

Choques macroeconómicos y los precios de los activos. El caso de las propiedades urbanas en Argentina

Luis N. Lanteri *

* Universidad Nacional de Rosario, Argentina

Las opiniones vertidas en el trabajo son estrictamente personales y corresponden exclusivamente al autor

RESUMEN

La reciente crisis financiera internacional destacó el papel que desempeñan los precios de los activos en las fluctuaciones macroeconómicas. Este trabajo analiza los efectos de los choques externos y domésticos en el precio de las propiedades urbanas de la economía argentina. Se emplean modelos FAVAR y SVAR (con restricciones de corto plazo) y datos trimestrales que cubren el período 1993-2012. Los resultados del trabajo muestran que las mejoras en las condiciones externas y en los términos del intercambio tendrían un efecto estimulante en la economía y en particular en los precios de las propiedades. Se observa también el papel de otros choques macroeconómicos (crecimiento, deflactor del PIB, tasas de interés, y tipo de cambio real) para explicar la variabilidad en los precios de estos activos.

Clasificación JEL: C1, E3, F00, F4

Palabras clave: *Crisis financiera internacional, precio de las propiedades urbanas, choques externos y domésticos, modelos FAVAR y SVAR con restricciones de corto plazo, Argentina*

Macroeconomic shocks and asset prices. The case of urban properties in Argentina

ABSTRACT

The recent international financial crisis highlighted the role of asset prices in macroeconomic fluctuations. This paper analyzes the effects of external and domestic shocks on urban property prices in Argentinian economy. In the research paper are employed FAVAR and SVAR models (with short-term restrictions) and quarterly data covering the period 1993-2012. Results show that improvements in external conditions and terms of trade would have a stimulating effect on the economy and in particular on urban property prices. It is also observed the role of other macroeconomic shocks (growth, GDP deflator, interest rates, and real exchange rate) to explain the variability in these asset prices.

JEL Classification: C1, E3, F00, F4

Keywords: *International financial crisis, urban property prices, external and domestic shocks, FAVAR and SVAR models with short term restrictions, Argentina*

I. Introducción

La reciente crisis financiera internacional que tuvo su momento crítico en la caída de Lehman Brothers en el año 2008, ha vuelto a resaltar el papel que podrían jugar los precios de los activos en las fluctuaciones macroeconómicas.

La crisis *subprime* estuvo precedida por una importante burbuja inmobiliaria en las economías avanzadas que fue alentada por el fácil acceso al crédito, el excesivo apalancamiento de los inversores y la inadecuada supervisión y regulación del sistema financiero. Sin embargo, algunos analistas reconocen que la aplicación de políticas monetarias flexibles por parte de los bancos centrales de Estados Unidos y Europa (que habría permitido una masiva transferencia de ingresos en beneficio de los deudores) sería uno de los factores que habría gestado la burbuja de activos.¹

Argentina, como otras economías en desarrollo, también experimentó en años recientes un importante *'boom'* en la construcción y un aumento considerable en los precios de las propiedades. Sin embargo, en el caso de los países emergentes el auge del mercado inmobiliario podría haber estado asociado más bien al fortalecimiento de las condiciones internacionales, las mejoras observadas en los términos del intercambio y el crecimiento de las economías, que a una expansión considerable del crédito bancario.²

Uno de los modelos más utilizados para explicar los precios de los activos es el de Gordon (1962). Este autor establece que el precio sería igual al flujo de los retornos del activo descontado por la tasa de

1 El mantenimiento de tasas de interés cercanas a cero en años de relativo crecimiento en los Estados Unidos y los países europeos habría contribuido a generar la última crisis financiera internacional. Ambos episodios estarían conectados, ya que los bancos europeos participaron en el proceso de intermediación financiera en los Estados Unidos y acumularon activos 'tóxicos' de ese país.

2 La mejora en los precios de las materias primas que exportan los países en desarrollo habría obedecido, entre otros factores, a la creciente demanda de estos productos por parte de China, India y otras economías emergentes, a la caída del dólar frente al resto de las principales monedas y a la liquidez reinante en los mercados internacionales (véase por ejemplo, Trinh et al., 2006).

interés de largo plazo.³

No obstante, los precios de las propiedades podrían responder también a otros factores. Por el lado de la oferta, a la evolución del costo de la construcción y del valor de los terrenos, así como a los márgenes de ganancias de las empresas constructoras. Por el lado de la demanda, los adquirentes de viviendas podrían verse influenciados, entre otras razones, por el ingreso disponible (aproximado por la evolución del PIB), por motivos de inversión (retornos y riesgo) y por expectativas de cambios en los precios del mercado inmobiliario en el futuro.

Case y Shiller (2003) consideran que las expectativas de incrementos en los precios de las propiedades impactarían fuertemente en la demanda si los compradores consideraran que los precios seguirán subiendo, o por lo menos que no caerán en el futuro, lo que generaría una especie de ‘burbuja especulativa’ en estos mercados. Shiller (2014) sugiere incluso que factores psicológicos y sociológicos podrían afectar también a estos precios. Para este autor, no existe consenso en la literatura respecto de las causas que estarían detrás de las fluctuaciones en los precios de los activos especulativos como las acciones, las materias primas y las propiedades.

En algunas economías desarrolladas, como la de los Estados Unidos, los precios de los activos reales (propiedades) suelen guardar además una estrecha relación con el ‘mercado crediticio’ (Mian y Sufi, 2009), a diferencia de las economías emergentes donde no existe un mercado hipotecario fuertemente consolidado.

A su vez, los precios crecientes en el mercado inmobiliario podrían tener un impacto estimulante en la industria de la construcción

3 La expresión empleada por Gordon (1962) puede formalizarse como: $P = D / (R - g)$, donde P indica el precio del activo, D es el flujo de retornos del activo (dividendos), R la tasa de interés de largo plazo y g la tasa esperada de crecimiento de los dividendos en el largo plazo. R y g pueden expresarse en términos reales o nominales (g puede tomar un valor constante). La expresión de Gordon se refiere a una ecuación de estado estacionario (no emplea el tiempo como subíndice). Una expresión similar con el tiempo como subíndice estaría representada por el valor presente

$$\text{esperado: } P_t = E_t \sum_{k=0}^{\infty} \frac{D_{t+k}}{(1+r)^{k+1}} .$$

(debido a la Q de Tobin) y afectar la riqueza de los agentes, ya que estos bienes son considerados 'reserva de valor'. De esta forma, los precios de las propiedades podrían llegar a repercutir también en la demanda agregada y en el crecimiento de la economía.

A su vez, en las economías avanzadas o en los países que siguen metas de inflación, los precios de los activos podrían actuar como transmisor de choques debido a que reaccionan rápidamente a las novedades de los mercados ('news'). De allí que estos precios podrían considerarse un importante indicador para el seguimiento de la política monetaria (Mishkin, 2001; Goodhart y Hofmann, 2001; Bernanke y Kuttner, 2005; Giuliadori, 2005; Iacoviello, 2005; Bjørnland y Jacobsen, 2008 y 2009, entre otros).

En este trabajo, se analiza el impacto de las condiciones económicas internacionales y de los precios de las materias primas exportables, así como de otros choques macroeconómicos domésticos sobre los precios de los activos en el mercado inmobiliario argentino. A tal efecto, se consideran modelos FAVAR y SVAR con restricciones de corto plazo y datos trimestrales que cubren el período 1993Q1-2012Q1.

Al igual que lo observado en otras economías exportadoras de materias primas, los cambios en los precios internacionales de estos productos podrían repercutir en el nivel de riqueza agregada, en el desempeño macroeconómico y en el precio de los activos reales. El análisis realizado en el trabajo permite evaluar los efectos de diversos choques externos y domésticos sobre el precio de las propiedades urbanas en la economía argentina.

A pesar de las modificaciones ocurridas a comienzos de 2012 en el mercado cambiario argentino, debido a las restricciones que experimentan los agentes para comprar divisas a la cotización oficial, el análisis de los determinantes de los precios de estos activos sigue siendo sumamente relevante. Ello permite determinar los principales factores que han explicado la evolución de estos precios durante las últimas dos décadas. Asimismo, no debe olvidarse el papel que podrían llegar a cumplir estos activos como

mecanismo de transmisión de la política monetaria, tal como ocurre en las economías avanzadas o en los países que siguen metas de inflación (Sutton, 2002; Chirinko et al., 2008).⁴

El resto del trabajo se desarrolla como sigue. En la sección dos, se analiza la evolución de la economía argentina y los precios de las propiedades urbanas. En la tres, se explica la metodología de los FAVAR y SVAR y los supuestos realizados en los modelos estimados, mientras que en la cuatro se presentan los resultados de las estimaciones. Por último, en la sección cinco se comentan las principales conclusiones del trabajo.

II. La economía argentina y los precios de las propiedades urbanas

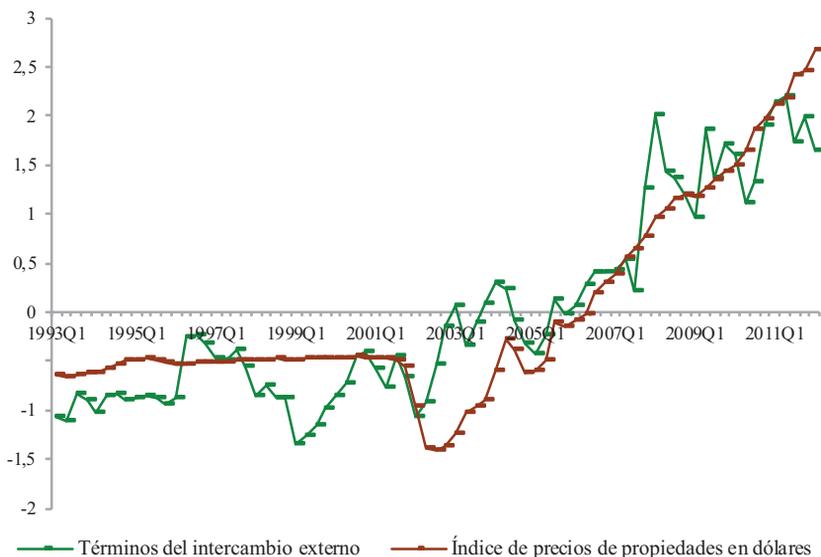
Durante el período 1993-2012 podrían considerarse dos importantes etapas de acuerdo con las políticas económicas aplicadas por el gobierno argentino. La primera corresponde al Plan de Convertibilidad y la segunda al período posterior a la crisis externa de finales de 2001. A comienzos de los años noventa se implementó el Plan de Convertibilidad, que estableció un tipo de cambio nominal fijo y convertible frente al dólar estadounidense. La reducción de la inflación lograda en ese período, la introducción de algunas reformas estructurales y el aumento de la inversión, principalmente en infraestructura, permitieron alcanzar elevadas tasas de crecimiento durante los primeros años de dicha década.

Sin embargo, la rigidez del tipo de cambio que imponía este programa junto con la caída en los precios internacionales de los productos exportables, la devaluación en Brasil, el elevado nivel de deuda externa, los déficits del sector público (provincial y nacional), el retiro del apoyo del

4 A partir del segundo trimestre de 2012 se produjo una modificación importante en el mercado de estos activos. Debido al intento del gobierno para que las transacciones en la economía se realicen en pesos (moneda doméstica) y a raíz de las mayores restricciones para acceder a la compra de divisas en el mercado oficial de cambios, la actividad de la construcción y las operaciones en el mercado inmobiliario sufrieron un retroceso, aunque la nueva Ley de blanqueo de capitales sancionada en 2013 (véase Boletín Oficial de la República Argentina, 2013) y la instrumentación de los Certificados de Depósito para Inversión en dólares (CEDIN) son un intento para estimular el mercado inmobiliario. Debido a ello, el trabajo analiza solamente el período anterior a la aplicación de las restricciones cambiarias en el mercado oficial de cambios (período 1993Q1-2012Q1).

Fondo Monetario Internacional (FMI), el aumento en las tasas de interés en los Estados Unidos y la recesión que sufría la economía desde 1998 contribuyeron a la caída del régimen de convertibilidad en diciembre de 2001. Con posterioridad a la crisis externa, la cual impulsó un tipo de cambio nominal mucho más depreciado respecto del vigente durante la década de los noventa, mejoraron las condiciones internacionales y los términos del intercambio, lo que permitió experimentar un período de sostenidas y elevadas tasas de crecimiento durante varios años.

Gráfico 1: TÉRMINOS DEL INTERCAMBIO EXTERNO E ÍNDICE DE PRECIOS DE LAS PROPIEDADES NUEVAS URBANAS (Variables estandarizadas)⁵



Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) (base 1993=100) y Universidad Argentina de la Empresa (UADE) (base 1991=100)

En el Gráfico 1, se muestran las series de los términos del intercambio externo y del índice de precios de las propiedades nuevas urbanas (índice de precios en dólares, base 1991=100, UADE)⁶. Se observa que no hay una tendencia definida de estas variables durante el régimen

5 Las variables fueron estandarizadas restando la media y dividiendo por el desvío estándar.

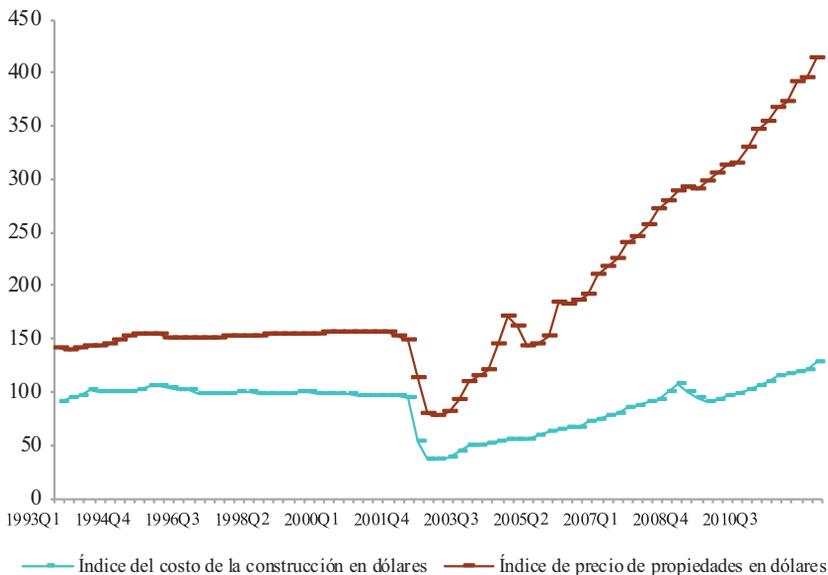
6 Se considera que este índice es representativo de lo ocurrido con los precios de las propiedades nuevas en las principales ciudades de Argentina y en particular de la región pampeana.

de convertibilidad en los años noventa, pero que a partir de la crisis externa de 2001 ambas series crecen significativamente, aunque con mayores fluctuaciones en el caso de los términos del intercambio.

Los precios de las propiedades acompañaron también la evolución del costo de la construcción en dólares de acuerdo con el mercado oficial de cambios. En el Gráfico 2 se aprecia cómo ambos índices se mantuvieron relativamente estables durante la década de los años noventa, pero que después de transcurridos algunos meses de la crisis de 2001 comenzaron a crecer, aunque a una tasa mayor en el caso de los precios de las propiedades.

La apreciación que ha venido experimentando el tipo de cambio oficial durante los últimos años con respecto a la evolución de los precios internos, ha generado un paulatino encarecimiento de los precios de los materiales de construcción y de los salarios en dólares en esta industria (entre el cuarto trimestre de 2001 e igual período del año 2011 el tipo de cambio oficial creció a una tasa acumulativa del 15,5% anual, mientras que el nivel general del costo de la construcción lo hizo al 18,4% anual). No obstante, el precio de los activos experimentó un crecimiento mucho más importante en comparación con el costo de la construcción en la misma moneda desde la finalización de la crisis externa de 2001. Ello hace presumir que algunos factores externos y domésticos podrían haber influido específicamente en el comportamiento de los precios de las propiedades en la última década.

Gráfico 2: ÍNDICE DEL COSTO DE LA CONSTRUCCIÓN E ÍNDICE DE LOS PRECIOS DE LAS PROPIEDADES NUEVAS URBANAS



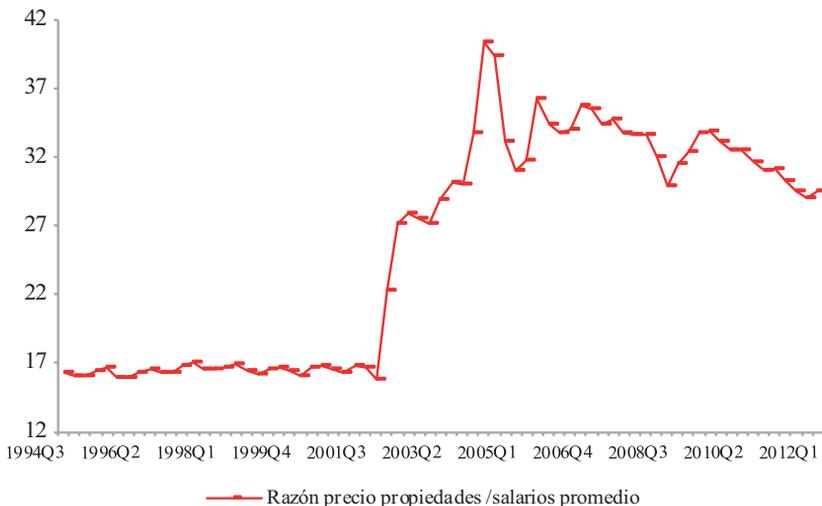
Fuente: Elaboración propia con datos del INDEC y UADE (base 1991=100)

El poder adquisitivo de los asalariados para acceder a la compra de una propiedad nueva urbana declinó con posterioridad a la devaluación del peso que tuvo lugar después de la crisis de 2001. El deterioro de los salarios fue creciendo desde ese año y alcanzó un máximo a mediados de 2004. A partir de allí, comenzó a observarse una recuperación gradual del salario promedio de la economía. No obstante, se habría necesitado en promedio en la última década, aproximadamente un 90% más de trabajo asalariado en comparación con los años noventa, para adquirir una vivienda nueva en los principales centros urbanos del país (Gráfico 3).

El crecimiento de la economía registrado durante este último período favoreció el consumo de alimentos y de algunos bienes durables y no durables por parte de los asalariados, pero no se tradujo en un mayor poder de compra de estos sectores respecto de los bienes que podrían considerarse 'reserva de valor', como sería el caso de las propiedades

nuevas urbanas.⁷ La mayor generación de empleos durante este segundo período, así como los elevados ingresos registrados en algunos de los sectores más favorecidos de la economía podrían haber compensado la caída relativa en el poder de compra de los asalariados urbanos.

Gráfico 3: RAZÓN ENTRE LOS PRECIOS DE LAS PROPIEDADES NUEVAS URBANAS Y EL SALARIO PROMEDIO DE LA ECONOMÍA



Fuente: Elaboración propia con datos de UADE, ex Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones (AFJP) e INDEC

A diferencia de las economías avanzadas, donde el crédito bancario y las garantías hipotecarias representan la base del mercado inmobiliario, en Argentina el crédito hipotecario es muy reducido, mientras que la mayor parte de la demanda de viviendas nuevas en los centros urbanos, especialmente de la zona pampeana, ha tenido su origen en los excedentes generados por el sector rural (principal beneficiario de las mejoras en los términos del intercambio) y por el sector industrial proveedor de bienes de consumo y de alimentos. Estos sectores 'rentistas' son los que han liderado la demanda de viviendas nuevas durante el reciente auge en los precios de las materias primas.

7 Para Canitrot (1975), la redistribución del ingreso sería un objetivo primordial de la política populista pero no así la redistribución de la riqueza.

La mayor inflación, el reducido menú de opciones para ahorrar a largo plazo, la existencia de rendimientos reales negativos para las colocaciones financieras y la pérdida de confianza en las principales divisas (debido a las políticas monetarias acomodaticias por parte de los bancos centrales) podrían haber alentado también a los agentes a invertir en el mercado inmobiliario doméstico.⁸

Argentina sería también una de las economías donde los precios de las propiedades habrían experimentado un mayor crecimiento desde comienzos de los años noventa (Tabla 1).

**Tabla 1: PRECIOS DE PROPIEDADES RESIDENCIALES
EN DIVERSOS PAÍSES**
Índices 1991=100 (excepto Colombia 1997=100 y Dinamarca 1992=100)^{1/}

Año	País						
	Argentina	Canadá	Colombia	Dinamarca	Estados Unidos	Nueva Zelanda	Reino Unido
1991	100	100	s/d	s/d	100	100	100
1992	136	100	s/d	100	103	101	97
1993	141	99	s/d	98	105	105	95
1994	147	99	s/d	111	109	119	93
1995	153	97	s/d	123	111	130	97
1996	150	96	s/d	134	115	144	103
1997	152	97	100	147	118	152	113
1998	153	99	109	159	124	150	119
1999	154	103	110	178	131	153	128
2000	155	108	108	191	140	152	141
2001	153	114	115	205	150	155	154
2002	87	125	117	210	160	171	180
2003	109	141	123	228	173	204	209
2004	155	157	140	243	189	241	243
2005	166	170	151	285	209	274	254
2006	201	182	161	342	221	302	269
2007	242	196	188	355	222	335	293
2008	283	208	216	344	205	321	277
2009	301	214	238	298	194	315	249
2010	336	230	258	308	188	322	262
2011	382	245	286	s/d	180	325	264
2012	414	255	319	s/d	186	341	288

^{1/} Índices calculados con los precios expresados en la moneda de cada país, excepto de Argentina que corresponde a dólares estadounidenses

Fuente: Elaboración propia a partir de: Argentina, UADE (Buenos Aires, zona norte, departamentos nuevos, 2012, primer trimestre); Canadá, National Bank of Canadá (Montreal); Colombia, Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), (Bogotá, propiedades nuevas); Dinamarca, Statistics Denmark (total país, residencial); Estados Unidos, Federal Housing Finance Agency (total país); Nueva Zelanda, Reserve Bank (total país, residencial); Reino Unido, Nationwide (total país, propiedades nuevas, residencial)

8 A ello se suma el desarrollo en los últimos años, de 'fideicomisos' vinculados al sector de la construcción que estimularon las inversiones en viviendas nuevas.

No obstante, el auge experimentado por la construcción durante la última década no modificó sustancialmente la participación del sector en el PIB total en moneda constante. Comparado con la década de los noventa, la participación de la construcción en el producto a precios constantes se mantuvo prácticamente sin cambios entre ambos períodos: del 5,4% pasó al 5,6% (la participación de la inversión en construcción en el PIB real se incrementó del 11,5% al 12,0%).⁹

III. Metodología de los FAVAR (factor aumentado VAR) y SVAR. Modelos a estimar

Los modelos FAVAR tienen su origen en los trabajos de Bernanke y Boivin (2003) y Bernanke et al. (2005), relacionados con la transmisión de la política monetaria (puede consultarse también el artículo de Eickmeier et al., 2011a, sobre estimación y pronósticos con modelos FAVAR, donde se mencionan también otros trabajos con esta metodología).¹⁰

Los VAR estándar han sido utilizados frecuentemente para medir los choques de política monetaria y sus efectos sobre las variables macroeconómicas. No obstante, debido a que la información incluida en estos modelos resulta por lo general, inferior a la utilizada en la práctica por la autoridad monetaria (que suele monitorear un gran número de series de tiempo), el VAR podría estar mal especificado y generar errores de predicción. El '*price puzzle*', indicado por Sims (1992) (un choque de política monetaria contractiva sería seguido por un incremento en el nivel general de precios en lugar de una reducción como establece la teoría económica convencional), sería una de las consecuencias del probable sesgo en los coeficientes de estos modelos.

9 Se utilizaron datos trimestrales del PIB total y del PIB construcción en moneda constante (base 1993=100). La comparación se realizó con las participaciones promedio del sector para los períodos 1993Q1-2001Q4 y 2002Q1-2012Q1, respectivamente.

10 Lombardi et al. (2010) emplean modelos FAVAR para analizar los factores comunes que explican los precios internacionales de las materias primas. Puede verse también el artículo de Eickmeier et al. (2011b).

Trabajos más recientes han intentado incorporar un conjunto mayor de información en los modelos de VAR. Bernanke y Boivin (2003) *op. cit.* y Bernanke et al. (2005) *op. cit.* combinan los VAR con el análisis de factores para medir los efectos de la política monetaria en lo que ellos denominan un ‘*data-rich environment*’. Esta propuesta establece que una pequeña cantidad de factores, que reflejaría una fuente común de fluctuaciones o co-movimientos en las series de tiempo, podría contener gran cantidad de información sobre la economía o sobre las variables que se intentan estimar. De esta forma, los FAVAR evitarían los problemas de grados de libertad que suelen afectar a los VAR estándar al intentar considerar un mayor número de variables en los modelos.¹¹

El esquema original de Bernanke consiste en dos ecuaciones. La primera relaciona un vector Y_t ($M \times 1$) de variables observables (variables de política monetaria, como la tasa de Fondos Federales de los Estados Unidos) y un vector F_t ($K \times 1$) de factores no observables (precios, producto potencial), que forman parte de una ‘ecuación de transición’:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Theta(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (1)$$

donde $\Theta(L)$ representa un polinomio de retraso de orden finito d (que podría contener restricciones) y v_t indica un término de error con media cero y matriz de covarianza Ω_v .

Una segunda ecuación relaciona una matriz de información X_t ($N \times 1$), que contiene una gran cantidad de series de tiempo a partir de los factores no observables F_t que resumen la información incluida en X_t , y de las variables macroeconómicas observables Y_t a través de una ‘ecuación de observación’ (siendo $K+M < N$):

$$X_t = \Lambda (F_t Y_t) + \varepsilon_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde Λ^f es una matriz ($N \times K$) de factores, Λ^y es una matriz ($N \times M$) y ε_t es un vector ($N \times 1$) de términos de error que estarían débilmente

11 Algunos autores critican esta propuesta debido a la imposibilidad de asignar alguna interpretación económica a dichos factores.

correlacionados y con media cero. El número de factores resulta menor que las variables analizadas por el método de componentes principales.

La estimación del modelo FVAR podría realizarse en dos pasos (método semi-paramétrico): el primero estima los factores por medio del método de componentes principales (estáticos) y luego, en un segundo paso, se obtiene el factor-aumentado VAR (FAVAR).¹²

Dado que el modelo FAVAR contiene al VAR estándar, sería posible comparar los resultados obtenidos en ambos modelos y evaluar la contribución marginal de la información adicional incluida en los F_t (factores no observables que deben ser estimados).

Los factores estimados por el método de componentes principales consideran las siguientes series de tiempo correspondientes a la economía internacional (se presume que están conducidas por choques macroeconómicos comunes): i- precio internacional de la soja; ii- precio internacional del maíz; iii- precio internacional del trigo; iv- precio internacional del petróleo WTI; v- precio internacional del oro; vi- índice de producción industrial de las economías avanzadas; vii- índice de producción industrial de Brasil; viii- PIB real de Estados Unidos; ix- ratio M1/PIB de Estados Unidos; x- ratio base monetaria/PIB de Estados Unidos; xi- inversa del tipo de cambio efectivo de Estados Unidos (un valor más elevado indicaría una mayor depreciación del dólar respecto del resto de las monedas); xii- tasas de desempleo de Estados Unidos (ver fuente de los datos en Apéndice A).

El comportamiento de estas series resulta de mucha importancia para la evolución del sector externo argentino y el desempeño de la economía. El análisis de componentes principales permite obtener una medida de la variabilidad conjunta de las mismas a partir de algún componente común (combinación lineal). El modelo FAVAR incluye este componente común de las series externas

12 Existe un segundo procedimiento de estimación (paramétrico) en un solo paso a través del enfoque bayesiano, y de la técnica de 'Gibbs sampling' (este método estima simultáneamente los factores y el proceso dinámico en 'State-Space'). Para Bernanke et al. (2005) ambas metodologías presentarían resultados similares.

consideradas. La incorporación de todas estas series en un VAR estándar generaría problemas debido a la pérdida de grados de libertad que ello implicaría.

Como paso previo, las variables fueron transformadas tomando logaritmos y corrigiendo la estacionalidad en algunos casos (índice de producción industrial de las economías avanzadas) por medio del programa X12-ARIMA; luego fueron estandarizadas restando la media y dividiendo por el desvío estándar. Una vez obtenidos los factores por el método de componentes principales, se realiza la estimación del modelo FAVAR incluyendo al primer componente principal (pc), el PIB real (PIB), el deflactor del PIB (def), las tasas de interés (i), el tipo de cambio real multilateral (tcrmdf) y el índice de precios de las propiedades nuevas urbanas (propied) con las variables en logaritmo y en primeras diferencias, salvo las tasas de interés que se incluyen en niveles (modelo uno).¹³ El primer componente principal, que representa más del 60% de la varianza de las series consideradas en el párrafo anterior, sería una variable conjunta que estaría indicando condiciones ‘favorables’ para Argentina en la economía internacional.

Alternativamente, se estima un modelo SVAR con restricciones de corto plazo donde se reemplaza a la ‘variable externa’ obtenida por el método de componentes principales, por los términos del intercambio externos (modelo dos). El ordenamiento de las variables es similar al utilizado en el FAVAR: los términos del intercambio (tie) se ubican en primer lugar y el resto de las variables domésticas después (variables en primeras diferencias del logaritmo salvo las tasas de interés).

En particular, para el modelo de SVAR (con restricciones de corto plazo) el ordenamiento considerado se basa en los siguientes supuestos:

- La variable externa sería estrictamente exógena para una economía pequeña (no se vería contemporáneamente afectada por las variables domésticas incluidas en el modelo).

13 Las pruebas de Dickey-Fuller y Phillips-Perron no permiten rechazar al 5% la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, salvo en las tasas de interés que se consideran estacionarias en niveles $I(0)$. De esta forma, debido al diferente grado de integración de las variables, no sería adecuada la estimación de un modelo de VEC (cointegración). Se incluye una tabla en el Apéndice A.

- Las tasas de interés del mercado doméstico reaccionan en forma inmediata a las condiciones económicas internas (PIB real y nivel general de precios), pero tomaría por lo menos un período antes de que los choques en las tasas de interés afecten a dichas variables.
- El tipo de cambio real y el valor de los activos se colocan en último lugar ya que reaccionarían en forma inmediata frente a los choques en las tasas de interés. Este supuesto es consistente con un ajuste contemporáneo del valor de los activos frente a los choques monetarios (véanse por ejemplo los trabajos de Rigobon y Sack, 2004; Zettelmeyer, 2004; Bjørnland y Leitemo, 2008; y Bjørnland, 2009).
- Este ordenamiento podría asimilarse al caso de tasas de interés inducidas (por ejemplo, a través de letras del Banco Central) o administradas por la autoridad monetaria.¹⁴ No obstante, la legitimidad de este supuesto sería cuestionable si la autoridad monetaria utilizara dentro del período la información brindada por los choques en el valor de los activos. Pero dado que en Argentina no se ha seguido una política de metas de inflación (salvo tal vez, durante un corto lapso con posterioridad a la crisis externa de 2001), no se considera esta hipótesis y se hace en cambio el supuesto de que las tasas de interés no reaccionan contemporáneamente a los precios de los activos (ello podría ocurrir, sin embargo, una vez transcurrido el período inicial). Este ordenamiento difiere por tanto, del utilizado por Bjørnland y Jacobsen (2008 y 2009) y otros autores al analizar los casos de economías que aplican metas de inflación y/o cuyos bancos centrales toman en cuenta para sus decisiones de política monetaria la información brindada en el corto plazo por los precios de las propiedades y de otros activos reales.

En síntesis, el ordenamiento se inicia con el choque externo, seguido por los choques de oferta y nominal. Luego, se ubica el choque

¹⁴ La autoridad monetaria ha tratado en los últimos años de mantener las tasas de interés por debajo de las tasas de inflación.

monetario, y por último el tipo de cambio real y el precio de los activos (que se colocan en último lugar del modelo). Este tipo de ordenamiento, primero el nivel de actividad y luego las tasas de interés y el tipo de cambio, es compatible con el trabajo de Eichenbaum y Evans (1995), entre otros.

Los modelos (FAVAR y SVAR) que se estiman con cinco retrasos (la periodicidad más uno), y variables en logaritmo y en diferencias salvo las tasas de interés, permiten computar las funciones de impulso-respuesta y realizar el análisis de descomposición de la varianza de los precios de las propiedades urbanas frente al choque externo y los choques domésticos.

En el modelo FAVAR se emplea por *default* la factorización de Cholesky, y en el SVAR, la estructural (modelo AB propuesto por Amisano y Giannini, 1997; en símbolos: $A \varepsilon_t = B \mu_t$, donde ε_t representa la innovación reducida, μ_t la estructural y A, B son matrices no observables separadamente). La metodología del modelo SVAR se indica en el Apéndice B (sobre el particular también puede consultarse a Lütkepohl, 1991).

Se incluye también una variable binaria que toma valor uno en 1995Q3 (efecto de la crisis tequila en México), 2001Q4 (período donde se desató la crisis de la Convertibilidad) y 2008Q4 (última crisis financiera internacional), y cero en los restantes trimestres.

IV. Resultados de las estimaciones

IV.1. Funciones de impulso-respuesta

Los modelos FAVAR y SVAR permiten estimar las funciones de respuesta de los precios de las propiedades nuevas urbanas frente al choque externo y los choques domésticos (Gráficos 4 y C.5, este último en el Apéndice C). Los gráficos muestran las respuestas acumuladas al recuperarse el nivel de las variables (un desvío estándar).

En el modelo uno (FAVAR), se observa cómo el choque en las 'condiciones externas' (primer componente principal), genera un efecto

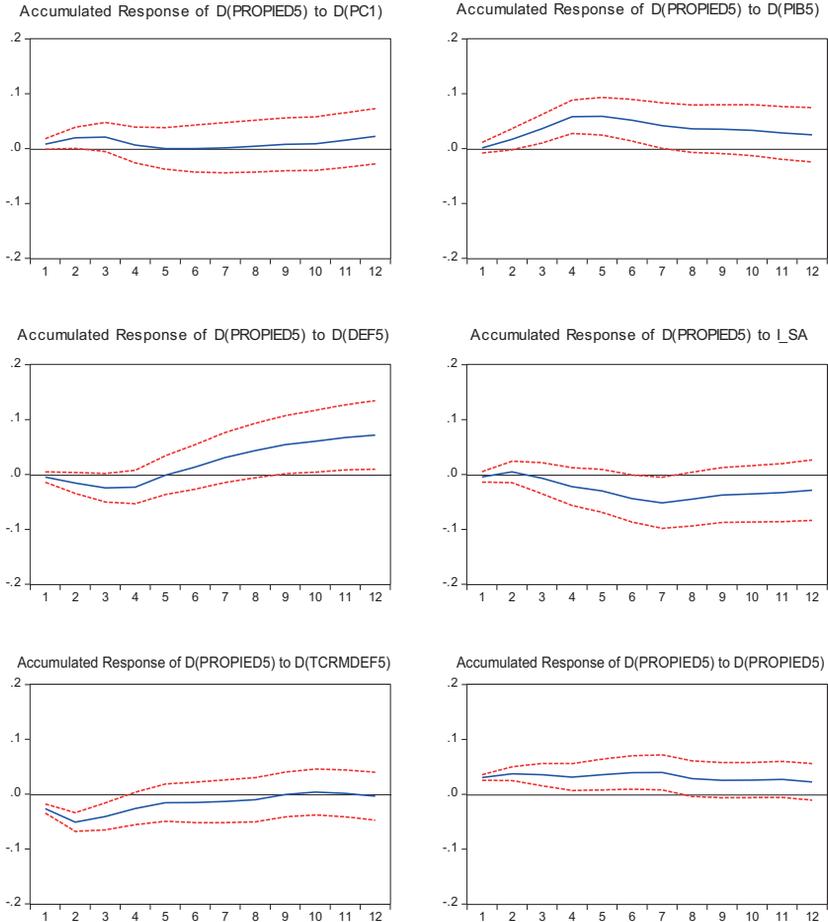
positivo en los precios de las propiedades al igual que el choque de oferta (PIB real), siendo significativa esta última respuesta.

El choque nominal (deflactor del PIB) afecta inicialmente en forma negativa a los precios de las propiedades, pero después de un año la respuesta se torna positiva. Los aumentos en el deflactor del PIB serían una medida de la inflación en la economía. Mayores tasas de inflación afectarían positivamente a los precios de las propiedades en el largo plazo y estos a su vez podrían impactar en la inflación (Bjørnland y Jacobsen, 2009).¹⁵

El choque monetario (tasas de interés) produce un efecto negativo y significativo en los precios de las propiedades urbanas, salvo durante los dos primeros períodos donde la respuesta es casi nula, mientras que el choque de demanda (tipo de cambio real) determina una respuesta en los precios de esos activos, negativa y significativa en el corto plazo y ligeramente positiva después de nueve períodos. A corto plazo, una depreciación del tipo de cambio quitaría poder de compra a los inversores, a quienes les resultaría más costoso adquirir los dólares para la compra de viviendas y generaría además un efecto contractivo en la economía (efecto riqueza negativo), lo que tendría un impacto desfavorable en la demanda de viviendas. A largo plazo en cambio, la depreciación de la moneda doméstica podría estimular las exportaciones y el nivel de actividad e impactar positivamente en los precios de las propiedades.

15 Se considera más adecuado utilizar el deflactor del PIB, que abarca el total de la economía, y no el IPC, cuyos datos corresponden a la ciudad de Buenos Aires y cuya medición ha sido cuestionada desde el 2007.

**Gráfico 4: MODELO UNO: FAVAR. RESPUESTAS ACUMULADAS DE
LOS PRECIOS DE LOS ACTIVOS FRENTE A DIFERENTES CHOQUES
(UN DESVÍO ESTÁNDAR)**



Por su parte, el choque en los términos del intercambio determina inicialmente un efecto positivo y significativo en los precios de las propiedades, aunque después de transcurridos dos años de iniciado el choque, la respuesta tiende a hacerse negativa (modelo dos). Los demás choques de este modelo producen efectos similares a los observados en el FAVAR. En este caso, el choque positivo en las tasas de interés genera una respuesta negativa, permanente

y significativa en los precios de las propiedades urbanas, excepto durante los dos primeros períodos, en los que la respuesta es casi nula (Gráfico C.1, Apéndice C).

En síntesis, los choques en los términos del intercambio, en el PIB real, en el tipo de cambio (un tipo de cambio real más depreciado) y en el deflactor del PIB (inflación) generan efectos positivos en los precios de las propiedades en el largo plazo. En contraste, la respuesta de los precios de estos activos ante un choque en las tasas de interés es negativa, excepto durante los dos primeros períodos.

Las mejoras en los términos del intercambio y en las condiciones externas, el crecimiento de la economía e incluso un tipo de cambio real más depreciado (largo plazo) podrían traducirse en un mayor poder de compra para algunos sectores, como por ejemplo el agro y algunas ramas industriales, favoreciendo así un incremento en la demanda de viviendas y en los precios de las propiedades. A su vez, la inflación podría estar acompañada en el largo plazo por aumentos en los precios de estos activos, tal como destacan Bjørnland y Jacobsen (2009). En contraste, mayores tasas de interés harían menos atractivo el consumo de bienes durables y la adquisición de viviendas en los centros urbanos.

En ambos modelos no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación serial en los residuos, de acuerdo con la prueba LM (en el modelo uno LM-stat: 40, Probabilidad: 0,30; en el modelo dos, LM-stat.: 36,9, Probabilidad: 0,43).

Las estimaciones muestran que las raíces inversas del polinomio AR (característico) se encuentran dentro del círculo unitario, sugiriendo que los modelos serían estables.

Asimismo, no se rechaza la hipótesis nula de no heterocedasticidad sin términos cruzados (modelo uno Chi-sq: 1016, Probabilidad: 0,61; modelo dos: Chi-sq: 1014, Probabilidad: 0,62).

Cabe agregar que la estimación de ambos modelos para un período más reducido (1993Q1-2007Q4) arroja comportamientos similares

para las funciones de impulso-respuesta, por lo que las estimaciones serían bastante robustas y la incorporación de los datos posteriores a 2007 no alteraría significativamente los resultados. Como se observa en el Gráfico C.2 del Apéndice C, los precios de las propiedades responden en forma positiva, significativa y permanente ante choques en los términos del intercambio externos, mientras que las demás respuestas coinciden por lo general con las observadas para el período completo.¹⁶

IV.2. Análisis de descomposición de la varianza

El análisis de varianza permite establecer la importancia que presentan cada uno de los choques en la variabilidad de los precios de las propiedades urbanas (importancia relativa de cada innovación aleatoria).

Se observa cómo después de 24 trimestres, la varianza de los precios de las propiedades urbanas responde principalmente a los choques en el tipo de cambio real y en el deflactor del PIB, en tanto que las innovaciones en las tasas de interés, en el PIB real y en la variable externa, resultan individualmente menos importantes para explicar la volatilidad de dichos precios (FAVAR, modelo uno).

16 Para la estimación con un período más reducido se tiene: prueba de ausencia de correlación serial, LM-stat: 42,9, Probabilidad: 0,20; no heterocedasticidad sin términos cruzados: Chi-sq: 1019, Probabilidad: 0,58.

**Tabla 2: ANÁLISIS DE DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA
DE LOS PRECIOS DE LAS PROPIEDADES URBANAS
(En porcentaje)**

FAVAR (modelo uno)						
Variable / período	Variable externa	PIB real	Deflactor del PIB	Tasas de interés	Tipo de cambio real	Precios propiedades urbanas
1	3,9	0,1	1,4	1,2	39,9	53,5
6	7,6	19,1	15,2	12,1	28,8	17,2
12	7,6	17,6	21,3	12,3	25,2	15,9
18	7,8	17,4	21,2	12,9	25,1	15,7
24	7,8	17,4	21,2	12,9	25,1	15,7
SVAR (modelo dos)						
1	16,6	0,2	3,9	0,3	30,3	48,7
6	13,4	22,7	16,1	10,9	20,2	16,6
12	13,0	24,0	19,4	10,3	18,3	15,0
18	13,0	23,9	19,7	10,3	18,2	14,9
24	13,0	23,9	19,7	10,3	18,2	14,9

En el modelo uno, la variable externa representa el primer componente principal de las series internacionales mencionadas en la sección tres del trabajo, mientras que en el modelo dos esta variable corresponde a los términos del intercambio externo

En el caso del SVAR (modelo dos), las innovaciones en el PIB real (24%) y en el deflactor del PIB (20%) serían los más relevantes para explicar la volatilidad de los precios de los activos. Los términos del intercambio explican un porcentaje más elevado de la varianza de los precios de las propiedades nuevas urbanas, que la 'variable externa' representada por el primer componente principal de las series internacionales consideradas en el FAVAR.

El efecto de los factores externos en el precio de las propiedades no ocurre solo en forma directa, sino también indirectamente a través del impacto que las condiciones externas presentan en el nivel de actividad (PIB real).

A su vez, las variables consideradas explicarían en conjunto la mayor parte de la volatilidad de los precios de las propiedades. El choque propio representa un porcentaje comparativamente menor que no alcanza al 16% en ambos modelos.

Por su parte, los choques externos serían menos importantes que los monetarios para explicar la variabilidad del PIB real después de 24

trimestres, lo que estaría en línea con lo sugerido por Bernanke et al. (1997).¹⁷ No se muestran estos porcentajes en la Tabla 2.

V. Conclusiones

El objetivo de este trabajo es analizar los efectos de los choques externos y domésticos en los precios de las propiedades nuevas urbanas en el mercado argentino.

En algunos países desarrollados como Estados Unidos, los precios de los activos reales (propiedades) suelen guardar además una estrecha relación con el mercado crediticio (Mian y Sufi, 2009), a diferencia de las economías emergentes donde no existe un mercado hipotecario consolidado.

Lo que se ha intentado verificar en el trabajo es que en las economías emergentes, como es el caso argentino, el auge en los precios de las materias primas, el denominado 'viento de cola', habría sido uno de los factores determinantes del incremento experimentado en los precios de las viviendas urbanas durante los últimos años. Las condiciones externas y los términos del intercambio favorables podrían impactar en el nivel de actividad económica y afectar el precio de los activos, como el de las propiedades, dado que ello aumentaría el poder de compra y el bienestar de los inversores y de los demandantes de viviendas urbanas. En este sentido, el efecto de las variables externas en el precio de las propiedades no solo se daría en forma directa, sino también indirectamente a través del impacto que las condiciones externas presentan en el PIB real. A su vez, al igual que en las economías desarrolladas, otros factores macroeconómicos, como las tasas de interés, el tipo de cambio real y la inflación, podrían influir también en los precios de los activos reales.

Las estimaciones se realizan a través de modelos FAVAR y SVAR (con restricciones de corto plazo) y datos trimestrales, cubriendo el período 1993Q1-2012Q1 (período anterior a las restricciones para acceder a la compra de divisas en el mercado oficial de cambios).

¹⁷ Véanse también los trabajos de Hamilton y Herrera (2004); El-Sharif et al. (2005); y Jiménez-Rodríguez y Sánchez (2005).

Los resultados de las funciones de respuesta sugieren que la existencia de condiciones externas favorables (alza en los términos del intercambio), el crecimiento del producto, el incremento en el nivel general de precios, la aplicación de políticas monetarias laxas y la depreciación del tipo de cambio real podrían inducir mejoras en los precios de estos activos en el mediano o largo plazo.

Por su parte, el análisis de descomposición de la varianza muestra que, después de transcurridos veinticuatro trimestres, la varianza de los precios de las propiedades responde principalmente a los choques en el tipo de cambio real, en el crecimiento de la economía y en el deflactor del PIB, en tanto que las innovaciones en las tasas de interés y en las condiciones externas representan individualmente porcentajes menores. En conjunto, los factores externos y los macroeconómicos domésticos considerados en las estimaciones, explican más del 84% de la variabilidad de los precios de las propiedades nuevas urbanas después de 24 trimestres.¹⁸

En este sentido, la aplicación de regulaciones a los precios de las materias primas (por ejemplo, a través de impuestos a las exportaciones), la reducción de las tasas de inflación y la instrumentación de una política monetaria más astringente, contribuirían a contrarrestar los incrementos en los precios de las propiedades nuevas urbanas, mientras una mayor expansión de la economía y un tipo de cambio real más depreciado estimularían en el largo plazo, mejoras en dichos precios.

Asimismo, el desarrollo del crédito hipotecario de largo plazo podría facilitar también el acceso a la propiedad de estos activos por parte de los asalariados y de la clase media urbana.

18 Aunque solo se dispone de datos parciales, el índice trimestral de la construcción de la ciudad de Buenos Aires (índice base: 1993=100) muestra que dicho indicador habría pasado de 70,8 en 2003Q1 a 241,3 en 2009Q4, por lo que la oferta de metros cuadrados correspondiente a construcciones nuevas también habría sido sostenida durante el período analizado y en particular en la última década (Ministerio de Hacienda, ciudad de Buenos Aires)

Referencias Bibliográficas

Amisano, G. and C. Giannini (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics*, Second Edition, Springer-Verlag, Berlin

Bernanke, B., M. Gertler, M. Watson (1997). "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1997 (1), pp. 91-157

Bernanke, B. and J. Boivin (2003). "Monetary policy in a data-rich environment", *Journal of Monetary Economics*, 50, pp. 525-546

Bernanke, B., J. Boivin, P. Elias (2005). "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach", *The Quarterly Journal of Economics*, 120 (1), pp. 387-422

Bernanke, B. and K. Kuttner (2005). "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?", *The Journal of Finance*, 60 (3), pp. 1221-1257

Bjørnland, H. C. (2009). "Oil Price Shocks and Stock Market Booms in an Oil Exporting Country", *Scottish Journal of Political Economy*, 56 (2), pp. 232-254

Bjørnland, H. C. and K. Leitemo (2008). "Identifying the interdependence between U.S. monetary policy and the stock market", *Journal of Monetary Economics*, 56, pp. 275-282

Bjørnland, H. C. and D. H. Jacobsen (2008). "The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in the U.S.", Norges Bank, Working Paper 2008/24, December

Bjørnland, H. C. and D. H. Jacobsen (2009). "The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in small open economies", Norges Bank, Working Paper 2009/06, April

Boletín Oficial de la República Argentina, *Ley 26.860*, de 31 de mayo de 2013

Canitrot, A. (1975). "La experiencia populista de redistribución de ingresos", *Desarrollo Económico*, 15 (59), pp. 331-351

Case, K. E. and R. Shiller (2003). "Is There a Bubble in the Housing Market?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003 (2), pp. 299-342

Chirinko, R., L. de Haan, E. Sterken (2008). "Asset Price Shocks, Real Expenditures, and Financial Structure: A Multi-Country Analysis", CESIFO Working Paper N° 2342, July

Departamento Administrativo Nacional de Estadística (2013). Datos disponibles en <http://www.dane.gov.co/> (recuperado el 18 de abril de 2013)

Eichenbaum, M. and Ch. Evans (1995). "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates", *The Quarterly Journal of Economics*, 110 (4), pp. 975-1009

Eickmeier, S., W. Lemke, M. Marcellino (2011a). "Classical time-varying FAVAR models - estimation, forecasting and structural analysis", Deutsche Bundesbank, Discussion Paper N° 04/2011

Eickmeier, S., W. Lemke, M. Marcellino (2011b). "The changing international transmission of financial shocks: evidence from a classical time-varying FAVAR", Deutsche Bundesbank, Discussion Paper n° 05/2011

El-Sharif, I., D. Brown, B. Burton, B. Nixon, A. Russell (2005). "Evidence on the nature and extent of the relationship between oil prices and equity values in the UK", *Energy Economics*, 27, pp. 819-830

Federal Housing Finance Agency (2013). Datos disponibles en <http://www.fhfa.gov/> (recuperado el 18 de abril de 2013)

Giuliodori, M. (2005). "The Role of House Prices in the Monetary Transmission Mechanism across European Countries", *Scottish Journal of Political Economy*, 52 (4), pp. 519-543

Goodhart, C. and B. Hofmann (2001). "Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy", Federal Reserve Bank of San Francisco, Paper prepared for the conference on "Asset Prices, Exchange Rates, and Monetary Policy", Stanford University, March 2-3, 2001, February

Gordon, M. J. (1962). *The investment, financing and valuation of the corporation*, Homewood, Ill., R.D. Irwin

Hamilton, J. D. and A. M. Herrera (2004). "Comment: Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy", *Journal of Money, Credit and Banking*, 36 (2), pp. 265-286

Iacoviello, M. (2005). "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle", *The American Economic Review*, 95 (3), pp. 739-764

International Monetary Fund, "International Financial Statistics (IFS)". Disponible en <http://elibrary-data.imf.org/FindDataReports.aspx?d=33061&e=169393>

Jiménez-Rodríguez, R. and M. Sánchez (2005). "Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries", *Applied Economics*, 37 (2), pp. 201-228

Lombardi, M., Ch. Osbat, B. Schnatz (2010). "Global Commodity Cycles and Linkages. A FAVAR Approach", European Central Bank, Working Paper N° 1170, April

Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin

Mian, A. and A. Sufi (2009). "The Consequences of Mortgage Credit Expansion: Evidence from the U.S. Mortgage Default Crisis", *The Quarterly Journal of Economics*, 124 (4), pp. 1449-1496

Ministerio de Hacienda, "Sec Informa – Boletín Mayo 2011", Dirección General de Estadísticas y Censos. Disponible en http://www.estadistica.buenosaires.gov.ar/areas/hacienda/sis_estadistico/boletin/mayo11/presentacion.html

Mishkin, F. (2001). "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy", NBER Working Paper 8617, December

National Bank of Canada, "Teranet – National Bank House Price Index – Montréal". Disponible en <http://www.housepriceindex.ca/> (recuperado el 18 de abril de 2013)

Nationwide Building Society (2013). Datos disponibles en <http://www.nationwide.co.uk/> (recuperado el 18 de abril de 2013)

Reserve Bank of New Zealand (2013). Datos disponibles en <http://www.rbnz.govt.nz/> (recuperado el 18 de abril de 2013)

Rigobon, R. and B. Sack (2004). "The impact of monetary policy on asset prices", *Journal of Monetary Economics*, 51, pp. 1553-1575

Shiller, R. (2014). "Speculative Asset Prices", *American Economic Review*, 104 (6), pp. 1486 -1517

Sims, Ch. (1992). "Interpreting the macroeconomic time series facts. The effects of monetary policy", *European Economic Review*, 36, pp. 975-1011

Statistics Denmark (2013). Datos disponibles en <http://www.dst.dk/en.aspx> (recuperado el 18 de abril de 2013)

Sutton, G. (2002). "Explaining changes in house prices", *BIS Quarterly Review*, September, pp. 46-55

Trinh, T., S. Voss, S. Dyck (2006). "China's commodity hunger", Deutsche Bank Research, June

Universidad Argentina de la Empresa (2011). *Informe de la Construcción y del Mercado Inmobiliario*, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Buenos Aires

Zettelmeyer, J. (2004). "The impact of monetary policy on the exchange rate: evidence from three small open economies", *Journal of Monetary Economics*, 51, pp. 635-652

APÉNDICES

APÉNDICE A

Series utilizadas en el trabajo

- Variable externa estimada por el método de componentes principales. Se emplean los precios internacionales de la soja, maíz, trigo, petróleo y oro, el índice de producción industrial de las economías avanzadas, el índice de producción industrial de Brasil, el PIB real de Estados Unidos, razón M1/PIB de Estados Unidos, razón base monetaria/PIB de Estados Unidos, la inversa del tipo de cambio efectivo de Estados Unidos y tasas de desempleo de Estados Unidos, con datos provenientes de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI (IMF por sus siglas en inglés).
- Términos del intercambio externo (base 1993=100, INDEC). Representa el cociente entre los índices de los precios de exportación y de importación provenientes del comercio exterior.
- Índice de precios de las propiedades nuevas urbanas en dólares de acuerdo con el mercado oficial de cambios. Representa los precios de los departamentos nuevos en la zona norte de la ciudad de Buenos Aires, por m² (base 1991=100). Los tres últimos datos de la serie se obtienen a partir de un empalme con el índice de precios de las propiedades base 2004=100 y corresponde a promedios trimestrales del índice mensual, UADE.
- Índice del costo de la construcción (en dólares). Índice general del costo de la construcción privada en edificios destinados a vivienda en la ciudad de Buenos Aires y 24 partidos del Gran Buenos Aires, (INDEC, 1993=100) deflactado por el tipo de cambio oficial del dólar (Estadísticas Financieras Internacionales del FMI).
- Salario nominal. Corresponde a la remuneración bruta promedio (con sueldo anual complementario devengado), proveniente de

las ex AFJP hasta 2008:1. Desde esa fecha en adelante la serie se empalma con el índice general de salarios del INDEC (base cuarto trimestre 2001=100).

- PIB real (base 1993=100) desestacionalizado, índice de precios implícitos del PIB (deflactor) desestacionalizado, tasas de interés (nominales pasivas anuales) desestacionalizadas y tipo de cambio real multilateral (tipo de cambio nominal deflactado por el índice de precios implícitos del PIB) (INDEC y Banco Central).

Tabla A.1: PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Serie	ADF significatividad constante	ADF significatividad tendencia	ADF	Phillips-Perron
Términos del intercambio	Si	Si	-2.10	-2.81
PIB real	No	Si	-1.33	-0.96
Deflactor del PIB	No	Si	-1.14	-0.89
Tasas de interés	Si	No	-3.26**	-3.94**
Tipo de cambio real multilateral	Si	No	-1.25	-1.42
Precios propiedades	No	Si	-1.38	-1.31

ADF: Augmented Dickey Fuller.
 ** rechazo a la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, al 5%

APÉNDICE B

La propuesta de VAR estructural (SVAR) con restricciones de corto plazo

Siendo y_t un vector de k variables endógenas, la ecuación estructural del modelo podría representarse como:

$$A y_t = C(L) y_t + B \mu_t \quad (B1)$$

donde los errores estocásticos estructurales (no observables) μ_t se distribuyen normalmente, es decir $\mu_t \sim N(0, I)$, L es el operador de retrasos y A , B y C son matrices no observables separadamente ($k \times k$). Sin embargo, no es posible estimar directamente la expresión anterior debido a problemas de identificación. En este caso, se recurre a un VAR sin restricciones y se imponen restricciones al modelo a efectos de identificar su estructura subyacente:

$$y_t = A^{-1} C(L) y_t + A^{-1} B \mu_t \quad (B2)$$

A su vez, podrían estimarse los residuos estocásticos $A^{-1} B \mu_t$ a partir de los residuos observados ε_t del VAR sin restricciones:

$$A^{-1} B \mu_t = \varepsilon_t \quad (B3)$$

Reformulando la expresión (3): $A^{-1} B \mu_t \mu_t' B' (A^{-1})' = \varepsilon_t \varepsilon_t'$ y tomando esperanzas: $A^{-1} B E[\mu_t \mu_t'] B' (A^{-1})' = E[\varepsilon_t \varepsilon_t']$, y siendo $\Sigma = E[\varepsilon_t \varepsilon_t']$ la matriz de varianza-covarianza y $E[\mu_t \mu_t'] = I$, se obtiene:

$$A^{-1} B B' (A^{-1})' = \Sigma \quad (B4)$$

donde ε_t y μ_t son vectores de dimensión k . Por tanto:

$$A \Sigma A' = B B' \quad (B5)$$

Para un modelo con k variables, las propiedades de simetría determinan que deban imponerse $[k(3k - 1)]/2$ restricciones adicionales. Amisano y Giannini (1997) plantean que el esquema de restricciones tomaría la siguiente forma:

$$A \varepsilon_t = B \mu_t \quad (B6)$$

APÉNDICE C

Gráfico C.1: MODELO DOS: SVAR. RESPUESTAS ACUMULADAS DE LOS PRECIOS DE LOS ACTIVOS FRENTE A DIFERENTES CHOQUES: 1 TÉRMINOS DEL INTERCAMBIO, 2 PIB REAL, 3 DEFLACTOR DEL PIB, 4 TASAS DE INTERÉS, 5 TIPO DE CAMBIO REAL, 6 CHOQUE PROPIO (UN DESVÍO ESTÁNDAR)

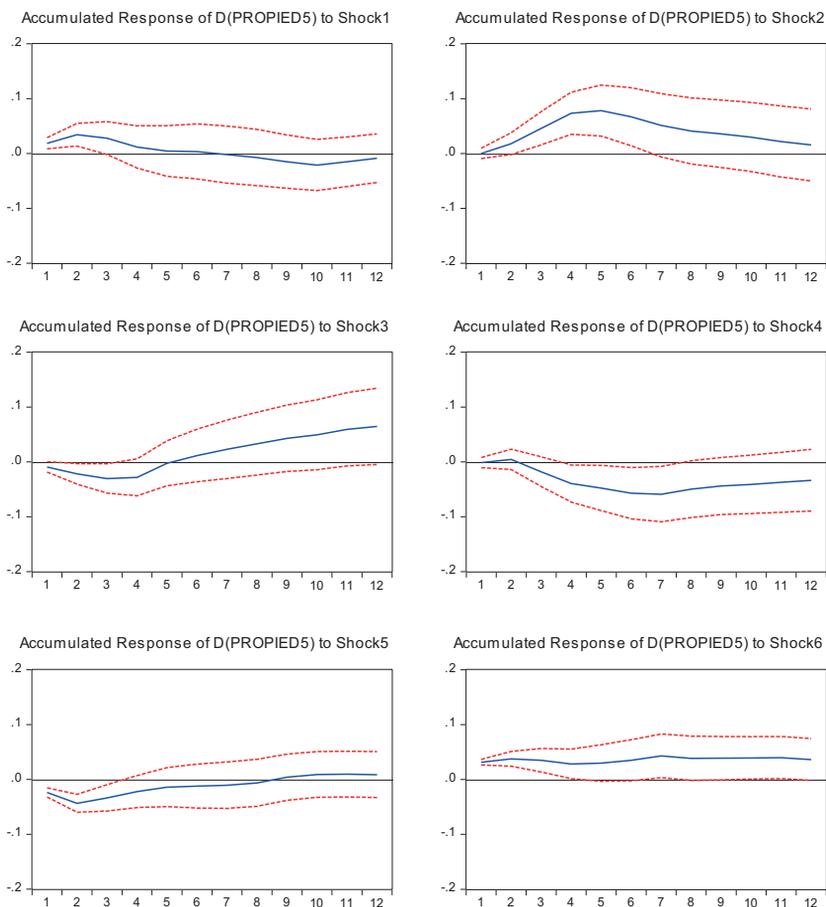
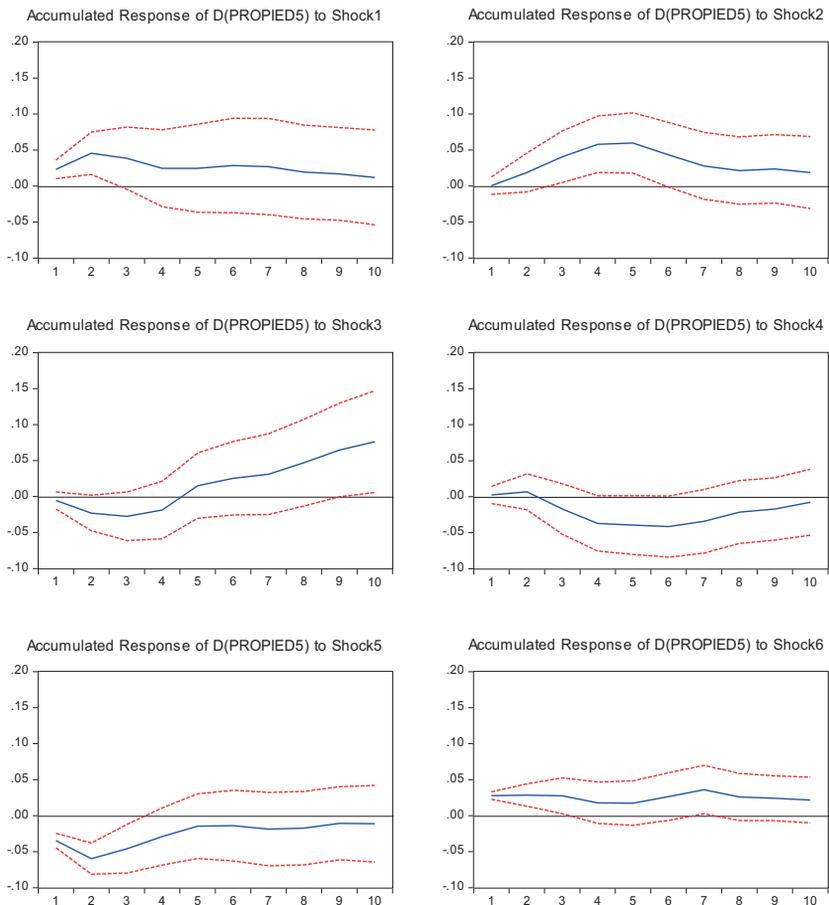


Gráfico C.2: MODELO DE SVAR: PRUEBA DE ROBUSTEZ. RESPUESTAS ACUMULADAS DE LOS PRECIOS DE LAS PROPIEDADES ANTE DIFERENTES CHOQUES¹ (UN DESVÍO ESTÁNDAR)

Accumulated Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Nota. ¹ Incluye las mismas variables del modelo dos, pero la estimación abarca el período 1993Q1-2007Q4.