado, realizar un ejercicio de pronóstico para evaluar la capacidad predictiva de los distintos modelos estimados.

No obstante, resulta necesario aclarar que este trabajo no intenta dar cuenta de los determinantes de las crisis económicas del país. En particular, se busca mostrar que el comportamiento de largo plazo de las reservas internacionales tiene íntima relación con el nivel de deuda externa, el nivel de producto bruto interno (PBI) y el precio internacional de los *commodities*. En el corto plazo, por su parte, el tipo de cambio nominal tiene una importancia adicional que debe ser tenida en cuenta. Se intentará demostrar esto mediante la presentación de algunos modelos de series temporales que aporten soporte estadístico a la hipótesis. Luego, se utilizarán los modelos desarrollados para pronosticar la variable de interés y lograr entender que tan preciso son los diferentes modelos estimador para pronosticar el nivel de reservas internacionales.

Actualmente, no hay trabajos que utilicen la metodología de series temporales para estudiar los determinantes de las reservas Argentinas en el largo plazo, que permitan generar pronósticos acertados. En este sentido, esta tesis es un aporte a la literatura ya que aportará un modelo de pronóstico sobre una variable relevante. Es de extrema importancia documentar cuales fueron los motivos por los cuales esta variable ha tenido una volatilidad inusual, y entender como se determina su comportamiento, a efectos de generar políticas que permitan suavizar su movimiento y acoplarlo para generar una mejor eficiencia económica.

En un primer lugar, el trabajo comenzará con una revisión de literatura. En la misma se tratará el rol de las reservas internacionales en la historia monetaria con un breve comentario sobre el caso argentino. En particular, se repasará la evidencia empírica y teórica con la que se ha trabajado este tema. En la sección 3 se describen las series y variables con las que se trabajará. En la sección 4 se presentan los modelos desarrollados para estudiar el caso. La sección 5 permite la discusión de los resultados para abordar la evaluación de los pronósticos en la sección 6. Por último, en la sección 7 se expondrán las principales conclusiones.

2. Revisión de Literatura

2.1. El rol de las reservas internacionales

Es un consenso en la ciencia económica que el hecho de tener altos niveles de reservas internacionales es beneficioso para un país y, en particular, para su autoridad monetaria. Las reservas internacionales son un indicador de solvencia que sirve como garantía del pago de los compromisos a afrontar por una nación (Tosoni, 2009).

Heller (1966) introdujo primeramente el concepto de motivos precautorios para acumular reservas internacionales mediante un modelo que cuantifica los costos de ajuste de balance y la posibilidad que brindan las reservas internacionales para suavizar los *shocks* externos.

Miller & Orr (1966) aportaron un enfoque diferente, extendido posteriormente por Frenkel & Jovanovic (1981), con modelos estocásticos que tratan a las reservas como variable para acomodar las fluctuaciones de las transacciones externas. Trabajan en la línea del nivel óptimo de reservas como función de los costos de ajuste, del costo de oportunidad de tener reservas internacionales y la volatilidad del movimiento de las reservas. Modelos posteriores incrementan la precisión de las estimaciones, como el de Flood & Marion (2002). Todos estos modelos destacan la relevancia del estado de la balanza comercial y del PBI como determinantes de las reservas internacionales. En particular, Flood & Marion (2002) señalan que la volatilidad de los pagos externos son una variable robusta que determina las reservas internacionales. A su vez, Aizenmann & Marion (2002) encuentran que la volatilidad de los términos de intercambio son significativos para explicar las reservas (al utilizar esta variable como proxy de la volatilidad de los pagos externos) cuando la misma está interactuando con una medida de apertura. Esto da el indicio de que el precio de las materias primas en países con alta sensibilidad a estos productos es relevante.

Ben-Bassat & Gottlieb (1992) introducen un modelo precautorio donde introducen un concepto novedoso al momento: la fuga de reservas puede aumentar la probabilidad de default en la deuda externa, con sus consecuentes costos en el producto. El costo de default se incorpora al costo de oportunidad de tener reservas internacionales.

Jeanne & Ranciere (2006) aportan un motivo para la acumulación de reservas mediante un modelo que contempla los beneficios de tener reservas al momento de un *Sudden Stop*, para contener la absorción interna del shock, volviendo a marcar la relación reservas-PBI. La econometría utilizada se compone de un modelo Probit con mayores precisiones que sus antecesores. El costo del *Sudden Stop* es medido mediante la diferencia promedio del producto en tiempos de *Sudden Stop* y el producto en tiempos normales. Ruiz-Arranz & Zavadjil (2008) extienden esta idea a un modelo *cross section* donde los países asiáticos muestran niveles de reservas óptimos mayores a los europeos por diferentes externalidades, comprobando de manera indirecta la relación.

Bolton et.al. (2007) introduce a las reservas internacionales como uno de los determinantes de la probabilidad de crisis, pero no encuentra evidencia suficiente para que también afecte la probabilidad de un *Sudden Stop*.

Calvo et. al. (2012) realizan un trabajo donde busca el nivel óptimo de reservas mediante un modelo estadístico que trabaja con incrementos en la probabilidad de un *Sudden Stop* inversamente relacionado al nivel de reservas, mediante el los efectos de hoja de balance en los pasivos dolarizados. Estos autores no encuentran un motivo o externalidad positiva por el cual los banqueros centrales deban hacer políticas de acumulación de reservas.

Silva Jr. & Da Silva (2004) presentan un modelo de series temporales aplicados al caso brasileño, intentando diferenciarse de los modelos que intentan encontrar niveles óptimos de reservas. Su trabajo se centra en buscar diferencias entre la forma de acumulación de reservas en diferentes regímenes de tipo de cambio: fijo y flotante. Aportan a la literatura en la misma línea que este trabajo intenta hacerlo, ya que la mayoría de los análisis son *cross section* y no hay estudios de series temporales aplicados a casos particulares. Los autores encuentran diferencias en el nivel óptimo de reservas para el caso brasileño entre los momentos de tipo de cambio fijo y tipo de cambio flotante. Obtienen muy buenos resultados mediante una especificación GARCH para modelizar la volatilidad en el cambio en las reservas, pensado como una medida para entender el costo de ajuste en las reservas. Incluyeron también el spread del *C-Bond* contra los *US Treasury bonds* como una medida del riesgo país, como indicador del costo de oportunidad de tener reservas. Este riesgo país incrementa el costo de oportunidad de tener reservas cuando es bajo, pero incrementa la volatilidad de las mismas, o sea su costo de ajuste.

El rol de las reservas sufrió abruptas modificaciones durante el siglo pasado. Durante la época del patrón oro, su función principal fue la de ser respaldo de la emisión del sistema monetario de cada país, otorgando de esa manera credibilidad a las monedas nacionales. Sin embargo, luego de Bretton Woods, la asociación lineal entre las reservas y las monedas nacionales se rompió. Por ello, comenzaron a funcionar como variable de ajuste para suavizar *shocks* externos en el contexto global (Redrado, et. al., 2006). Luego de la Segunda Guerra Mundial, el mundo evidenció una mayor necesidad de liquidez global

que acompañe la rápida expansión del comercio y de la producción. Hacia 1945, Estados Unidos poseía el 70% de las reservas internacionales de oro (Redrado, et. al., 2006). De esta manera, este país era el único que contaba con el poder de fijar el valor de su moneda al del oro. Fue así como el dólar americano se estableció como moneda de referencia². Los bancos centrales de los diferentes países comenzaron a asegurar la estabilidad del tipo de cambio nominal mediante la intervención monetaria con moneda americana. El dólar se erigió entonces como una moneda de intervención, como fuente de liquidez y como el activo de reserva básico del sistema monetario internacional (Redrado, et. al., 2006).

En este contexto, es también relevante mencionar la discusión sobre cual es el determinante de la oferta de liquidez mundial. Triffin (1960) plantea que el factor exógeno que funciona como principal palanca de liquidez es el balance de pagos norteamericano. Esta idea clásica es la más aceptada en la literatura y sostiene que un déficit en el balance de pagos de los Estados Unidos genera expansión de la liquidez global. Por el contrario, hay autores que afirman que los deseos de acumulación de reservas del resto del mundo son los factores más importantes en esta ecuación, y que el déficit estadounidense es simplemente la variable residual (Johnson, 1964) (Kindleberger, 1969). Williamson (1973), en línea con Johnson & Kindleberger acepta una teoría “del lado de la demanda” sobre la liquidez internacional, tomando como dado el hecho de que un intento de Estados Unidos por reducir su propio déficit sería inmediatamente contrarrestado por el resto de los países vía políticas de ajuste, generando así una menor tasa de acumulación. En esta idea, Estados Unidos no tendría control sobre su propio déficit y estaría sujeto a las volatilidades internacionales. Triffin (1960) advierte sobre esta problemática, asociándola a una inconsistencia dinámica en el propio régimen. El creciente déficit de Estados Unidos podría llevar a solamente dos equilibrios; uno donde el déficit se contrae abruptamente, frenando la creación de nueva liquidez, y otro donde el déficit se mantiene y el ratio reservas/oro de Estados Unidos se deterioraría, afectando negativamente el poder del dólar como reserva de valor. Esto llevaría a una corrida contra el oro. Esta corrida fue efectiva, principalmente por parte de Francia, Suiza, Alemania e Italia³ (Redrado, et. al., 2006).

Luego de 1973 y el abandono del régimen de Bretton Woods, comenzó la época de la flotación de monedas. Se eliminaron las restricciones a los movimientos de capitales y los países eran libres de establecer su propio régimen cambiario. Sin embargo, el dólar mantuvo una posición importante como patrón monetario global (precios de *commodities*, flujos financieros) y como reserva de valor. Ni siquiera la introducción del euro hacia finales del milenio puso en jaque su rol. En esencia, el respaldo del dólar en régimen actual está dado por la capacidad de los contribuyentes americanos para responder a sus obligaciones, y no habría motivo para que el dólar pierda su supremacía global mientras que sus valores macroeconómicos fundamentales se mantengan alineados (Eichengreen, 2005).

²El valor establecido fue de 35 U\$S por onza de oro.

³El ratio de cobertura pasó de ser 7,14 en 1949 a 0,95 en 1965.

La historia económica monetaria fue testigo de un abrupto incremento en las reservas internacionales mundiales a partir de los años 2000⁴. El fenómeno se explica principalmente por la acumulación de moneda estadounidense que llevó a cabo China, quien pasó de tener el 3% de las reservas mundiales en el 2000 al 56,7% en 2017. Por su parte, el resto del mundo incrementó su tenencia de reservas en términos porcentuales. Europa pasó de tener un 1,1% de las reservas mundiales en el año 2000 a tener un 12,5% en 2017, fenómeno similar a la región de Latinoamérica y el Caribe que pasó de tener un 2% en 2000 a un 12,8% en 2017, reduciendo la tenencia de dolares americanos en poder de los Estados Unidos.

Un enfoque más moderno del estudio de la acumulación de reservas internacionales es el presentado por Dooley & Garber (2005). El punto de debate para estos autores es encontrar por que la periferia acumula activos del centro (Dooley, et. al., 2003). Plantean entonces un modelo donde encuentran que la periferia mantiene este proceso de acumulación por ciertas externalidades positivas que no quieren arriesgar en caso de, potencialmente, abandonar el régimen (potencial apreciación cambiaria, inestabilidad). Ellos sitúan esta nueva periferia principalmente en los países asiáticos, que siguieron una estrategia de crecimiento liderado por las exportaciones, y un centro en Estados Unidos. Por estos motivos no habría incentivos claros para diversificar el stock de reservas que acumulan en bonos del tesoro americano (Dooley, et. al., 2005).

Para Urrutia & Ramirez (1992), de acuerdo con sus análisis de los movimientos del FMI, el mecanismo más importante que tienen los gobiernos para afectar las reservas internacionales es el crédito doméstico. Desde un punto de vista monetario, los autores plantean que los billetes en circulación son iguales a la suma del crédito doméstico y las reservas internacionales. Sin embargo, mientras que sus hallazgos no son concluyentes, aparentemente existe una causalidad entre crédito doméstico y reservas, la cual indicaría que un aumento de las reservas internacionales las autoridades monetarias reducirían el crédito para controlar M1.

2.2. El caso Argentino

En cuanto al análisis regional, Turner & Moreno (2004), desarrollan un concepto que denominan “batalla por las reservas” en el cual argumentan que los países de una misma región no desean tener menor reservas que sus vecinos debido a que su calificación crediticia y consecuentemente el flujo de capitales hacia ellos podría verse afectado negativamente.

Redrado et. al. (2006) realiza un extenso trabajo que documenta gran cantidad de información relevante con respecto a la acumulación de reservas. El mismo tiene un capítulo específico dedicado al caso argentino. Redrado et. al. (2006) se enfoca en un modelo de

⁴De acuerdo a la información publicada por el Banco Mundial, en el año 2000, el total de reservas acumuladas, incluyendo Oro, medida en USD constantes alcanzaba los 2 billones de dolares. La misma cifra en el año 2017 arroja 11,4 billones de dolares. En 17 años el número se incrementó 5 veces y media.

regresión en paneles no balanceados con datos anuales hasta 2003, buscando los determinantes de la demanda de reservas como modelo general a nivel internacional. Ellos encuentran que los determinantes más importantes de la demanda de reservas internacionales son el coeficiente de inercia, asociado a que las decisiones de acumulación de reservas no son procesos que cambien abruptamente, la Imitación Regional, “que los autores asocian a un juego estratégico donde ninguno de los vecinos desea perder terreno en materia de acumulación de reservas por los beneficios que ello reporta” (Redrado et. al., 2006). Los autores también encuentran significativa en su regresión la variable asociada al PIB per cápita, lo que asocian a que los mayores ratios de reservas se asocian con países en estado intermedio de desarrollo. Mientras que el estudio llevado a cabo por Redrado et. al. (2006) aporta información relevante, el presente trabajo tendrá un foco específico sobre el comportamiento en Argentina intentando analizar el stock de reservas en medio de las particularidades del país latinoamericano, sin entrar en comparaciones con el resto de los países de la región. El trabajo de Redrado et. al. (2006) no hace particular hincapié en la inyección de liquidez como causa de la correlación entre el stock de reservas y la “imitación regional”. Si bien la “batalla por las reservas” es una hipótesis válida, habría que evidenciar que la “imitación regional” se desprende de dicha batalla y no de un incremento del flujo hacia una zona con bajos stocks relativos.

Los modelos estadísticos y econométricos de series temporales han logrado un poder predictivo elevado. En el trabajo se presentarán modelos de índole estadístico, como los casos univariados, y modelos econométricos más complejos con fundamentos económicos. La importancia de estos últimos no solamente radica en la capacidad de ajuste en sus predicciones, sino en la potestad que otorgan de comprender el fenómeno, más allá de replicarlo. Esto puede ampliar la capacidad de entendimiento de la problemática y permitir tomar mejores decisiones de política. Para el análisis de estos modelos se utilizarán también variables exógenas elegidas a partir de la hipótesis a testear y siguiendo la línea de la revisión de literatura de la presente sección.

3. Datos

De acuerdo a la revisión de literatura presentada en la sección anterior, la elección de las variables para fundamentar el modelo resulta de crucial importancia. Aizenmann (2004) encuentra evidencia empírica de que, en Corea del Sur, los determinantes de las reservas son el Nivel de PBI Real, el ratio importaciones/PBI, la volatilidad de las exportaciones, el ratio deuda de corto plazo/PBI y la tenencia de activos extranjeros, todos impactando de forma positiva. Llevado al caso de Argentina, lo que el autor encuentra es que el PBI, la deuda y la balanza comercial son los principales determinantes del stock de reservas internacionales. Aizenmann et. al. (2004) desarrollan la hipótesis de demanda

precautoria de reservas, aplicable al caso coreano. Mediante un modelo de dos períodos, la acumulación de reservas se determina por el “*costo del default*”. Esta interpretación pierde utilidad para estudiar el caso Argentino, que en gran parte del período bajo estudio mantuvo una relación conflictiva con los mercados financieros internacionales e, incluso, tuvo períodos en default. Soto et. al. (2004) trabajan con una estimación de datos de panel con efectos fijos buscando encontrar los motivos por los que una economía como la chilena demanda reservas, hallando las siguientes variables como determinantes: Importaciones, M2, PBI, deuda total y deuda externa de corto plazo, siendo M2 y las importaciones las más relevantes. También estiman el impacto de la volatilidad de los términos de intercambio sobre el nivel de reservas, pero no encuentran una relación significativa, a diferencia de Aizenmann & Marion (2003). Los autores encuentran además que, para el caso chileno, el nivel de reservas internacionales tiene relación directa con la probabilidad de crisis (nivel de PBI) y con los spreads soberanos.

De esta manera, en este trabajo, se busca dar fundamento empírico a la hipótesis de que el nivel de deuda externa, el nivel de PBI y el precio de los *commodities* son los determinantes principales del comportamiento de largo plazo de las reservas. Siguiendo los hallazgos de Aizenmann et. al. (2004), el PBI es un determinante robusto de las reservas internacionales. Su función en el comportamiento de las variables se debe, naturalmente, a que un mayor nivel de actividad económica suele asociarse a niveles de producción también más altos. Esto debiera tener una correlación positiva con las cantidades exportables (Aizenmann & Marion, 2003), generando un incremento en el influjo de divisas, que engrasarían el stock de reservas. De todos modos, esta sería una mirada parcial, ya que el mayor nivel de actividad debería también relacionarse positivamente con las cantidades importadas, por lo cual el efecto neto quedaría para ser determinado. Entendiendo que la dinámica buscada es de largo plazo, una balanza comercial negativa no debería poder mantenerse en el tiempo, por lo que se espera que el efecto del PBI sea positivo en la acumulación de reservas internacionales. Lane y Burke (2001) encuentran, mediante un estudio *cross section* de países entre 1981 y 1995, que el nivel de apertura comercial de los países es la variable más importante para la formación de reservas internacionales. A su vez, encuentran una relación negativa entre la deuda en países en desarrollo y su nivel de reservas.

La deuda externa emerge como contrapartida de la balanza comercial, ya que en el caso de que la actividad vaya incrementando sin que la balanza comercial sea positiva, es el flujo de capitales el que está financiando la diferencia entre importaciones y exportaciones. De esta forma, un incremento de la deuda emitida por una nación, particularmente la Argentina, debiera tener un efecto positivo en el corto plazo debido al ingreso de capitales, el cual debiera ser sobrecompensado en el futuro por un egreso de capital e intereses. Se espera que el efecto neto de la deuda externa sea negativo sobre la acumulación de reservas. En la economía Argentina, principalmente exportadora de materias primas e importadora

de bienes intermedios, y altamente dependiente del factor exógeno que son los precios internacionales (Bastourre, et. al., 2010), es razonable pensar que un incremento en el precio de estos bienes tendría influencia en la acumulación de reservas internacionales, con una dirección a determinar por el efecto neto.

Esta relación de largo plazo marcaría el sendero por el cual se mueve la variación de las reservas internacionales del país. Por otro lado, hay variables que influyen en su comportamiento de corto plazo. En particular, en el modelo que presento, tanto el tipo de cambio nominal como el PBI de períodos previos deberían ser determinantes del corto plazo. Un mayor nivel de PBI en períodos anteriores estaría generando shocks positivos de expectativas, tanto en los inversores locales como en los internacionales. De cualquier manera, este shock se traduce como ingreso de capitales genuino en el país. El nivel de tipo de cambio nominal de varios períodos anteriores debería ser otro determinante del corto plazo. Las devaluaciones o apreciaciones cambiarias deberían estar correlacionadas positivamente con el nivel de reservas debido, entre otras cuestiones, a su influencia en el comercio exterior.

Para la realización del presente trabajo se utilizarán datos de frecuencia trimestral entre el I trimestre de 1996 y el I trimestre de 2018, contabilizando un total de 89 observaciones. Para realizar el ejercicio de pronóstico se utilizará una ventana “*In-sample*” entre 1996 I trimestre y 2012 I trimestre (52 observaciones). La ventana “*Out-of-Sample*” contendrá el resto de las 24 observaciones, entre 2012Q2 y 2018Q1.

El período de estudio tiene relevancia económica debido a su predominancia política. Durante fines de la década de los noventa las reservas internacionales mantenían un comportamiento constante. A medida que el gobierno de aquel entonces comenzó a perder las riendas de la economía y empezó a mostrar serios desajustes en el sector externo, la fuga de reservas se incrementó fuertemente hasta la crisis de 2001/02. La recuperación del período 2003-2009 está marcada por el boom del precio de los commodities, donde el gobierno gozó de buena salud macroeconómica y condiciones internacionales ampliamente favorables. El desgaste macroeconómico de aquel período se manifiesta fuertemente luego de 2010, comenzando con una clara degradación de la macroeconomía. En particular, las reservas internacionales, hacia el final del período 2010-2015 fue una variable monitoreada por la prensa local e internacional y un indicador claro de la situación macroeconómica del país. Durante ese período hubo una marcada fuga en las reservas internacionales, caracterizada por estrictos controles de capitales. El trabajo amplía la ventana de estudio, intentando entender los determinantes de esta variable, mediante la incorporación de datos previos a la etapa crítica y datos posteriores, donde ya hay una marcada recuperación. Luego de 2015, con la asunción de un nuevo gobierno en la Argentina que propuso políticas de liberalización económica, al menos en el sector externo, las reservas recuperaron un comportamiento más habitual, asociado con las fluctuaciones del mercado doméstico e internacional.

La serie de interés es una serie de reservas internacionales entre 1996 y 2018 obtenida del BCRA. Para sostener la hipótesis se estudiarán otras series relevantes en el mismo período: PBI, deuda externa, Índice de Precios de Materias Primas (IPMP) y la cuenta capital y financiera. El principal condicionante en materia de los datos obtenidos fue que la serie de PBI no figura mensualmente. El resto de las series aparecía con frecuencia mensual, por lo que fue necesario trimestralizarlas. Las variables se trabajarán en logaritmo para poder realizar el análisis en términos de tasas de crecimiento.

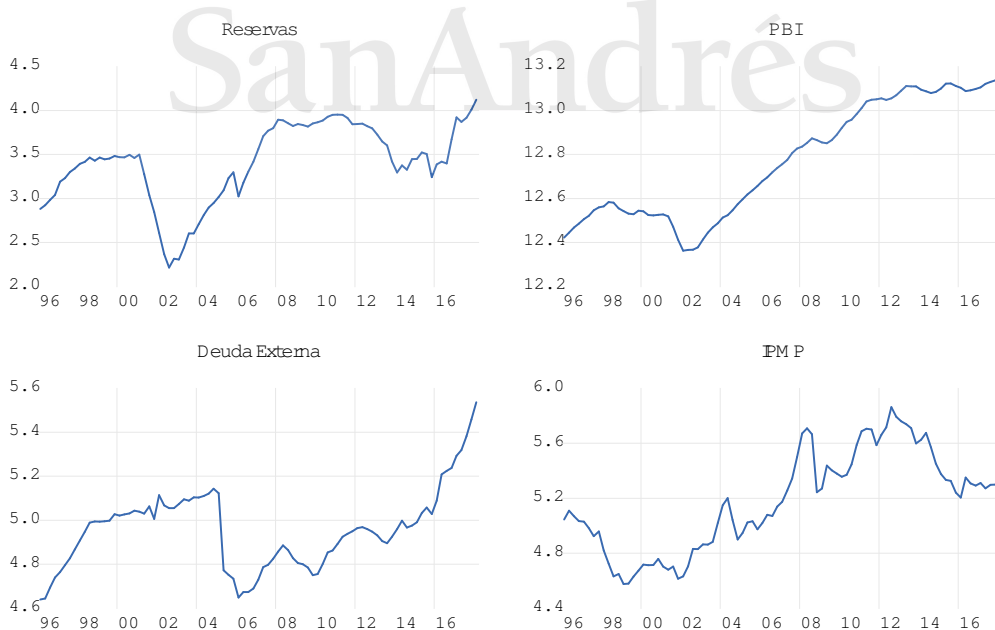
A continuación se presenta una tabla con la descomposición de las variables:

Tabla 1: Descripción de las variables y sus fuentes

Símbolo	Descripción	Unidades	Fuente
<i>res</i>	Reservas Internacionales	Millones de USD	BCRA
<i>debt</i>	Stock de Deuda Externa	Millones de USD	INDEC
<i>ipmp</i>	Índice de Precio de Materias Primas	Base=100.Dic01	BCRA
<i>pbi</i>	PBI	Millones de USD	Datos Macro
<i>tc</i>	Tipo de Cambio Nominal	ARS/USD	A3500 - BCRA

En la Figura 1 se presenta la evolución temporal de las variables (en logaritmos) durante el período de estudio.

Figura 1: Reservas, PBI, deuda externa e IPMP en logaritmos, 1996-2018.



En el período bajo estudio es posible observar un quiebre en todas las series. El año 2002 es un punto de ruptura, tanto en la serie de reservas como en la de PBI. En la

serie de IPMP es posible observar un aumento muy pronunciado en los precios de las materias primas para el mismo período. Posteriormente, entre los años 2004 y 2006, como consecuencia de los procesos de reestructuración de deuda soberana, la reducción en el nivel de deuda externa es muy importante, reflejado en el quiebre observable en la serie.

Sin embargo, en la etapa posterior a los quiebres, tanto la serie de reservas, como la de IPMP y la de PBI presentan una clara tendencia ascendente. La serie de deuda externa es menos clara, sin poder identificarse una tendencia en la misma.

Para poder trabajar correctamente con estas series, es necesario evaluar su estacionariedad. Esto se realizará mediante los test *Augmented Dickey-Fuller*, *Phillips-Perron* y *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin*, los cuales se encargan de detectar la presencia de raíces unitarias en la serie.

Tabla 2: Pruebas de raíz unitaria

Variable	ADF	PP	KPSS
<i>lres</i>	-1,62	-1,58	0,49**
<i>ldebt</i>	0,08	-0,71	0,30
<i>lipmp</i>	-1,40	-1,22	0,85***
<i>lpbi</i>	-0,56	-1,25	1,12***
<i>ltc</i>	-0,08	0,65	1,12***
$\Delta lres$	-4,51***	-6,34***	0,07
$\Delta ldebt$	-7,51***	-7,69***	0,22
$\Delta lipmp$	-6,79***	-7,02***	0,11
$\Delta lpbi$	-3,73**	-3,46**	0,12
Δltc	-5,85***	-5,54***	0,19

Nota: Para *lres*, *ldebt* y *lipmp* se incluyó solamente intercepto. Para *lpbi* se incluyó intercepto y tendencia. ***Significativo al 1%. **Significativo al 5%. *Significativo al 10%

Como se puede observar en los resultados de las diferentes pruebas presentados en la Tabla 2, las series no son estacionarias. Sin embargo, sus primeras diferencias si lo son. Es por esto que se trabajará a lo largo del trabajo con la primer diferencia de cada serie. Para el análisis de cointegración se tratarán a las cuatro series como integradas de primer orden.

3.1. Pruebas de raíz unitaria bajo quiebres estructurales

El uso de pruebas de raíz unitaria para evaluar la estacionariedad de una serie temporal es una herramienta esencial en el análisis de las series temporales. Sin embargo, muchas

de estas pruebas confunden otras fuentes de no estacionariedad, como la presencia de quiebres estructurales, con la presencia de raíces unitarias. Esto se traduce en una baja potencia de dichas pruebas para la detección de raíces unitarias en contextos en los que la tendencia sufre cambios no anticipados. Perron (1989) señala que los quiebres estructurales están íntimamente relacionados con las raíces unitarias. De esta forma, cuando las series contienen un quiebre estructural, los test de raíces unitarias pueden estar sesgados a cometer un error de tipo II, es decir, tendremos una mayor probabilidad de no rechazar la hipótesis nula siendo falsa (Zivot & Andrews, 1992; Vogelsang & Perron, 1998). En otras palabras, el bajo poder de estas pruebas de hipótesis implica que en varias ocasiones seremos incapaces de rechazar la hipótesis nula, concluyendo en forma equivocada que la serie temporal en cuestión presenta una raíz unitaria.

Dada la inestabilidad económica del período de análisis y la presencia de fuertes cambios en la tendencia de las series utilizadas en este caso (tal como muestra la Figura 1) resulta necesario evaluar la estacionariedad de las series en cuestión permitiendo la presencia de quiebres estructurales.

A continuación, se procede a realizar pruebas de raíz unitaria de que permitan la presencia de un quiebre estructural en la tendencia del proceso estocástico, para intentar descartar esta posibilidad de sesgo⁵.

Se aplican pruebas de Dickey-Fuller aumentadas que permiten que los niveles y las tendencias de las variables sean diferentes en torno a un quiebre estructural con fecha desconocida.

La Tabla 3 reporta los resultados de la prueba aplicada sobre las distintas variables analizadas en este trabajo.

La prueba se realiza con intercepto y tendencia por la forma que presenta el gráfico de la serie. La misma no puede rechazar la H_0 , por lo que no es posible concluir que la serie no tenga raíz unitaria en presencia de quiebres estructurales.

Si bien este resultado nos permite avanzar con la primer diferencia de la serie, la presencia de quiebres estructurales en la serie puede introducir sesgos en los pronósticos. De esta manera será importante evaluarlos más adelante.

4. Especificación de los modelos de pronóstico

En esta sección se presentan las estimaciones de diferentes modelos econométricos para estudiar el comportamiento de la serie logarítmica de reservas internacionales en Argentina y, posteriormente, evaluar la capacidad predictiva de cada uno de ellos.

A continuación se presentan diferentes modelos que van desde un modelo *naive*, como un *random walk*, hasta modelos econométricos más sofisticados basados fundamentos

⁵Detalle de la prueba en el Anexo A.5.

Tabla 3: Pruebas de raíz unitaria con quiebres estructurales

Variable	Estadístico	Fecha
<i>lres</i>	-4,337	2006Q1
<i>ldebt</i>	-5,009**	
2005Q1		
<i>lipmp</i>	-4,112	2009Q2
<i>lpbi</i>	-4,223	2014Q2
<i>ltc</i>	-1,596	2014Q2
$\Delta lres$	-6,174***	1998Q3
$\Delta ldebt$	-8,095***	2015Q4
$\Delta lipmp$	-8,065***	2008Q4
$\Delta lpbi$	-5,356***	2002Q4
Δltc	-11,254***	
2002Q1		

Nota: se utiliza el mismo criterio que en la Tabla 2 para la inclusión de componentes determinísticos (constante y/o tendencia) en la ecuación de DF.

económicos, como el Modelo de Corrección de Errores (MCE). Los distintos modelos son estimados durante el período 1996Q1-2012Q1 (52 observaciones).

4.1. Random Walk

El método más ingenuo que puede utilizarse en series temporales para explicar y pronosticar una serie temporal es el *random walk* o caminata aleatoria, sin intercepto. En particular, este modelo replica la observación anterior e incorpora un shock aleatorio para dar cuenta de las desviaciones del período.

$$lres_t = lres_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

La idea detrás de este modelo es que el comportamiento de la serie depende muy fuertemente de su movimiento anterior y conserva una persistencia en el tiempo, debido a que cada shock aleatorio es acumulativo.

En términos de pronóstico, este modelo implica considerar que los cambios en el nivel de reservas internacionales son impredecibles, es decir, el mejor pronóstico del futuro nivel de reservas internacionales es simplemente el nivel de reservas internacionales actual. Por lo tanto, este modelo se considerará como *benchmark* a la hora de evaluar el desempeño de los pronósticos de los modelos que se presentan a continuación.

A pesar de que estos modelos pueden generar pronósticos acertados en ciertas circunstancias, la falta de fundamentos económicos hace que no sean utilizados seriamente a la

hora de estudiar series de tiempo.

4.2. Modelo univariado

Una primera aproximación a modelos más formales puede realizarse mediante un modelo univariado. Con el objetivo de realizar pronósticos con un modelo ARMA se seguirá la metodología de Box & Jenkins (1970).

El primer paso para aplicar la metodología de Box & Jenkins es evaluar la estacionariedad de la serie temporal. Como ya se ha comentado en la primera sección, la serie *lres* no tiene comportamiento estacionario y es integrada de primer orden, por lo que su primera diferencia resulta estacionaria. Por lo que se estimará un modelo ARMA a partir de la serie en primeras diferencias.

A partir de la observación de la Función de Autocorrelación y la Función de Autocorrelación Parcial se propone estimar un modelo ARMA(1,3) como buena aproximación al Proceso Generador de los Datos⁶.

De esta manera el modelo se conforma de esta manera:

$$\Delta lres_t = \alpha + \rho_{t-1} + \phi\epsilon_{t-3} + \epsilon_t \quad (2)$$

El modelo ARMA (1,3) estimado supera todas las pruebas de diagnóstico. Los resultados de la estimación se presentan en la Tabla 7, en la sección de Resultados.

De acuerdo con el test de Ljung-Box, los residuos de este modelo son ruido blanco⁷, es decir, están incorrelacionados respecto de su propio pasado, por lo que la estimación resulta válida. Adicionalmente, se realizan otras pruebas de diagnóstico que son reportadas en el Anexo A.4.

A partir de este modelo univariado, se realizarán pronósticos a 1 y 4 pasos adelante durante el período *out-of-sample*. En la última sección se realizará un análisis comparativo del poder predictivo de los distintos modelos.

4.3. Modelo VAR

Los modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) ganaron popularidad a partir del trabajo de de Sims (1980). Un modelo VAR es una generalización de los modelos autorregresivos univariados en un sistema de ecuaciones.

Estos modelos permiten evaluar la interacción entre las distintas variables que ingresan al sistema. En su forma reducida, los valores contemporáneos de las variables del modelo no aparecen como variables explicativas en ninguna de las ecuaciones. Por el contrario, el

⁶Ver Anexo A.6

⁷Ver Anexos A.2 A.3

conjunto de variables explicativas de cada ecuación está compuesto por rezagos propios de cada variable y rezagos del resto de las variables incluidas en el sistema.

De esta manera, es posible que la variable no dependa únicamente de su propia dinámica sino también de la dinámica de otras variables relacionadas. En este sentido, el modelo VAR es muy útil cuando existe evidencia de interacciones entre un grupo de variables, y que sus relaciones se transmiten a lo largo de un determinado número de períodos. Sin embargo, la principal crítica que recibió este tipo de modelos es que son calificados como “ateóricos”, sin superar en este sentido a los modelos ARMA.⁸

Para estimar el modelo VAR irrestricto⁹ por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) será necesario que los términos de error de cada una de las ecuaciones del sistema sean procesos ruido blanco. De esta forma, los errores estarán incorrelacionados con las variables explicativas del modelo, garantizando la consistencia de la estimación. Por lo tanto, evaluar la ausencia de autocorrelación en los errores del modelo será muy importante. Estas pruebas se presentan en la sección de resultados.

Otra cuestión importante a tener en cuenta es que todas las variables incluidas en el modelo VAR deben ser estacionarias. Como ya se probó en la sección 1, se debe tomar las primeras diferencias de cada una de las variables analizadas para alcanzar este objetivo. De esta manera, se estimará el siguiente modelo VAR(p) de dimensión 4 para $z'_t = [\Delta lres_t, \Delta ldebt_t, \Delta ippm_t, \Delta lpbi_t]$.

$$z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + \dots + A_p z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde p indica la longitud máxima de rezagos a incluir en el sistema y A_j denota cada una de las matrices de coeficientes correspondientes al j -ésimo rezago, $j = 1, \dots, p$.

Para determinar la cantidad de rezagos óptima a incluir se utilizaron distintos criterios de información, presentados en la Tabla 4.

Tabla 4: Criterio de selección de longitud de rezagos.

Rezago	AIC	SC	HQ
0	-14,487	-13,649	-14,159
1	-15,343	-13,947*	-14,797*
2	-15,439*	-13,4842	-14,674
3	-15,142	-12,629	-14,159
4	-15,027	-11,955	-13,825

Nota: “AIC: Criterio de información de Akaike” “SC: Criterio de información de Schwarz” “HQ: Criterio de información de Hannan-Quinn”. “*” implica que es el número de rezagos seleccionado de acuerdo a ese criterio

⁸Incluso una especificación AR puede entenderse como una versión restringida de un VAR. En esencia son similares.

⁹Se denomina VAR irrestricto al modelo VAR al cual no se le aplican restricciones sobre los coeficientes

Los resultados de los tres criterios no coinciden; el criterio de Akaike indica que se deben utilizar dos rezagos mientras que Schwarz y Hannah-Quinn indican que se debe utilizar solamente uno. Sin embargo, si las ecuaciones se estiman con un solo rezago aún se encuentra autocorrelación en los residuos. Por lo tanto, se decide estimar el siguiente VAR(2) de acuerdo al criterio de Akaike.

$$\begin{bmatrix} \Delta lres_t \\ \Delta lipmp_t \\ \Delta lpbi_t \\ \Delta ldebt_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 & \beta_3 & \beta_5 & \beta_7 \\ \gamma_1 & \gamma_3 & \gamma_5 & \gamma_7 \\ \omega_1 & \omega_3 & \omega_5 & \omega_7 \\ \delta_1 & \delta_3 & \delta_5 & \delta_7 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta lres_{t-1} \\ \Delta lpbi_{t-1} \\ \Delta ldebt_{t-1} \\ \Delta lipmp_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_2 & \beta_4 & \beta_6 & \beta_8 \\ \gamma_2 & \gamma_4 & \gamma_6 & \gamma_8 \\ \omega_2 & \omega_4 & \omega_6 & \omega_8 \\ \delta_2 & \delta_4 & \delta_6 & \delta_8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta lres_{t-2} \\ \Delta lpbi_{t-2} \\ \Delta ldebt_{t-2} \\ \Delta lipmp_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Los resultados de la estimación de la primer ecuación se presentan en la Tabla 7 de la sección 5. El resto de las ecuaciones no se presentan ya que el objetivo del presente trabajo es explicar y pronosticar únicamente las reservas internacionales.

A su vez, para que esta estimación sea válida por el método de MCO, en la Tabla 7 también se presentan los resultados de las pruebas de ausencia de autocorrelación y de homocedasticidad.

4.4. Modelo VEC

Por último, se estimará un modelo de Vectores de Corrección de Errores (VEC, por sus siglas en inglés) para analizar cuál es el modelo que mejor aproxima a la serie de interés.

Como previamente se pudo probar, todas las variables analizadas en este trabajo no son estacionarias, de hecho, son integradas de primer orden, I(1). En este contexto, se puede probar si dichas variables comparten una tendencia estocástica común, es decir, si comparten una relación en el largo plazo.

Para ello, el concepto al que se apelará es el de cointegración (Engle y Granger, 1987; Johansen, 1991). En este contexto, las variables analizadas estarán cointegradas si existe una combinación lineal estacionaria de las variables en nivel que son I(1). Una relación de cointegración también puede ser considerada como una relación de equilibrio largo plazo. Una gran ventaja de este enfoque es la invariancia de la propiedad de cointegración en la extensión del conjunto de información (ver Juselius, 2006). Esto implica que, una vez que se encuentra prueba de cointegración, los resultados permanecen válidos si se suman más variables al sistema. Por lo tanto, en este caso habría variables omitidas al adoptar una estrategia de lo particular a lo general.

Para probar la existencia de una relación de cointegración entre estas cuatro variables se utilizará el enfoque de Johansen (1992). Para ello, se parte de estimar un VAR(2) en niveles a partir de las cuatro series analizadas. Para probar la presencia de cointegración, mediante el test de traza o de máxima autovalor de Johansen, es necesario primero evaluar la normalidad y ausencia de autocorrelación de los errores del modelo VAR. Estos resul-

tados se presentan en el Apéndice 1. Se utilizaron siete variables dummies para capturar los efectos particulares de la serie y tres variables estacionales: 2001Q2 2001Q3, 2002Q1, 2002Q2, 2005Q2, 2006Q1 y 2008Q4. Las variables de los años 2001 a 2002 se incorporan para tomar los efectos de la crisis económica que afectó a Argentina en el período. En los años 2005 y 2006, se toman decisiones importantes en cuanto a la cancelación de la deuda vigente mediante el uso de reservas internacionales (entre las que se destaca la cancelación de la deuda con el Fondo Monetario Internacional), lo que también puede entenderse como un *outlier* en la serie, justificando entonces el uso de la variable 2005Q2 y de 2006Q1. A finales de 2008 y principios de 2009, la crisis internacional tuvo efectos sobre la economía Argentina, lo cual genera la necesidad de utilizar la variable 2008Q4.

Dado que los residuos siguen una distribución normal y no están autocorrelacionados, es posible testear cointegración siguiendo el enfoque propuesto por Johansen. En presencia de cointegración, un modelo VAR admite una representación VEC (Vector de Corrección de Errores). Es decir, el modelo VAR en niveles puede ser re-escrito como un modelo dinámico en tasas de crecimiento y ajustes de los desvíos del equilibrio (del largo plazo), llegando a la representación VEC.

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_4 \Delta y_{t-4} + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde y_t es el vector que contiene a la variables logarítmicas en nivel, Δ es el operador de primeras diferencias. $\Pi = \alpha\beta'$ es la matriz de largo plazo con rango reducido, donde α contiene los coeficientes de ajuste y β los coeficientes de largo plazo. Por último, Γ_j son las matrices de coeficientes de corto plazo correspondientes a cada uno de los vectores de los j -ésimos rezagos de y_t , $j = 1, \dots, 4$.

La Tabla 5 presenta los resultados de la prueba de traza de Johansen, donde r indica el rango de cointegración y λ_i es el autovalor estimado de la matriz Π .

Tabla 5: Prueba de traza

r	λ_i	Estadístico de Traza	p -valor
0	0,306	48,202	0,046**
1	0,177	25,149	0,156
2	0,140	12,869	0,119
3	0,052	3,347	0,067

Nota: *** y ** indican significación al 1% y 5%, respectivamente.

Los resultados de la Tabla 5 indican que habría una relación de cointegración según el estadístico de traza si trabajamos con un nivel de significación del 5%. Por lo tanto, se estimará el modelo VEC asumiendo que hay una única relación de largo plazo. El modelo estimado se presenta en la sección 5 de resultados, y la solución de largo plazo (relación

de cointegración) queda representada a partir de la siguiente expresión.

$$lres_t = 3,174lpbi_t - 4,312ldebt_t - 2,668lipmp_t \quad (6)$$

(1,494)
(1,114)
(0,952)

Entre paréntesis se presentan los errores estándares. Esta relación de cointegración muestra que la deuda externa, el PBI y los precios internacionales de la materias primas tienen efectos significativos sobre la trayectoria de largo plazo del nivel de reservas internacionales. El análisis de las elasticidades es interesante. El PBI tiene un efecto positivo y de gran valor absoluto, mostrando la alta sensibilidad que tiene $lres$ a $lpbi$. Esto está de acuerdo con las expectativas previas a la estimación, donde es esperable que un mayor nivel de actividad tenga una contrapartida positiva en la dinámica de acumulación de reservas en el largo plazo. Por otro lado, la deuda externa y los precios internacionales tienen efectos negativos. El efecto de $lipmp$ tiene incidencia es directa en el precio de las exportaciones argentinas, por lo que su signo negativo indica una tendencia a la fuga de reservas cuando los mismos suben. Esto puede ser contraintuitivo, pero podría deberse a una tendencia al gasto excesivo en tiempos de bonanza en términos de intercambio o tendencias marcadas hacia los déficits comerciales en la balanza de pagos. El signo negativo de $ldebt$ es sumamente interesante, lo que muestra que la cantidad de reservas se ve negativamente afectada por el stock de deuda, evidenciando que la fragilidad que la misma incorpora a la economía argentina tiene un efecto más fuerte que el mero flujo positivo. Sin embargo, a la hora de analizar dicha relación es necesario evaluar cuáles variables se ajustaron ante desviaciones de la relación de largo plazo y cuáles no. Para ello, se debe analizar la exogeneidad débil de dichas variables en lugar de asumir qué variables son exógenas (Urbain, 1992; Johansen 1992). La Tabla 7 reporta los resultados de la prueba de exogeneidad débil de cada una de las variables involucradas en la relación de largo plazo a partir de estudiar la significatividad de sus correspondientes coeficientes de ajuste (α).

Tabla 6: Coeficientes de ajuste estimados

Variable	Coefficientes
$\Delta lres$	-0,039*** (0,012)
$\Delta ldebt$	-0,009*** (0,004)
$\Delta lipmp$	-0,008 (0,016)
$\Delta lpbi$	0,001 (0,002)

Nota: errores estándares entre paréntesis.

Las pruebas de exogeneidad débil indican que tanto el nivel de reservas internacionales como el stock de deuda externa se ajustan a desviaciones de la relación de equilibrio. De hecho, la velocidad de ajuste del nivel de reservas internacionales para alcanzar la relación de equilibrio fue de 3,9%, es decir, cerca del 4% del desequilibrio desaparece el primer trimestre. En cambio, el índice de precios de materias primas y el PBI resultaron débilmente exógenas. Siguiendo a Juselius (2006), podríamos decir que las variables que se ajustan ante desviaciones del largo plazo son las *Pulling Forces* en la estimación de este sistema parcial. Esto quiere decir que las variables fuerzan el modelo hacia el equilibrio de largo plazo, impulsando el comportamiento estacionario. Las otras dos variables, que resultaron débilmente exógenas, pueden ser llamadas *Pushing Forces*, lo que quiere decir que generan desviaciones con respecto del equilibrio de largo plazo.

5. Resultados

En esta sección se presenta: (1) los resultados de las estimaciones de los distintos modelos econométricos propuestos para desarrollar los pronósticos y (2) la evaluación de los pronósticos durante el período fuera de la muestra (2012Q2-2018Q1) a partir de pronósticos realizados a 1 paso y 4 pasos adelante.

5.1. Estimaciones de los modelos de pronósticos

La Tabla 7 presenta los resultados de los distintos de modelos de pronóstico estimados para el período 1996Q1-2012Q1 que luego será utilizados para realizar pronósticos a 1 y 4 pasos adelante durante el período 2012Q2-2018Q1.

Tabla 7: Estimación de los modelos de pronósticos, 1996Q1-2012Q1.

Variable dependiente: $\Delta lres$			
	ARMA	VAR	MCE
TCE_{t-1}			-0,039* (0,046)
$\Delta lres_{t-1}$	0,430*** (0,121)	0,092 (0,118)	
ε_{t-3}	0,350*** (0,125)		
$\Delta lres_{t-2}$		0,115 (0,113)	0,217** (0,104)
$\Delta lpbi_{t-1}$		1,441** (0,734)	1,482** (0,577)
$\Delta lpbi_{t-2}$		1,293** (0,691)	1,113** (0,570)
$\Delta ldebt_{t-1}$		-0,230* (0,158)	
$\Delta ldebt_{t-2}$		-0,152 (0,159)	
Δimp_{t-1}		-0,080 (0,097)	
Δimp_{t-2}		-0,108 (0,103)	
Δltc_{t-3}			0,176** (0,069)
Constante	SI	SI	SI
Dummies	NO	SI	SI
R_{adj}^2	0,29	0,59	0,72
Akaike AIC	-2,043	-2,439	-2,837
Schwarz SC	-1,9414	-1,959	-2,525
Hannan-Quinn HQ	-2,003	-	-2,715
LM Test 1 lag		0,478	0,233
LM Test 2 lag		0,624	0,943
White Test	0,506	0,926	0,549
Observaciones	63	63	61

Nota: En el VAR se reporta solamente la ecuación de $\Delta lres$. TCE = Término de corrección de errores. Los errores estándares se presentan entre paréntesis. ***Significativo al 1%. **Significativo al 5%. *Significativo al 10%.

El MCE, entonces, distingue los efectos de largo y corto plazo sobre las reservas. El largo plazo está dado a partir de la expresión de la Ecuación (6) reportada en la sección anterior. Dicha relación de largo plazo muestra un incremento del 3,174 % de las reservas ante un incremento del 1 % de la actividad económica, mientras que aumentos equivalentes en la deuda externa y en los precios internacionales de las materias primas implican una fuga de reservas del 4,312 % y 2,668 %, respectivamente.

Respecto a la dinámica de corto plazo, los movimientos del tipo de cambio tienen efectos en el corto plazo que contrarrestan la fuga de reservas. Depreciaciones en el tipo de cambio hacen recomponer la cantidad de reservas internacionales en el corto plazo (probablemente vía entrada de capitales en un principio y, en un plazo mayor, por una recomposición de la balanza comercial).

Además, el corto plazo está afectado por la cantidad de reservas dos trimestres antes y por los niveles de PBI, tanto del trimestre anterior como del nivel dos trimestres anteriores. Esto también cuenta con pleno sentido económico, ya que niveles mayores de PBI generan un flujo positivo sobre las reservas internacionales por la vía comercial y por la vía de la confianza.

La interpretación estructural a la dependencia de las reservas a su propia inercia pasada puede deberse a una solidez interna en un indicador clave de la economía para mantener ese rumbo. En el corto plazo, es posible entender al nivel de reservas de dos trimestres atrás como un indicador de la solidez de la economía al momento en que los agentes tomen decisiones comerciales.

6. Evaluación de Pronósticos

El objetivo de esta sección es que los cuatro modelos propuestos compitan y poder determinar cuál es el más confiable para realizar pronósticos. Se presentará la versión gráfica de los pronósticos y se los evaluará usando distintas funciones de pérdida. Los pronósticos se realizaron utilizando una ventana fija de estimación, desde el primer trimestre de 1996 hasta el primer trimestre de 2012 (1996Q1-2012Q1). El período *Out-of-Sample* se desarrolla entre el segundo trimestre de 2012 y el primero de 2018 (2012Q2-2018Q1). Los pronósticos se realizan a un paso $h = 1$ (un trimestre) y a cuatro pasos $h = 4$ (un año).

6.1. Representación gráfica de los pronósticos

Las Figuras 2 a 5 muestran la evolución temporal del nivel de reservas internacionales y el pronóstico que arrojan los distintos modelos estimados a 1 y 4 pasos adelante. Es importante destacar que si bien los modelos estimados consideran las variables en sus diferencias logarítmicas, los pronósticos se evalúan sobre la variable en nivel, es decir, respetando las unidades originales de medida del nivel de reservas internacionales (millones

de dólares estadounidenses). Por su parte, las Figuras 6 y 7 muestran la evolución de todos los pronósticos juntos a efectos comparativos.

Figura 2: Pronóstico del modelo Random Walk para $h = 1$ y $h = 4$

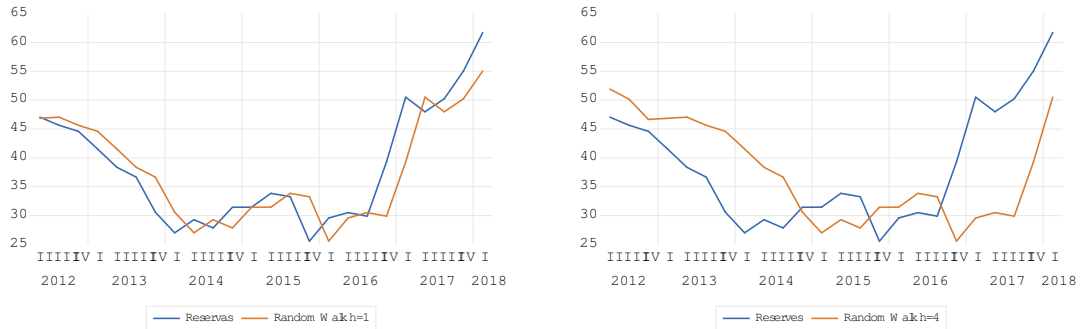


Figura 3: Pronóstico del modelo ARMA (1,3) para $h = 1$ y $h = 4$

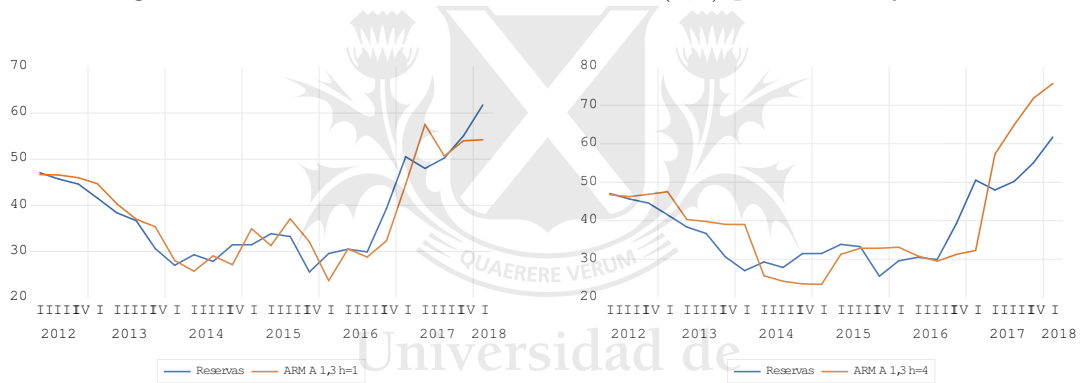


Figura 4: Pronóstico del modelo VAR(2) para $h = 1$ y $h = 4$

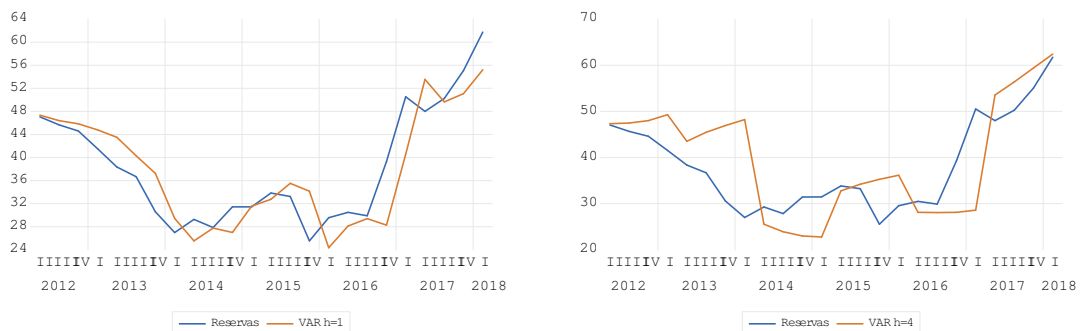
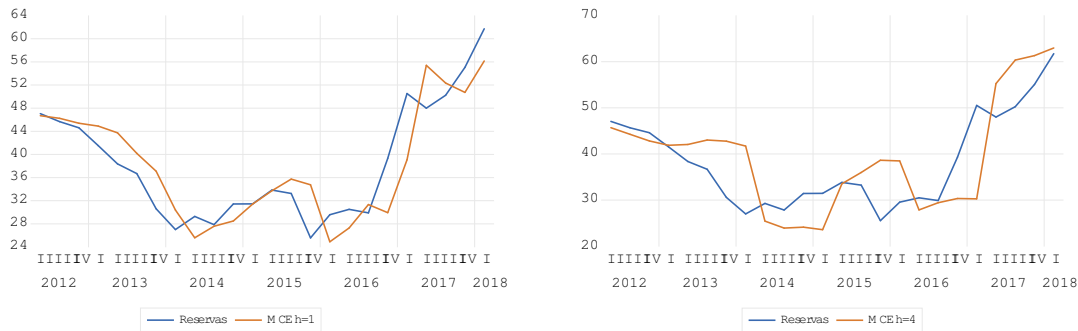


Figura 5: Pronóstico del modelo VEC para $h = 1$ y $h = 4$



Si se realiza una inspección visual de los gráficos, es fácil identificar cómo los pronósticos realizados a un paso muestran un mejor ajuste a la variable de interés. El modelo Random Walk aparece con un ajuste aceptable, aunque parece mostrar un sesgo sistemático hacia el final del período ya que subestima los valores del nivel de reservas. El modelo ARMA parece sobreestimar las fluctuaciones de la serie. Los modelos VAR y VEC, por su parte, parecen tener una mayor capacidad de interpretar las fluctuaciones y generan pronósticos más precisos luego de movimientos más bruscos. Eso es sumamente positivo, ya que el objetivo de estos modelos más complejos es incorporar inteligencia económica para predecir cosas que la mera estadística no logra. El VEC, a su vez, tiene mayor capacidad de captar estos movimientos bruscos que el VAR. Los movimientos y fluctuaciones son muy similares a la serie original, lo que puede indicar que en este modelo hay una mejor comprensión del fenómeno.

Cuando se realizan pronósticos a cuatro pasos, los modelos comienzan a mostrar sus bondades y sus falencias. Allí, el VEC y el VAR muestran mayor capacidad de reacción, pero menor cercanía a la tendencia general de la serie que el ARMA. El modelo Random Walk deja de tener las virtudes que tenía al estar a un solo paso y comienza a cometer fuertes errores de pronóstico. El modelo ARMA parece tener buen ajuste, pero comete fuertes errores sobre el final del pronóstico, donde se presenta la variación más brusca de la serie. El VAR tiene un ajuste bastante bueno, similar al del VEC. Sin embargo, el VEC parece superarlo debido a que tiene una suavidad mayor en el gráfico de su proyección, lo que evita los movimientos tan abruptos en el modelo.

Figura 6: Pronósticos $h = 1$

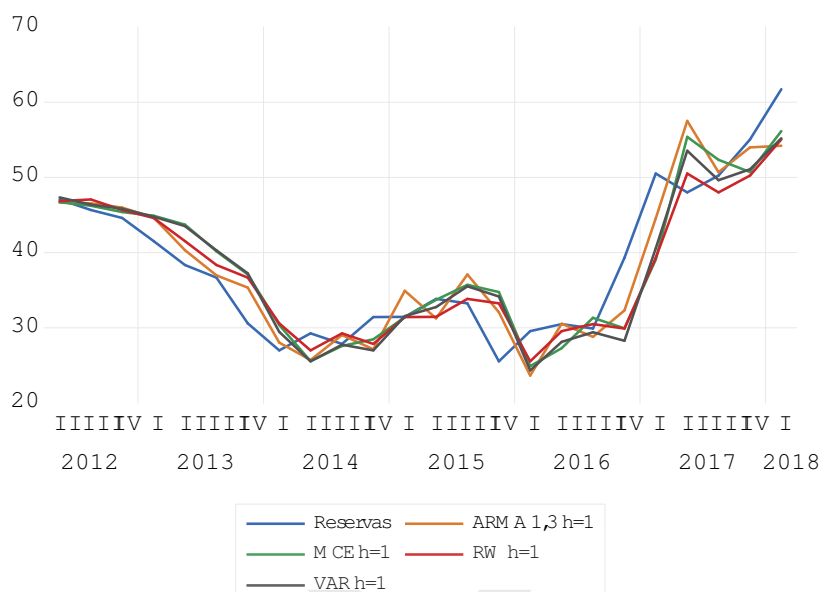
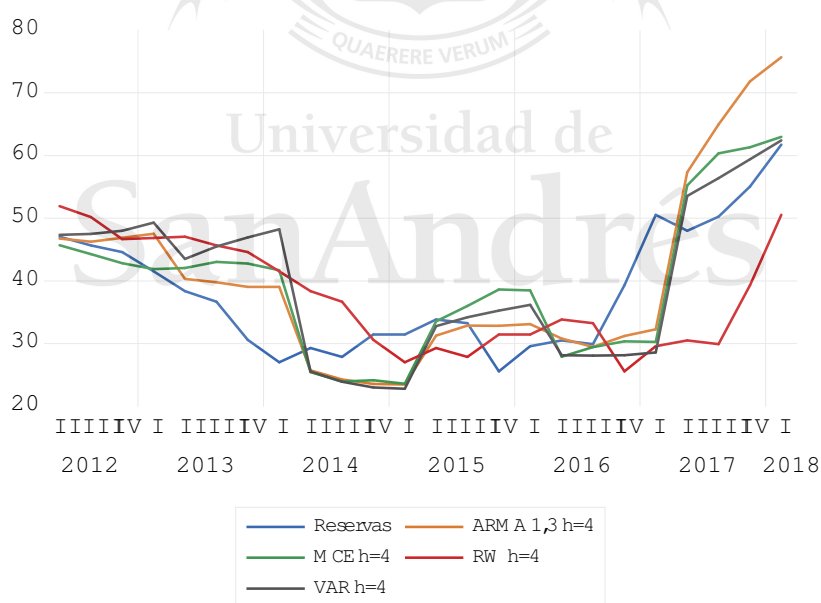


Figura 7: Pronósticos $h = 4$



Uno de los problemas principales que presenta el pronóstico del MCE es que la variable de Largo Plazo, a pesar de tener el signo correcto, no logra alcanzar la intensidad deseada para corregir a la media que la serie original tiene en su proceso generador de datos.

Cuando los pronósticos se realizan a cuatro pasos $h = 4$ (un año), se puede observar como los modelos VAR y VEC mejoran su error de pronóstico sustancialmente, si se los mide contra los modelos mas *naive*, como el ARMA(1,3) y el Random Walk.

6.2. Comparación de pronósticos

Para evaluar y comparar los pronósticos de los distintos modelos desarrollados se usaron los criterios de la raíz del error de pronóstico cuadrático medio o *Root Mean Square Error* (RMSE) y del error medio absoluto porcentual o *Mean Absolute Percentage Error* (MAPE) que son reportados en la Tabla 8. A su vez, se evalúa el desempeño promedio relativo a partir de la prueba de Diebold-Mariano¹⁰.

Tabla 8: Evaluación de pronósticos

Modelo	$h = 1$		$h = 4$	
	RMSE	MAPE	RMSE	MAPE
Random Walk	9,323	4,431	10,511	24,891
ARMA	8,981*	4,172*	8,345	16,188*
VAR	10,497	4,829	8,929	18,996
MCE	10,503	4,926	7,961*	17,007

Nota: * indica que el pronóstico es el que mejor ajusta de acuerdo al test Diebold-Mariano.

De acuerdo a los resultados reportados en la Tabla 8, para el horizonte más corto ($h = 1$) el modelo ARMA tiene un desempeño significativamente superior a los otros modelos propuestos, mientras que para el horizonte más largo ($h = 4$) el modelo ARMA mantiene el mejor desempeño si se toma como medida el MAPE, pero el modelo MCE es el mejor de acuerdo al criterio del RMSE. De acuerdo al test de Diebold-Mariano, no es posible rechazar la hipótesis de que ambos pronósticos tengan distinta precisión.

El modelo MCE considera las interacciones de largo y corto plazo entre las cuatro variables del sistema, por lo que muestra ganancias significativas en términos de pronóstico respecto al resto de los modelos. A su vez, es interesante notar que el *benchmark* (el *Random Walk*) tiene un mejor desempeño que el VAR y el MCE en el corto plazo, no así cuando se realizan pronósticos a un año donde su desempeño es considerablemente peor.

Por otro lado, es importante destacar que estos resultados son válidos sólo en promedio para todo el período out-of-sample. Por este motivo, a continuación, se dedica un apartado especial a la evaluación de los sesgos de dichos pronósticos, que pueden propagarse a proyecciones futuras y que podría indicar que no exista un único modelo dominante, sino que el desempeño relativo puede cambiar en forma local.

6.3. Sesgos en pronósticos

Para alcanzar un análisis más profundo respecto del desempeño temporal de los pronósticos y a partir de la inspección gráfica realizada en la sub-sección 6.1, se intentó

¹⁰Ver Anexo A.7.

determinar si existían sesgos en los pronósticos realizados y si estos potenciales sesgos eran sistemáticos o variaban en el tiempo.

Para evaluar la posibilidad de que existan sesgos sistemáticos, se implementó la prueba de Mincer & Zarnowitz (1969). Según estos autores, se pueden evaluar sesgos en los pronósticos corriendo una regresión de los errores de pronóstico contra un intercepto (solamente) y evaluando su significatividad estadística. En el caso de los pronósticos a 4 pasos, el estadístico se calcula usando errores estándares consistentes por heterocedasticidad y autocorrelación (HAC).

Sin embargo, como el sesgo de pronóstico (en caso de existir) puede cambiar en el tiempo, Ericsson (2017) propuso evaluar la dependencia temporal del sesgo regresando el error de pronóstico respecto de variables impulso, es decir, variables binarias que identifican cada una de las observaciones del período out-of-sample.

Luego, como los sesgos pueden tener variabilidad propia en el tiempo, se testeará su propia dependencia temporal mediante un Indicador de Saturación IIS (Impulse Indicator Saturation) regresando los errores de pronóstico en una variable binaria 1/0 para cada observación dentro de la ventana de pronósticos (Hendry, et. al., 2008).

La Tabla 9 reporta los resultados de ambas pruebas de sesgos de pronósticos.

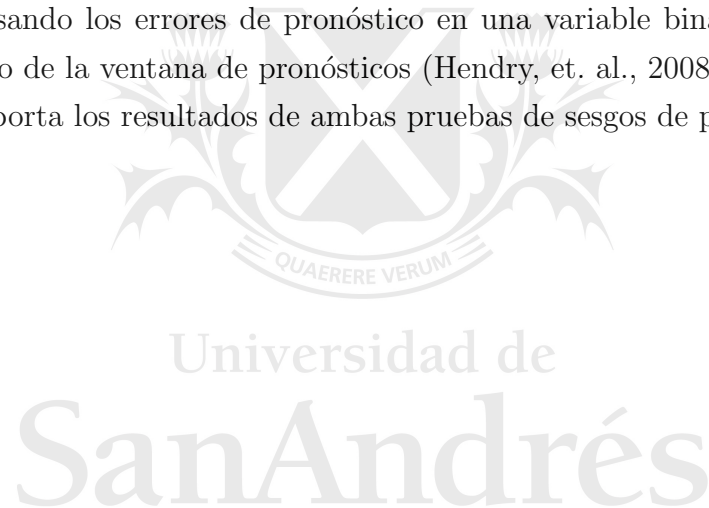


Tabla 9: Evaluación de sesgos de pronósticos

Prueba	Modelo	$h = 1$	$h = 4$	
Mincer-Zarnowitz	RW	0,619 [0,678]	0,809 [0,233]	
	ARMA	0,036 [0,042]	-1,964 [-0,892]	
	VAR	0,401 [1,004]	0,232 [0,518]	
	MCE	0,000 [0,000]	-1,118 [-0,559]	
			22,268	61,842
		RW	[0,000] $\chi^2(2)$	[0,000] $\chi^2(5)$
IIS (al 1 %)		2017Q1, 2017Q2	2017Q1, 2017Q2	
	ARMA	-	2017Q3, 2017Q4, 2018Q1 8,129 [0,000] $\chi^2(1)$	
			2017Q1 9,757	
	VAR	-	[0,002] $\chi^2(1)$	
			2017Q1 10,321	
	MCE	-	[0,001] $\chi^2(1)$	
		2017Q1		

Nota: En cada caso, la hipótesis nula es la ausencia de sesgos. Para el test de Mincer-Zarnowitz se reporta el estadístico t y el p-valor (entre corchetes). En la prueba de IIS reporta el estadístico 2, su p-valor (entre corchetes), sus grados de libertad (entre paréntesis) y se indican las variables impulso retenidas. ***, ** y * indican significatividad al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. Para los pronósticos $h = 4$ se utilizaron errores estándar HAC. Ausencia de datos significa ausencia de sesgos.

De acuerdo a los resultados presentados, ninguno de los modelos de pronósticos muestra sesgos sistemáticos durante todo el período de evaluación ya sea a uno o cuatro pasos adelante. Sin embargo, durante algunos trimestres en particular se detectan sesgos cuando se utiliza el IIS. Cuando los pronósticos se realizan a cuatro pasos todos los modelos tienen un sesgo significativo en el trimestre *2017Q1* mientras que el modelo Random Walk,

por su parte, presenta sesgos significativos durante los últimos trimestres del período de pronóstico. Es importante tener esto en cuenta a la hora de pronosticar series futuras, ya que estos pequeños movimientos pueden no estar siendo capturados por ninguno de los modelos.

El primer trimestre de 2017 es la única caída registrada en el proceso de recuperación que tienen las reservas desde comienzo de 2016. Ninguno de los modelos capta esta caída con la precisión deseada; todos continúan un sendero ininterrumpido de crecimiento y merman el mismo hacia el final del período. Esto debe tenerse en cuenta a la hora de utilizar estos modelos para pronosticar series futuras.

7. Conclusiones

La crisis de 2008 torció a la baja el comercio mundial, por lo que la mayoría de los países en desarrollo han tenido problemas en sus cuentas externas. Los objetivos de política monetaria en Argentina son particulares, y estos llevan a un sangrado continuo de reservas, el cual intenta contenerse con medidas alternativas. Conjuntamente, el objetivo de tipo de cambio apreciado es otro elemento central de la política económica. En este contexto, el nivel de reservas internacionales se convierte en foco de observación constante.

En el período 2009-2014 la situación política de Argentina comprometió seriamente la macroeconomía. El desgaste de las prácticamente todas las variables fue notorio. El gobierno de turno evitó acceder al crédito externo lo que relajó la presión de la deuda sobre el PBI. De esta forma, mediante la incursión de un cese de pagos de deuda externa, este gobierno entregó el mandato a una nueva administración que se puso como prioridad recomponer las variables macroeconómicas. En este sentido, la recomposición de las reservas internacionales fue notoria, principalmente mediante el incremento de la variable que tenían a disposición: la deuda externa. La recomposición macroeconómica implicó un ajuste de las variables que se evidenció con fuerza en el segundo trimestre de 2018. Esto tuvo consecuencias negativas sobre el bienestar social, lo que generó dudas sobre la sustentabilidad del proyecto político. Aún debe esperarse para ver la conclusión de estos eventos.

A lo largo de esta tesis se estimaron modelos univariados y multivariados con el objetivo de explicar y pronosticar las reservas internacionales. A pesar de que el modelo univariado fue el que logró mejores resultados en términos de ajuste del pronóstico en la mayoría de los escenarios, el modelo de corrección de errores aporta una mejor comprensión del fenómeno y debería ser utilizado para realizar pronósticos a un plazo más extenso. Además, la incorporación de variables con sentido económico hace que pueda resultar aún más útil en contextos políticos inestables. La inclusión de diferentes variables relevantes a la serie en cuestión permite un entendimiento general de la escena y, en quiebres particulares

difíciles de captar para un modelo estadístico podría dar una respuesta más completa. Los niveles de deuda, IPMP y PBI permiten que el modelo sea robusto a cambios en estas variables que puedan afectar directamente a la serie en cuestión.

Las proyecciones que lograron ajustarse mejor a la variable de interés fueron derivadas de modelos que no presentaron sesgos. Esto es importante a la hora de utilizar estos modelos para realizar pronósticos futuros más adelante en el tiempo y poder tener mayor nivel de confianza en ellos a la hora de tomar decisiones. Los modelos mas complejos mostraron una mejora sustancial contra los modelos *naive* cuanto mayor es el horizonte del pronóstico; he ahí su relevancia analítica.

Futuras líneas de investigación pueden intentar extender este modelo para captar nuevos efectos determinantes de las reservas en el corto plazo, intentando mejorar su poder predictivo. En particular, buscar medidas que reduzcan el sesgo a la sobreestimación generada por el PBI en el modelo MCE resultaría de vital importancia. Complementariamente, obtener modelos que permitan pronosticar las variables que utilizo como endógenas resulta de extremo interés para el área de investigación.



Universidad de
San Andrés

Referencias

- [1] AIZENMANN, J. & LEE, J. *International Reserves: Precautionary versus Mercantilist Views, Theory and Evidence*, NBER Working Paper N° 11366, Mayo 2005
- [2] AIZENMANN, J. & MARION, N. *The High Demand for International Reserves in the Far East: What's going on?*, Journal of the Japanese and International Economics, Vol 17, Septiembre 2003.
- [3] BASSAT, B., & GOTTILEB, D. *Optimal international reserves and sovereign risk* Journal of International Economics, Elsevier, vol. 33(3-4) 1992.
- [4] BASTOURRE, D., CARRERA, J., & IBARLUCIA, J. *Precios de los Commodities: Factores estructurales, mercados financieros y dinámica no lineal* Banco Central de la República Argentina, Investigaciones Económicas. 2010
- [5] BOLTON, P., & JEANNE, O. *Structuring and Restructuring Sovereign Debt; The Role of a Bankruptcy Regime* IMF Working Papers 07/192, International Monetary Fund. 2007
- [6] BOX, G., & JENKINS, G. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day, San Francisco. 1970.
- [7] CALVO, G., IZQUIERDO, A., & LOO-KUNG, R. *Optimal Holdings of International Reserves: Self-Insurance against Sudden Stop* NBER Working Papers 18219, National Bureau of Economic Research, 2012.
- [8] CARRERA, J., REDRADO, M., BASTOURRE, D., & IBARLUCÍA, J. *La política económica de la acumulación de reservas: nueva evidencia internacional* Banco Central de la República Argentina, Investigaciones Económicas. 2006
- [9] DIEBOLD, M. *Elements of Forecasting*. South-Western. 2006
- [10] DOOLEY, M., GARBER, P. & FOLKERTS, D. *An Essay on the Revived Bretton Woods*. NBER Working Paper N° 9971, Septiembre 2003.
- [11] DOOLEY, M. & GARBER, P. *Is it 1958 or 1968? Three Notes on the Longevity of Revived Bretton Woods System*. Brookings Papers on Economic Activity. 2005
- [12] EICHENGREEN, B. *Sterling's Past, Dollar Future: Historical Perspectives on Reserve Currency Competition*. NBER Working Paper N° 11366 2005
- [13] ENDERS, W. *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.2008

- [14] ENGLE, R. F. & GRANGER, C. W. *Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing*. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276. 1987.
- [15] FLOOD, R. & MARION, N. *Holding International Reserves in an Era of High Capital Mobility*. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276. 2002.
- [16] FRENKEL, J., & JOVANOVIC, B. *Optimal International Reserves* IMF Working Paper No. 02/62, Febrero 2006.
- [17] HAMILTON, J. D., *Time Series Analysis* Princeton University Press. 1994
- [18] HELLER, H. *Optimal International Reserves* *Economics Journal*, 76, 296-311. 1966
- [19] JEANNE, O., & RANCIÈRE, R. *The Optimal Level of International Reserves for Emerging Market Countries: Formulas and Applications* *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 33(3-4) 2007.
- [20] JOHANSEN, S. *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models*. *Econometrica: Journal of Econometric Society*, 69(1), 1551-1580. 1991.
- [21] JOHANSEN, S. *Determination of co-integration rank in the presence of a linear trend*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 383–397.
- [22] JOHNSON, H. *The International Competitive Position of the United States and the Balance of Payments Prospect for 1968*. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, 14-32, Febrero 1964.
- [23] JUSELIUS, K. *The Cointegrated VAR Model*. University of Copenhagen, 2006.
- [24] KINDLEBERGER, C. *Balance of Payments Deficits and the International Market of Liquidity* Princeton Essays in International Finance, N° 46, Princeton University. 1965.
- [25] LANTERI, L. *Vulnerabilidad externa y reservas internacionales. Evidencia para Argentina* Análisis económico. Tercer Trimestre de 2013.
- [26] LANE, P. & BURKE, D. *The empirics of foreign reserves*. Trinity College Dublin Economic Papers, 2001.
- [27] MILLER, M., & ORR, D. *A Model of the Demand of Money* *The Quarterly Journal of Economics*, 1966, vol. 80, issue 3, 413-435.
- [28] PERRON, P., *The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis* *Econometrica* Vol. 57, No. 6 (Nov., 1989), pp. 1361-1401

- [29] RUIZ-ARRANZ, M. & ZAVADJIL, M. *Are Emerging Asia's Reserves Really Too High?*. IMF Working Papers, Vol. , pp. 1-34, 2008. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1266525>
- [30] SILVA JR., F. & DA SILVA, E. *Optimal International Reserves Holdings in Emerging Markets: The Brazilian case*. NPEC - Associacao Nacional dos Centros de Pais-Graduacao em Economia, 2004
- [31] SIMS, C. A. *Macroeconomics and reality*. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48. 1980.
- [32] SOTO, C., NAUDON, A., LÓPEZ, E. & AGUIRRE, A. *Acerca del Nivel Adecuado de Reservas Internacionales*. Banco Central de Chile, 2004
- [33] TOSONI, G. *Niveles necesarios, costos y políticas para las reservas internacionales en América Latina*. *Econ. mex. Nueva época* vol.20 no.1 México ene. 2011
- [34] TURNER, P. & MORENO, R. *Foreign exchange market intervention in emerging markets: motives, techniques and implications* . BIS Papers N° 24, Monetary and Economic Department, 2004
- [35] TRIFFIN, R. *Gold and the Dollar Crisis: the future of Convertibility*. New Heaven, CT. Yale University Press, 1960
- [36] URRUTIA, M., & RAMIREZ, M. T. *Reservas Internacionales, Medios de Pago, Crédito e Inflación* Coyuntura Económica. 1992.
- [37] VOGELSANG, T., & PERÓN, P. *Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time* *International Economic Review* Vol. 39, No. 4, Symposium on Forecasting and Empirical Methods in Macroeconomics and Finance (Nov., 1998), pp. 1073-1100
- [38] WILLIAMSON, J. *Surveys in Applied Economics. International Liquidity* *Economic Journal*, Vol. 83 Septiembre, 1973.
- [39] ZIVOT, E., & ANDREWS, W. *Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis* *Journal of Business Economic Statistics* Vol. 10, No. 3 (Jul., 1992), pp. 251-270

A. Anexo

A.1. Test de Normalidad de los residuos

Ecuación	Sk	K	J-B
1	0,9671	0,3219	0,6118
2	0,7231	0,5357	0,7753
3	0,7456	0,7292	0,8935
4	0,3587	0,6460	0,5905

Test de Normalidad de los residuos H_0 : Los residuos son normales.

Nota: "Sk: Asimetría" "K: Kurtosis" "J-B: Jarque-Bera".

A.2. Proceso Ruido Blanco Estacionario

Recordando que se define a ϵ_t como un proceso ruido blanco, estacionario por definición, si:

$$E(\epsilon_t) = 0, \forall t$$
$$V(\epsilon_t) = E(\epsilon_t^2) = \sigma^2 \leq \infty, \forall t$$
$$Cov(\epsilon_t, \epsilon_{t-j}) = 0, \forall t, \forall j, \neq 0$$

A.3. P-Valores del Test Q de Ljung-Box

-	-	0,128	0,283	0,426	0,558	0,695	0,594	0,621	0,716	0,760	0,826
H_0 : Los residuos son Ruido Blanco											

A.4. P-valores para los test de supuestos de OLS

White	LM
0,5057	0,3480

Test de White H_0 : No existe heterocedasticidad. Test LM H_0 : No existe autocorrelación.

A.5. Prueba de Raíz Unitaria con quiebres estructurales

De acuerdo con Perron (1989), se considerará un modelo para estudiar datos que presentan quiebres en intercepto y tendencia. Se utilizará la prueba con Innovational Outliers donde:

$$y_t = y_{t-1} + \beta + \theta(L)[\gamma D_t(T_b) + \omega DU_t(T_b) + \epsilon_t] \quad (7)$$

donde $\theta(L)$ es un rezago polinómico del error estacionario del modelo ARMA. ϵ_t son innovaciones *i.i.d.* Se plantea una hipótesis alternativa representada por un modelo estacionario con quiebres en el intercepto y la tendencia:

$$y_t = \mu + \beta_t + \theta(L)[\gamma D_t(T_b) + \omega DU_t(T_b) + \epsilon_t] \quad (8)$$

Se construye entonces una ecuación de Dickey-Fuller que une las dos hipótesis:

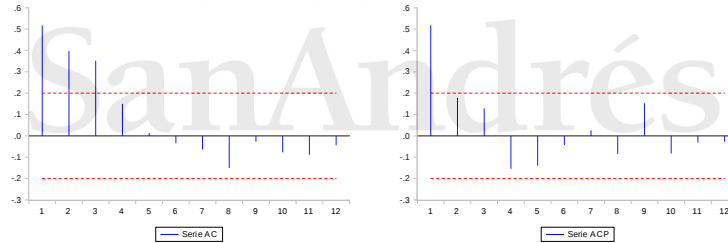
$$y_t = \mu + \beta_t + \gamma D_t(T_b) + \omega DU_t(T_b) + \zeta D_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

Se evalúa el número de rezagos a incluir con un test F de Snedecor y se minimiza el estadístico $t_{\hat{\alpha}}$ de Dickey-Fuller para elegir el año de quiebre.

El test busca comparar la diferencia entre $\hat{\alpha}$ y 1, utilizando el estadístico $t_{\hat{\alpha}}$ para ver la autocorrelación remanente en el modelo. Si se rechaza la H_0 , el modelo no tiene presencia estadística de una Raíz Unitaria.

A.6. Funciones de Autocorrelación Simple y Parcial

Figura 8: FAS y FAP de $\Delta lres$



A.7. Test de Diebold-Mariano (1995)

Sea $e_{it} = y_{it} - \hat{y}_{it}$ el error de pronóstico en cada momento del tiempo del modelo i , la pérdida asociada al pronóstico i se asume que es una función del error de pronóstico y se denota como $L(e_{it})$. Dicha función de pérdida tiene que tomar el valor cero cuando no se comete error, nunca debe ser negativa y debería incrementarse cuando mayor es el error. Típicamente se trabaja con funciones de pérdida cuadráticas y absolutas, como en este trabajo. Es decir,

$$L_{it} = (e_{it})^2 \quad (10)$$

$$L_{it} = |e_{it}| \quad (11)$$

Definimos la diferencia de funciones de pérdida entre dos pronósticos como:

$$d_t = L(e_{1t}) - L(e_{2t}) \quad (12)$$

Ambos pronósticos tendrán la misma precisión predictiva si y sólo si el diferencial de pérdida tiene un valor esperado de cero para todo t . En otras palabras, el test de Diebold-Mariano plantea la siguiente hipótesis nula:

$$H_0 : E(d_t) = 0 \quad \forall t \quad (13)$$

El test evalúa la significancia estadística de la diferencia de las funciones de pérdida de dos pronósticos diferentes a partir de un estadístico con distribución t - de Student con $T - 1$ grados de libertad.

A.7.1. Resultados

Precisión	Estadístico
Error Absoluto	-0,297
Error cuadrático	-0,384

Resultados del Test Diebold-Mariano. ARMA (1,3) vs. MCE
 H_0 : Los dos pronósticos tienen la misma precisión

***, ** y * indican significatividad al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Universidad de
San Andrés