

Relación estadística entre el crédito bancario y la actividad: reconciliando la evidencia con la teoría. Argentina 2004-2019

Damián Errea

RESUMEN

Las teorías económicas de mayor consenso avalan la prociclicidad del crédito, su relación de causalidad bidireccional con la actividad económica y la existencia y relevancia del canal de crédito de la política monetaria. Sin embargo, muchas de las investigaciones empíricas que estudiaron la relación de corto plazo entre las dos variables han aportado evidencia parcialmente contraria a dicho consenso: poca correlación entre las variaciones de alta frecuencia del crédito y del producto, baja sincronización y mayor longitud del ciclo crediticio/financiero respecto al económico y caracterización del crédito como una variable rezagada respecto a la actividad económica. En este trabajo se plantea que esa aparente contradicción entre la teoría y la evidencia sería consecuencia de la utilización, en dichos estudios empíricos, de una variable stock—saldos deflactados—para representar al crédito y su comparación con una variable flujo—producto—para medir la actividad económica. En la investigación se analizó la relación estadística de corto plazo entre el crédito bancario y la actividad económica para el caso de Argentina (2004-2019), utilizando dos variables alternativas para representar al crédito y finalmente se compararon los resultados obtenidos en cada caso. Por un lado, se empleó la típicamente utilizada serie de saldos de crédito bancario (stocks deflactados) y, por otro, una serie de otorgamientos de préstamos netos de amortizaciones (flujos deflactados). El vínculo entre ambas variables y la actividad se estudió a través de la comparación de sus puntos de giro, el cálculo de coeficientes de correlación y correlación cruzada entre sus variaciones, la medición de la sincronización entre sus componentes cíclicos, la realización de tests de causalidad de Granger, y el análisis de las funciones impulso-respuesta en modelos VAR. Los resultados al emplear la serie de saldos de crédito fueron muy similares a los obtenidos por estudios previos realizados tanto a nivel internacional como local. En cambio, la utilización de la serie de otorgamientos condujo a resultados diametralmente opuestos, siendo más consistentes con las teorías e ideas de mayor aceptación sobre el tema: longitud similar entre el ciclo de crédito y el económico, mayor sincronización entre los ciclos, mayor correlación entre las variaciones de alta frecuencia y evidencias en favor de una relación de causalidad bidireccional entre las variables, incluso con cierta anticipación del crédito respecto al producto. La principal conclusión es que, para Argentina (2004-2019), los otorgamientos de préstamos netos de amortizaciones y en términos reales, constituyen una variable más adecuada para analizar la relación de corto plazo entre la actividad y el crédito en comparación con la típicamente utilizada serie de saldos/stocks reales. La investigación contribuye así a reconciliar la evidencia empírica con la teoría económica, abriendo el camino para futuras investigaciones que extiendan el análisis a otros países y períodos con el fin de generalizar las conclusiones.

Clasificación JEL: E32, E44, G21

Palabras clave: Crédito Bancario, Actividad económica, Ciclo económico, Ciclo de crédito, Prociclicidad del crédito, Causalidad de Granger.

ABSTRACT

There is a broad consensus among economists about the procyclicality of credit, its bidirectional causal relationship with economic activity, and about the existence and relevance of the credit channel of monetary policy. These ideas are supported by theory and are generally accepted in the field of economic policy. However, many of the empirical investigations that studied the short-term relationship between the two variables, both locally and internationally, have provided evidence partially contrary to this consensus: little correlation between high-frequency variations in credit and output, low synchronicity and longer duration of the credit/financial cycle with respect to the economic one, and characterization of credit as a lagging variable with respect to economic activity. In this work it is proposed that this apparent contradiction between theory and evidence would be the consequence of the use, in those empirical studies, of a stock variable—real stock of loans—to represent credit and its comparison with a flow variable—output—for measuring economic activity. In this study, the short-term statistical relationship between bank credit and economic activity was analyzed for the case of Argentina (2004-2019), using two alternative variables. On the one hand, the typically used series of real stocks of loans and, on the other, a series of loan amounts granted net of repayments (real credit flows) and finally the results were contrasted. The link between both variables and economic activity was studied through the comparison of their turning points, the calculation of correlation coefficients and cross-correlation between their variations, the measurement of the synchronicity between their cyclical components, the performance of Granger causality tests, and the analysis of impulse-response functions in VAR models. The results when using the series of real credit stocks were very similar to those obtained by previous studies carried out both internationally and locally. In contrast, the results derived from the use of the loan amounts granted were diametrically opposite, being more consistent with the theories and ideas of greater acceptance on the topic: similar length between the credit and economic cycles, greater synchronicity between the cycles, greater correlation between high-frequency variations and evidences in favor of a two-way causality relationship between the variables, even with some anticipation of credit with respect to output. The main conclusion is that, for Argentina (2004-2019), the loan amounts granted, net of repayments and in real terms, constitutes a more suitable variable to analyze the short-term relationship between activity and credit compared to the, typically used, series of real stocks of loans. The work thus contributes to reconcile empirical evidence with economic theory, opening the way for future investigations that extend the analysis to other countries and periods in order to generalize the conclusions obtained.

JEL classification: E32, E44, G21

Keywords: Bank Lending, Real Activity, Business Cycles, Credit Cycles, Credit procyclicality, Granger causality.

CONTENIDO

1.	INTRODUCCIÓN	3
2.	MARCO TEÓRICO	6
2.1.	Principales teorías sobre la relación de corto plazo entre el crédito y la actividad.....	6
2.2.	Revisión de literatura empírica internacional	8
2.3.	Revisión de literatura empírica sobre Argentina	15
3.	METODOLOGÍA.....	18
3.1.	Técnicas estadísticas y econométricas utilizadas.....	18
3.1.1.	Análisis gráfico, detección y comparación de puntos de giro en el ciclo	18
3.1.2.	Sincronicidad entre el ciclo económico y el crediticio	21
3.1.3.	Coeficientes de correlación y correlación cruzada.....	21
3.1.4.	Test de causalidad de Granger	23
3.1.5.	Análisis de las funciones impulso-respuesta en modelos VAR.....	23
3.2.	Variables utilizadas y fuentes de información	24
4.	RESULTADOS.....	26
4.1.	Análisis gráfico, detección y comparación de puntos de giro en el ciclo “clásico”	26
4.2.	Duración y puntos de giro de los ciclos de crecimiento de las series	30
4.3.	Sincronicidad entre el ciclo económico y el crediticio	34
4.4.	Relación estadística entre las variaciones de corto plazo entre el crédito y la actividad económica	39
4.4.1.	Análisis de la correlación cruzada	39
4.4.2.	Modelos VAR entre la actividad económica y el crédito.....	43
4.5.	¿Por qué los saldos de crédito son rezagados respecto a la actividad?.....	56
4.6.	Efectos distorsivos de utilizar la serie de saldos para estudiar la relación entre el crédito y la actividad económica: el caso del mercado automotor	61
5.	CONCLUSIONES	65
6.	BIBLIOGRAFÍA	69
7.	ANEXOS.....	73
7.1.	Anexo 1-Puntos de giro, sincronidad y correlación cruzada entre el ciclo económico y el crediticio utilizando filtros alternativos al Hodrick-Prescott.....	73
7.2.	Anexo 2-Estacionariedad de las series y modelos VAR.....	78
7.2.1.	Estacionariedad de las series.....	78
7.2.2.	Modelos VAR	79
7.2.3.	Modelos VAR período completo orden de las variables invertido	84

1. INTRODUCCIÓN

Las teorías económicas de mayor consenso avalan la prociclicidad del crédito, su relación de causalidad bidireccional con la actividad económica y la existencia y relevancia del canal de crédito de la política monetaria (Bernanke y Blinder, 1988), estas ideas son generalmente aceptadas también en el ámbito de la política económica. Para ser compatibles con dicho consenso, los datos de actividad económica y del crédito deberían mostrar ciertas regularidades, entre otras, elevada correlación entre sus variaciones (Kashyap y Stein, 1994), sincronización entre sus componentes cíclicos y causalidad bidireccional en el sentido de Granger. Deberían observarse episodios en los cuales las variaciones del crédito antecedan a las de la actividad económica, otros en los que el shock se origine primero en el sector real y luego sea amplificado por el comportamiento del crédito y, por último, períodos en los que ambas variables se muevan en forma simultánea en respuesta a algún otro shock como, por ejemplo, cambios en la política monetaria o en expectativas. Sin embargo, los resultados y conclusiones de una gran cantidad de investigaciones empíricas recientes son parcialmente incompatibles con dicho consenso.

Desde la crisis global de 2008 la vinculación entre distintas variables financieras y el ciclo económico ha tomado mayor relevancia en la agenda de la política económica y de la investigación académica a nivel internacional. La idea, bastante difundida, de que una economía desarrollada con mercados financieros profundos y sofisticados se auto-equilibraba contrastó con una crisis de origen financiero que comenzó en EEUU y se propagó al resto del mundo (Borio et al., 2019). Después de la Gran Recesión resultó evidente que es imprescindible analizar la evolución del ciclo financiero y la estabilidad financiera al momento de diseñar y ejecutar la política monetaria, si bien no existe un consenso generalizado en relación a la forma de incorporar dicho análisis (Borio, 2011). La crisis también resaltó las falencias y limitaciones de los modelos analíticos estándar, utilizados a nivel académico y en muchos bancos centrales, que por su construcción omitían o minimizaban la interacción entre el ciclo económico y el financiero (Sargent, 2010; Bernanke, 2010). La relevancia de estudiar al sector financiero y su impacto sobre la actividad fue resumida por Borio (2012) quien sostuvo que “it is simply not possible to understand business fluctuations and their policy challenges without understanding the financial cycles” [simplemente no es posible entender las fluctuaciones económicas y sus desafíos de política sin entender el ciclo financiero] (p.1).

La importancia de esta agenda de investigación se reflejó durante la última década en una proliferación de trabajos que estudiaron al sector financiero, analizando su posible rol de generador de fluctuaciones en la actividad económica (Helbling et.al., 2010), buscando

completar lo que muchos autores, como Foglia et.al. (2011), consideran una brecha en el conocimiento económico: “A key gap in our knowledge is on the influence of lending on real economic activity...there is significantly less research on the question of how lending affects real activity [Una brecha clave en nuestro conocimiento es la influencia de los préstamos en la actividad económica real...hay mucha menos investigación sobre el efecto de los préstamos sobre la actividad real] (p. 39).

La literatura empírica sobre el papel de crédito bancario es la más extensa debido a la disponibilidad de información y a que representa la mayor parte del crédito en casi la totalidad de los países, con la importante excepción de EEUU (Dell'Ariccia et.al., 2015). Las principales conclusiones de dichos trabajos son que en la mayoría de los países: el ciclo financiero/crediticio es más largo que el económico (EBF, 2011; Borio, 2012; Dhreman et.al., 2012; Rünstler, 2016), el ciclo económico antecede al financiero/crediticio, la correlación entre las variaciones en el crédito y en el PIB suele ser baja, y por último, los cambios en la actividad económica anticipan a los del crédito (Bebczuk et.al.,2011; EBF, 2011; Apostoai y Percic, 2014; Rünstler, 2016; Driscoll, 2004; Guerra, 2017; Espino, 2013 y Bernstein, 2016). Estos resultados son parcialmente incompatibles con las teorías e ideas muy afianzadas sobre el tema explicadas anteriormente. En especial aportan poca evidencia empírica sobre la existencia de efectos del crédito sobre la actividad económica en el corto plazo, restando implícitamente relevancia a uno de los principales canales de transmisión de la política monetaria.

Esta inconsistencia entre la teoría y la evidencia que surge de numerosos estudios plantea la necesidad de profundizar la investigación sobre el tema. El presente trabajo pretende realizar un aporte para el entendimiento de esta divergencia, intentando contribuir a un mejor análisis sobre el vínculo entre el crédito y la actividad. En la investigación se plantea que esa aparente contradicción sería consecuencia de la utilización, en estudios empíricos previos, de una variable stock—saldos deflactados—para representar al crédito y su comparación con una variable flujo—producto—para medir la actividad económica. Esa comparación entre variables de distinto tipo podría haber distorsionado las conclusiones sobre la correlación y anticipación entre las variaciones del crédito y la actividad económica y también sobre la sincronidad y longitud relativa de sus componentes cíclicos. Una de las pocas referencias a este problema se encuentra en un trabajo de Bebczuk y Garegnani (2006) que analiza el autofinanciamiento empresarial y su efecto de largo plazo sobre la inversión y el crecimiento del producto en 15 países de la OCDE. Los autores realizaron una observación que también sería válida para estudios que han analizado la relación entre el crédito total y el crecimiento:

[En investigaciones previas] El crecimiento se explica en función del stock de crédito, no del flujo [y sin embargo]... en base a una simple identidad de flujos de fondos, la intuición sugiere que es el cambio en la disponibilidad de crédito la variable que influye sobre el nivel de inversión productiva: a igualdad de otras fuentes de financiamiento, cuanto más crezca el crédito, más recursos estarán disponibles para inversión y mayor será el crecimiento económico. No obstante ello, los trabajos disponibles centran su atención en el stock de crédito como la variable promotora de crecimiento. (p. 3)

En el presente trabajo se analizó la relación estadística de corto plazo entre el crédito bancario y la actividad económica para el caso de Argentina (2004-2019), utilizando dos variables alternativas para representar al crédito y finalmente se compararon los resultados obtenidos en cada caso. Por un lado, se empleó la típicamente utilizada serie de saldos de crédito bancario (stocks deflactados) y, por otro, una serie de otorgamientos de préstamos netos de amortizaciones (flujos deflactados). El vínculo entre ambas variables y la actividad se estudió a través de la comparación de los puntos de giro y la medición de la sincronidad de sus componentes cíclicos, el cálculo de coeficientes de correlación y correlación cruzada entre las variaciones trimestrales de las series, la realización de tests de causalidad de Granger, y el análisis de las funciones impulso-respuesta en modelos VAR. Luego se evaluó el grado de compatibilidad de los dos conjuntos de resultados obtenidos respecto a los hechos estilizados esperables según las teorías e ideas con mayor consenso acerca de la relación de corto plazo entre el crédito y la actividad económica. Finalmente se estudió un sector en particular—comercialización de automóviles y el crédito prendario—que, por sus características, permite dilucidar de forma más precisa cuál es la variable representativa del crédito más adecuada para analizar la coyuntura y/o realizar proyecciones de corto plazo sobre la actividad económica.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la sección 2 se realiza un resumen de la literatura teórica y empírica sobre el tema a nivel local e internacional, en la sección 3 se detalla la metodología, las variables y las fuentes de información utilizadas; en la sección 4 se exponen los resultados y en la sección 5 se concluye, comparando la compatibilidad de los dos conjuntos de resultados obtenidos respecto a las principales teorías e ideas de mayor consenso sobre el tema.

2. MARCO TEÓRICO

2.1. Principales teorías sobre la relación de corto plazo entre el crédito y la actividad

La relación de corto plazo entre el sector financiero y la actividad económica es un tema ampliamente analizado desde el punto de vista teórico y también ha sido abordado por una gran cantidad de estudios empíricos, sobre todo en la última década. La literatura sobre la vinculación entre la actividad económica y el crédito bancario es la más extensa debido a la disponibilidad de información y a que representa la mayor parte del crédito en casi la totalidad de los países (Dell'Ariccia et.al., 2015). La opinión con mayor consenso en el ámbito académico y en el de la política económica es que el crédito es fuertemente procíclico y que la relación de causalidad respecto a la actividad económica es bidireccional, sin embargo, el foco a nivel teórico se ha puesto generalmente en el efecto del crédito sobre la actividad (Bebczuk et.al, 2011).

La prociclicidad del crédito significa que el mismo varía en igual sentido en que lo hace la actividad exacerbando el ciclo económico, característica advertida hace tiempo por autores como Keynes (1936) y Minsky (1982), entre otros. Athanasoglou et.al. (2014) analizaron en forma detallada la literatura sobre el tema y clasificaron a las distintas teorías sobre las causas de la prociclicidad del crédito en cuatro grupos:

- 1) Desviaciones respecto a la hipótesis de mercados eficientes: si los agentes dispusieran de información completa y expectativas racionales, el crédito debería ser contracíclico ya que los solicitantes lo utilizarían para suavizar la demanda de bienes y servicios. Las fallas de mercado típicas del sistema financiero constituyen entonces gran parte de la argumentación que la teoría económica ha planteado en favor de la existencia de un comportamiento procíclico del crédito. La información asimétrica entre el banco y el deudor, que suele ser menos averso al riesgo en fases expansivas del ciclo, la selección adversa que durante recesiones limita el acceso al crédito de los buenos deudores, el problema del principal-agente cuando los directores de los bancos asumen más riesgos que el deseado por los accionistas, el elevado costo de cumplimiento de los contratos y el riesgo moral de los directores de los bancos al asumir que el gobierno los rescatará en caso de crisis sistémica, son solo algunos ejemplos de cómo las fallas de mercado en el sistema bancario pueden explicar la prociclicidad del crédito.
- 2) Política monetaria: los cambios en la tasa de interés afectan a la actividad económica y al crédito en el mismo sentido. Athanasoglou et.al. (2014) destacan que en la literatura pueden identificarse al menos tres canales a través de los cuales los cambios en la tasa de interés afectan

a ambas variables. El primero es el más convencional, conocido como canal de tasa de interés refiriéndose al efecto directo de los cambios en esa variable sobre la demanda de crédito, las oportunidades de inversión y el crecimiento económico. El segundo es el canal de crédito que consiste en el aumento (reducción) en la prima de endeudamiento externo que se genera ante un incremento (baja) en la tasa de interés de política monetaria (Bernanke, 1993; Bernanke y Gertler, 1995). Los cambios en la prima de endeudamiento como consecuencia de las modificaciones en la política monetaria se generan a través del canal de préstamos bancarios (*lending channel*) y también por el efecto sobre las hojas de balance de los solicitantes de préstamos (*balance sheet channel*). Por último, un tercer canal de influencia de la política monetaria sobre el crédito y la actividad económica se vincula al efecto del nivel de tasas de interés de política sobre la percepción de riesgo o tolerancia al riesgo del sistema.

- 3) Calificadoras de riesgo “*backward looking*”: si bien las agencias calificadoras de riesgo realizan regularmente estimaciones sobre el efecto de hipotéticas recesiones económicas sobre la probabilidad de default de las firmas, las decisiones de suba o baja en las calificaciones son influidas considerablemente por la fase del ciclo en la que se encuentre la economía. Autores como Borio et.al. (2001) sostienen que el riesgo suele ser subestimado en los booms y sobreestimado en las recesiones. Esta prociclicidad en las calificaciones crediticias se traslada a la prima de endeudamiento externo de las firmas amplificando el ciclo económico a través de ese mecanismo. Los bancos, al momento de realizar provisiones e integración de capital, suelen adoptar un comportamiento similar al de las agencias calificadoras incrementando, de esta forma, la prociclicidad del crédito bancario.
- 4) Otros determinantes: en este cuarto grupo fueron incluidas ciertas prácticas del sistema financiero que acentúan la prociclicidad del crédito bancario. Entre estas se destacan el uso de sistemas automatizados de administración del riesgo como el VaR (*Value at Risk*) y los esquemas de remuneraciones a los ejecutivos de los bancos.

En resumen, la prociclicidad puede explicarse por la existencia de relaciones directas de causalidad entre el crédito y actividad económica, como así también, por otros determinantes que generen variaciones del mismo signo tanto en el crédito como en la actividad. En un trabajo del BIS, Foglia et al. (2011) realizaron una exhaustiva revisión de la literatura teórica y empírica sobre las relaciones de causalidad entre el sector financiero y la actividad económica y encontraron sustento para las dos direcciones posibles de causalidad.

La causalidad que va desde el sector financiero hacia la actividad económica abarca la mayor parte de la literatura sobre el tema y en última instancia se vincula con las restricciones financieras que enfrentan ciertos agentes y que los llevan a consumir y/o invertir en función de la disponibilidad de crédito (Foglia et al., 2011; Bebczuk et.al., 2011). Los tres canales identificados por la literatura para explicar la transmisión hacia la actividad económica de shocks financieros, o la amplificación de shocks reales por el sector financiero, son: el efecto sobre las hojas de balance de los deudores, el efecto sobre las hojas de balance de los bancos y el canal de liquidez. Hasta la Gran Recesión la mayor parte de la literatura hacía foco en el efecto amplificador del sector financiero ante shocks ocurridos en el sector real, un claro ejemplo es el concepto de “acelerador financiero” (Bernanke y Gertler, 1995). Desde la crisis, el sector financiero, incluyendo al crédito bancario, comenzó a considerarse cada vez más como un posible generador de fluctuaciones económicas y no simplemente como un mero amplificador de shocks reales. Este rol más relevante del sector financiero en el ciclo económico ya era evidente en economías emergentes que, previo a la Gran Recesión, habían enfrentado profundas crisis financieras durante las décadas de 1980 y 1990 (Borio et.al., 2001).

La dirección de causalidad que va desde la actividad económica hacia el crédito se explica en primer lugar por el estímulo a la demanda de préstamos, para consumo e inversión, que se genera cuando el ciclo económico se encuentra en fase expansiva, y por el proceso inverso que se produce durante las recesiones. Además de ese efecto directo, la evolución de la actividad económica influye sobre el otorgamiento de crédito bancario a través de los canales explicados previamente: hojas de balance y liquidez (Bebczuk et.al., 2011). En una recesión, la reducción en los ingresos de las empresas y familias afecta sus situaciones patrimoniales aumentando la tasa de morosidad y defaults deteriorando los balances de los bancos acreedores. Esta combinación de efectos atenta contra la disponibilidad de crédito bancario y aumenta la prima de endeudamiento externo profundizando la fase recesiva del ciclo económico. Foglia et al. (2011) agregan que el efecto del ciclo económico sobre la disponibilidad de créditos puede ocurrir antes de que se vea afectada la morosidad, debido al efecto directo en la percepción sobre la solvencia de los deudores, los autores señalan que no han encontrado investigaciones sobre ese canal de transmisión más directo.

2.2. Revisión de literatura empírica internacional

Como se explicó anteriormente, la opinión con mayor consenso en el ámbito académico y en el de la política económica es que, por diversos factores, el crédito es procíclico y mantiene una

relación de causalidad respecto a la actividad económica que puede operar en ambas direcciones. También se asume la existencia de un canal de crédito (*lending channel*) de la política monetaria y la posibilidad que las crisis financieras puedan generar recesiones económicas, algo que, antes de la crisis global de 2008, ya se había verificado en varias economías emergentes durante la década de 1980 y 1990. En la última década han proliferado los trabajos que estudian al sector financiero, en especial al crédito, investigando no solo su conocido efecto amplificador sobre el ciclo económico sino también sobre su rol como posible generador de fluctuaciones en la actividad económica (Helbling et.al., 2011). Sin embargo, los resultados de muchos de esos estudios empíricos no coinciden con los esperables según las principales teorías sobre el tema enunciadas anteriormente, o lo hacen solo parcialmente.

En términos generales el sector financiero se ha analizado a través de diferentes variables como el precio de los inmuebles, distintos indicadores bursátiles, el crédito en todas sus formas y/o específicamente el crédito bancario. Estas variables se han estudiado en forma separada o en forma conjunta a través de la construcción de indicadores compuestos. La literatura sobre el papel de crédito bancario es la más extensa debido a la mayor disponibilidad de información y a que, representa la mayor parte del crédito total en casi la totalidad de los países, con la importante excepción de EEUU (Dell'Ariccia et.al., 2015). En general, el papel del crédito bancario en términos macroeconómicos se ha abordado desde tres perspectivas diferentes.

Uno de los enfoques consiste en analizar las relaciones de largo plazo entre el nivel de desarrollo de los sistemas financieros, medidos generalmente a través de la profundidad financiera, y el desarrollo y/o crecimiento económico. Levine (2005) revisa la literatura teórica y empírica sobre el tema y concluye que existe evidencia de que los intermediarios y los mercados financieros son importantes para el crecimiento económico aunque destaca la dificultad que existe para determinar una dirección de causalidad entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico¹.

Un segundo grupo de investigaciones se orientaron a analizar la interacción entre el ciclo del crédito y el ciclo del producto vinculando dicha relación con la estabilidad financiera y macroeconómica. Algunos de los estudios más relevantes de este tipo fueron realizados por investigadores del BIS (Borio et.al., 2001; Borio, 2011; Borio, 2012; Drehmann et.al., 2012; Borio et.al., 2019) y del FMI (Mendoza y Terrones, 2008; Claessens et.al. ,2011; Jordà, 2011).

¹ Dado que la relación de largo plazo entre las variables no constituye el objeto de estudio del presente trabajo no se profundizará sobre las metodologías y resultados de estos trabajos, para ampliar sobre este tema ver Levine (2005).

En este enfoque se hace hincapié en el efecto disruptivo de los booms crediticios, definidos como un gran desvío respecto a la tendencia, ya que al revertirse suelen generar o amplificar la fase contractiva del ciclo económico. Por ejemplo, Drehmann et.al. (2012) analizaron el comportamiento de cinco variables financieras y del producto, con frecuencia trimestral, para siete economías desarrolladas en el período 1960-2011: Australia, Alemania, Japón, Noruega, Suecia, Reino Unido y Estados Unidos. Dos de las variables financieras que utilizaron fueron distintas medidas del stock de crédito al sector privado no financiero, una en términos reales y otra como porcentaje del PIB. Aplicaron Band Pass Filters (Christiano Fitzgerald) para extraer el componente cíclico de corto y mediano plazo de las series y también analizaron los puntos de giro de los ciclos económicos y financieros utilizando el método de Burns and Mitchell's (1946). Un resultado relevante que obtuvieron al comparar los ciclos es que el financiero/crediticio es significativamente más largo que el económico. Una de las principales conclusiones de los autores es que los booms crediticios son buenos predictores de crisis financieras que se asocian con contracciones económicas más severas, algo que también fue resaltado por Claessens et.al. (2011). Finalmente alertaron sobre la importancia de utilizar la política económica, en especial la monetaria, para contrarrestar las tendencias a la sobreexpansión del crédito en los períodos de crecimiento económico.

Un tercer tipo de investigaciones se dedicó a estudiar las interacciones de corto plazo entre el crédito y la actividad económica. En general, se centraron en el análisis de la sincronidad, correlación cruzada y/o causalidad de Granger entre las variaciones y los componentes cíclicos del crédito y del PIB. Estos trabajos han comenzado a completar lo que, incluso luego de la Gran Recesión, se consideraba como una brecha en el conocimiento económico: saber cómo afecta el crédito a la actividad económica (Foglia et.al. 2011). Una acotada selección de este tipo de investigaciones, pero variada en términos de técnicas, países y períodos de estudio, incluye a los trabajos de Bebczuk et. al. (2011), European Banking Federation EBF (2011), Apostoiaie y Percic (2014), Rünstler (2016), Driscoll (2014), Guerra (2017), Espino (2013) y Bernstein (2016).

Bebczuk et. al. (2011) calcularon correlaciones, realizaron pruebas de causalidad de Granger y regresiones para datos de panel entre las variaciones del stock de crédito y las variaciones del PIB, para un máximo de 144 países para el período 1990-2007. Cuando emplearon datos anuales encontraron prociclicidad entre el crédito y el PIB en el 45% de los casos—definida como un coeficiente de correlación positivo y significativo—, pero con datos trimestrales ese porcentaje se redujo a solo el 23%. Para la muestra completa encuentran que la causalidad en

el sentido de Granger va del PIB al crédito. Finalmente, luego de controlar por la posible presencia de endogeneidad, los autores concluyeron que los resultados que obtuvieron no solo implicarían anticipación temporal de la actividad económica respecto al PIB sino también causalidad en sentido estricto.

La European Banking Federation (EBF) publicó en 2011 un estudio, que consideró pionero, donde analizó la interacción entre el crédito y la actividad económica en 12 economías desarrolladas². La motivación fue su preocupación por el posible impacto negativo que las regulaciones financieras macroprudenciales podrían generar sobre el nivel de actividad económica, en caso de que recortaran la disponibilidad de crédito. En primer lugar, calcularon coeficientes de correlación y realizaron test de causalidad de Granger utilizando modelos VAR, entre las variaciones del stock de crédito bancario y del PIB. Encontraron coeficientes de correlación mayores a 0,30 (pero menores a 0,50) solo en el Reino Unido, Finlandia y EEUU, mientras que en los 9 países restantes la correlación fue muy baja, e incluso en 3 de ellos fue prácticamente nula (Países Bajos, Portugal y Grecia). Respecto a la causalidad de Granger, la EBF afirma que, para la muestra completa, la causalidad va desde el producto hacia el crédito, misma conclusión que Bebczuk et.al. (2011). En 3 países no encontraron relaciones de causalidad en ninguno de los dos sentidos, para las 9 economías restantes afirman que el producto causa en el sentido de Granger al crédito bancario, mientras que solo en 2 de esos 9 casos existiría también causalidad desde el crédito al producto. En segundo lugar, el trabajo de la EBF se centró en comparar el ciclo de crédito y el económico. Para estimar los componentes cíclicos de las series empleó el Band Pass Filter de Baxter-King y alternativamente el filtro de Hodrick-Prescott. Los resultados fueron similares a los de Drehmann et.al. (2012) ya que en 9 de los 12 países el ciclo de crédito es más amplio que el económico y los autores incluso consideran que el ciclo crediticio parece tener “vida propia” respecto al económico. Apostoiaie y Percic (2014) utilizaron la misma metodología que la EBF (2011) pero para 20 economías europeas, llegando a idénticos resultados. Rünstler (2016) arribó a conclusiones similares utilizando datos trimestrales de Estados Unidos, Francia, Alemania, Italia, España y Reino Unido para el período 1973-2014. Al igual que en los trabajos citados anteriormente el autor usó las series de stocks de préstamos en términos reales en representación del crédito y al producto para medir la actividad económica. Para obtener el componente cíclico de las series Rünstler utilizó modelos multivariados de series de tiempo, diferenciándose de la mayoría de

² Reino Unido, Finlandia, Estados Unidos, Francia, Alemania, Austria, España, Irlanda, Italia, Países Bajos, Portugal y Grecia.

las investigaciones que emplearon filtros estadísticos univariados. En términos generales el autor encuentra que el ciclo de crédito es considerablemente más largo que el económico tradicional (13-18 años vs. 2-8 años respectivamente) y que la correlación entre ambos es baja³. Driscoll (2004) utilizó modelos de datos de panel a nivel estadual de EE.UU., empleando a los shocks sobre la demanda de dinero en los diferentes estados como variable instrumental de la oferta de crédito bancario, y encontró que las variaciones en el stock de crédito no generan efectos significativos en el producto.

Los resultados de distintas investigaciones que estudiaron la relación de corto plazo entre el crédito y la actividad en economías en desarrollo arribaron a conclusiones similares a las de los trabajos para países desarrollados resumidos previamente. Guerra (2017) analizó la relación entre el crecimiento económico y el crédito bancario en México, utilizando las variaciones trimestrales del producto y del stock de crédito en términos reales para el período 2001-2016. Mediante tests de causalidad de Granger y el análisis de las funciones impulso-respuesta obtenidas a partir de un modelo VAR, el autor concluye que el producto causó en el sentido de Granger al crédito mientras que no obtiene evidencia de causalidad en sentido contrario. En el análisis gráfico de las series, Guerra (2017) encuentra un rezago promedio de tres trimestres del crédito respecto al producto. Espino (2013) estudió la relación entre distintas variables del sistema bancario y las principales variables macroeconómicas en Perú para el período 1993-2010 empleando datos mensuales. El autor aplicó el filtro de HP para obtener los componentes cíclicos de las series y luego calculó sus coeficientes de correlación cruzada. Los resultados muestran que existió una relación positiva entre el stock de crédito y el producto, observándose claramente que la evolución del producto se adelanta varios meses a la del crédito, conclusión que Espino (2013) asimiló a la obtenida por Bebczuk et al. (2011). Bernstein (2016) estimó modelos Autorregresivos de transición suave utilizando datos mensuales de crédito bancario al sector privado en relación al PIB y de un indicador coincidente de actividad económica para Sudáfrica en el período 2000-2012. Los resultados obtenidos fueron que el crédito se expandió durante la fase contractiva del ciclo económico mientras que cayó en su fase expansiva, es decir, según el autor el crédito fue contracíclico en Sudáfrica para el período de estudio. El análisis del gráfico 1 del trabajo de Bernstein (2016) sugiere que los puntos de giro de la actividad económica se anticiparon varios meses a los del crédito.

³ Solo obtiene coeficientes de correlación elevada cuando compara el ciclo de crédito con un ciclo económico de mediano/largo plazo (mayor a 8 años).

En resumen, independientemente de las diferencias respecto a la cantidad y nivel de desarrollo de los países considerados, del período de estudio y/o de la metodología adoptada, pueden obtenerse una serie de conclusiones generales a partir de los estudios empíricos analizados previamente:

1) la correlación entre las variaciones de alta frecuencia (mensuales, trimestrales e incluso anuales) del crédito y las variaciones de la actividad económica son bajas en la mayor parte de los países. Los trabajos que analizan la sincronidad de los componentes cíclicos del crédito y el PIB generalmente encuentran cierta correlación entre los mismos y afirman que el crédito es procíclico, sin embargo, la evidencia empírica sobre el tema es mixta (Bernstein, 2016). Los trabajos que calculan la correlación entre las variaciones porcentuales de las series en niveles generalmente concluyen que la misma es baja o incluso nula en la mayoría de los países y por lo tanto la evidencia en favor de la prociclicidad en el corto plazo sería débil (Bebczuk et.al., 2011).

2) el ciclo financiero/crediticio es más largo que el económico. Esta característica implica que en muchos períodos el crédito se mantiene en una fase expansiva (contractiva) mientras el PIB alterna entre fases expansivas y recesivas. Drehmann et.al (2012) y Borio (2012) resumen las conclusiones obtenidas por numerosos trabajos que analizaron el ciclo financiero, del cual el crediticio es uno de los componentes más relevantes, y destacan su mayor longitud como un hecho estilizado:

The financial cycle is visibly longer and has a larger amplitude....Consistent with this, not all recessions coincide with troughs in the financial cycle. This is most obvious for the recession in the early 2000s, during which the financial cycle was expanding. It is also evident that business cycle recessions are also much shorter than contraction phases in the financial cycle [El ciclo financiero es visiblemente más largo y tiene mayor amplitud....Consistente con esto, no todas las recesiones coinciden con valles en el ciclo financiero. Esto es más obvio para la recesión de comienzos de los 2000, mientras el ciclo financiero se estaba expandiendo. También es evidente que las fases recesivas del ciclo económico son más cortas que las contracciones en el ciclo financiero].
(Drehmann et.al 2012, p. 18)

As traditionally measured, the business cycle involves frequencies from 1 to 8 years: this is the range that statistical filters target when seeking to distinguish the cyclical from the trend components in GDP. By contrast, the average length of the financial cycle in a sample of seven industrialised countries since the 1960s has been around 16 years. [Medido de la forma tradicional, el ciclo económico presenta una frecuencia de 1 a 8 años: ese es el rango que se utiliza en los filtros estadísticos cuando se busca distinguir el componente cíclico de la tendencia en el PIB. En contraste, el largo promedio del ciclo financiero en una muestra de siete países desarrollados desde 1960 ha sido de aproximadamente 16 años]. (Borio 2012, p.3)

3) en la mayoría de las economías el ciclo económico antecede al financiero/crediticio. En general los estudios encuentran que el componente cíclico de la actividad económica causa en el sentido de Granger al del crédito y que, por lo tanto, los picos (valles) en el ciclo económico suelen anteceder a los del crédito. Existen muy pocos casos donde se verifica una causalidad del ciclo del crédito al del PIB. Incluso en recesiones que pueden asociarse a crisis financieras los picos en el ciclo del crédito suelen ser precedidos por máximos en el ciclo económico,

4) las variaciones en la actividad económica anticipan a las del crédito, al igual que en el caso de los componentes cíclicos de ambas variables. Las investigaciones encuentran que el PIB causa en el sentido de Granger al crédito o la causalidad es mutua en la mayoría de los países, existiendo muy pocos casos donde se verifica una causalidad del crédito al PIB (Bebczuk et.al., 2011).

Estos resultados no son consistentes con los hechos estilizados que deberían observarse de acuerdo a las teorías e ideas económicas más difundidas y aceptadas sobre el tema explicadas en el marco teórico, o lo hacen solo parcialmente. En particular la evidencia empírica que surge de esos trabajos abre interrogantes sobre la existencia de efectos de corto plazo en la actividad económica generados por un shock sobre el crédito y, como consecuencia, también resta relevancia a uno de los principales canales de transmisión de la política monetaria que, según la teoría económica, es justamente el que opera sobre la actividad a través del impacto en el crédito. En este sentido, Bebczuk et. al. (2011) son concluyentes al afirmar que el crédito no es procíclico en la mayoría de los 144 países que analizaron y que las variaciones del PIB causan

en el sentido de Granger a las del crédito para la muestra completa. También encontraron que la causalidad en sentido contrario (de crédito a PIB) es mucho menos frecuente, verificándose solo en economías con elevada profundidad financiera. Los autores reconocen que esos resultados se contraponen con las ideas más difundidas sobre el tema: “Our results openly clash with two popular economic statements, namely, that credit is procyclical and that changes in credit have strong effects on private expenditure” [Nuestros resultados chocan abiertamente con dos afirmaciones económicas populares, a saber, que el crédito es procíclico y que los cambios en el crédito tienen fuertes efectos sobre el gasto privado] (p.19).

2.3. Revisión de literatura empírica sobre Argentina

Respecto a las investigaciones aplicadas a la Argentina, existen trabajos que se dedicaron a estudiar alguna característica del crédito bancario o del sistema financiero adoptando enfoques descriptivos, sin embargo, hay muy pocos que se hayan centrado en el vínculo de corto plazo entre el crédito bancario y la actividad económica utilizando análisis estadísticos y/o econométricos.

El trabajo de Sívori (2009) es un antecedente relevante, debido a las similitudes con la presente investigación (objeto y período de estudio). El autor evaluó la existencia del canal de crédito de la política monetaria en Argentina y analizó la relación entre el ciclo económico y distintas variables que describen las condiciones crediticias para el período 1993-2006.

Sívori (2009) analizó la evolución del crédito bancario al sector privado no financiero (saldos deflactados) y de la actividad económica, concluyendo que “durante el período abril 1993 – diciembre 2006 existió una correlación positiva entre el crecimiento económico y el crédito privado. No obstante, ambas variables presentaron evoluciones heterogéneas en determinadas fases del período” (p.21). Los gráficos utilizados por el autor muestran claramente la gran cantidad de meses de rezago que presentan los puntos de giro del crédito bancario respecto a los de la actividad económica en Argentina. Esta condición de variable rezagada (*lagging*) del crédito, cuando es medido a través de los saldos (variable stock), al compararlo con la actividad económica (variable flujo), es algo que también se verifica en otros países, según los resultados de las investigaciones sobre el tema citadas previamente. Sívori destacó la demora de casi dos años entre el comienzo de la recuperación del EMAE (mediados de 2002) y el inicio del repunte del crédito (mediados de 2004) luego de la crisis de 2001 y planteó posibles explicaciones vinculadas al carácter financiero de la crisis. Sin embargo, el autor no hizo hincapié en que el

crédito también fue rezagado al comienzo de la recesión, cuando continuó creciendo durante cinco meses luego de iniciada la misma (julio de 1998).

Finalmente, Sívori (2009) planteó distintos modelos VAR donde incluyó como variables endógenas a la tasa activa, representando a la herramienta de política monetaria, al Estimador Mensual de Actividad Económica (EMAE) y a cuatro opciones alternativas para representar a las condiciones del mercado de crédito: el spread de tasas de interés, la oferta de crédito privada, las financiaciones a empresas y el ratio de financiaciones por tipo de empresas (Pymes/grandes). Respecto a los resultados Sívori afirma que la tasa activa causa en sentido de Granger a las variaciones porcentuales del saldo de crédito en términos reales, y que éstas causan a las variaciones porcentuales del EMAE. Estos resultados serían compatibles con la teoría del canal de crédito de la política monetaria⁴, sin embargo, las funciones impulso-respuesta muestran que el efecto del crédito sobre la actividad es muy débil y no es estadísticamente significativo. En contraposición, el efecto de las variaciones del EMAE sobre las variaciones en el saldo de créditos resultó ser positivo y significativo aportando evidencia en favor de una causalidad que iría desde la actividad económica hacia la demanda de crédito y no al revés.

Otro antecedente relevante que analizó la relación entre el crédito bancario y el crecimiento económico en Argentina es un trabajo de Bebczuk y Garegnani (2006). Si bien esa investigación utiliza datos de panel para evaluar el efecto del autofinanciamiento empresario en el crecimiento económico en 15 países de la OCDE en el período 1970-2003 también contiene una sección que analiza en forma independiente al caso argentino. En las regresiones para los 15 países encontraron que el autofinanciamiento, y por lo tanto el bajo nivel de endeudamiento de las firmas, se asocia a mayores tasas de inversión y crecimiento económico en el largo plazo, aunque dicha relación es inversa en el corto plazo.

Para el caso argentino los autores asumen que la única fuente de financiamiento externa de magnitud relevante para las firmas es el crédito bancario y calculan por diferencia el autofinanciamiento de la inversión. Encuentran que las fluctuaciones de la inversión de las firmas fueron independientes de la evolución de los flujos de crédito bancario. Es importante resaltar que los autores se centraron en el largo plazo y compararon solo el crédito bancario a empresas y la inversión privada, mientras que en este trabajo se analiza el corto plazo y se

⁴ Tal como reconoce el autor, los resultados no son concluyentes sobre la existencia del Canal de crédito ya que: "Esta metodología de estimación no está exenta del problema de identificación: no es posible distinguir si una caída en el saldo de crédito privado se debe a un descenso en la oferta (debido a una política monetaria contractiva) o una caída en la demanda de crédito" (Sívori, 2009, p.70).

compara la evolución del crédito bancario total y del producto. Sin embargo, el trabajo de Bebczuk y Garegnani (2006) constituye un importante antecedente ya que es la única investigación encontrada que compara dos variables flujo, cambio en el crédito y nivel de inversión, a diferencia del resto de los trabajos que comparan variaciones de un stock (cambios en saldos de crédito) con variaciones de un flujo (cambios en inversión y/o en PIB).

Por último, un antecedente reciente donde se analizó la relación entre el ciclo económico y el crediticio en Argentina para un período comparable con el de la presente investigación se encuentra en el Informe de Estabilidad Financiera del BCRA del segundo semestre de 2017 (BCRA, 2017). En dicho informe se grafican los desvíos respecto a la tendencia tanto del EMAE como del ratio entre una serie de saldos/stocks de crédito y el EMAE, para el período 1995-2017. En ese gráfico se advierte un gran rezago entre los puntos de giro del ciclo de crédito respecto a los del ciclo económico. Las conclusiones que pueden obtenerse a simple vista mediante el análisis del gráfico son reforzadas por el contenido del recuadro en el que se afirma que “el ciclo financiero en Argentina ha tendido a mostrar mayor amplitud y cierto rezago frente al ciclo económico” (p.19). El BCRA no hace referencia a la magnitud del rezago del ciclo crediticio, pero adjunta las series de datos utilizadas por lo que pueden calcularse la correlación y la correlación cruzada entre las mismas. Los resultados son contundentes, la correlación en $t=0$ es negativa y muy cercana a cero (-0,06), mientras que el ciclo crediticio es muy rezagado (10 meses) respecto al económico, ya que su máxima correlación (0,693) se verifica utilizando el ciclo del EMAE en $t=0$ y el ciclo del crédito en $t=10$. El gráfico y las conclusiones del BCRA, complementadas con el cálculo de las correlaciones en base a los datos publicados, aportan más evidencia para Argentina sobre la baja correlación entre el ciclo económico y el crediticio y sobre el carácter rezagado del ciclo crediticio respecto al económico cuando se utiliza una serie de saldos/stocks de préstamos bancarios como variable representativa del crédito. Estos resultados, que son similares a los obtenidos en investigaciones citadas previamente que analizaron otros países, contradicen la idea generalizada entre economistas y hacedores de política sobre la existencia de una fuerte prociclicidad del crédito y no aportan evidencia en favor de teorías muy difundidas sobre el tema como, por ejemplo, la existencia de los canales de crédito y de hoja de balance de la política monetaria.

3. METODOLOGÍA

El análisis de la relación de corto plazo entre el crédito bancario y la actividad económica en Argentina para el período 2004-2019 se realizó utilizando un conjunto de técnicas estadísticas y econométricas orientadas a evaluar la prociclicidad del crédito y a determinar si es una variable coincidente, rezagada o líder respecto a la actividad económica. Esas técnicas son el análisis gráfico, la detección y comparación de puntos de giro, el cálculo del coeficiente de correlación y de los coeficientes de correlación cruzada, el test de causalidad de Granger previa estimación de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) y finalmente el análisis de las funciones impulso-respuesta. Estos cálculos y estimaciones se aplicaron a las series en diferencias y también a los componentes cíclicos de las mismas, obtenidos mediante filtros estadísticos⁵.

3.1. Técnicas estadísticas y econométricas utilizadas

3.1.1. Análisis gráfico, detección y comparación de puntos de giro en el ciclo

Una de las técnicas empleadas para analizar la relación entre la actividad económica y el crédito fue el análisis gráfico, comparando a la serie que mide la actividad con las dos alternativas planteadas como variables que representan al crédito, es decir, saldos/stocks de préstamos deflactados por un lado y otorgamientos/flujos netos de amortizaciones deflactados por otro. Se buscó determinar si los puntos de giro en el ciclo de las series—momentos en los que cambian de fase—suelen coincidir, o se producen generalmente en forma anticipada en la actividad o en el crédito. Finalmente, siguiendo a Claessens et.al. (2011) se midió y comparó la duración promedio de las fases contractivas/expansivas del ciclo económico y de las dos versiones de ciclo crediticio. En la presente investigación se calculó la duración de una expansión (contracción) como el número de períodos entre un valle (pico) y el siguiente pico (valle)⁶.

Para identificar los puntos de giro del ciclo debe utilizarse algún criterio para poder distinguir entre variaciones que corresponden al comportamiento estacional e irregular de las series respecto de las que se vinculan a fluctuaciones cíclicas de las mismas. Burns y Mitchell (1946)

⁵ El Software utilizado fue el Eviews 10.

⁶ En otras investigaciones, como la de Claessens et.al. (2011), la duración de una expansión se define como el número de períodos que le lleva a dicha variable alcanzar el nivel del pico previo luego de registrar un valle.

en su clásico trabajo sobre la medición de los ciclos plantearon que el criterio ideal para distinguir entre los distintos tipos de movimientos observados en las series es el de la duración:

These fluctuations varying in duration 'from more than one year to ten or twelve years' are our specific cycles; that is, they are fluctuations of the same order of duration as business cycles [Esas fluctuaciones que varían en duración entre más de un año y diez o doce años son nuestros ciclos específicos, es decir, son fluctuaciones del mismo orden de duración que el ciclo económico]. (pp. 56-57)

Ese criterio de duración es el que se utilizó en la investigación al momento de realizar el análisis gráfico de las series y detectar puntos de giro en cada una de ellas, empleando la definición de ciclo denominado “clásico/de negocios” (*business cycle*). En la definición clásica de los ciclos se considera expansión al período en el cual la dirección de la actividad económica va en aumento a partir del punto mínimo de la recesión previa y se considera fases recesivas a aquellas en las que la actividad económica disminuye a partir del máximo de la expansión anterior. Dado que fue necesario graficar las series corregidas por estacionalidad para poder identificar los picos y valles, las mismas se ajustaron utilizando el método X13 Arima-Seats, siempre que la fuente de los datos no los proporcionó ya desestacionalizados.

El análisis gráfico se complementó mediante la aplicación del algoritmo de Bry-Boschan para la detección y posterior comparación de los puntos de giro de las series. Bry y Boschan (1971) replicaron el proceso de Burns y Mitchell (1946) y lo sistematizaron de manera que pueda ser programado y calculado en forma automática⁷.

3.1.1.1. Obtención del “ciclo de crecimiento” de las series

Para analizar la correlación y sincronidad entre el ciclo económico y el crediticio es necesario descomponer previamente las series que miden a la actividad económica y al crédito y extraer sus componentes cíclicos. Para hacerlo primero se procedió a la desestacionalización de las series y la extracción del componente irregular, obteniendo los componentes conocidos como tendencia-ciclo, esto se realizó mediante el método X13 Arima-Seats. Luego se aplicó el filtro de Hodrick y Prescott (1997) para separar el componente cíclico del tendencial de cada una de

⁷ El proceso para datos mensuales utiliza medias móviles de 12 meses y una curva de Spencer (media móvil centrada y ponderada donde los períodos centrales tienen mayor ponderación) para identificar máximos y mínimos que cumplan ciertos requisitos. Se encuentra como una add-in en el software E-Views 10.

las series de interés. Alternativamente se utilizaron filtros de frecuencia como el de Christiano y Fitzgerald (1999) y Baxter-King (1995) para controlar la robustez de los resultados a cambios en la metodología⁸. En esa sección, a diferencia de la anterior, se obtuvo el denominado “ciclo de crecimiento”, es decir, el desvío respecto a la tendencia de las series.

El conocido filtro de Hodrick-Prescott (HP) es una metodología para descomponer una serie y_t en sus dos componentes, tendencia (g_t) y ciclo (c_t), tal que $y_t = g_t + c_t$ para $t=1, \dots, T$. El componente g_t surge de la minimización de la variabilidad del componente c_t sujeto a una condición de suavidad de g_t :

$$I. \quad \text{Min} \{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \}$$

Por último, el componente cíclico c_t se obtiene restando g_t a la serie y_t . El parámetro λ es el ponderador que determina la suavidad de la tendencia, cuando tiende a 0 la tendencia tiende a la serie original y cuando λ tiende a infinito la tendencia se vuelve lineal. En la mayoría de los trabajos empíricos suelen utilizarse los valores de λ propuestos por Hodrick y Prescott (1997): 100, 1.600 y 14.400 para datos anuales, trimestrales y mensuales, respectivamente. Dichos valores fueron sugeridos para datos macroeconómicos de los Estados Unidos del periodo 1950-1979, sin embargo, se han empleado en investigaciones para otras economías y períodos. Si bien la elección del parámetro lambda es motivo de debate, en la presente investigación se emplearon los valores estándar ya que la estimación del ciclo no es el objetivo principal.

Los filtros de frecuencia, paso de banda (Band-pass filter), fueron utilizados como metodologías alternativas para extraer los componentes cíclicos de las series y controlar la robustez de los resultados obtenidos con el filtro HP. Esta metodología desarrollada por Baxter y King (1995) consiste en aislar las fluctuaciones económicas que son persistentes en un determinado período seleccionado previamente y requiere descartar una parte de la serie de tiempo al comienzo y al final de la muestra, ya que el filtro es simétrico. Christiano y Fitzgerald (1999) desarrollaron otra metodología para este tipo de filtros de frecuencia que, al permitir la asimetría, pueden calcularse utilizando toda la muestra. Para la aplicación de estos filtros de frecuencia, se trabajó con las series desestacionalizadas y en logaritmos, ya que no es necesario extraer previamente los componentes irregulares, y se utilizaron los parámetros estándar

⁸ Diversos autores, entre ellos Canova(1998), han demostrado que la elección del método para descomponer la series de tiempo está lejos de ser neutral. Los puntos de giro, amplitud del ciclo, e incluso la volatilidad del mismo depende del método elegido. Dado que el objetivo principal de este trabajo no es analizar este problema, se optó por seleccionar los métodos más difundidos en la literatura y utilizar los parámetros estándar.

sugeridos por Eviews 10. Cuando finalmente se compararon los ciclos de la actividad y del crédito, midiendo su correlación y sincronidad, se utilizaron los que fueron obtenidos con el mismo método, para evitar distorsiones en los resultados que se deriven del empleo de distintos filtros.

3.1.2. Sincronicidad entre el ciclo económico y el crediticio

Una vez estimado el ciclo económico y las dos versiones de ciclo crediticio, se analizó la sincronidad entre ellos. En esta sección se emplearon ambas definiciones de ciclo, la “clásica”, utilizando los puntos de giro obtenidos con la rutina Bry-Boschan, y la “de crecimiento”, usando el ciclo HP estimado en la sección anterior. La metodología para medir la sincronidad fue la construcción del índice de concordancia (IC) desarrollado por Harding y Pagan (2003) y utilizada en otros trabajos como, por ejemplo, el de Claessens et.al. (2011) quienes definen al IC entre dos series X e Y como:

$$II. \quad IC_{xy} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [C_t^x \cdot C_t^y + (1 - C_t^x) \cdot (1 - C_t^y)]$$

donde:

$C_t^x = \{0, \text{ si la serie X se encuentra fase contractiva en el momento } t; 1, \text{ si X se encuentra en fase expansiva en el momento } t\}$

$C_t^y = \{0, \text{ si la serie Y se encuentra fase contractiva en el momento } t; 1, \text{ si Y se encuentra en fase expansiva en el momento } t\}$

C_t^x y C_t^y son entonces variables binarias cuyos valores pueden ser 0 o 1 dependiendo de la fase del ciclo en la que se encuentre la serie en cuestión. Dado que T es el total de periodos, el IC mide la fracción del tiempo en que las dos series se encuentran en la misma fase de sus respectivos ciclos, tomando valores entre 0, en caso de contraciclicidad perfecta y 1, en caso de total sincronía (prociclicidad perfecta).

Por último, se identificó el número de rezagos o adelantos que es necesario aplicar a los ciclos de crédito, tanto saldos como otorgamientos, para que los índices de concordancia con el ciclo económico alcancen valores máximos.

3.1.3. Coeficientes de correlación y correlación cruzada

Para analizar la prociclicidad del crédito también se calculó el coeficiente de correlación de Pearson (r) entre la serie que mide la actividad económica y las dos variables que representaron

al crédito bancario, todas ajustadas por estacionalidad. El coeficiente r entre las variables x e y se define como:

$$\text{III. } r_{xy} = \frac{\text{cov}(x,y)}{s_x s_y} = \frac{\sum(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{(N-1)s_x s_y}$$

Para evitar el problema de la correlación espuria en series integradas de orden 1, el coeficiente r se calculó sobre las variables transformadas para que sean estacionarias. En primer lugar se analizó la correlación entre los ciclos obtenidos mediante la aplicación de los filtros HP, BK y CF a las series del EMAE, de los otorgamientos y de los saldos de crédito. Para estudiar la relación entre la actividad económica y el crédito en un plazo más corto, los coeficientes de correlación se calcularon sobre las variaciones trimestrales de las series.

Para probar la robustez de los resultados obtenidos se empleó también el coeficiente de correlación no paramétrico de Spearman. Una ventaja del coeficiente de Spearman, en comparación con el de Pearson, es su menor sensibilidad a la presencia de valores extremos (Zar, 2005).

Además de analizar la sincronización y la correlación entre el crédito y la actividad, también se buscó identificar una posible relación de anticipación de alguna de las variables respecto a la otra. Una forma de medir la posible anticipación entre las variaciones del crédito respecto a los cambios en la actividad, o viceversa (y entre los componentes cíclicos de las mismas), es calcular los coeficientes de correlación cruzada entre las series. Estos coeficientes se calculan aplicando distinto número de adelantos a una sola de las variables, por ejemplo B, y calculando las correlaciones entre esa variable modificada y la que se mantuvo sin cambios, A. Luego se repite el procedimiento pero aplicando rezagos en vez de adelantos. Se obtienen tantos coeficientes de correlación como períodos de rezagos y adelantos se hayan aplicado. Finalmente se identifica en qué número de rezagos o adelantos se encuentra el mayor de los coeficientes de correlación obtenidos. Si el máximo coeficiente de correlación es relativamente alto ($>0,4$) y se obtuvo utilizando la serie B rezagada (adelantada), entonces dicha serie es líder (rezagada) respecto a A, y en caso de que el máximo coeficiente sea el calculado entre las series (A y B) originales, entonces las mismas son coincidentes, siempre que sea suficientemente elevado y estadísticamente significativo⁹.

⁹ El software EViews10 permite analizar rápidamente la correlación cruzada entre dos series, generando una tabla de coeficientes de correlación de Pearson y un gráfico de significatividad que facilitan la obtención de conclusiones sobre la coincidencia o anticipación entre las series.

3.1.4. Test de causalidad de Granger

La correlación entre dos series no implica causalidad, siendo conocidos los numerosos ejemplos de correlaciones espurias. Una forma de aproximarse a una primera identificación de una posible relación de causalidad entre dos series es adoptar el enfoque de Granger (1969). La metodología conocida como “Test de causalidad de Granger” consiste en analizar si la incorporación de rezagos de una variable, X, mejora el poder explicativo de un modelo autorregresivo de la otra variable, Y. En caso de que se verifique que los valores pasados de X contribuyen a explicar los valores presentes de Y puede afirmarse que ésta última es causada en el sentido de Granger por X, siendo posible que la relación de “causalidad” sea bidireccional. Es importante aclarar que el hecho de que una variable Y sea “causada” en el sentido de Granger por X no implica que sus variaciones sean resultado directo o consecuencia de las variaciones de X. El test consiste en estimar una regresión de X en función de sus propios rezagos y de los rezagos de la variable Y, y otra regresión similar donde la variable explicada es Y:

$$\text{IV. } y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_l y_{t-l} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_l x_{t-l} + \epsilon_t$$

$$\text{V. } x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_l x_{t-l} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_l y_{t-l} + u_t$$

Luego se realiza una prueba de Wald para cada regresión donde la hipótesis nula es que:

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_l = 0$$

De esa forma la hipótesis nula en la primera ecuación es que X no causa en el sentido de Granger a Y y en la segunda es que Y no causa en el sentido de Granger a X.

Las variables cuya relación de causalidad de Granger se desea testear deben ser estacionarias, es por eso que se trabajó con las series en primeras diferencias. Una decisión muy relevante al momento de ejecutar el test de causalidad de Granger es el número de rezagos a utilizar (Markit, 2017). En este trabajo se estimaron modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) entre las dos variables en cuestión y se eligió el número de rezagos de acuerdo a los criterios de información de Akaike y de Schwarz.

3.1.5. Análisis de las funciones impulso-respuesta en modelos VAR

A partir de la estimación de modelos VAR se calcularon funciones de impulso-respuesta. Para poder ortogonalizar los shocks se utilizó la conocida descomposición de Cholesky, el orden de las variables fue alternado para analizar la sensibilidad de los resultados a cambios en los supuestos sobre exogeneidad contemporánea entre las variables (en $t=0$).

3.2. Variables utilizadas y fuentes de información

Todas las técnicas que se detallaron anteriormente se aplicaron a variables que representan a la actividad económica y al crédito bancario en Argentina durante el período 2004-2019, utilizando frecuencia mensual para el análisis gráfico y los cálculos de los coeficientes de correlación y frecuencia trimestral para el resto de las metodologías empleadas.

Como medida de la actividad económica se utilizó al Estimador Mensual de Actividad Económica (EMAE), que coincide en sus variaciones trimestrales con el PBI. La serie es elaborada por el INDEC con base 2004 y se publica también en forma desestacionalizada.

Como se explicó anteriormente, se emplearon dos alternativas como variables representativas del crédito bancario. La primera es una serie de stocks de préstamos en términos reales, similar a la utilizada típicamente en estudios de este tipo: saldos de préstamos bancarios en pesos al sector privado no financiero (publicada por el BCRA), deflactados por un índice de precios al consumidor (IPC). El IPC se construyó empalmando el índice nacional que actualmente publica INDEC con índices publicados por diversos institutos provinciales de estadística durante el período 2007-2015 y nuevamente con el IPC de INDEC para el período 2004-2006. La segunda variable representativa del crédito, que se plantea como medida alternativa y diferente a la que suelen usar las investigaciones similares, es una serie de flujo de préstamos bancarios netos de amortizaciones, en términos reales, calculada como: variación absoluta (entre el período t y el período t-1) en el saldo desestacionalizado de préstamos en pesos al sector privado no financiero (en millones de pesos corrientes), deflactada por el IPC construido con la misma metodología que en el caso anterior. Por lo tanto, esta serie mide el otorgamiento de préstamos netos de amortizaciones en términos reales entre el período t-1 y el período t. La variable propuesta, pese a su aparente similitud, no es equivalente a la variación del stock real de préstamos, ya que se excluye el efecto de la licuación del saldo de préstamos del período anterior:

$$\begin{aligned} \text{VI. } \Delta Sr_t &= \Delta \frac{S_t}{P_t} = \frac{S_t}{P_t} - \frac{S_{t-1}}{P_{t-1}} = \left(\frac{S_t}{P_t} - \frac{S_{t-1}}{P_t} \right) + \left(\frac{S_{t-1}}{P_t} - \frac{S_{t-1}}{P_{t-1}} \right) = \\ &= \left(\frac{S_t - S_{t-1}}{P_t} \right) + \left(\frac{S_{t-1}}{P_{t-1}(1+\pi_t)} - \frac{S_{t-1}}{P_{t-1}} \right) = O_t + \frac{S_{t-1}}{P_{t-1}} \left(\frac{1}{1+\pi_t} - 1 \right) = O_t - \frac{S_{t-1}}{P_{t-1}} \left(\frac{\pi_t}{1+\pi_t} \right) \\ \text{VII. } \Delta Sr_t + \frac{S_{t-1}}{P_{t-1}} \left(\frac{\pi_t}{1+\pi_t} \right) &= O_t \end{aligned}$$

donde: Sr= Saldo de préstamos en términos reales, S= Saldo de préstamos en pesos corrientes, P= Índice de precios al consumidor, Π =Tasa de inflación y O=Otorgamientos de préstamos netos de amortizaciones en términos reales.

De esta forma, en la variable propuesta como medida del flujo de crédito (O), no se considera una parte de la variación negativa en el saldo de crédito en términos reales cuyo origen es la licuación. Las caídas en los saldos reales de préstamos generadas por la licuación pueden producir, según la teoría económica, un efecto expansivo sobre la actividad al aliviar la carga de la deuda de los agentes con mayor propensión a consumir/invertir, y de esa forma se diferencian de las caídas en el saldo generadas por la reducción en el flujo de nuevos préstamos, ya que estas últimas podrían tener efectos negativos sobre la actividad económica. Es importante resaltar que cuando, en otras investigaciones, se comparan las variaciones en los saldos con las variaciones en la actividad económica, se están cotejando cambios en un stock con cambios en un flujo. En contraste, cuando se comparan las variaciones en los otorgamientos con las variaciones en la actividad económica, tal como se realiza en el presente trabajo, se están cotejando cambios en dos flujos (de préstamos, y de bienes y servicios)¹⁰.

Las series de datos utilizadas se resumen en la Tabla 1. La serie que aproxima los montos de Otorgamientos de préstamos netos de amortizaciones en términos reales se construyó utilizando la serie de saldos de préstamos bancarios y el IPC. El EMAE se empleó en su versión desestacionalizada por INDEC mientras que la frecuencia trimestral fue calculada realizando el promedio simple de los niveles del índice de los tres meses que conforman cada trimestre¹¹.

Tabla 1. Variables y fuentes de información

Variable	U. de medida	Frecuencia	Fuente
Saldos de préstamos bancarios al s. privado no financ.	Millones de pesos corrientes	Mensual y trimestral	BCRA
Otorgamientos de préstamos netos de amortizaciones.	Millones de pesos corrientes	Mensual y trimestral	Elaboración propia en base a datos del BCRA
Índice de precios al consumidor (IPC)	Índices empalmados 2004=100	Mensual y trimestral	Elaboración propia en base a datos de INDEC, Dir. Gral. de Estadística y Censos del GCBA y Dir. Pcial. de Estadística y Censos de San Luis.
EMAE	Índice 2004=100	Mensual	INDEC – Serie histórica publicada en ene-21
Patentamientos de automóviles	Miles de unidades	Mensual	Asociación de Concesionarios de Automotores de la República Argentina (ACARA)

¹⁰ Si se deja de lado el efecto licuación, los otorgamientos reales netos serían iguales a la variación absoluta en los saldos reales de crédito. De esa forma, comparar las variaciones en la actividad económica con las variaciones en los otorgamientos reales netos (variaciones en flujos en ambos casos) es equivalente a compararlas con las variaciones de las variaciones de los saldos reales de crédito (aceleración/desaceleración del stock de crédito)

¹¹ Las variaciones trimestrales del EMAE desestacionalizado por INDEC publicado en enero de 2021 coinciden con las del PIB ajustado por estacionalidad publicado en diciembre de 2020.

4. RESULTADOS

En esta sección se exponen los resultados obtenidos al aplicar cada una de las técnicas explicadas previamente, con el objetivo de analizar la relación estadística de corto plazo entre el crédito bancario y la actividad económica en Argentina, para el período 2004-2019. Los resultados se presentan sucesivamente comparando entre los que surgieron de emplear, como variable representativa del crédito bancario, a la serie de saldos/stocks reales de préstamos y los que se obtuvieron al usar la serie de otorgamientos reales netos. En adelante se utiliza simplemente saldos o stocks para referirse a los saldos de préstamos bancarios en pesos al sector privado no financiero desestacionalizados y deflactados, y otorgamientos para referirse a los otorgamientos de préstamos en pesos al sector privado no financiero, netos de amortizaciones y deflactados, calculados como se explicó en la sección 3.

Luego de exponer los resultados sobre la relación estadística entre el crédito y la actividad se analizan en la sección 4.5 las causas del rezago sistemático que se encontró en los saldos de crédito respecto a la actividad económica. Finalmente, en la sección 4.6, se analizó el caso particular de la comercialización de automóviles y su relación con el crédito prendario. El estudio de dicho mercado se realizó con el objetivo de ilustrar la distorsión en las conclusiones que puede surgir si se utiliza al stock de préstamos como variable representativa del crédito.

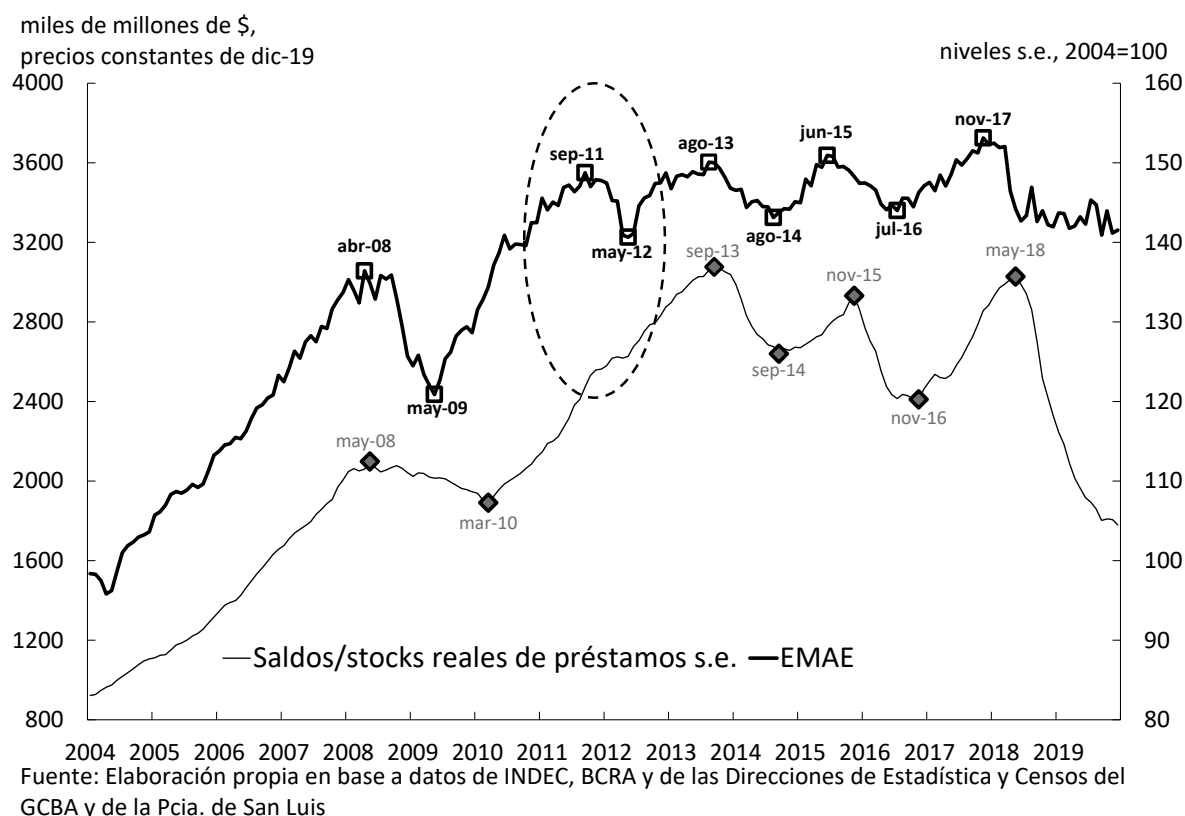
4.1. Análisis gráfico, detección y comparación de puntos de giro en el ciclo “clásico”

La primera aproximación al estudio sobre la relación de corto plazo entre el crédito bancario y la actividad económica consistió en el análisis gráfico de las series comparando su volatilidad, identificando máximos y mínimos y destacando hechos estilizados relevantes. Luego se procedió a detectar y comparar los puntos de giro mediante la rutina Bry-Boschan.

El Gráfico 1 compara las evoluciones de los saldos de crédito y de la actividad económica medida por el EMAE desestacionalizado. Puede observarse que todos los máximos y mínimos de la serie de saldos ocurrieron algunos meses (hasta diez) después que en el EMAE, es decir, el crédito, medido por los stocks, evolucionó de manera similar a la actividad económica pero en forma rezagada. El análisis gráfico otorga una primera aproximación sobre la relación de anticipación entre las variables sugiriendo que el ciclo económico es líder respecto al crediticio, similar a lo que se encuentra en investigaciones previas. Otra observación relevante es que la fase contractiva que se produjo en el EMAE entre septiembre de 2011 y mayo de 2012 no se verificó en la serie de saldos de préstamos. De esta forma los datos sugieren que el crédito, si

se mide por los stocks, no se vio afectado significativamente por la recesión económica que ocurrió en ese período. También es importante destacar que mientras la crisis financiera internacional de 2008-2009 produjo una fuerte contracción en la actividad económica argentina que empezó en abril de 2008, solo generó una leve tendencia negativa en el crédito, medido por stocks, que además comenzó un mes después de iniciada la recesión, algo que resulta contraintuitivo dado el origen financiero del shock global que se tradujo en caídas en los principales índices bursátiles mundiales y reducción en el flujo de capitales a países emergentes.

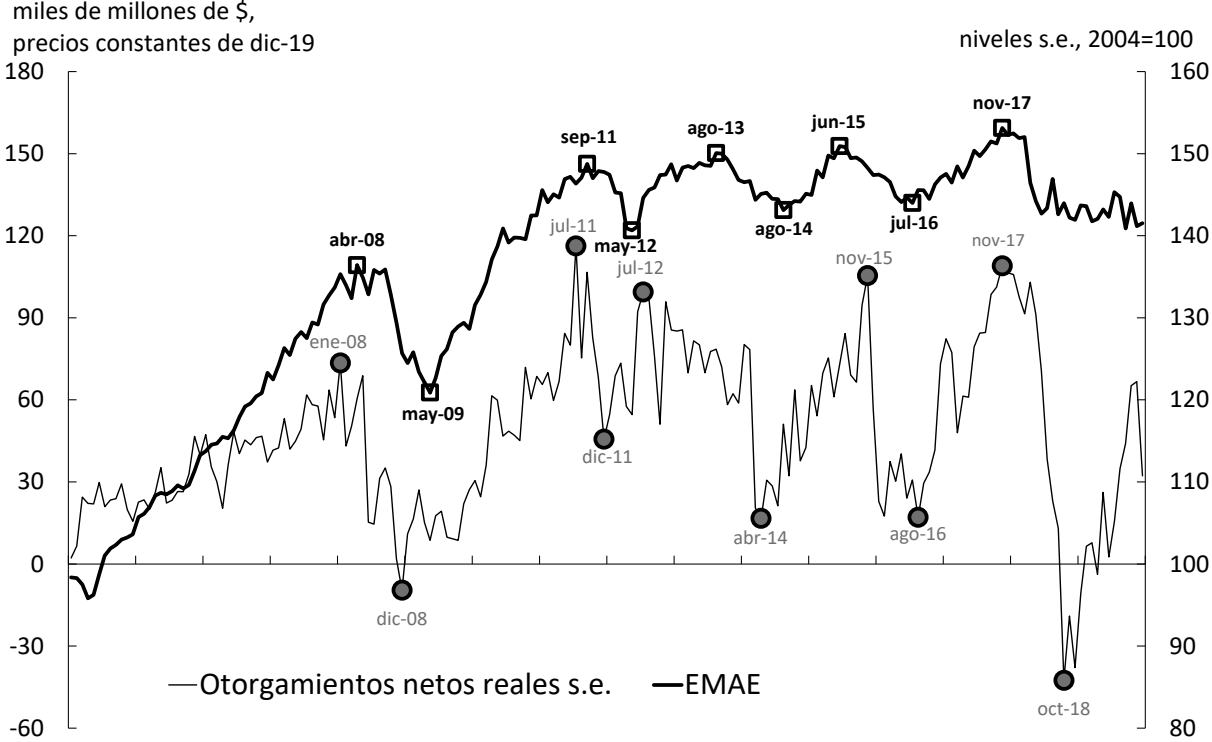
Gráfico 1. Saldos de crédito y actividad económica



El Gráfico 2 compara las evoluciones de los otorgamientos (flujos) de crédito y de la actividad. Puede observarse que, a diferencia de los stocks, la serie de otorgamientos no presenta sus máximos y mínimos sistemáticamente rezagados respecto al EMAE. Tres de los cinco máximos de la serie de otorgamientos ocurrieron antes que en la actividad económica, uno fue coincidente y solo uno fue rezagado. Respecto a los mínimos, tres de los cuatro registrados por el EMAE durante el período fueron anticipados por mínimos en los otorgamientos de crédito. El análisis gráfico sugiere entonces que el ciclo del crédito, medido por los flujos, no sería rezagado respecto al ciclo económico, a diferencia de lo que podría concluirse si se midiera mediante la serie de saldos, tal como se realiza habitualmente en la literatura. Otra observación relevante es que la fase contractiva que registró el EMAE entre septiembre de 2011 y mayo de

2012 se verifica también en la serie de otorgamientos (aunque en forma anticipada, durante el período julio-diciembre de 2011) a diferencia de lo que ocurrió con los saldos que continuaron creciendo durante ese período. Es destacable también, que mientras la crisis financiera global de 2008 solo produjo una leve tendencia negativa en los saldos de crédito que comenzó en mayo de 2008, el impacto en los flujos de préstamos fue abrupto derivando en una caída (desde enero) de tal magnitud que llevó a los otorgamientos netos reales al terreno negativo en diciembre de ese año. El comienzo de esa fase contractiva del crédito, medido por los otorgamientos, se anticipó tres meses respecto a la fase recesiva del EMAE mientras que el final se adelantó cinco meses. La anticipación temporal de los otorgamientos respecto al EMAE durante ese período no implica necesariamente causalidad, pero tampoco la descarta. Es una importante diferencia respecto a lo que ocurre con la serie de saldos de préstamos, ya que los rezagos que se advierten en su fase contractiva implican imposibilidad de una relación causa-efecto entre el crédito y la actividad económica. Finalmente puede verse que la serie de otorgamientos registró un mínimo en octubre de 2018 poniendo fin a la fase contractiva que empezó en noviembre de 2017, sin embargo, la recesión económica que comenzó también en noviembre de 2017 se transformó en estancamiento durante 2019, pero no se verificó un cambio hacia una fase expansiva.

Gráfico 2. Otorgamientos de crédito y actividad económica



2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2018 2019
 Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis

Las fechas de los máximos y mínimos que surgieron del análisis gráfico de las series podrían corresponder a valores extremos (*outliers*) y, por lo tanto, no necesariamente coincidir con los puntos de giro en los componentes cíclicos de dichas series, es decir, con los momentos en que cambian de fase¹². Para identificar con mayor rigurosidad los puntos de giro del EMAE, de los saldos y de los otorgamientos de crédito se aplicó la rutina Bry-Boschan (1971) que se basa en proceso realizado por Burns y Mitchell (1946). Los parámetros utilizados fueron una duración mínima de cinco meses para las distintas fases del ciclo y de 15 meses para un ciclo completo.

La Tabla 2 muestra las fechas de los puntos de giro identificados con la rutina Bry-Boschan¹³, la duración promedio de las fases y de los ciclos de las tres series. Entre paréntesis figura el número de meses de anticipación (-) o rezago (+) en los picos y valles de las series de saldos y de otorgamientos de préstamos respecto a los del EMAE.

Tabla 2. Comparación de los ciclos “clásicos” de la actividad económica y el crédito

	EMAE	Otorgamientos	Saldos
Pico	abr-08	ene-08 (-3)	may-08 (+1)
Valle	may-09	dic-08 (-5)	mar-10 (+10)
Pico	sep-11	jul-11 (-2)	-
Valle	may-12	dic-11 (-5)	-
Pico	ago-13	nov-12 (-9)	sep-13 (+1)
Valle	ago-14	abr-14 (-4)	sep-14 (+1)
Pico	jun-15	nov-15 (+5)	nov-15 (+5)
Valle	jul-16	ago-16 (+1)	oct-16 (+3)
Pico	nov-17	nov-17 (0)	may-18 (+6)
Valle		oct-18 (n/d)	
Meses de duración promedio			
Contracciones	11,50	10,50	15,00
Expansiones	17,25	19,00	25,33
Ciclo completo	28,75	29,50	40,33
Meses promedio de rezagos(+)/adelantos(-)			
Picos		-1,80	3,25
Valles		-3,25	4,66

Fuente: elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis.

Los resultados si se utiliza la serie de saldos para medir el crédito son que, en promedio, el ciclo de crédito sería considerablemente más largo que el ciclo económico, resultado similar al de

¹² En esta parte de la investigación, como se explicó en la sección metodológica, se utiliza la definición clásica de ciclo y no el ciclo de crecimiento de las series.

¹³ Los puntos de giro identificados mediante la aplicación de la rutina Bry-Boschan (BB) resultaron idénticos a los que surgieron del análisis gráfico con las siguientes excepciones: Saldos; valle en oct-16 en rutina BB vs. nov-16 análisis gráfico y Otorgamientos; pico en nov-12 en rutina BB vs. jul-12 en análisis gráfico.

investigaciones previas sobre el tema, aplicadas a otros países, que también utilizan series de stocks de préstamos como representativas del crédito. El ciclo promedio de la serie de saldos de préstamos en Argentina durante el período que comienza con el pico de mayo de 2008 y termina en el de mayo de 2018 fue aproximadamente once meses más largo que el ciclo económico promedio del período que comienza con el pico de abril de 2008 y termina en el de noviembre de 2017. Las fases contractivas (expansivas) de los saldos fueron, en promedio, aproximadamente cuatro (siete) meses más extensas que las del EMAE, mientras que los picos y valles en la serie de saldos de préstamos ocurrieron, en promedio, aproximadamente tres y cinco meses después que en el EMAE respectivamente, habiéndose rezagado en todos los casos. Adicionalmente la identificación de los puntos de giro mediante la rutina Bry-Boschan confirmó que la fase contractiva que se produjo desde septiembre de 2011 hasta mayo de 2012 en la actividad económica no se reflejó en un comportamiento similar en el stock de crédito, algo que ya había surgido del análisis gráfico.

Los resultados cuando se utiliza la serie de otorgamientos de préstamos como representativa del crédito cambian considerablemente. La duración promedio del ciclo de crédito es similar a la del ciclo económico (28/29 meses), con fases contractivas levemente más cortas y expansivas más largas. Los picos y valles en la serie de otorgamientos de préstamos ocurrieron, en promedio, aproximadamente dos y tres meses antes que en el EMAE, respectivamente. Tres de los cinco picos y tres de los cuatro valles se produjeron antes en el crédito (otorgamientos) que en la actividad económica durante el período. Otro resultado relevante es que, a diferencia de los saldos de préstamos y al igual que el EMAE, los otorgamientos registraron una fase contractiva entre 2011 y 2012. Por último, es importante destacar que la serie de otorgamientos registró un valle en octubre de 2018 que puso fin a la fase contractiva iniciada en noviembre de 2017, mientras que el EMAE se mantuvo estable durante 2019 pero no logró cambiar a una fase expansiva.

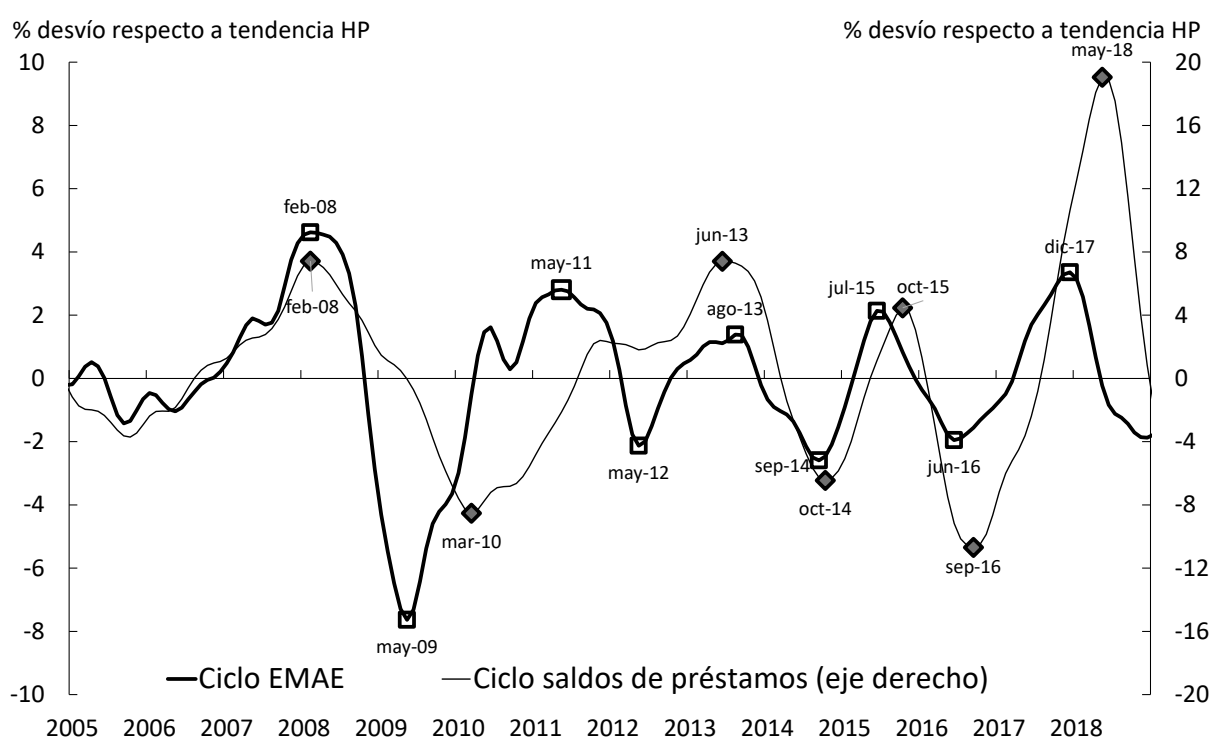
4.2. Duración y puntos de giro de los ciclos de crecimiento de las series

En esta sección se calculan y comparan los ciclos de crecimiento de las series. Como se explicó en la metodología, los ciclos de crecimiento (*growth cycles*), a diferencia de los “clásicos/de negocios” (*business cycles*) registran las variaciones positivas y negativas respecto a la tendencia de mediano/largo plazo. El componente irregular de la serie se extrajo utilizando el método ARIMA-X13 que se había empleado para la desestacionalización. Luego se aplicó el filtro de Hodrick-Prescott (HP) utilizando el valor de lambda recomendado por los autores

(14400) para series mensuales y empleado ampliamente en la literatura. Los años 2004 y 2019 fueron descartados del análisis gráfico y la comparación entre ciclos debido al conocido problema de los extremos en los filtros simétricos.

Los Gráficos 3 y 4 muestran que, pese a que los puntos de giro difieren respecto a los ciclos clásicos, los resultados obtenidos al analizar los ciclos de crecimiento son similares. Los ciclos (de crecimiento) de la serie de saldos de crédito también suelen rezagarse respecto a los del EMAE mientras que nuevamente no se verifica una fase contractiva en los saldos durante la recesión económica de 2011-2012.

Gráfico 3. Ciclos de crecimiento de la actividad económica y de los saldos de crédito

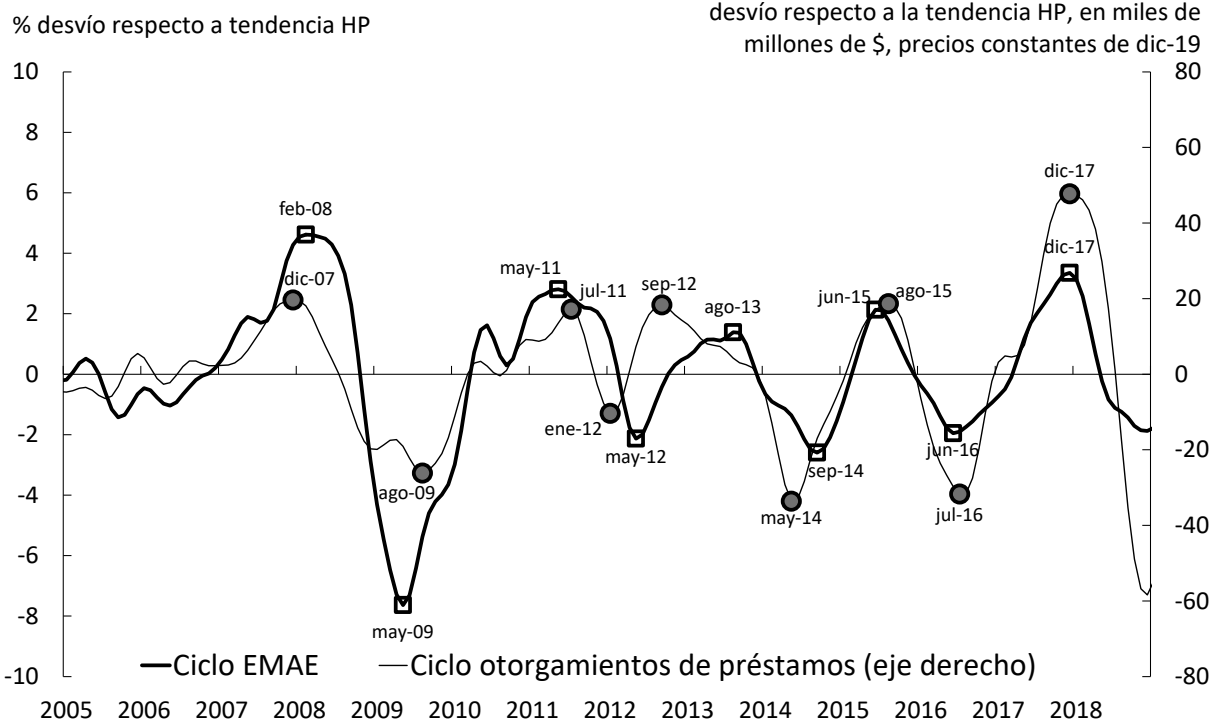


Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis. Nota: el desvío % aproximó calculando la diferencia entre los logaritmos naturales de las series y los de sus tendencias HP, con lambda igual a 14400.

En contraposición, los ciclos de crecimiento de la serie de otorgamientos no se anticipan ni rezagan sistemáticamente respecto a los del EMAE. Esto constituye una diferencia respecto a los ciclos clásicos, en los cuáles los otorgamientos de préstamos se anticipaban a los del EMAE en la mayoría de los casos. La fase económica recesiva que comenzó en mayo de 2011 se reflejó en una fase contractiva de los otorgamientos de crédito que inició en julio de ese mismo año. La siguiente fase expansiva de los otorgamientos comenzó en enero de 2012, anticipándose

cuatro meses al comienzo de la recuperación en la actividad económica. En ese episodio, analizado desde el punto de vista de los ciclos clásicos, los otorgamientos se habían anticipado tanto al comienzo como a la salida de la fase contractiva del EMAE, siendo dicha diferencia en los puntos de giro consecuencia del filtrado aplicado a las series.

Gráfico 4. Ciclos de crecimiento de la actividad y de los otorgamientos de préstamos



Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis. Nota: el desvío % se aproximó calculando la diferencia entre el logaritmo natural de la tendencia-ciclo del EMAE y el logaritmo natural de su tendencia HP, con lambda igual a 14400.

La Tabla 3 muestra las fechas de los puntos de giro, la duración promedio de las fases y de los ciclos de las tres series. Entre paréntesis figuran los meses de anticipación (-) o rezago (+) en los picos y valles de los saldos y de los otorgamientos respecto a los del EMAE.

Tal como ocurre con los ciclos clásicos, la duración de las fases contractivas y expansivas del ciclo de crecimiento de los saldos de crédito es considerablemente mayor a la del EMAE. Este resultado coincide con las conclusiones de la literatura sobre la mayor longitud del ciclo de crédito (medido como stock) en relación al económico, ver por ejemplo los trabajos de Borio (2012) y Drehmann et. al. (2012) donde presentan esto como un hecho estilizado en varios países avanzados. En promedio, los picos en el ciclo del EMAE ocurrieron 1,75 meses antes que en el ciclo de los saldos, esta anticipación es menor a los 3,25 meses promedio que se verificó en los ciclos clásicos. Dos de los cuatro picos del ciclo de stocks de crédito fueron anticipados por los del EMAE, uno fue coincidente, mientras que solo en un caso (jun-13) el

ciclo económico fue rezagado (ago-13). Respecto a los valles, los tres ocurrieron primero en el EMAE y luego en los saldos de crédito, con un promedio de 4,7 meses de anticipación.

Tabla 3. Comparación de los “ciclos de crecimiento” de la actividad y el crédito

	EMAE	Otorgamientos	Saldos
Pico	feb-08	dic-07 (-2)	feb-08 (0)
Valle	may-09	ago-09 (+3)	mar-10 (+10)
Pico	may-11	jul-11 (+2)	-
Valle	may-12	ene-12 (-4)	-
Pico	ago-13	sep-12 (-11)	jun-13 (-2)
Valle	sep-14	may-14 (-4)	oct-14 (+1)
Pico	jun-15	ago-15 (+2)	oct-15 (+4)
Valle	jun-16	jul-16 (+1)	sep-16 (+3)
Pico	dic-17	dic-17 (0)	may-18 (+5)
Meses de duración promedio			
Contracciones	13,00	14,25	17,33
Expansiones	16,50	15,80	23,70
Ciclos completos	29,50	30,05	41,03
Meses promedio de rezagos(+)/adelantos(-)			
Picos		-1,80	1,75
Valles		-1,00	4,67

Fuente: elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis.

Los resultados sobre la duración del ciclo de crédito respecto a la del ciclo económico y sobre la anticipación/rezago de sus puntos de giro son nuevamente totalmente diferentes cuando se utiliza la serie de otorgamientos como medida del crédito en vez de la de stocks. Al igual que cuando se analizaron los ciclos en su definición clásica, la duración del ciclo de crecimiento de la serie de otorgamientos es similar a la del ciclo del EMAE, con fases también similares en longitud. Los picos del ciclo de crédito, medido de esta forma, se anticiparon 1,8 meses, en promedio, a los del ciclo del EMAE, mientras que los valles se adelantaron 1 mes en promedio. En el caso de los valles la anticipación promedio es menor que la encontrada en los ciclos clásicos (3,25 meses). En resumen, analizando los ciclos de crecimiento, las fases del ciclo de crédito medido a través de los otorgamientos, tienen una duración similar a las del económico y sus puntos de giro se anticipan entre 1 y 2 meses. Estos resultados, a diferencia de los que surgen de utilizar la serie de stocks de crédito, admiten la posibilidad de una relación de causalidad desde el ciclo de crédito bancario hacia el ciclo económico.

Las conclusiones sobre la duración relativa y la anticipación/rezago en los puntos de giro de los ciclos de las tres series son robustas a cambios en la metodología empleada para estimar dichos componentes cíclicos. En el Anexo 1 se adjuntan tablas que resumen los resultados obtenidos

al utilizar los filtros de frecuencia de Baxter-King (BK) y Christiano-Fitzgerald (CF, simétrico y asimétrico) como métodos alternativos al filtro HP para obtener los componentes cíclicos..

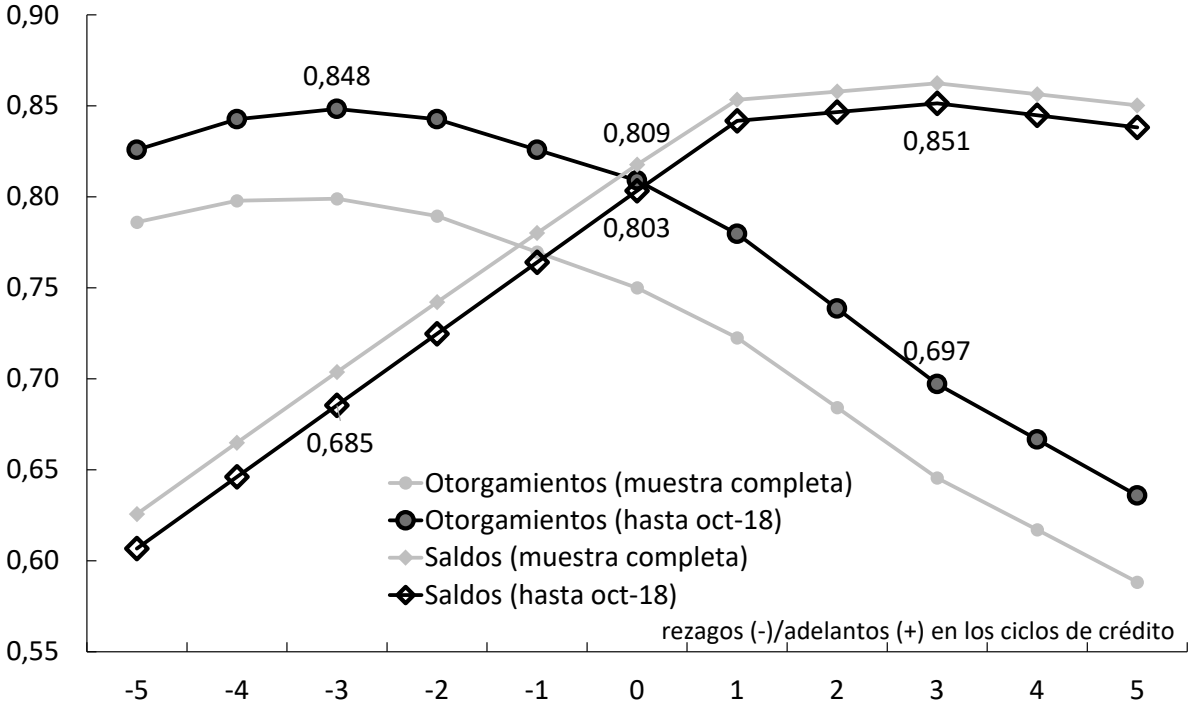
4.3. Sincronicidad entre el ciclo económico y el crediticio

Para analizar la sincronicidad entre el ciclo de crédito y el económico se utilizó el índice de concordancia (IC) desarrollado por Harding y Pagan (2003) que mide la proporción del tiempo en que ambos ciclos se encuentran en una misma fase (entre 0 y 1). Este índice, cuya forma de cálculo fue explicada en la sección metodológica, se computó entre el ciclo del EMAE y el de los saldos de crédito, y también entre el ciclo del EMAE y el de los otorgamientos de créditos. Por último, se identificó el número de rezagos o adelantos que es necesario aplicar a los ciclos de crédito para que los IC con el ciclo económico alcancen valores máximos.

El Gráfico 5 muestra los IC entre el ciclo clásico del EMAE y los ciclos de crédito. Se calcularon para el período ene-04/dic-19, aplicando hasta cinco rezagos y adelantos a los ciclos de saldos y otorgamientos mientras se mantuvo inalterado el ciclo del EMAE. Finalmente se recalcularon todos los IC recortando la muestra excluyendo el período (oct-18/dic-19) en el que los otorgamientos de crédito comenzaron a recuperarse mientras el EMAE, si bien detuvo su caída, no ingresó en fase expansiva.

Utilizando el período ene-04/oct-18, sin aplicar rezagos/adelantos, se verifican índices de concordancia elevados entre el ciclo económico y el crediticio, siendo casi idénticos ya sea que se utilice la serie de saldos como representativa del crédito (0,80) o la de otorgamientos (0,81). A medida que se rezagan las series de crédito (aplican *lags*), el IC entre el ciclo del EMAE y el de los otorgamientos crece (alcanza su máximo, 0,85, con 3 *lags*) mientras el IC entre el EMAE y los saldos se reduce. Lo contrario sucede a medida que se adelantan las series de crédito, el IC entre el ciclo económico y el de otorgamientos se reduce mientras su IC con el ciclo de saldos se incrementa (alcanza su máximo, 0,85, al adelantar 3 meses). Este comportamiento de los IC sugiere entonces que el ciclo de los otorgamientos de préstamos es líder respecto al económico, mientras el ciclo de saldos es rezagado. Al utilizar la muestra completa (ene-04/dic-19), los IC del ciclo del EMAE respecto al de los otorgamientos se reducen y respecto al ciclo de saldos se incrementan, pero las conclusiones no se modifican: el ciclo de otorgamientos es líder respecto al del EMAE y el de saldos es rezagado.

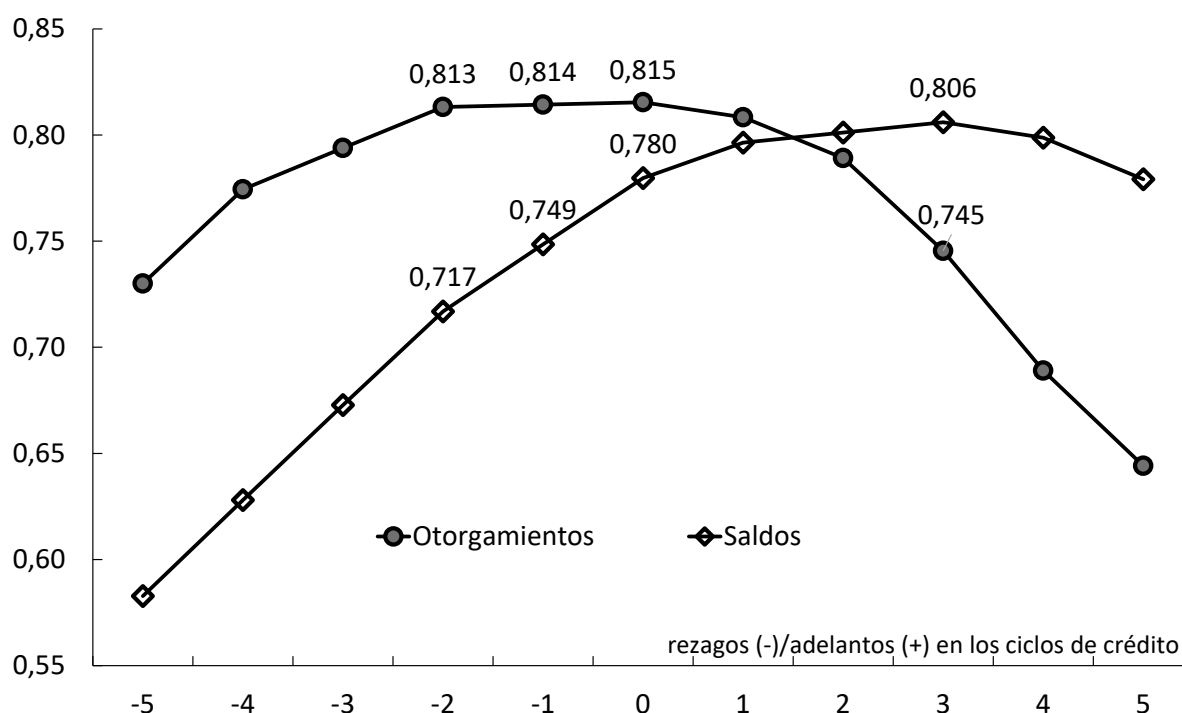
Gráfico 5. Índices de Concordancia entre los ciclos clásicos del EMAE y del crédito



Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis.

El Gráfico 6 muestra los IC entre el ciclo “de crecimiento” del EMAE y los ciclos “de crecimiento” del crédito (otorgamientos y saldos). Los ciclos de las 3 series fueron estimados mediante la aplicación del filtro HP tal como se explicó en la sección 4.2 (ver Gráficos 3 y 4) y luego se descartó el año 2004 y 2019 debido a los conocidos problemas de este tipo de filtros en los extremos de las muestras. Nuevamente se calcularon los IC aplicando sucesivamente hasta cinco rezagos y adelantos a los ciclos de los saldos y de los otorgamientos mientras se mantuvo inalterado el ciclo del EMAE. Los resultados son similares a los obtenidos al analizar los ciclos clásicos y sugieren que el ciclo de otorgamientos de préstamos es líder respecto al económico mientras que el ciclo de saldos de crédito es rezagado. En el Anexo 1 se muestran los resultados obtenidos al calcular los IC entre los ciclos “de crecimiento” del EMAE y de las dos series representativas del crédito utilizando los filtros BK y CF como alternativas al HP. Los resultados y conclusiones son muy similares, incluso los IC de las series de otorgamiento son aún más cercanos a 1 que los que se obtuvieron al emplear el filtro HP.

Gráfico 6. Índices de Concordancia entre los ciclos HP del EMAE y del crédito



Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis.

La otra metodología que se aplicó para analizar la sincronización entre el ciclo económico y el crediticio fue el cálculo de sus coeficientes de correlación. Se emplearon los ciclos “de crecimiento” de las series, estimados mediante la aplicación de filtros HP, BK y CF, tal como se explicó en la sección metodológica (ver secciones 3.1.2 y 4.2).

En un primer paso se calcularon los coeficientes de correlación entre los ciclos sin desplazar, es decir, los coeficientes de correlación contemporánea. Se estimaron los componentes cíclicos mediante cuatro filtros distintos (lo que exigió cambios en el período de la muestra¹⁴) y luego se calcularon los coeficientes de correlación de Pearson y de Spearman. De esta forma se obtuvieron 10 coeficientes entre el ciclo del EMAE y el de los saldos de crédito y otros 10 respecto al ciclo de otorgamientos. La Tabla 4 resume los resultados obtenidos y muestra que en todos los casos la correlación del ciclo económico con el ciclo de otorgamientos es muy superior respecto a la correlación con el ciclo de saldos de préstamos. Nuevamente la variable de stock incluida habitualmente en la literatura como medida del crédito lleva a concluir que la

¹⁴ Al igual que en la sección 5.2. antes de calcular la correlación entre los ciclos HP se descartó un año a cada lado de la muestra debido a los problemas de este filtro en los extremos. En el caso del filtro BK y CF simétrico se descartan tres años en cada lado de la muestra, mientras que para aplicar el filtro CF asimétrico no fue necesario modificar la muestra. Finalmente, se calcularon otros coeficientes de correlación entre los ciclos obtenidos mediante el filtro CF asimétrico descartando el período comprendido entre feb-19 y dic-19 para medir de esa manera la incidencia de ese sub-período en el valor del coeficiente.

correlación entre el ciclo económico y el crediticio no es tan elevada mientras que la variable flujo propuesta como alternativa muestra una correlación muy superior.

Tabla 4. Coeficientes de correlación entre el ciclo de crecimiento del EMAE y del crédito

Filtro	Período	Saldos		Otorgamientos	
		Pearson	Spearman	Pearson	Spearman
HP	ene-05/dic-18	0,339	0,442	0,659	0,742
BK	ene-07/dic-16	0,436	0,51	0,813	0,829
CF sim.	ene-07/dic-16	0,414	0,489	0,809	0,835
CF asi.	ene-04-dic-19	0,485	0,594	0,736	0,863
	ene-04/ene-19	0,488	0,592	0,765	0,88

Fuente: elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis.

Para detectar si alguno de los dos componentes cíclicos es líder respecto al otro se analizó también la correlación cruzada, calculando (16) coeficientes de correlación manteniendo constante al ciclo de crédito mientras se aplicaron hasta 8 rezagos (*lags*) y 8 adelantos (*leads*) al ciclo del EMAE. Los coeficientes se calcularon primero entre el ciclo del EMAE y el de saldos de crédito y luego entre el ciclo del EMAE y el de otorgamientos. La Tabla 5 es una salida del software EViews 10 que resume los resultados obtenidos utilizando los ciclos HP de la serie de saldos de préstamos bancarios (C_HP_SAL) y del EMAE (C_HP_EMAE). Puede observarse como a medida que se aplican *leads* al ciclo económico los coeficientes de correlación y su significatividad (ver gráfico de barras de la izquierda) se reducen rápidamente desde 0,33 en t=0 a prácticamente 0 con 3 meses de adelanto al ciclo del EMAE. Lo contrario sucede cuando se aplican *lags* al ciclo del EMAE, los coeficientes y su significatividad se incrementan y alcanzan el máximo a los 5 meses, pasando de 0,33 en t=0 a 0.577 con el ciclo económico rezagado 5 meses. Estos resultados muestran que el ciclo económico se anticipa al crediticio medido por los saldos, reforzando las conclusiones que surgieron del análisis de los Índices de Concordancia. En el Anexo 1 se adjuntan los resultados utilizando los ciclos BK y CF como alternativas al HP sin verificarse cambios en las conclusiones.

Tabla 5. Correlación cruzada entre el ciclo de saldos de crédito y el EMAE

Sample: 2005M01 2018M12
 Included observations: 168
 Correlations are asymptotically consistent approximations

C_HP_SAL,C_HP_EMAE(-i)	C_HP_SAL,C_HP_EMAE(+i)	i	lag	lead
		0	0.3386	0.3386
		1	0.4171	0.2497
		2	0.4819	0.1567
		3	0.5309	0.0638
		4	0.5629	-0.0260
		5	0.5771	-0.1103
		6	0.5732	-0.1872
		7	0.5514	-0.2554
		8	0.5131	-0.3138

La Tabla 6 resume los resultados obtenidos utilizando los ciclos HP de la serie de otorgamientos de préstamos bancarios (C_HP_OTOR) y del EMAE (C_HP_EMAE). Puede observarse que, al contrario de lo que sucede con los saldos, al aplicar un *lead* al ciclo de otorgamientos el coeficiente de correlación aumenta levemente de 0,6589 a 0,6595 manteniendo una elevada significatividad estadística. A medida que se aplican más *leads* al ciclo económico, los coeficientes de correlación se reducen muy lentamente e incluso se mantienen por encima de 0,20 y con elevada significatividad hasta 7 meses de adelantos. Lo contrario sucede cuando se aplican *lags* al ciclo del EMAE, ya que el máximo de correlación se verifica con $t=0$ y desde el primer *lag* ya se observa una reducción en los coeficientes de correlación. En el *lag* 7 el coeficiente ya es prácticamente 0 y sin significatividad estadística. En el Anexo 1 se adjuntan los resultados utilizando los ciclos BK y CF como alternativas al HP sin verificarse cambios en las conclusiones.

Tabla 6. Correlación cruzada entre el ciclo de otorgamientos de crédito y el EMAE

Sample: 2005M01 2018M12
 Included observations: 168
 Correlations are asymptotically consistent approximations

C_HP_OTOR,C_HP_EMAE(-i)	C_HP_OTOR,C_HP_EMAE(+i)	i	lag	lead
		0	0.6589	0.6589
		1	0.6216	0.6595
		2	0.5656	0.6373
		3	0.4937	0.5926
		4	0.4076	0.5274
		5	0.3075	0.4455
		6	0.1945	0.3516
		7	0.0737	0.2509
		8	-0.0465	0.1491

Estos resultados muestran que el ciclo de crédito no es rezagado respecto al ciclo económico, e incluso presenta cierto grado de anticipación cuando se mide a través de los otorgamientos, reforzando las conclusiones que surgieron del análisis de los Índices de Concordancia. Estas conclusiones son consistentes con la teoría económica y la opinión de los hacedores de política que generalmente consideran al crédito como una variable fuertemente procíclica y que puede ser un factor determinante del ciclo económico y no simplemente un efecto del mismo.

4.4. Relación estadística entre las variaciones de corto plazo entre el crédito y la actividad económica

Luego de estudiar el vínculo entre el crédito y la actividad comparando sus componentes cíclicos, se procedió a investigar su relación estadística de muy corto plazo contrastando la evolución trimestral del EMAE con la de los saldos y la de los otorgamientos de préstamos. En primer lugar, se analizó la correlación y correlación cruzada entre las series y luego se plantearon modelos de vectores autorregresivos (VAR) para aplicar pruebas de causalidad de Granger usando el número “óptimo” de rezagos y también para calcular las funciones impulso-respuesta. El posible problema de la correlación espuria entre series en niveles se abordó utilizando las primeras diferencias de las series trimestrales¹⁵. En el Anexo 2 se encuentran las pruebas de estacionariedad que señalan que los otorgamientos de préstamos son estacionarios pero el EMAE y los saldos de crédito son series integradas de orden 1.

4.4.1. Análisis de la correlación cruzada

Una elevada correlación entre la actividad económica y el crédito no es prueba suficiente de la existencia de una relación de causalidad entre las variables, pero es una condición necesaria. Es por eso que el análisis del vínculo de corto plazo comenzó calculando coeficientes de correlación entre el EMAE y las dos variables que se plantean en la investigación como representativas del crédito bancario (los saldos y los otorgamientos netos).

En primer lugar, la relación entre la actividad económica y los saldos de crédito se analizó utilizando las variaciones trimestrales de ambas variables ajustadas por estacionalidad. La Tabla 7 resume los resultados obtenidos mostrando que la correlación entre las variaciones porcentuales trimestrales¹⁶ de las variables sin desplazar en el tiempo es de 0,384 y es significativa estadísticamente. Adelantando un trimestre a la serie del EMAE (1 *lead*) la correlación baja a 0,223 y pierde la significatividad, y ya con dos trimestres de adelanto se

¹⁵ Se descartó la frecuencia mensual debido a la elevada volatilidad de las variaciones mensuales.

¹⁶ Se aproximaron mediante el cálculo de las primeras diferencias de las series en logaritmos.

vuelve prácticamente 0. Lo contrario sucede al aplicar rezagos a la serie de variaciones trimestrales del EMAE, ya que los coeficientes de correlación se incrementan alcanzando el máximo (0,509) en el rezago 2 y manteniéndose significativos estadísticamente hasta con 4 trimestres de rezagos.

Tabla 7. Correlación cruzada-Saldos de crédito y EMAE (var. % trim.)

Sample: 2004Q1 2019Q4
 Included observations: 63
 Correlations are asymptotically consistent approximations

D_L_SALDOS,D_L_EMAE(-i)	D_L_SALDOS,D_L_EMAE(+i)	i	lag	lead
██████	██████	0	0.3839	0.3839
██████	██████	1	0.4568	0.2233
██████	██████	2	0.5088	0.0645
██████	██████	3	0.4089	-0.0230
██████	██████	4	0.2805	-0.0484
██████	██████	5	0.1509	-0.0828

Los resultados sugieren entonces que, utilizando las series en variaciones porcentuales trimestrales, la actividad económica sería líder respecto al crédito cuando se mide a este último a través de los saldos/stocks. Esta evidencia sugiere que de existir causalidad entre las variables (algo que la correlación no logra demostrar) la misma parece ir desde la actividad económica hacia el crédito, cuando este último se mide a través de los saldos/stocks de préstamos.

Dado que el producto es una variable flujo, es esperable que sean justamente los flujos de crédito los que afecten a (o se vean afectados por) el nivel de actividad económica. Cuando se analizan variaciones son los cambios en los flujos de crédito los que deberían afectar a (o verse afectados por) las alteraciones en el nivel de actividad económica. En esta parte de la investigación se estudió la correlación cruzada entre las variaciones trimestrales del EMAE y las variaciones absolutas en los otorgamientos de préstamos para poder comparar los resultados con los obtenidos al utilizar la serie de saldos de crédito. En la Tabla 8 puede advertirse que el coeficiente de Pearson es 0,284 cuando se mantienen las series sin desplazar y presenta elevada significatividad estadística. Al aplicar un rezago al EMAE la correlación se reduce a 0.219 y no es estadísticamente significativa mientras que al aplicar un adelanto el coeficiente se incrementa a 0,384 y aumenta también su significatividad. Con el segundo trimestre de rezago al EMAE la correlación con los otorgamientos pasa a 0,261 y es significativa, mientras que al aplicar un segundo adelanto el coeficiente se vuelve prácticamente nulo (0,06). En resumen, el mayor coeficiente de correlación es el obtenido entre las variaciones trimestrales de la actividad económica y las variaciones en los otorgamientos de crédito ocurridas en el trimestre anterior.

Este resultado sugiere que el crédito, medido por los otorgamientos, es líder respecto a la actividad económica.

Tabla 8. Correlación cruzada-Otorgamientos de crédito y EMAE (var. trim. absolutas y porcentuales, respectivamente)

Sample: 2004Q1 2019Q4
 Included observations: 63
 Correlations are asymptotically consistent approximations

D_OTOR,D_L_EMAE(-i)	D_OTOR,D_L_EMAE(+i)	i	lag	lead
		0	0.2844	0.2844
		1	0.2192	0.3835
		2	0.2613	0.0686
		3	-0.0987	-0.0690

En síntesis, los resultados fueron nuevamente diametralmente opuestos al emplear la serie de otorgamientos en vez de los saldos como variable representativa del crédito bancario. La correlación cruzada entre las variaciones del EMAE y las verificadas en los saldos sugiere que el crédito es una variable rezagada (en promedio 2 trimestres) respecto a la actividad económica mientras que al usar la serie de otorgamientos netos (flujos), el análisis sugiere que el crédito es líder respecto a la actividad económica (en promedio 1 trimestre).

La correlación entre los otorgamientos de crédito y la actividad aumenta significativamente cuando se toma el sub-período 2004-2017 descartando los últimos dos años de la muestra. Durante 2018 la caída de los otorgamientos fue tan abrupta que incluso llegaron a ser negativos en términos nominales, es decir, el sistema financiero dio menos préstamos al sector privado que lo recibido en forma de amortizaciones/cancelaciones¹⁷. En 2019 los otorgamientos comenzaron a recuperarse rápidamente debido a la muy baja base de comparación y salieron del terreno negativo, los incrementos fueron muy elevados en términos porcentuales, sin embargo, los niveles continuaron en registros históricamente bajos. En ese año, las fuertes tasas de crecimiento porcentual de los otorgamientos contrastaron con un EMAE prácticamente estancado¹⁸. Esa divergencia en las variaciones reduce los coeficientes de correlación para la muestra completa (2004-2019) respecto a los calculados con datos hasta 2017. En la Tabla 9 puede verificarse que el coeficiente de Pearson entre las variaciones porcentuales de los

¹⁷ La metodología de cálculo de los otorgamientos netos se diferencia de las variaciones en los saldos reales en que excluye intencionalmente a las caídas de dichos stocks como consecuencia de la licuación.

¹⁸ Si bien las variaciones interanuales de la economía durante 2019 fueron fuertemente negativas, eso se debió al arrastre estadístico negativo que dejó el año 2018. En 2019 las variaciones porcentuales trimestrales del EMAE ajustado por estacionalidad fueron 0,22; -0,35; 0,80 y -1. El nivel promedio de 2019 fue 0,10% superior al del cuarto trimestre de 2018 mientras que el registro del cuarto trimestre de 2019 fue 0,4 inferior.

otorgamientos de un determinado trimestre y las registradas por el EMAE al trimestre siguiente es de 0,625, siendo significativamente superior al 0,384 que se calculó anteriormente utilizando la muestra completa¹⁹ (ver Tabla 8).

Tabla 9. Correlación cruzada-Otorgamientos de crédito y EMAE hasta 2017 (var. % trim.)

Sample: 2004Q1 2017Q4
 Included observations: 55
 Correlations are asymptotically consistent approximations

D_L_OTOR,D_L_EMAE(-i)	D_L_OTOR,D_L_EMAE(+i)	i	lag	lead
		0	0.2414	0.2414
		1	0.1680	0.6252
		2	0.0986	0.1347

Este importante incremento en la correlación entre la actividad económica y los otorgamientos de crédito, que se verifica al recortar la muestra, no se observa en su correlación respecto a los saldos de crédito. La mayor diferencia que se genera al reducir la muestra a 2004-2017 es que el rezago en los saldos de crédito respecto a la actividad se reduce de 2 trimestres con la muestra completa, a 1 trimestre con la muestra recortada hasta 2017.

Tabla 10. Correlación cruzada-Saldos de crédito y EMAE hasta 2017 (var. % trim.)

Sample: 2004Q1 2017Q4
 Included observations: 55
 Correlations are asymptotically consistent approximations

D_L_SALDOS,D_L_EMAE(-i)	D_L_SALDOS,D_L_EMAE(+i)	i	lag	lead
		0	0.4480	0.4480
		1	0.4685	0.2763
		2	0.4091	0.0858
		3	0.3607	-0.0288
		4	0.2288	-0.1188

En resumen, el recorte de la muestra reforzó las conclusiones que surgieron del análisis de las correlaciones cruzadas para el período completo.

¹⁹ En el caso anterior, para la muestra completa, se utilizaron las primeras diferencias absolutas en la serie de otorgamientos debido a que presenta valores negativos que impedían el cálculo de las primeras diferencias logarítmicas.

4.4.2. Modelos VAR entre la actividad económica y el crédito

La última técnica aplicada para analizar la relación entre la actividad y el crédito, representado alternativamente por los saldos y por los otorgamientos de préstamos, fue la construcción de modelos de vectores autorregresivos (VAR). En primer lugar, la construcción de estos modelos permite emplear los criterios de información para seleccionar el número óptimo de rezagos y luego aplicar el test de causalidad de Granger a esa especificación (en este caso el test de exogeneidad). En segundo lugar, los modelos VAR permiten estimar y analizar las funciones impulso-respuesta entre las variables de interés. En ningún caso el objetivo de la construcción de estos modelos fue analizar una posible relación de causalidad estricta entre las variables. El análisis de la causalidad en sentido estricto exigiría otro tipo de especificación más completa donde se controle por “terceras variables” que podrían estar influyendo sobre el crédito y la actividad en forma simultánea, como por ejemplo variables financieras internacionales, confianza del consumidor o de los inversores, tasas de interés domésticas, incrementos del gasto público financiado con crédito bancario, entre muchas otras.

Los modelos VAR para el período completo (Modelos 1 y 2) se construyeron empleando las primeras diferencias logarítmicas de las series trimestrales del EMAE y de los saldos de crédito, mientras que la serie de otorgamientos se utilizó en primeras diferencias absolutas debido a que, desde el cuarto trimestre de 2018, presenta tres valores negativos en la serie en niveles que imposibilitan la aplicación de logaritmos. Posteriormente se estimaron modelos (Modelos 3 y 4) recortando el período de análisis hasta el tercer trimestre de 2018 para, de esa forma, poder aplicar logaritmos a la serie de otorgamientos y determinar si ese cambio altera significativamente los resultados²⁰.

4.4.2.1. Modelos VAR entre saldos de crédito y EMAE

El primer modelo estimado (Modelo 1) fue entre las diferencias logarítmicas del EMAE y de los saldos de crédito para la muestra completa 2004-2019. Los criterios de información LR, Schwarz, y Hannan-Quinn sugirieron utilizar un solo trimestre de rezago.

Los tests de causalidad de Granger desde el modelo VAR, con un trimestre de rezago, permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de exogeneidad débil del EMAE respecto a los saldos de crédito con una elevada significatividad estadística (*p value* de 0,02). La hipótesis nula contraria, ausencia de exogeneidad de los saldos de crédito respecto al EMAE, no puede ser

²⁰ El Modelo 4 que utiliza las diferencias logarítmicas de los Saldos de crédito y EMAE con período recortado se encuentra en el Anexo 2 (ver Tabla 28 y Imágenes 9 y 10).

rechazada ya que el p value es de 0,436 (ver Tabla 11). Estos resultados confirman los obtenidos en secciones anteriores y sugieren que el ordenamiento correcto de las series en el VAR es en primer lugar la serie de variaciones trimestrales del EMAE y en segundo lugar la de variaciones en los saldos de crédito.

Tabla 11. Prueba de causalidad de Granger desde el VAR. Modelo 1

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Sample: 2004Q1 2019Q4
Included observations: 62

Dependent variable: D_L_EMAE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D_L_SALDOS	0.607891	1	0.4356
All	0.607891	1	0.4356

Dependent variable: D_L_SALDOS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D_L_EMAE	5.350555	1	0.0207
All	5.350555	1	0.0207

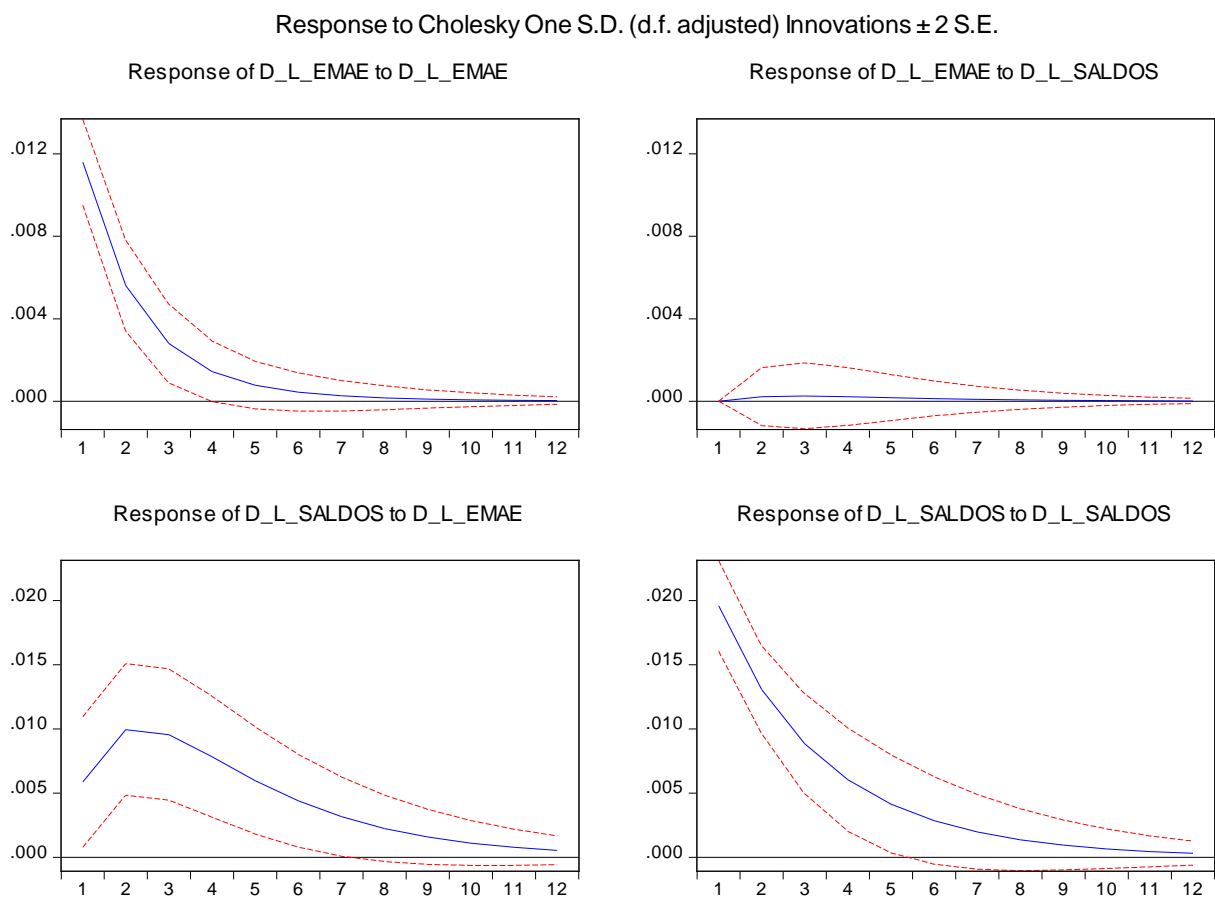
Una vez que se preseleccionó el número de rezagos y el orden de las variables, se realizaron tests que señalaron ausencia de autocorrelación de los residuos mientras que la normalidad en su distribución se alcanzó mediante la utilización de 8 variables *dummies* detectadas a partir del análisis gráfico de los residuos del modelo preliminar. Dichas *dummies* coinciden con trimestres en los que ocurrieron shocks cambiarios, episodios de sequías y la crisis internacional de 2008/2009. Por último, para confirmar la correcta especificación del modelo definitivo, se comprobó que el modelo sea estable y se volvió a analizar la autocorrelación de los residuos, el número de rezagos sugerido por los criterios de información y la exogeneidad débil de las variables. En el Anexo 2, en la Tabla 25 se adjunta la salida del software E-Views al estimar la versión definitiva del modelo 1.

Finalmente se estimaron las funciones de impulso-respuesta utilizando la descomposición de Cholesky para poder identificar los parámetros estructurales. El orden con que fueron ingresadas las variables en el modelo implica que al emplear la descomposición de Cholesky se asume que las variaciones en los saldos de crédito en un trimestre no afectan a las variaciones en el EMAE de ese mismo trimestre, mientras que se admite que los cambios en el EMAE

puedan influir contemporáneamente sobre las variaciones en los saldos. Como se explicó anteriormente, este supuesto se basó en los resultados del test de causalidad de Granger/Exogeneidad débil (ver Tabla 11).

En la Imagen 1 puede advertirse que un shock de un desvío estándar en las variaciones del EMAE genera efectos estadísticamente significativos sobre las variaciones de los saldos reales de crédito durante siete trimestres, mientras que un shock sobre los saldos no genera una respuesta significativa en el EMAE. Las respuestas de las variables ante cualquier tipo de shock tienden a cero, lo que demuestra la estabilidad del modelo.

Imagen 1. Funciones de impulso-respuesta. Modelo 1

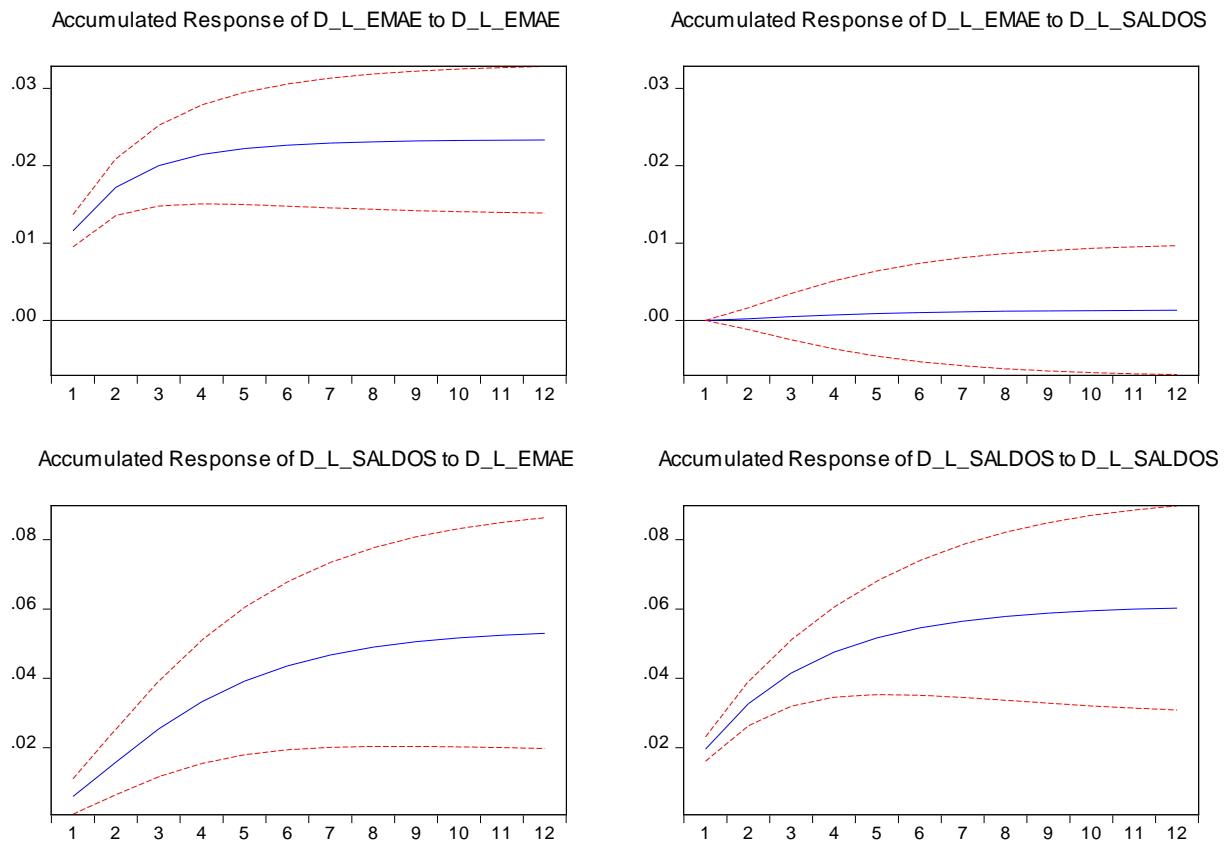


En la Imagen 2 se incluyen las respuestas acumuladas de las variables ante distintos impulsos. Como puede advertirse, en todos los casos se alcanza estabilidad en las variaciones acumuladas de las series debido a que el efecto de los shocks se disipa a medida que pasan los trimestres. El impacto acumulado de un shock en la actividad económica (EMAE) sobre los saldos de

crédito es estadísticamente significativo desde el primer trimestre, mientras que un shock acumulado en los saldos de crédito no produce impacto significativo sobre la actividad.

Imagen 2. Funciones de impulso-respuesta acumulada. Modelo 1

Accumulated Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations ± 2 S.E.



Para analizar en qué medida estos resultados dependieron del ordenamiento de las variables se procedió a estimar modelos invirtiendo el orden, es decir, suponiendo que el efecto de un shock en el EMAE sobre los saldos de crédito es cero en el mismo trimestre en que ocurre, mientras que se admite que un shock sobre los saldos pueda tener impacto contemporáneo en el EMAE (ver Modelo 1b en Tabla 29 e Imágenes 11 y 12 en Anexo 2). Las conclusiones obtenidas a partir de las funciones impulso-respuesta de esos modelos alternativos no se ven modificadas.

En resumen, los resultados dan mayor sustento empírico a una relación de anticipación de la actividad sobre el crédito, cuando este último es medido a través de los saldos. Los tests de causalidad de Granger desde un modelo VAR (o tests de exogeneidad) utilizando un trimestre de rezago sugieren que incorporar las variaciones trimestrales pasadas de la actividad económica aumenta significativamente el poder explicativo de un modelo autorregresivo de los saldos de crédito, mientras que lo contrario no se verifica. Las funciones impulso-respuesta estimadas a partir de dicho modelo VAR sugieren que un shock sobre la actividad económica

genera un impacto significativo, de igual signo, sobre los saldos de crédito, mientras que un shock sobre los saldos no afectaría de forma significativa a la actividad económica. Estos resultados son similares a los obtenidos en muchas investigaciones precedentes aplicadas tanto a Argentina como a nivel internacional, y son parcialmente contradictorios con las teorías e ideas más difundidas sobre la relación esperable entre el crédito y la actividad económica.

4.4.2.2. Modelos VAR entre otorgamientos de crédito y EMAE

Tal como se realizó en las secciones previas, se aplicaron las mismas metodologías (en este caso VAR-Causalidad de Granger-Funciones impulso respuesta) pero utilizando a los otorgamientos netos en términos reales como variable representativa del crédito bancario, en vez de la típicamente utilizada serie de saldos reales de crédito. El modelo VAR fue estimado entre las primeras diferencias logarítmicas del EMAE y las primeras diferencias absolutas de los otorgamientos de crédito (Modelo 2) debido a que la serie en niveles presenta valores negativos que impiden aplicar logaritmos. Con respecto a los rezagos a utilizar, la mayoría de los criterios de información sugirieron incluir un solo trimestre.

Los tests de causalidad de Granger, desde el modelo VAR, con un trimestre de rezago permitieron rechazar la hipótesis nula de ausencia de exogeneidad débil de los otorgamientos de crédito respecto al EMAE con una elevada significatividad estadística (*p value* de 0,01). La hipótesis nula contraria, ausencia de exogeneidad del EMAE respecto a los otorgamientos de crédito, no pudo ser rechazada (*p value* es de 0,22, ver Tabla 12).

Tabla 12. Prueba de causalidad de Granger desde el VAR. Modelo 2

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Sample: 2004Q1 2019Q4
Included observations: 62

Dependent variable: D_OTOR2

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D_L_EMAE	1.535469	1	0.2153
All	1.535469	1	0.2153

Dependent variable: D_L_EMAE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D_OTOR2	6.639697	1	0.0100
All	6.639697	1	0.0100

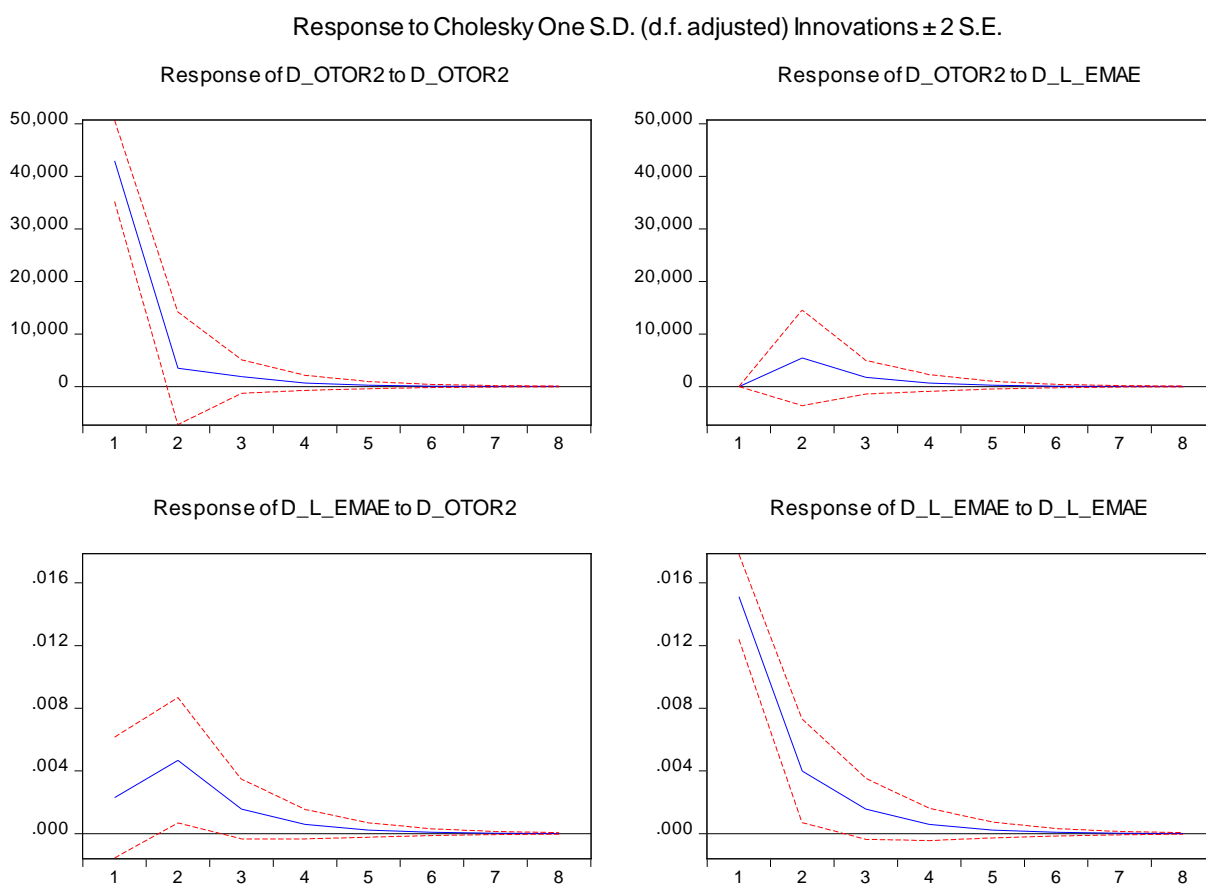
Estos resultados reafirman los obtenidos en secciones anteriores respecto a la anticipación temporal del crédito bancario respecto a la actividad económica, cuando el crédito es medido a través de una serie que aproxime los otorgamientos. El ordenamiento correcto de las series en el VAR sería entonces con las variaciones trimestrales de los otorgamientos de crédito en el primer lugar y las del EMAE en el segundo.

Una vez preseleccionado el número de rezagos y el orden de las variables, se realizaron pruebas que señalaron ausencia de autocorrelación de los residuos. La normalidad en la distribución de los residuos se alcanzó mediante la utilización de cuatro variables *dummies*, detectadas a partir del análisis gráfico, que coinciden con períodos en los que ocurrieron shocks cambiarios, sequías que afectaron al EMAE y la crisis internacional de 2008/2009. Finalmente, se comprobó la estabilidad del modelo y se analizó nuevamente la autocorrelación de los residuos, el número óptimo de rezagos de acuerdo a los criterios de información y la causalidad de Granger entre las variables para confirmar la correcta especificación del modelo definitivo. En la Tabla 26 se adjunta la salida del software E-Views correspondiente a la versión definitiva del modelo 2.

Una vez que se obtuvo el modelo definitivo, se estimaron las funciones de impulso-respuesta utilizando la descomposición de Cholesky para poder identificar los parámetros estructurales. El orden con que fueron ingresadas las variables implica que al utilizar la descomposición de Cholesky se asume que los shocks en las variaciones trimestrales del EMAE no afectan a los otorgamientos de crédito en ese mismo trimestre, mientras que los shocks sobre los otorgamientos sí influyen contemporáneamente sobre las variaciones del EMAE. Como se explicó anteriormente, este ordenamiento se basó en los resultados del test de causalidad de Granger (ver Tabla 12).

En la Imagen 3 puede advertirse que un shock de un desvío estándar en la variación de los otorgamientos de créditos producido en un determinado trimestre genera un efecto estadísticamente significativo sobre la variación del EMAE ocurrida dos trimestres después. En los trimestres 3, 4 y 5 luego del shock en el crédito, el efecto sobre el EMAE presenta significatividad relativamente alta (aunque la banda de confianza inferior perfora el 0) y en los trimestres posteriores la significatividad se vuelve prácticamente nula. En el caso de que el shock de un desvío estándar se genere sobre las variaciones de la actividad económica (EMAE) no se verifican efectos estadísticamente significativos sobre los otorgamientos de crédito en ninguno de los trimestres posteriores. La estabilidad del modelo se confirma al observar que las respuestas de las variables ante cualquier tipo de shock tienden a cero.

Imagen 3. Funciones de impulso-respuesta. Modelo 2

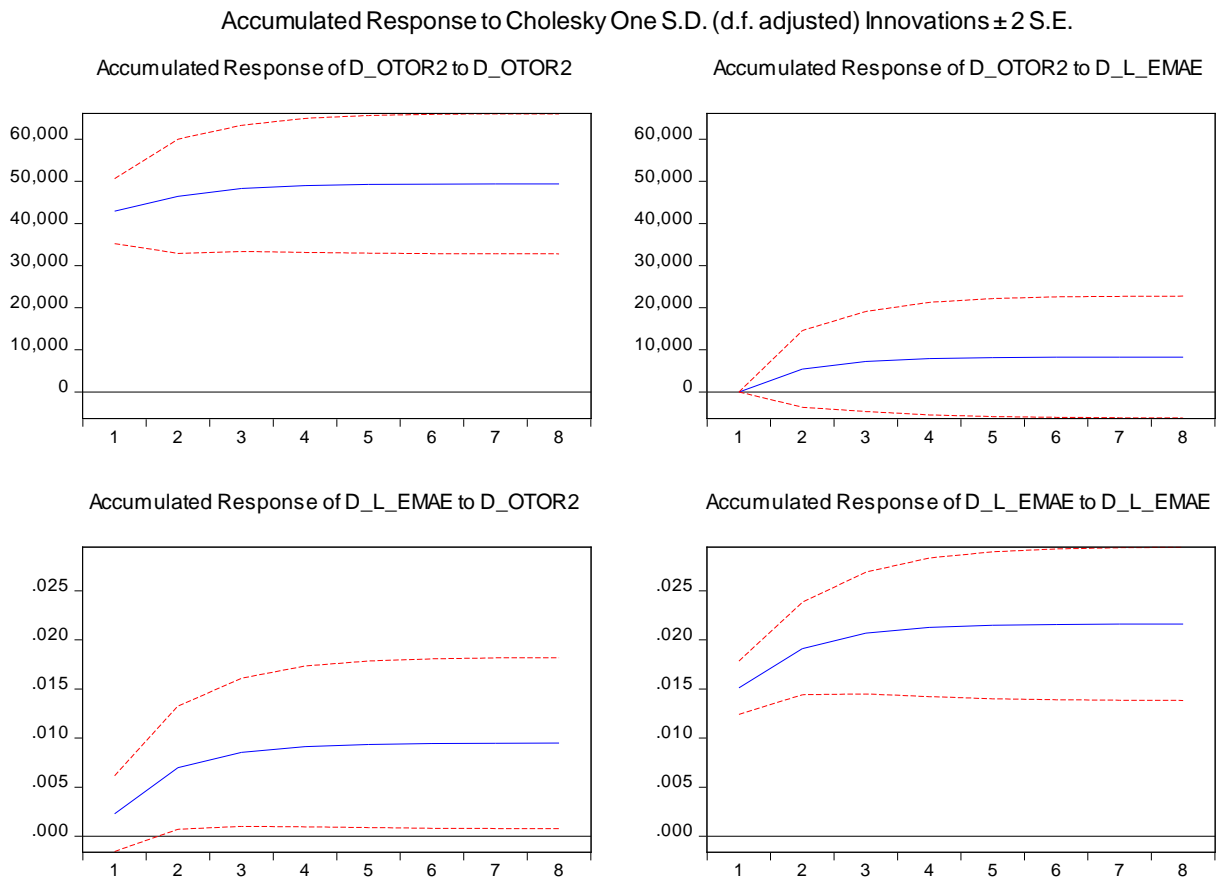


En la Imagen 4 se muestran las respuestas acumuladas de las variables ante distintos impulsos. En los gráficos puede advertirse que el impacto acumulado de un shock en los otorgamientos de crédito sobre la actividad económica (EMAE) es estadísticamente significativo desde el segundo trimestre, mientras que un shock en la actividad económica no produce impacto significativo sobre los otorgamientos de crédito. La estabilidad del modelo se verifica nuevamente ya que en todos los casos las variaciones acumuladas convergen a un determinado valor a medida que pasan los trimestres.

Para analizar en qué medida estos resultados dependieron del ordenamiento de las variables se procedió a estimar modelos invirtiéndolo, es decir, suponiendo que el efecto de un shock en los otorgamientos de crédito sobre el EMAE es cero en el mismo trimestre en que ocurre, mientras que se admite que un shock sobre el EMAE pueda tener impacto contemporáneo en los otorgamientos (ver Modelo 2b en Tabla 30 e Imágenes 13 y 14 en Anexo 2). Las conclusiones obtenidas a partir de las funciones impulso-respuesta de esos modelos alternativos no se modifican respecto a las que surgieron del modelo original. El efecto de un shock en el EMAE sobre los otorgamientos no es estadísticamente significativo, mientras que un shock en los otorgamientos genera una respuesta significativa en el EMAE hasta el trimestre 2 y el impacto

acumulado se estabiliza sin revertirse. Los resultados también son similares si en ese modelo se excluyen las cinco *dummies* empleadas para alcanzar la normalidad en los residuos.

Imagen 4. Funciones de impulso-respuesta acumulada. Modelo 2



Estos resultados son diametralmente opuestos a los que se obtuvieron al utilizar a los saldos/stocks como variable representativa del crédito, ya que en este caso al estimar modelos VAR entre las variaciones trimestrales de los otorgamientos y del EMAE (variaciones en flujos) se encontró evidencia en favor de una relación de anticipación del crédito respecto a la actividad económica. Esta diferencia en las conclusiones dependiendo de cuál es la variable que representa al crédito (saldos u otorgamientos) se había observado también en las secciones anteriores en las que emplearon otras metodologías y también en la primera parte de la investigación donde se compararon los ciclos de crédito con el ciclo económico.

Finalmente se decidió acortar la muestra empleando el período 2004q1-2018q3, descartando así los trimestres en que los otorgamientos netos adoptaron valores negativos, para poder utilizar las primeras diferencias logarítmicas de la serie, en vez de las absolutas, comparando luego con los resultados y conclusiones obtenidas previamente en el Modelo 2.

Utilizando los criterios de información se determinó nuevamente que el número óptimo de rezagos es de un trimestre. Los tests de causalidad de Granger no resultaron tan contundentes como en el Modelo 2, en esta oportunidad ninguna de las variables podría considerarse débilmente exógena con un nivel de significatividad suficiente (ver Tabla 13). En ambas direcciones de causalidad se rechaza la hipótesis nula del test con un *p value* inferior a 0,05, aunque la ausencia de causalidad desde los Otorgamientos hacia el EMAE se rechaza con una significatividad estadística superior (*p value* < 0,0001).

Tabla 13. Prueba de causalidad de Granger desde el VAR. Modelo 3

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Sample: 2004Q1 2018Q3
Included observations: 57

Dependent variable: D_L_OTOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D_L_EMAE	4.421622	1	0.0355
All	4.421622	1	0.0355

Dependent variable: D_L_EMAE

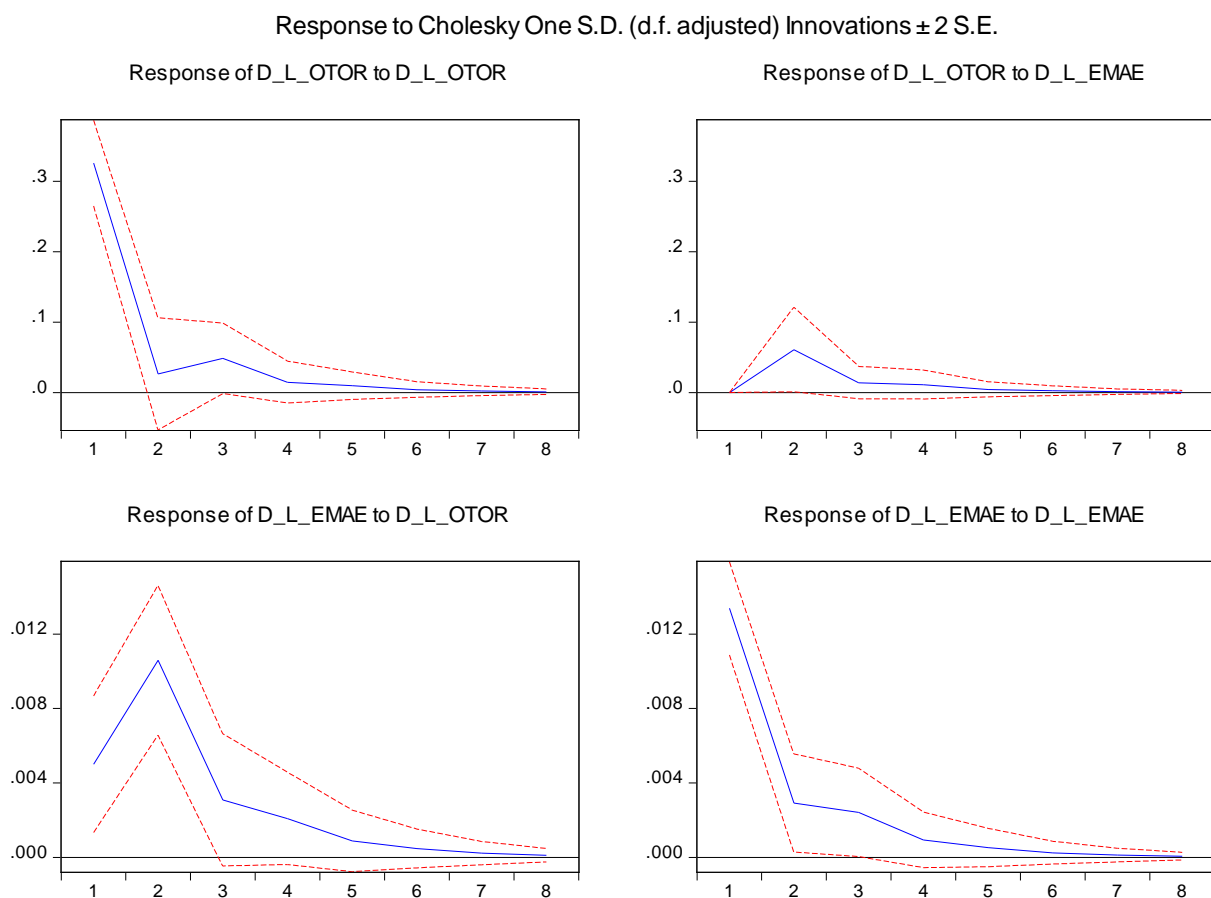
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D_L_OTOR	23.22765	1	0.0000
All	23.22765	1	0.0000

Dado que los resultados del test de causalidad de Granger no son contundentes, se procedió a estimar el Modelo 3 con los dos ordenamientos posibles, definiéndolos como Modelo 3a (Otorgamientos-EMAE) y Modelo 3b (EMAE-Otorgamientos). La estimación definitiva se observa en la Tabla 27. La diferencia en el ordenamiento de las variables es relevante al estimar las funciones de impulso-respuesta mediante la descomposición de Cholesky.

En la Imagen 5 se muestran los gráficos de las funciones impulso-respuesta del Modelo 3a (Otorgamientos-EMAE). Puede advertirse que un shock de un desvío estándar en la variación de los otorgamientos de crédito producido en un determinado trimestre genera un efecto estadísticamente significativo sobre las variaciones del EMAE ocurridas en los primeros dos trimestres posteriores, en especial en el segundo. En los trimestres 3 y 4 luego del shock sobre el crédito, el efecto sobre el EMAE presenta significatividad relativamente alta (aunque la banda de confianza inferior perfora el 0) y en los trimestres posteriores la significatividad se

vuelve prácticamente nula. En el caso de que el shock de un desvío estándar se genere sobre las variaciones de la actividad económica (EMAE) se verifican impactos sobre los otorgamientos de crédito en los primeros dos trimestres, pero con una significatividad estadística relativamente menor que en el caso anterior (la banda de confianza inferior es igual a cero en ambos trimestres). A partir del tercer trimestre la significatividad estadística se vuelve prácticamente nula.

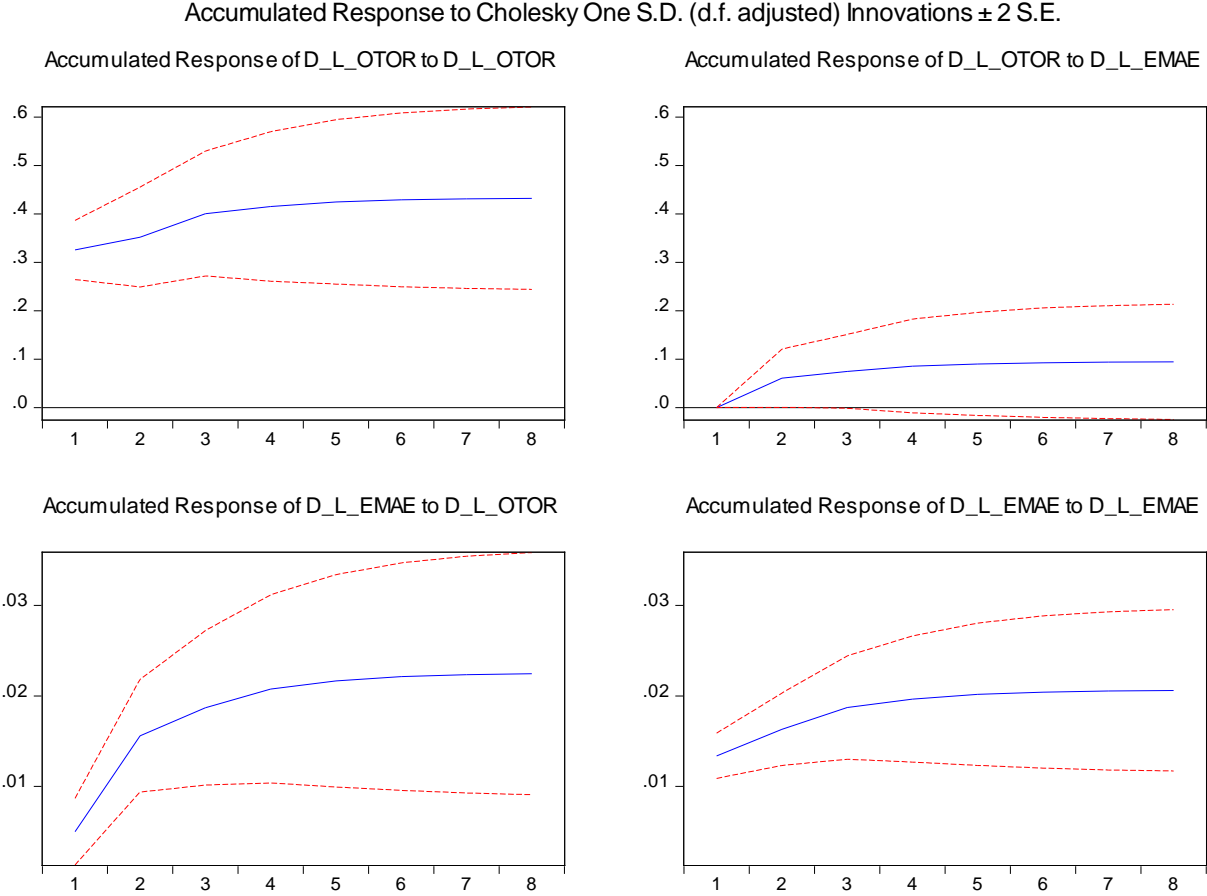
Imagen 5. Funciones de impulso-respuesta. Modelo 3a (Otorg.-EMAE)



En la imagen 6 se encuentran los gráficos correspondientes a las funciones de impulso-respuesta acumulada del Modelo 3a. Puede advertirse que un shock de un desvío estándar sobre los otorgamientos de crédito genera una respuesta acumulada estadísticamente significativa en el EMAE. La estimación sugiere que un incremento acumulado de aproximadamente 43% en los montos otorgados de crédito bancario (netos de amortizaciones y deflactados) genera una respuesta acumulada de 2,2% en el EMAE y el impacto se vuelve pleno en aproximadamente 4 trimestres luego del shock inicial. Por el contrario, el efecto acumulado de un shock en el EMAE sobre los otorgamientos de crédito no es estadísticamente significativo luego del tercer

trimestre ya que, si bien la mayor parte del área entre las bandas de confianza se encuentra por encima del cero, la banda inferior es levemente negativa a partir del cuarto trimestre. La estimación sugiere que un shock acumulado de 2,1% en el EMAE generaría un impacto de aproximadamente 9% en los otorgamientos de crédito.

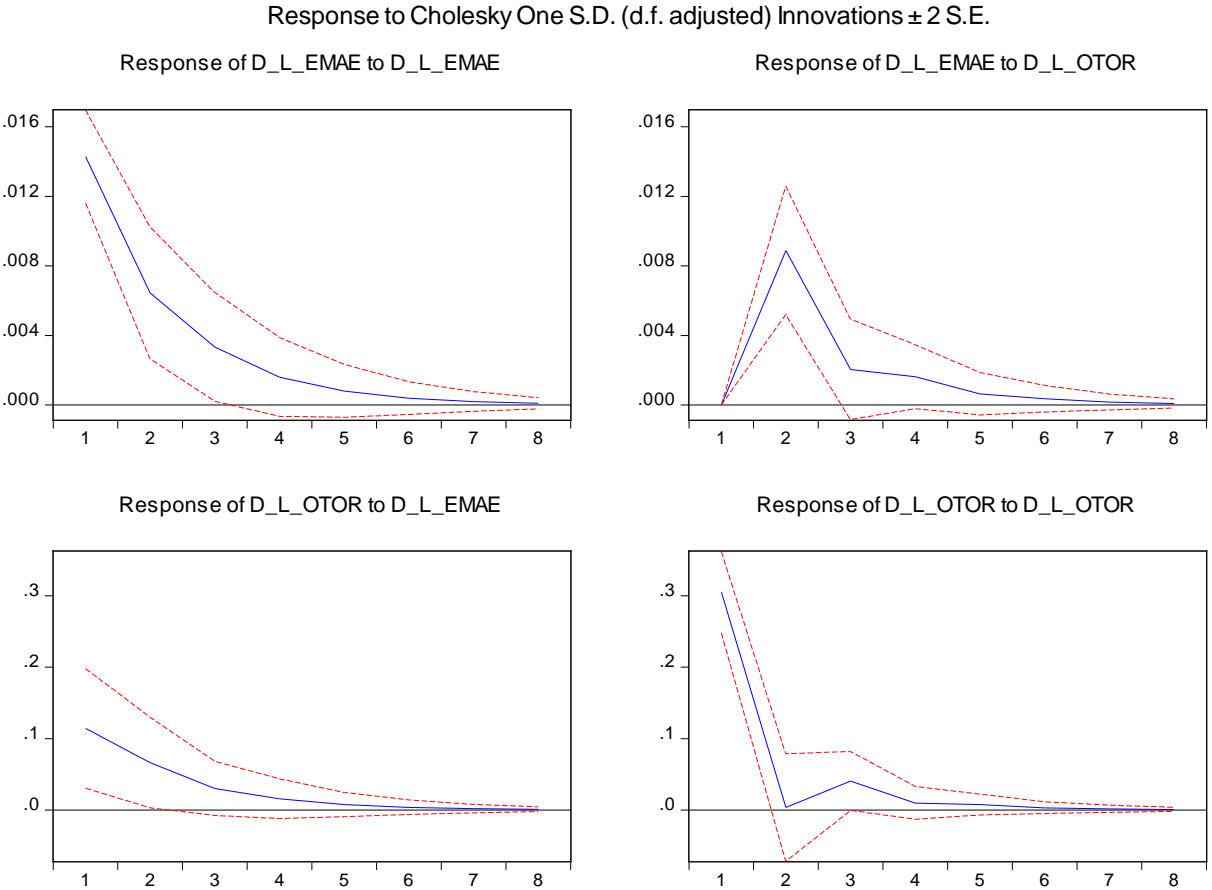
Imagen 6. Funciones de impulso-respuesta acumulada. Modelo 3a (Otorg.-EMAE)



En la Imagen 7 se muestran los gráficos de las funciones impulso-respuesta del Modelo 3b en el que se cambió el ordenamiento de las variables posicionando en primer lugar al EMAE en vez de los otorgamientos. Se observa que, al igual que en el Modelo 3a, un shock de un desvío estándar en la variación porcentual de los otorgamientos de crédito, producido en un determinado trimestre, genera un efecto estadísticamente significativo sobre las variaciones del EMAE ocurridas en los primeros dos trimestres posteriores, especialmente en el segundo. En los trimestres 3 y 4 luego del shock el efecto sobre el EMAE presenta significatividad relativamente alta (aunque la banda de confianza inferior perfora el 0) y en los trimestres posteriores la significatividad se vuelve prácticamente cero. En el caso de que el shock de un desvío estándar se genere sobre las variaciones de la actividad económica (EMAE) el impacto

estimado sobre los otorgamientos de crédito es estadísticamente más significativo que en la función impulso-respuesta que se obtuvo a partir del Modelo 3a. La banda de confianza inferior está por muy encima del cero en el primer trimestre, y la proporción del área entre bandas que se encuentra por encima del cero en los trimestres 3 y 4 es superior respecto a la función estimada a partir del Modelo 3a.

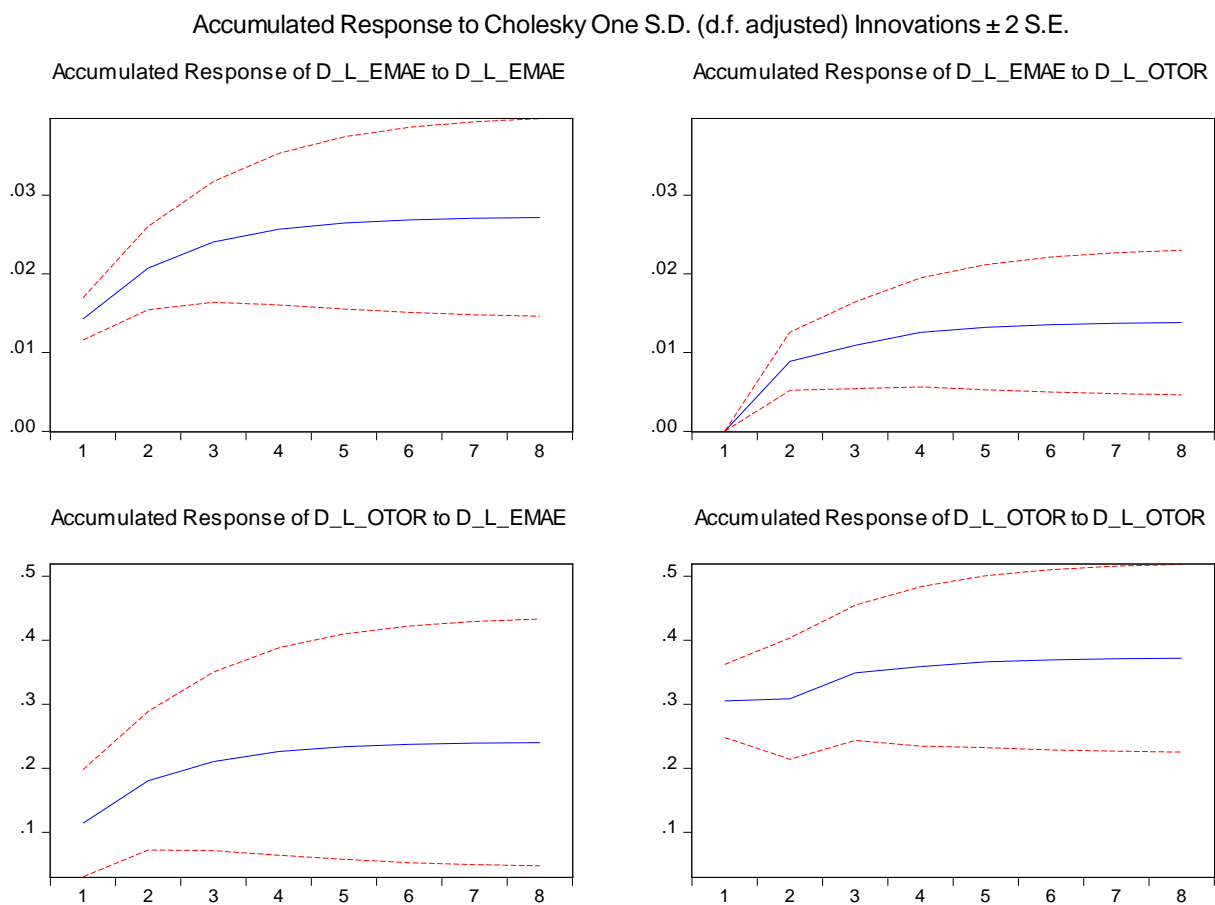
Imagen 7. Funciones de impulso-respuesta. Modelo 3b (EMAE-Otorg.)



Las diferencias entre los modelos 3a y 3b se vuelven más evidentes cuando se comparan las funciones de impulso-respuesta acumulada. En la Imagen 8 puede advertirse que, según el Modelo 3b, un shock de un desvío estándar sobre los otorgamientos de crédito genera una respuesta acumulada estadísticamente significativa en el EMAE desde el primer trimestre. La elevada significatividad estadística de la respuesta acumulada también se había verificado en el Modelo 3a, pero en el caso del Modelo 3b la “elasticidad” es menor: un incremento acumulado de aproximadamente 37% en los montos otorgados de crédito bancario genera una respuesta acumulada de 1,4% en el EMAE. La mayor diferencia entre los resultados obtenidos a partir del Modelo 3b respecto al 3a se observa en la respuesta acumulada de los otorgamientos de

crédito frente a un shock en el EMAE. Mientras a partir del modelo 3a podría concluirse que un shock en la actividad económica no genera efectos acumulados estadísticamente significativos en los otorgamientos (ver Imagen 6), la conclusión es la opuesta cuando se analiza la función derivada del Modelo 3b, ya que la respuesta acumulada es significativa (ver Imagen 8). La estimación sugiere que un shock acumulado de 2,7% en el EMAE generaría un impacto de aproximadamente 24% en los otorgamientos de crédito, una elasticidad muy superior a la estimada a partir del Modelo 3a.

Imagen 8 Funciones de impulso-respuesta acumulada. Modelo 3b (EMAE-Otorg.)



Los resultados obtenidos a partir de los Modelos 3a y 3b, en los que se utilizaron ambas variables en primeras diferencias logarítmicas y se recortó el período, fueron diferentes entonces a los obtenidos en el Modelo 2, en el que la serie de otorgamientos fue utilizada en primeras diferencias absolutas mientras que el período no se recortó. En el caso del Modelo 3b se encuentra evidencia en favor de una relación de causalidad bidireccional entre el crédito y la actividad económica.

En resumen, los resultados al emplear los otorgamientos como variable representativa del crédito (Modelos 2, 3a y 3b) fueron diametralmente opuestos a los que se obtuvieron al utilizar

a los saldos/stocks como variable representativa del crédito (Modelo 1), ya que se encontró evidencia en favor de una relación de anticipación del crédito respecto a la actividad económica y de una posible relación de causalidad bidireccional. Esta diferencia en las conclusiones dependiendo de cuál es la variable que se emplea para representar al crédito (saldos u otorgamientos) se había observado también en las secciones anteriores.

4.5. ¿Por qué los saldos de crédito son rezagados respecto a la actividad?

Los resultados obtenidos en las secciones anteriores permiten afirmar que durante el período de estudio (2004-2019) el saldo/stock en términos reales, variable típicamente utilizada para representar al crédito bancario, fue rezagado respecto a la actividad económica en Argentina. Esta conclusión se obtuvo tanto al comparar las variaciones de corto plazo (trimestrales) como también los componentes cíclicos de las series, y es una característica que fue verificada en numerosas investigaciones empíricas aplicadas a otros países, en diferentes períodos de tiempo e incluso con otras metodologías. Sin embargo, tal como se explicó en la revisión bibliográfica (ver Sección 2.2.), el rezago sistemático del crédito es incompatible con algunas de las ideas y teorías más difundidas sobre el tema según las cuales sería esperable que, en determinadas ocasiones, las fluctuaciones en el crédito ocurran en simultáneo o incluso se anticipen siendo un factor explicativo de las variaciones en la actividad económica. En contraposición, la utilización de la serie definida como otorgamientos netos condujo a resultados diferentes, siendo más consistentes con la teoría: longitud similar entre el ciclo de crédito y el económico, mayor sincronidad entre los ciclos, mayor correlación entre las variaciones de alta frecuencia y evidencias compatibles con una relación de causalidad bidireccional entre las variables, incluso con cierta anticipación del crédito respecto al producto.

La explicación de la posible distorsión de las conclusiones sobre la relación entre la actividad y el crédito que se produce al utilizar a los saldos de préstamos como variable representativa del crédito puede ilustrarse con un ejemplo hipotético. Cuando una fase expansiva del ciclo de crédito comienza a revertirse (ya sea por un shock financiero, un cambio en la política monetaria o como respuesta a un shock negativo en la actividad económica) lo primero que generalmente ocurre son caídas en los montos otorgados de nuevos préstamos. Solo se verificarían contracciones en los saldos/stocks reales de crédito si el nivel de los nuevos otorgamientos en términos reales es inferior a la suma entre los valores absolutos de las amortizaciones/cancelaciones y de la licuación del stock generada por la inflación del período. Salvo en algunos episodios de crisis financieras que impliquen una contracción abrupta de los

otorgamientos, la caída en los stocks sucedería recién luego de varios meses o trimestres de iniciada la fase contractiva en los otorgamientos. De hecho, si la reducción no es lo suficientemente profunda, los otorgamientos netos de amortizaciones continuarían siendo positivos y superiores a la licuación de los saldos y, por lo tanto, la misma no se traduciría en una contracción en el stock de préstamos totales en términos reales, sino simplemente en una desaceleración. Lo mismo opera en sentido contrario cuando comienza a revertirse una fase contractiva del ciclo de crédito.

Este rezago en la evolución de los stocks de préstamos reales respecto a los nuevos otorgamientos netos es probablemente la causa del rezago que muchas investigaciones han encontrado en el crédito respecto a la actividad económica, al utilizar una serie de saldos/stocks como representativa del crédito. El producto, al ser una variable de flujo, puede verse afectado por modificaciones en el nivel de otorgamientos de nuevos préstamos incluso en situaciones en las que el stock/saldo de crédito continúe variando en el sentido contrario, ya que son los nuevos créditos los que se utilizan para demandar bienes y servicios. En ese caso una investigación que utilice al saldo como variable representativa del crédito bancario podría concluir erróneamente que la correlación entre el crédito y la actividad económica es baja o incluso negativa

Esta posible distorsión en las conclusiones sobre la relación entre el crédito y la actividad económica que se generaría al emplear la serie de stocks/saldos reales puede ilustrarse en forma más clara con un ejercicio numérico (ver Tabla 14).

Tabla 14. Ejemplo hipotético de evolución del crédito y la actividad

t	Saldos reales crédito	Var. saldos	Otorgamientos netos (nominales)	Var. otorgamientos (reales)	Var. Actividad	π
1	100.000	-	10.000	-	-	3%
2	101.942	1,94%	5.000	-51,5%	-5,2%	3%
3	102.856	0,90%	4.000	-22,3%	-2,2%	3%
4	101.802	-1,02%	2.000	-51,5%	-5,2%	3%
5	101.264	-0,53%	2.500	21,4%	2,1%	3%
6	101.227	-0,04%	3.000	16,5%	1,7%	3%
7	101.677	0,44%	3.500	13,3%	1,3%	3%

Supóngase un caso en el que el stock de crédito promedio de un determinado trimestre (t=1) es de 100.000 millones de pesos constantes y durante ese mismo período el otorgamiento neto de

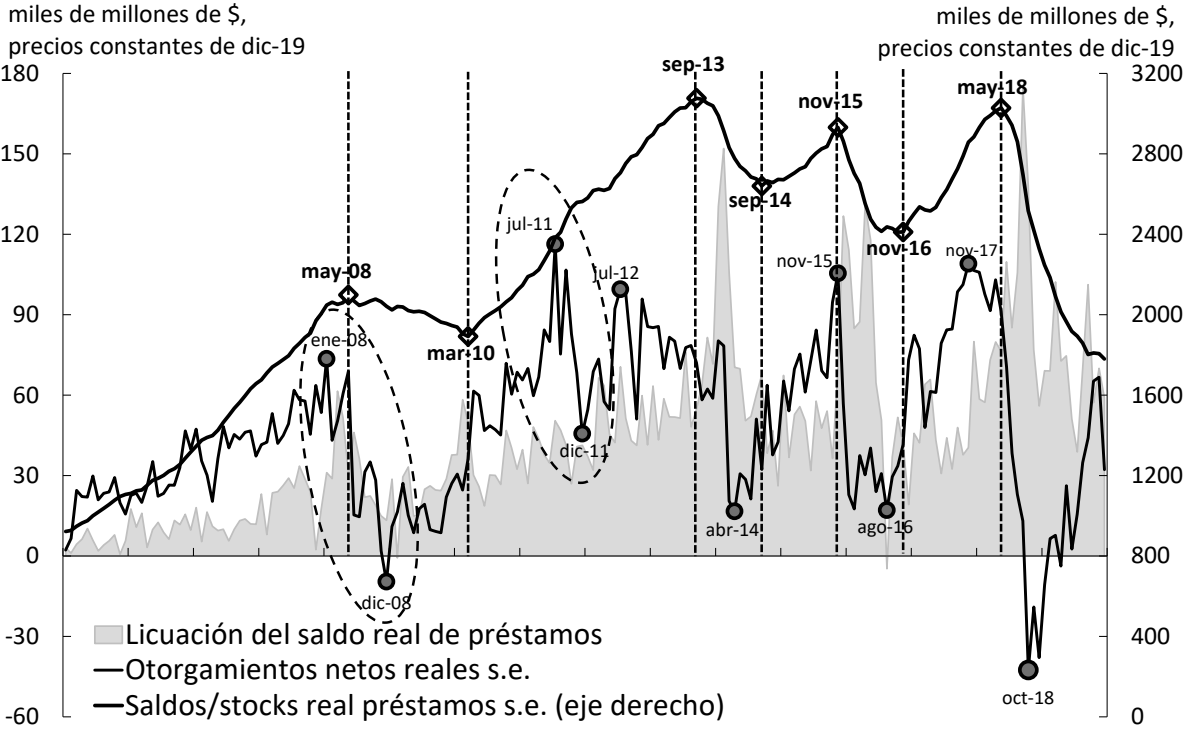
amortizaciones había sido de 10.000 millones de pesos corrientes. En el trimestre siguiente ($t=2$) se produce un shock (por ejemplo, en la política monetaria) que genera una caída en el nivel de otorgamientos netos de 50% a 5.000 millones de pesos, mientras que la inflación del trimestre es de 3%. La contracción en el flujo de nuevos préstamos podría impactar negativamente en la demanda agregada generando una caída, suponiendo una elasticidad de 0,10 por simplicidad, de 5,2% en la actividad económica. Pese a la fuerte contracción de los otorgamientos y su efecto negativo sobre el producto, el stock promedio de crédito en términos reales se habría incrementado en aproximadamente 1,94% ($((100.000 \text{ iniciales} + 5000 \text{ de otorgamientos netos}) / (1+3\% \text{ de inflación})) = 101.942$). Algo similar ocurre en el período 3, con subas en el saldo de crédito real y caídas en otorgamientos netos de préstamos y en la actividad económica. En el período 4 los otorgamientos netos vuelven a caer y esta vez no son suficientes para compensar la licuación del saldo generada por la inflación. Recién en ese período las tres series se contraerían al mismo tiempo (otorgamientos, actividad y saldos). En el período 5 el shock negativo sobre los otorgamientos reales de créditos se revierte y los mismos rebotan 21,4%, repercutiendo favorablemente sobre la actividad que también comenzaría a recuperarse (+2,1%). Los saldos de crédito, sin embargo, seguirían cayendo, ya que los otorgamientos no logran compensar la licuación producida por la inflación del período. En $t=6$ los otorgamientos netos reales y la actividad vuelven a crecer, mientras que el stock de crédito continúa cayendo. Recién en el período 7, cuando los otorgamientos han alcanzado un nivel suficiente para superar el efecto licuación, el stock real de crédito comenzaría a recuperarse y entonces las tres variables evolucionarían en el mismo sentido.

En el ejemplo hipotético anterior la actividad económica y el crédito, medido por los otorgamientos netos reales, presentan una correlación positiva perfecta (1) y sus ciclos son coincidentes, cambiando de fase en los mismos períodos. Sin embargo, cuando se utiliza la variable saldos/stocks como representativa del crédito los resultados cambian totalmente. La correlación con la actividad es negativa (-0,34) y el ciclo de crédito es rezagado, ya que tanto la fase contractiva como la expansiva comienzan antes en la actividad que en los stocks. Este resultado podría incluso explicarse desde un punto de vista teórico argumentando que la reducción en el stock de crédito fue consecuencia de una merma en la demanda causada por la contracción económica, sin embargo, en este ejemplo hipotético sucedió lo contrario, ya que la actividad económica disminuyó por efecto de la reducción en el otorgamiento de préstamos. También puede plantearse un ejemplo en el cual la causalidad vaya desde la actividad económica hacia el crédito bancario, ya que los cambios en el nivel de actividad pueden

modificar la demanda de crédito afectando al flujo de nuevos préstamos. Esta variación de los otorgamientos tendría el mismo signo que la del PIB pero no necesariamente generaría un cambio en el mismo sentido en el saldo/stock de créditos ya que, como se explicó anteriormente, eso dependerá de la magnitud relativa de dichos otorgamientos brutos respecto a las amortizaciones y a la licuación del stock. Nuevamente la actividad económica y los saldos de crédito podrían evolucionar con signos contrarios.

En el Gráfico 7 puede observarse la evolución de los saldos reales de crédito en Argentina durante el período 2004-2019 y la de sus componentes: otorgamientos netos reales y licuación de stock generada por la inflación. Las caídas en el stock real de crédito generadas por la inflación (licuación) están graficadas con signo positivo.

Gráfico 7. Otorgamientos netos, licuación y saldos de crédito en términos reales



2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2018 2019
 Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis

En el gráfico resulta evidente que los stocks reales de crédito cayeron cuando los otorgamientos netos reales no fueron suficientes para compensar la licuación. Se observa que las fases contractivas (expansivas) de los saldos reales de crédito finalizaron cuando el nivel de otorgamientos netos reales fue superior (inferior) a la licuación generada por la inflación durante varios meses consecutivos. Estos cambios de fase en los saldos de crédito sucedieron con posterioridad a los puntos de giro de los otorgamientos debido a que, generalmente,

partiendo de una fase contractiva (expansiva) con bajos (elevados) niveles de otorgamientos, se requieren de varios meses de subas (caídas) en dichos flujos para que logren superar (perforar) al efecto licuación (en valor absoluto). También se observa en el gráfico que los otorgamientos de crédito sufrieron una abrupta caída desde enero hasta diciembre de 2008, en medio de la crisis financiera internacional. Sin embargo, fueron inferiores a licuación (en valor absoluto) recién desde mayo de 2008 y, si bien rebotaron desde fin de ese año, no lograron superarla nuevamente hasta marzo de 2010. Durante ese período (may-08/feb-10) los otorgamientos no alcanzaron entonces a cubrir la licuación generada por la inflación pero la diferencia fue muy acotada, por lo tanto, la caída en los saldos reales de crédito fue considerablemente más leve, gradual y extensa que la de los otorgamientos. Esta diferencia en el comportamiento de los otorgamientos respecto a los saldos fue más evidente durante el período comprendido entre julio y diciembre de 2011, en el cual los otorgamientos sufrieron una contracción superior al 50% que se anticipó a la recesión económica sufrida entre septiembre de 2011 y mayo de 2012. Pese a esa fuerte caída, los mismos continuaron superando a la licuación y, por lo tanto, los saldos reales de crédito permanecieron en expansión durante todo el período.

El vínculo con rezagos entre la evolución de los otorgamientos netos y los stocks de crédito permite comprender la causa de la demora relativa de los stocks en reaccionar ante shocks, ya sea originados en el propio mercado de crédito, en la política monetaria o en la actividad económica. Los ejemplos hipotéticos planteados y la evolución de las variables en Argentina, permiten sostener que el carácter rezagado de los saldos de crédito respecto a la actividad económica se debe a su propia naturaleza de variable de stock y no a una relación de causalidad unidireccional desde la actividad hacia el crédito, como se concluye en trabajos previos que estudiaron el tema a nivel internacional, como por ejemplo el de Bebzuck et. al. (2011). La utilización de dicha variable stock (saldos reales de crédito) puede explicar también el rezago en los puntos de giro y la mayor duración del ciclo de crédito respecto al ciclo económico en trabajos como el de Borio (2012) y Drhemann et.al. (2012).

Como se explicó previamente, la evolución del saldo real de crédito no depende solo de los flujos netos de nuevos préstamos sino también del efecto que las variaciones en el nivel general de precios tienen sobre el stock real del período. Este efecto de la inflación o deflación puede en ocasiones ser otro factor explicativo de las diferencias de signo entre las variaciones de la actividad económica y el de las variaciones en los saldos reales de crédito. Las caídas en el stock de crédito en términos reales generadas por incrementos de la inflación no deberían

generar un efecto negativo sobre la actividad económica ya que aliviarían la situación patrimonial de los agentes (familias/empresas deudoras) con mayor propensión marginal al gasto. Lo contrario sucedería en el caso de que se genere un proceso deflacionario que beneficie a los acreedores en detrimento de los deudores. La posible divergencia en las evoluciones de los saldos reales de crédito y de la actividad económica generada por la inflación o deflación puede llevar a concluir que existe una relación de causalidad inversa, es decir, que menos (más) crédito tiene un efecto expansivo (contractivo) sobre la actividad. La utilización de una variable flujo para representar al crédito bancario, como la serie de otorgamientos netos en términos reales, evitaría llegar a ese tipo de conclusiones erróneas sobre el vínculo entre el crédito y la actividad ante shocks inflacionarios o deflacionarios.

En resumen, tanto el rezago en las variaciones de los saldos reales de crédito a consecuencia de su naturaleza de variable de stock, como también su potencial evolución divergente respecto a la actividad ante shocks inflacionarios/deflacionarios, permiten concluir que sería más adecuado utilizar la variable otorgamientos netos deflactados para analizar la relación de corto/mediano plazo entre el crédito y la actividad. Esta recomendación también es válida para modelos econométricos que tengan por objetivo proyectar la actividad económica e incorporen al crédito como una de las variables.

Estos resultados no implican que analizar los stocks de crédito o su ciclo no resulte relevante. Como señalan numerosos autores, por ejemplo Borio (2012), niveles elevados de endeudamiento pueden ser un buen predictor de futuras crisis financieras, y viceversa, un nivel muy bajo de stock de deuda privada pueden ser una señal de espacio para un proceso de crecimiento económico apalancado en el incremento futuro del crédito. Por lo tanto, el análisis de los stocks de crédito y del ciclo de stocks de crédito es sumamente relevante para predecir posibles cambios abruptos en la evolución de los flujos, pero serán justamente dichos flujos los que impacten en forma directa sobre la actividad económica.

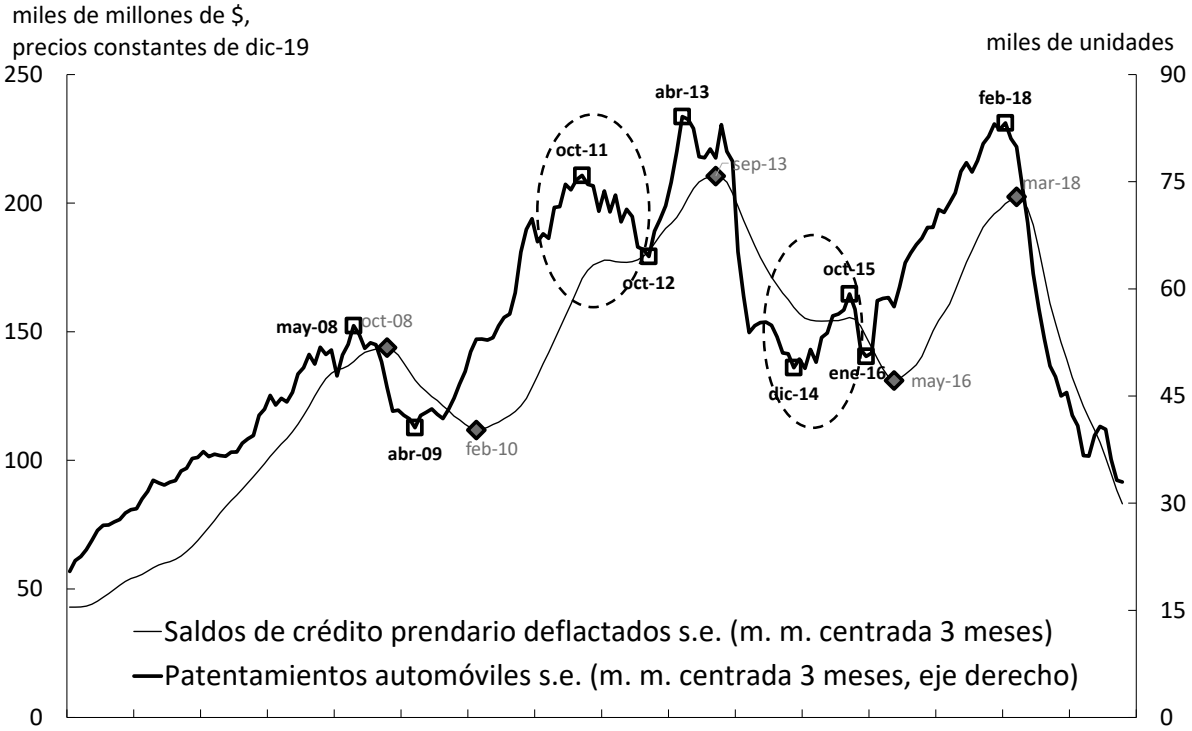
4.6. Efectos distorsivos de utilizar la serie de saldos para estudiar la relación entre el crédito y la actividad económica: el caso del mercado automotor

La distorsión en las conclusiones sobre el vínculo de corto plazo entre el crédito bancario y la actividad económica, generada por la utilización de una serie de saldos reales como variable representativa del crédito, puede vislumbrarse claramente al analizar una actividad específica como la comercialización de automóviles. La existencia de líneas de préstamos bancarios prendarios destinados casi en su totalidad a la compra de automóviles nuevos contribuye, si se

compara su evolución con la de los de patentamientos en un determinado período, a determinar cuál es el tipo de variable (flujo o stock) más adecuada para estudiar la relación entre el crédito y la actividad.

En el Gráfico 8 se observa la evolución de los patentamientos mensuales de nuevos automóviles en Argentina durante el período 2004-2019 y del saldo de créditos bancarios prendarios deflactados por el IPC. Resulta evidente que la serie de crédito es rezagada respecto a la de patentamientos y que existen varios sub-períodos en los que las variables evolucionan en sentido contrario. Adicionalmente se observan una fase contractiva (2011-2012) y una expansiva (2015) en la serie de patentamientos de autos que no tuvieron su correlato en la serie de saldos de crédito prendario. Por último, se verifica que la volatilidad de los patentamientos es mucho mayor a la de saldos de crédito.

Gráfico 8. Saldos de crédito prendario y patentamientos de autos



2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011 2012 2013 2014 2015 2016 2017 2018 2019
 Fuente: Elaboración propia en base a datos de ACARA, INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis

La evolución de las series implica que el comportamiento cíclico de los préstamos prendarios no puede haber causado al ciclo de ventas de autos debido a que todos sus puntos de giro ocurrieron con posterioridad. En caso de existir una relación de causalidad, la misma sería desde el nivel de patentamientos hacia el stock de préstamos prendarios. El rol del crédito prendario podría, como máximo, limitarse a potenciar las fases expansivas o contractivas del sector, es

decir, a exacerbar el ciclo de ventas de automóviles. Otra conclusión relevante sería que la disponibilidad temprana de datos sobre la evolución del crédito prendario en un determinado mes, no aportaría información significativa para estimar las ventas de automóviles en ese mismo período y menos aún para proyectar la comercialización de los meses que le siguen.

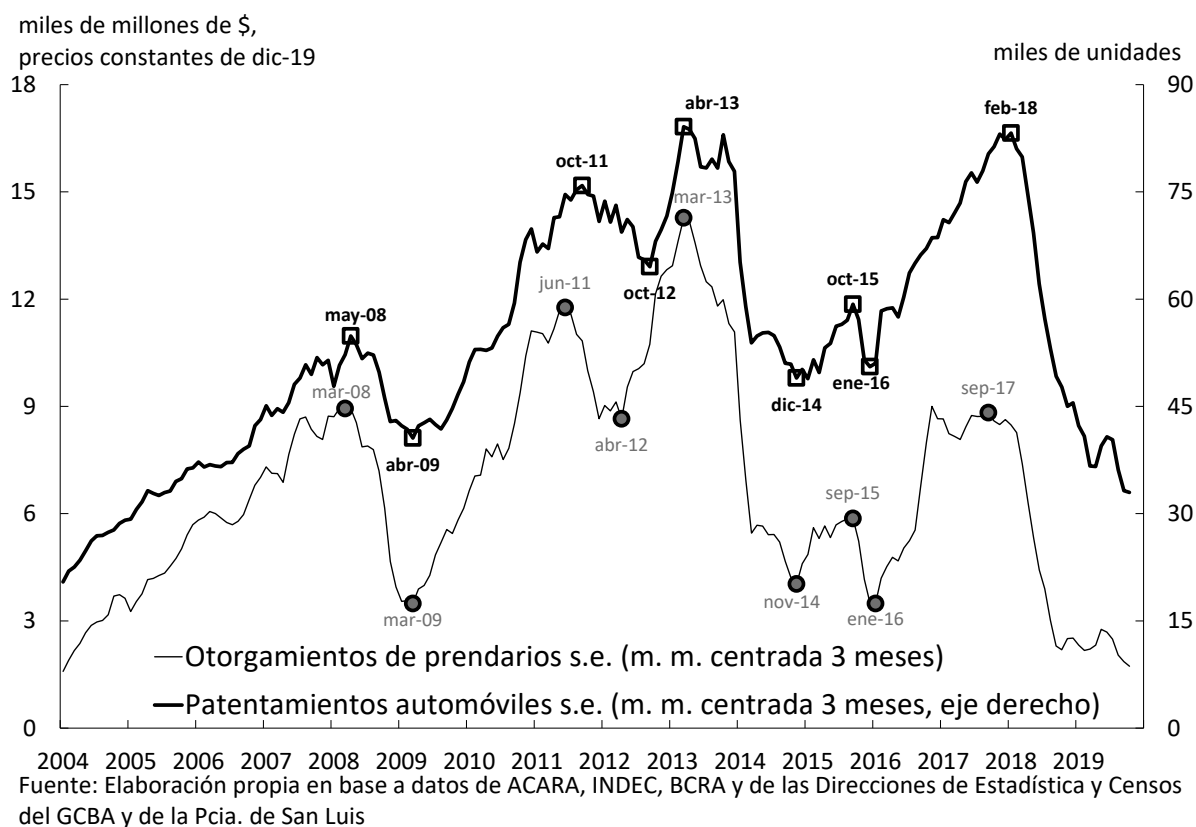
Esas conclusiones resultan en gran medida contraintuitivas. En primer lugar, es conocida la importante demora, que puede llegar a varios meses, entre el desembolso de un préstamo prendario y el patentamiento del automóvil adquirido. Este período de espera debería convertir al crédito prendario en una variable líder respecto a los patentamientos. Incluso suponiendo que el porcentaje de automóviles adquirido a través de este tipo de financiamiento sea bajo, contar con información temprana sobre préstamos prendarios de un determinado mes debería ser útil para estimar datos de patentamientos de ese mismo período (antes de que sean publicados) o incluso para proyectar los patentamientos de los períodos siguientes. No parece existir alguna razón económica para el sistemático rezago de varios meses en la evolución del crédito prendario respecto al número de patentamientos. La explicación de que las conclusiones y resultados sean contraintuitivos radica probablemente en la inadecuada utilización de una variable de stock para intentar explicar, estimar y/o proyectar una variable flujo como los patentamientos de automóviles.

En el Gráfico 9 se observa nuevamente la serie de patentamientos mensuales de automóviles en Argentina durante el período 2004-2019 pero esta vez comparada con la evolución de los montos mensuales de otorgamiento de préstamos prendarios en pesos constantes (flujos)²¹.

Las diferencias entre las conclusiones que se derivan del Gráfico 9 respecto a las extraídas previamente a partir de los datos de stocks de crédito resultan contundentes. Los otorgamientos de préstamos prendarios muestran una elevada correlación con los patentamientos de autos, sus máximos y mínimos se anticipan a los de la serie de patentamientos, las volatilidades de ambas series son similares y, por último, no se verifican fases expansivas o contractivas en las ventas de autos sin su correlato en la serie de otorgamientos de préstamos prendarios.

²¹ Esta serie de otorgamientos de préstamos prendarios, a diferencia de la serie de otorgamientos totales utilizada durante el resto de la investigación, mide los nuevos préstamos brutos, es decir, sin netear las amortizaciones. Cuando el objetivo fue estudiar la relación entre los otorgamientos totales y la actividad económica general se consideró indispensable restar las amortizaciones debido al efecto contractivo que podrían tener sobre la demanda agregada. En cambio, en este caso en que se analiza el crédito hacia un sector específico se consideró que restar las amortizaciones podía distorsionar los resultados, ya que no necesariamente los agentes económicos que soliciten nuevos préstamos prendarios se encuentren cancelando cuotas de préstamos anteriores.

Gráfico 9. Otorgamientos de préstamos prendarios y patentamientos de autos



La anticipación de los puntos de giro de los otorgamientos de préstamos implica, a diferencia de lo concluido a partir de la serie de saldos, que el rol del crédito prendario podría ya no solo ser el de exacerbar el ciclo de ventas de automóviles sino también ser uno de sus determinantes. La disponibilidad temprana de datos sobre la evolución de los otorgamientos de préstamos prendarios puede ser de gran utilidad para proyecciones de corto plazo sobre ventas de automóviles. Estas conclusiones resultan compatibles con lo esperado a partir de la teoría y son consistentes con las características propias del crédito prendario.

Esta subsección tuvo por objetivo mostrar de una forma más precisa, con un ejemplo particular, que utilizar una serie de saldos para analizar la relación de corto plazo entre el crédito bancario y la actividad económica puede llevar a conclusiones equivocadas. Esta distorsión derivada de emplear una serie de stocks de crédito en vez de una de flujo puede afectar negativamente los análisis de la coyuntura y/o las proyecciones de corto plazo de la actividad económica general o sectorial, y también los resultados de investigaciones académicas sobre el tema. Incluso puede derivar en decisiones equivocadas de política económica si se toman a partir de la conclusión errónea de que el crédito no es un determinante de corto plazo de la actividad y que responde en forma sistemáticamente rezagada a los cambios en ella.

5. CONCLUSIONES

Las teorías económicas de mayor consenso avalan la prociclicidad del crédito, su relación de causalidad bidireccional con la actividad económica y la existencia y relevancia del canal de crédito de la política monetaria, siendo estas ideas generalmente aceptadas en el ámbito de la política económica. Sin embargo, en gran parte de la literatura empírica, tanto a nivel internacional como específicamente para Argentina, se encuentran ciertas regularidades que contradicen total o parcialmente a dicho consenso: el ciclo crediticio es más largo que el económico, la correlación entre las variaciones de alta frecuencia del crédito y del producto suele ser baja, y la actividad económica es una variable que se anticipa sistemáticamente al crédito. En este trabajo se planteó que esa aparente contradicción entre la teoría y la evidencia obtenida por los estudios empíricos es consecuencia de la utilización de una variable stock—saldos—para representar al crédito y su comparación con una variable flujo—producto—midiendo la actividad económica.

En la presente investigación se analizó la relación estadística de corto plazo entre el crédito bancario y la actividad económica para el caso de Argentina (2004-2019), utilizando dos variables alternativas para representar al crédito y finalmente se compararon los resultados obtenidos en cada caso. Por un lado, se empleó la típicamente utilizada serie de saldos de crédito bancario (stocks deflactados) y, por otro, una serie de otorgamientos de préstamos netos de amortizaciones (flujos deflactados). El vínculo entre ambas variables y la actividad se estudió a través de la comparación de sus puntos de giro, el cálculo de coeficientes de correlación y correlación cruzada entre sus variaciones, la medición de la sincronización entre sus componentes cíclicos, la realización de tests de causalidad de Granger, y el análisis de las funciones impulso-respuesta en modelos VAR.

Los resultados obtenidos cuando se comparó la evolución de la actividad económica con la del stock real de crédito, fueron similares a los de investigaciones previas realizadas para distintos de países y períodos:

-El ciclo de crédito bancario fue significativamente más largo que el económico. Una observación relevante sobre las diferencias entre los comportamientos cíclicos de ambas series es que una de las fases contractivas de la actividad económica, que se produjo entre septiembre de 2011 y mayo de 2012, no tuvo como correlato un comportamiento similar en el stock de crédito, el cual continuó con su tendencia creciente. Otra importante divergencia ocurrió durante la crisis financiera internacional, cuando la fuerte caída de la actividad, entre abril de

2008 y mayo de 2009, solo se reflejó en una leve tendencia negativa en el stock real de crédito que, además, empezó un mes después, en mayo de 2008,

-El crédito bancario y el ciclo crediticio fueron rezagados respecto a la actividad y al ciclo económico respectivamente, resultado que sería incompatible con la existencia de una relación de causalidad desde el crédito hacia la actividad o bidireccional.

Cuando la variable utilizada como representativa del crédito fue el flujo de otorgamientos netos en términos reales, los resultados y conclusiones fueron diametralmente opuestos:

-La duración promedio del ciclo de crédito fue similar a la del ciclo económico. La sincronidad entre ambos ciclos, medida por un índice de concordancia, fue mayor al emplear la serie de otorgamientos que al usar la serie de saldos de crédito. Otra observación relevante es que, al igual que la actividad económica, los otorgamientos netos de crédito registraron una fase contractiva entre 2011 y 2012, algo que no se verificó en los saldos de crédito. También es importante destacar que los otorgamientos durante la crisis financiera internacional, nuevamente a diferencia de los saldos, sufrieron una abrupta caída que además comenzó y finalizó antes que la fase contractiva de la actividad,

-Los coeficientes de correlación entre la actividad económica y el crédito fueron significativamente más elevados al emplear la serie de otorgamientos de préstamos que al utilizar la de saldos. Esta mayor correlación se verificó tanto al comparar los ciclos “clásicos” y “de crecimiento”, como también al contrastar las variaciones trimestrales de las series,

-El crédito bancario y el ciclo crediticio fueron en general variables líderes respecto a la actividad y al ciclo económico, respectivamente. Estos resultados, a diferencia de los obtenidos al emplear la serie de saldos/stocks, son compatibles con la posible existencia de una relación de causalidad estricta desde el crédito hacia la actividad, análisis que excede los objetivos de esta investigación. Si bien la evidencia en favor de una anticipación de los otorgamientos respecto a la actividad es más robusta, algunas de las pruebas de causalidad de Granger y de las funciones impulso-respuesta sugieren que los shocks sobre la actividad también podrían generar respuestas significativas en los otorgamientos netos de crédito. Por lo tanto, los resultados son compatibles con la existencia de una relación de causalidad bidireccional entre la actividad y el crédito.

En resumen, los resultados y conclusiones sobre la relación estadística de corto plazo entre el crédito y la actividad en Argentina son consistentes con las teorías e ideas de mayor difusión y

aceptación solamente cuando se utiliza la serie de otorgamientos netos como variable representativa del crédito. Cuando se empleó la serie de saldos/stocks de crédito, los resultados se alejaron de lo esperable de acuerdo a la teoría y se asimilaron a los de estudios empíricos previos realizados tanto para Argentina como también a nivel internacional.

En la sección 4.5, luego de analizar con mayor profundidad el rezago sistemático que se verificó en la serie de saldos de crédito respecto a la actividad económica, se concluyó que el mismo fue consecuencia de su propia naturaleza de variable stock y que, por lo tanto, no sería correcto asociarlo directamente a una relación de causalidad unidireccional desde la actividad hacia el crédito. Ese rezago sistemático que no se origina necesariamente en el comportamiento de los agentes económicos, sino que es consecuencia de la comparación entre una variable de stock (saldos) y una de flujo (producto), puede conducir a errores en las conclusiones obtenidas respecto a la relación de corto plazo entre la actividad económica y el crédito. En la sección 4.6 se ilustró en forma más precisa el efecto distorsivo que puede generarse al emplear la serie de saldos de crédito, estudiando un mercado específico como el automotor, también en Argentina para el período 2004-2019. Ese caso particular es relevante porque es uno de los pocos en los que se conoce en gran medida el destino de los préstamos concedidos. La fuerte correlación y sincronidad que se verificó entre el flujo de otorgamientos de préstamos prendarios y los patentamientos de automóviles (resultado esperable), contrastó con el rezago sistemático que se verificó en la serie de saldos deflactados de crédito prendario.

El principal aporte de la investigación fue haber obtenido evidencia empírica consistente con las teorías e ideas de mayor difusión y aceptación sobre la relación de corto plazo entre el crédito y la actividad económica, diferenciándose de la mayor parte de los trabajos empíricos previos sobre el tema. La innovación fue la utilización de una variable flujo para representar al crédito bancario (otorgamientos netos) la cual resultó ser más adecuada, desde el punto de vista de la consistencia de los resultados con lo esperable a partir de la teoría económica, en comparación con la típicamente empleada serie de stocks.

La principal recomendación que surge de la investigación es que, cuando se pretenda analizar el impacto de corto plazo de shocks en el crédito sobre la actividad económica o viceversa, debería utilizarse una variable que mida los flujos de otorgamientos de préstamos en vez de la usualmente empleada serie de stocks/saldos de crédito. Algunos ejemplos de ese tipo de shocks con impacto en el crédito son cambios en las regulaciones al sistema financiero, decisiones de política monetaria o crisis financieras. Esta recomendación en principio sería válida solo para

Argentina, debido al alcance acotado de la investigación, y se orienta al ámbito académico, al análisis de coyuntura y al diseño/evaluación de políticas económicas y/o financieras. En concreto puede ser relevante para la construcción de modelos de proyección macroeconómica en los que se decida incorporar al crédito, en trabajos académicos que busquen comparar el ciclo crediticio con el económico y en análisis de coyuntura que utilicen al crédito como un indicador adelantado o como un factor explicativo de la actividad económica general y/o de un sector en particular. Por el contrario, cuando el objetivo sea analizar la relación entre las hojas de balance de los agentes y el desempeño de la economía, sería más adecuado continuar empleando una variable que mida el stock de crédito. Algunos ejemplos de ese tipo serían los trabajos que pretendan medir la probabilidad de ocurrencia de crisis financieras y/o evaluar el efecto de distintos niveles de endeudamiento sobre la demanda agregada.

Futuras investigaciones podrían extender este análisis a otros países e incluso aplicar distintas metodologías permitiendo evaluar la robustez y generalidad de las conclusiones obtenidas para Argentina. Por otro lado, es importante resaltar nuevamente que el trabajo no analizó la relación de causalidad entre el crédito bancario y la actividad económica en sentido estricto, sino que se centró en sus relaciones estadísticas de correlación y anticipación temporal. Futuras investigaciones podrían enfocarse en obtener conclusiones acerca de la relación de causalidad estricta entre los otorgamientos de crédito y la actividad mediante modelos que controlen por endogeneidad. Los trabajos previos sobre causalidad estricta han utilizado a los saldos/stocks como variable representativa del crédito y en general se han centrado en el vínculo de mediano/largo plazo entre las variables, generalmente comparando profundidad financiera y crecimiento o desarrollo económico.

6. BIBLIOGRAFÍA

- Apostoaie, C. M., y Percic, S. (2014). Credit cycles and business cycles in twenty EU economies. *Procedia Economics and Finance*, 15, 1055-1064.
- Athanasoglou, P. P., Daniilidis, I., y Delis, M. D. (2014). Bank procyclicality and output: Issues and policies. *Journal of Economics and Business*, 72, 58-83.
- Baxter, M., y King, R. G. (1995). Measuring bussines cycles aproximate band-pass filters for economic time series. *National Bureau of Economic Research (NBER)*, WP5022.
- BCRA. (2017). Recuadro 3: Ciclo financiero y económico. *Informe de Estabilidad Financiera, Segundo semestre*, 19.
- Bebczuk, R., y Garegnani, L. (2006). Autofinanciamiento empresario y crecimiento económico. *BCRA Documentos de trabajo*, N°7.
- Bebczuk, R., Burdisso, T., Carrera, J., y Sangiácomo, M. (2011). A New Look into Credit Procyclicality: International Panel Evidence. N°2011/55, Working Paper, BCRA.
- Bernanke, B. S. (1993). Credit in the Macroeconomy. *Quarterly Review-Federal Reserve Bank of New York*, 18, 50-70.
- Bernanke, B. S. (2010). On the Implications of the Financial Crisis for Economics. *Remarks delivered at a conference at Princeton University*.
<https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/files/bernanke20100924a.pdf>.
- Bernanke, B. S., y Blinder, A. S. (1988). Credit, money, and aggregate demand. *National Bureau of Economic Research*, (No. w2534).
- Bernanke, B. S., y Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic perspectives*, 9(4), 27-48.
- Bernstein, J. R. (2016). Credit procyclicality and financial regulation in South Africa. *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 19(4), 467-478.
- Borio, C. (2011). Rediscovering the macroeconomic roots of financial stability policy: Journey, challenges, and a way forward. *Annu. Rev. Financ. Econ.*, 3(1), 87-117.
- Borio, C. (2012). The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt? *BIS Working Papers*, N°395.
- Borio, C., Drehmann, M., y Xia, D. (2019). Predicting recessions: financial cycle versus term spread. *BIS Working paper*, N° 818.

- Borio, C., Furfine, C., y Lowe, P. (2001). Procyclicality of the financial system and financial stability: issues and policy options. *BIS Papers*, N°1(3), 1-57.
- Bry, G., y Boschan, C. (1971). Programmed selection of cyclical turning points. *Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs*, National Bureau of Economic Research (NBER), 7-63.
- Burns, A. F., y Mitchell, W. C. (1946). *Measuring Business Cycles*. Boston: National Bureau of Economic Research (NBER).
- Calvo, G. A., Izquierdo, A., y Talvi, E. (2006). Phoenix miracles in emerging markets: recovering without credit from systemic financial crises. *National Bureau of Economic Research*, N°w12101.
- Canova, F. (1998). Detrending and business cycle facts. *Journal of monetary economics*, 41(3), 475-512.
- Christiano, L. J., y Fitzgerald, T. J. (1999). The band pass filter. *National Bureau of Economic Research (NBER)*, WP7257.
- Claessens, S., Kose, A. M., y Terrones, M. E. (2011). How Do Business and Financial Cycles Interact? *IMF Working Paper, Research Department*.
- Damill, M., y Frenkel, R. (2003). Argentina: macroeconomic performance and crisis. *Columbia University*.
- Dell’Ariccia, G., Igan, D., Laeven, L., Tong, H., Bakker, B., y Vandebussche, J. (2015). Policies for macrofinancial stability: how to deal with credit booms. *Economic Policy 62nd Panel Meeting Hosted, Luxembourg*, 16-17.
- Demirgüç-Kunt, A., Detragiache, E., y Gupta, P. (2000). Inside the Crisis: An empirical Analysis of Banking System Distress. *IMF Working Paper N°00/156*.
- Drehmann, M., Borio, C., y Tsatsaronis, K. (2012). Characterising the financial cycle: Don’t lose sight of the medium term! *BIS Working Papers*, N°380.
- Driscoll, J. (2004). Does bank lending affect output? Evidence from the US states. *Journal of monetary economics*, 51(3), 451-471.
- Espino, F. (2013). Hechos estilizados del sistema bancario peruano. *Serie de Documentos de Trabajo del Banco Central de Reserva del Perú*, N° 2013-005, Working Paper, Abril.
- European Banking Federation (EBF). (2011). Credit Cycles and their Role for Macro-Prudential policy. *Thematic Publications 11*.

- European Banking Federation. (2011). Credit Cycles and their Role for Macro-Prudential Policy European Banking. *Thematic Publications 11*.
- Foglia, A., Hancock, D., Alessandri, P., Bayliss, T., Boissay, F., Christensen, I., y Lago, R. (2011). The transmission channels between the financial and real sectors: a critical survey of the literature. *Basel Committee on Banking Supervision Working Papers (18)*.
- Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica, Vol. 37, No. 3*, 424-438.
- Guerra, E. (2017). The economic growth and the banking credit in Mexico: Granger causality and short-term effects, 2001Q1–2016Q4. *Economía Informa, 406*, 46-58.
- Harding, D., y Pagan, A. (2003). A Comparison of Two Business Cycle Dating Methods. *Journal of Economics Dynamics and Control, Vol. 27, 9*, 1681-1690.
- Heath, J. (2012). *Lo que indican los indicadores. Cómo utilizar la información estadística para entender la realidad económica de México*. México: Instituto Nacional de Estadística y Geografía.
- Helbling, T., Huidrom, R., Kose, M. A., y Otrok, C. (2010). Do credit shocks matter? *European Economic Review, 55(3)*, 340-353.
- Hodrick, R. J., y Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 29, No. 1*, 1-16.
- Jordà, Ò., Schularick, M., y Taylor, A. M. (2011). Financial crises, credit booms, and external imbalances: 140 years of lessons. *IMF Economic Review, 59(2)*, 340-378.
- Kashyap, A. K., y Stein, J. C. (1994). Monetary policy and bank lending. *Monetary Policy, The University of Chicago Press*, 221-261.
- Keynes, J. M. (1965). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero (7ma edición, Hornero E. Trad.)*. Mexico: Fondo de Cultura Económica (Obra original publicada en 1936).
- Levine, R. (2005). Finance and growth: theory and evidence. En *Capítulo 12, Handbook of Economic Growth* (pp. 865-934).
- Markit, I.H.S. (2017). *EViews 10 User's Guide I y II*.
- Mendoza, E. G., y Terrones, M. E. (2008). An anatomy of credit booms: evidence from macro aggregates and micro data. *National Bureau of Economic Research, N°w14049*.
- Minsky, H. P. (1982). The Financial-Instability Hypothesis: Capitalist Processes and the Behavior of the Economy. *Hyman P. Minsky Archive. Paper 282*.

Rünstler, G. (2016). How distinct are financial cycles from business cycles? *Research Bulletin*, 26.

Sargent, T. (2010). Modern macroeconomics under attack. . *The region*, 24(03), 28-39.

Sívori, J. S. (2009). El canal de crédito de la política monetaria en Argentina (1993-2006). *Tesis Doctoral 001502/0163*. Biblioteca Digital de la Facultad de Ciencias Económicas - Universidad de Buenos Aires.

Zar, J. H. (2005). Spearman rank correlation. En *Encyclopedia of Biostatistics* . P. Armitage y T. Colton.

7. ANEXOS

7.1. Anexo 1-Puntos de giro, sincronicidad y correlación cruzada entre el ciclo económico y el crediticio utilizando filtros alternativos al Hodrick-Prescott

Tabla 15. Comparación de los “ciclos de crecimiento” de la actividad y el crédito (filtro Baxter-King)

	EMAE	Otorgamientos	Saldos
Pico	mar-08	nov-07 (-4)	feb-08 (-1)
Valle	jun-09	abr-09 (-2)	may-10 (+11)
Pico	jul-11	jun-11 (-1)	
Valle	jul-12	mar-12 (-4)	
Pico	may-13	ene-13 (-4)	jul-13 (+2)
Valle	ago-14	ago-14 (0)	nov-14 (+3)
Pico	jul-15	jun-15 (-1)	sep-15 (+2)
Valle	jul-16	may-16 (-2)	
Meses de duración promedio			
Contracciones	13,50	14,00	21,50
Expansiones	15,33	15,33	24,00
Ciclos completos	28,83	29,33	45,50
Meses promedio de rezagos(+)/adelantos(-)			
Picos		-2,00	1,00
Valles		-2,00	7,00

Fuente: elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis.

Tabla 16. Comparación de los “ciclos de crecimiento” de la actividad y el crédito (filtro Christiano-Fitzgerald Simétrico)

	EMAE	Otorgamientos	Saldos
Pico	mar-08	nov-07 (-4)	feb-08 (-1)
Valle	jun-09	abr-09 (-2)	may-10 (+11)
Pico	jul-11	jun-11 (-1)	
Valle	jun-12	mar-12 (-3)	
Pico	jun-13	ene-13 (-5)	jul-13 (+1)
Valle	ago-14	ago-14 (0)	oct-14 (+2)
Pico	ago-15	jun-15 (-2)	ago-15 (0)
Valle	jun-16	may-16 (-1)	
Meses de duración promedio			
Contracciones	12,50	14,00	21,00
Expansiones	16,33	15,33	24,00
Ciclos completos	28,83	29,33	45,00
Meses promedio de rezagos(+)/adelantos(-)			
Picos		-3,00	0,00
Valles		-1,50	6,50

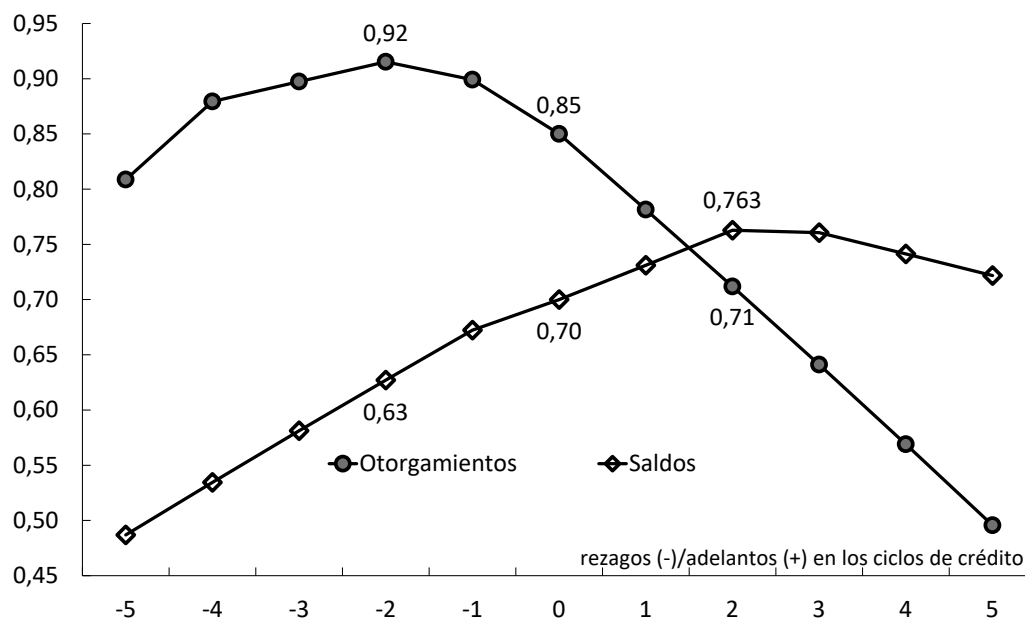
Fuente: elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis. Nota: Filtro Christiano-Fitzgerald simétrico, especificaciones: lead-lag de 36 meses, duración de entre 15 y 96 meses, Otorgamientos I(0), Saldos I(1), EMAE I(1), aplicando logaritmos para EMAE y Saldos.

Tabla 17. Comparación de los “ciclos de crecimiento” de la actividad y el crédito (filtro Christiano-Fitzgerald Asimétrico)

	EMAE	Otorgamientos	Saldos
Pico	feb-08	oct-07 (-4)	feb-08 (0)
Valle	jun-09	may-09 (-1)	abr-10 (+10)
Pico	jul-11	jun-11 (-1)	
Valle	jun-12	abr-12 (-2)	
Pico	may-13	dic-12 (-5)	jun-13 (+1)
Valle	ago-14	ago-14 (0)	nov-14 (+3)
Pico	jul-15	jul-15 (0)	sep-15 (+2)
Valle	jun-16	may-16 (-1)	ago-16 (+2)
Pico	nov-17	dic-17 (+1)	may-18 (+6)
Valle		ene-19	
Meses de duración promedio			
Contracciones	13,25	14,40	18,00
Expansiones	16,00	15,75	23,00
Ciclos completos	29,25	30,15	41,00
Meses promedio de rezagos(+)/adelantos(-)			
Picos		0,20	2,25
Valles		-1,00	5,00

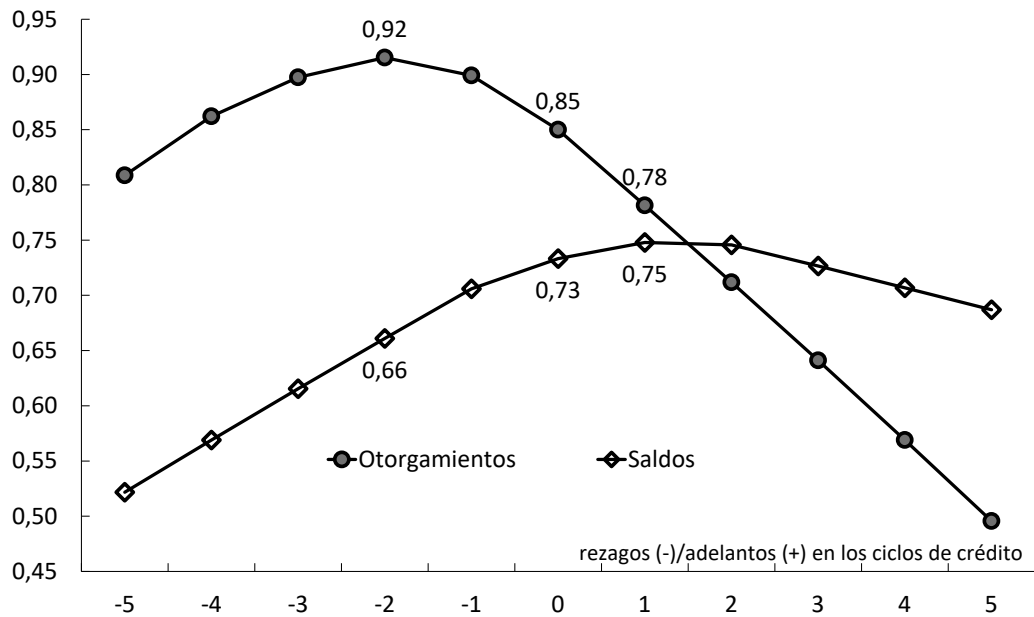
Fuente: elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis.

Gráfico 10. Índices de Concordancia entre los ciclos del EMAE y del crédito (filtro Baxter-King)



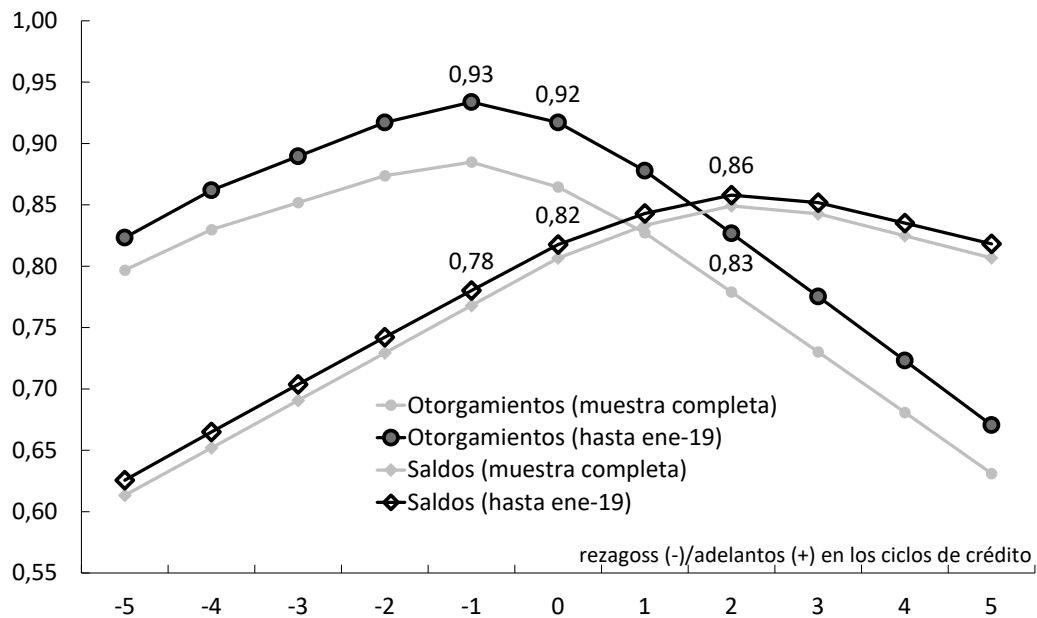
Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis.

Gráfico 11. Índices de Concordancia entre los ciclos del EMAE y del crédito (filtro Christiano-Fitzgerald Simétrico)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis.

Gráfico 12. Índices de Concordancia entre los ciclos del EMAE y del crédito (filtro Christiano-Fitzgerald Asimétrico)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA y de las Direcciones de Estadística y Censos del GCBA y de la Pcia. de San Luis.

Tabla 18. Correlación cruzada entre el ciclo de saldos de crédito y el del EMAE (filtro Baxter-King)

Sample: 2004M01 2019M12
 Included observations: 120
 Correlations are asymptotically consistent approximations

C_BK_SAL,C_BK_EMAE(-i)	C_BK_SAL,C_BK_EMAE(+i)	i	lag	lead
		0	0.4364	0.4364
		1	0.4983	0.3596
		2	0.5489	0.2753
		3	0.5877	0.1858
		4	0.6143	0.0938
		5	0.6288	0.0018
		6	0.6319	-0.0877
		7	0.6246	-0.1722
		8	0.6082	-0.2496

Tabla 19. Correlación cruzada entre el ciclo de saldos de crédito y el del EMAE (filtro Christiano-Fitzgerald Simétrico)

Sample: 2004M01 2019M12
 Included observations: 120
 Correlations are asymptotically consistent approximations

C_CFS_SAL,C_CFS_EMAE(-i)	C_CFS_SAL,C_CFS_EMAE(+i)	i	lag	lead
		0	0.4144	0.4144
		1	0.4763	0.3380
		2	0.5271	0.2544
		3	0.5666	0.1658
		4	0.5936	0.0746
		5	0.6091	-0.0166
		6	0.6130	-0.1052
		7	0.6062	-0.1889
		8	0.5905	-0.2653

Tabla 20. Correlación cruzada entre el ciclo de saldos de crédito y el del EMAE (filtro Christiano-Fitzgerald Asimétrico)

Sample: 2004M01 2019M12
 Included observations: 192
 Correlations are asymptotically consistent approximations

C_CFA_SAL,C_CFA_EMAE(-i)	C_CFA_SAL,C_CFA_EMAE(+i)	i	lag	lead
		0	0.4854	0.4854
		1	0.5457	0.4098
		2	0.5971	0.3282
		3	0.6382	0.2431
		4	0.6677	0.1567
		5	0.6847	0.0711
		6	0.6886	-0.0115
		7	0.6793	-0.0893
		8	0.6575	-0.1608

Tabla 21. Correlación cruzada entre el ciclo de otorgamientos de crédito y el del EMAE (filtro Baxter-King)

Sample: 2004M01 2019M12
 Included observations: 120
 Correlations are asymptotically consistent approximations

C_BK_OT,C_BK_EMAE(-i)	C_BK_OT,C_BK_EMAE(+i)	i	lag	lead
		0	0.8135	0.8135
		1	0.7573	0.8452
		2	0.6821	0.8525
		3	0.5916	0.8349
		4	0.4901	0.7930
		5	0.3821	0.7288
		6	0.2721	0.6454
		7	0.1644	0.5467
		8	0.0628	0.4372

Tabla 22. Correlación cruzada entre el ciclo de otorgamientos de crédito y el del EMAE (filtro Christiano-Fitzgerald Simétrico)

Sample: 2004M01 2019M12
 Included observations: 120
 Correlations are asymptotically consistent approximations

C_CFS_OT,C_CFS_EMAE(-i)	C_CFS_OT,C_CFS_EMAE(+i)	i	lag	lead
		0	0.8085	0.8085
		1	0.7542	0.8387
		2	0.6811	0.8448
		3	0.5930	0.8262
		4	0.4939	0.7838
		5	0.3883	0.7193
		6	0.2805	0.6357
		7	0.1749	0.5368
		8	0.0750	0.4269

Tabla 23. Correlación cruzada entre el ciclo de otorgamientos de crédito y el del EMAE (filtro Christiano-Fitzgerald Asimétrico)

Sample: 2004M01 2019M12
 Included observations: 192
 Correlations are asymptotically consistent approximations

C_CFA_OT,C_CFA_EMAE(-i)	C_CFA_OT,C_CFA_EMAE(+i)	i	lag	lead
		0	0.7356	0.7356
		1	0.7091	0.7408
		2	0.6612	0.7256
		3	0.5937	0.6916
		4	0.5094	0.6412
		5	0.4121	0.5773
		6	0.3062	0.5031
		7	0.1967	0.4218
		8	0.0883	0.3365

7.2. Anexo 2-Estacionariedad de las series y modelos VAR

7.2.1. Estacionariedad de las series

Tabla 24. Tests de raíz unitaria

Frecuencia mensual	ADF	PP	ERS
Variables en niveles		p-value	
Log(EMAE)	0,847	0,837	>0,10
Log(SRT)	0,965	0,991	>0,10
OTN	0,006	0,012	< 0,05
Variables en primeras diferencias		p-value	
Dlog(EMAE)	<0,01	<0,01	<0,01
Dlog(SRT)	<0,01	0,002	<0,01
D(OTN)	<0,01	<0,01	<0,01
Frecuencia trimestral	ADF	PP	ERS
Variables en niveles		p-value	
Log(EMAE)	0,342	0,765	>0,10
Log(SRT)	0,968	0,988	>0,10
OTN	0,021	0,188	<0,01
Log(OTN)*	0,026	0,015	>0,10
Variables en primeras diferencias		p-value	
Dlog(EMAE)	<0,01	<0,01	<0,01
Dlog(SRT)	0,013	0,064	<0,01
D(OTN)	<0,01	<0,01	<0,01
Dlog(OTN)*	<0,01	<0,01	>0,10

Fuente: elaboración propia en base a datos de INDEC, BCRA, ACARA, Dir. Gral. de Estadística y Censos del GCBA y Dir. Pcial. de Estadística y Censos de San Luis.

Notas: Las variables se utilizaron ajustadas por estacionalidad y los tests se aplicaron empleando una constante, y en el caso de las series en niveles también con tendencia lineal

ADF-Augmented Dickey Fuller. H0 la serie tiene raíz unitaria

PP-Phillips Perron. Ho la serie tiene raíz unitaria

ERS-Elliot-Rothenberg-Stock. H0 la serie tiene raíz unitaria

*Para aplicar logaritmos a la serie OTN se recortó el período de la muestra a 2004Q1-2018Q3

Variables:

EMAE-Estimados Mensual de Actividad Económica

SRT-Saldos de préstamos bancarios totales en pesos al sector privado no financiero deflactados.

OTN-Otor. de prés. bancarios en pesos al s. priv. n/fin. netos de amortizaciones y deflactados

7.2.2. Modelos VAR

Tabla 25. Versión definitiva del Modelo 1

Vector Autoregression Estimates
Sample (adjusted): 2004Q3 2019Q4
Included observations: 62 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	D_L_EMAE	D_L_SALDOS
D_L_EMAE(-1)	0.477747 (0.09084) [5.25903]	0.519733 (0.16015) [3.24520]
D_L_SALDOS(-1)	0.011571 (0.03587) [0.32260]	0.667583 (0.06324) [10.5570]
C	0.003525 (0.00173) [2.03653]	0.001176 (0.00305) [0.38526]
D_2004Q3	0.050010 (0.01201) [4.16393]	0.029374 (0.02117) [1.38724]
D_2008Q4	-0.055220 (0.01172) [-4.71106]	0.003387 (0.02066) [0.16392]
D_2009Q3	0.044701 (0.01197) [3.73380]	0.004731 (0.02111) [0.22416]
D_2012Q2	-0.033968 (0.01186) [-2.86313]	0.002701 (0.02092) [0.12915]
D_2012Q3	0.044404 (0.01237) [3.58897]	0.048381 (0.02181) [2.21807]
D_2016Q1	-0.006673 (0.01189) [-0.56134]	-0.079591 (0.02096) [-3.79790]
D_2018Q2	-0.055522 (0.01181) [-4.69938]	-0.013295 (0.02083) [-0.63831]
D_2018Q4	-0.013292 (0.01193) [-1.11396]	-0.117006 (0.02104) [-5.56206]
R-squared	0.712012	0.844578
Adj. R-squared	0.655543	0.814103
Sum sq. resids	0.006856	0.021308
S.E. equation	0.011594	0.020440
F-statistic	12.60904	27.71395
Log likelihood	194.4304	159.2761

Tabla 26. Versión definitiva del Modelo 2

Vector Autoregression Estimates
Sample (adjusted): 2004Q3 2019Q4
Included observations: 62 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	D_OTOR2	D_L_EMAE
D_OTOR2(-1)	0.061933 (0.12802) [0.48376]	9.49E-08 (4.6E-08) [2.08012]
D_L_EMAE(-1)	360245.7 (299151.) [1.20423]	0.264029 (0.10657) [2.47742]
C	5425.302 (5944.74) [0.91262]	0.006524 (0.00212) [3.08026]
D_2016Q1	-140094.6 (43957.6) [-3.18704]	-0.014908 (0.01566) [-0.95196]
D_2008Q4	-18329.42 (44738.9) [-0.40970]	-0.048882 (0.01594) [-3.06693]
D_2018Q4	-175763.4 (46499.7) [-3.77988]	-0.004574 (0.01657) [-0.27613]
D_2018Q2	-44822.71 (43358.6) [-1.03377]	-0.058060 (0.01545) [-3.75869]
R-squared	0.373861	0.459279
Adj. R-squared	0.305555	0.400291
Sum sq. resids	1.01E+11	0.012872
S.E. equation	42941.67	0.015298
F-statistic	5.473321	7.786006
Log likelihood	-745.6514	174.9009

Tabla 27. Versión definitiva del Modelo 3 (a y b)

Vector Autoregression Estimates
Sample (adjusted): 2004Q3 2018Q3
Included observations: 57 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	D_L_OTOR	D_L_EMAE
D_L_OTOR(-1)	0.011592 (0.12320) [0.09409]	0.029145 (0.00540) [5.39433]
D_L_EMAE(-1)	4.553612 (2.20294) [2.06706]	0.218129 (0.09661) [2.25787]
C	-0.017286 (0.04604) [-0.37550]	0.005063 (0.00202) [2.50806]
D_2018Q2	-0.120323 (0.32908) [-0.36564]	-0.056626 (0.01443) [-3.92380]
R-squared	0.084495	0.531661
Adj. R-squared	0.032674	0.505151
Sum sq. resids	5.624994	0.010818
S.E. equation	0.325779	0.014287
F-statistic	1.630525	20.05528
Log likelihood	-14.87830	163.3541

Tabla 28. Modelo 4 (EMAE y Saldos de crédito, dif.log. hasta III-18)

Vector Autoregression Estimates
Sample (adjusted): 2004Q3 2018Q3
Included observations: 57 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	D_L_EMAE	D_L_SALDOS
D_L_EMAE(-1)	0.321313 (0.13155) [2.44248]	0.141084 (0.14891) [0.94745]
D_L_SALDOS(-1)	0.037188 (0.07126) [0.52188]	0.711060 (0.08066) [8.81558]
C	0.006457 (0.00266) [2.42797]	0.007209 (0.00301) [2.39472]
D_2016Q1	-0.012039 (0.01660) [-0.72511]	-0.091035 (0.01879) [-4.84370]
D_2014Q1	-0.018308 (0.01651) [-1.10865]	-0.053377 (0.01869) [-2.85553]
D_2008Q4	-0.056776 (0.01650) [-3.44193]	0.000515 (0.01867) [0.02758]
D_2018Q2	-0.059614 (0.01652) [-3.60779]	-0.021368 (0.01870) [-1.14241]
D_2018Q3	0.008490 (0.01812) [0.46852]	-0.071398 (0.02051) [-3.48069]
R-squared	0.442677	0.772317
Adj. R-squared	0.363060	0.739791
Sum sq. resids	0.012873	0.016495
S.E. equation	0.016209	0.018347
F-statistic	5.560047	23.74454
Log likelihood	158.3965	151.3321

Imagen 9. Funciones de impulso-respuesta. Modelo 4

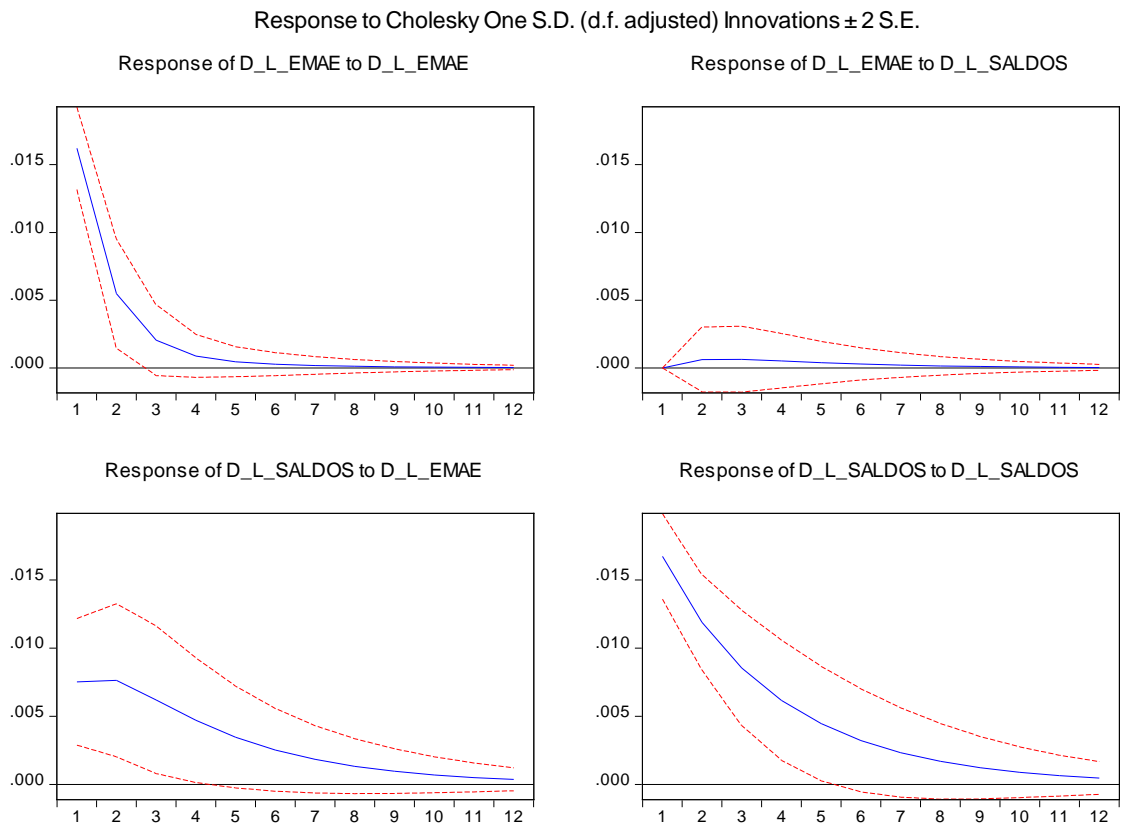
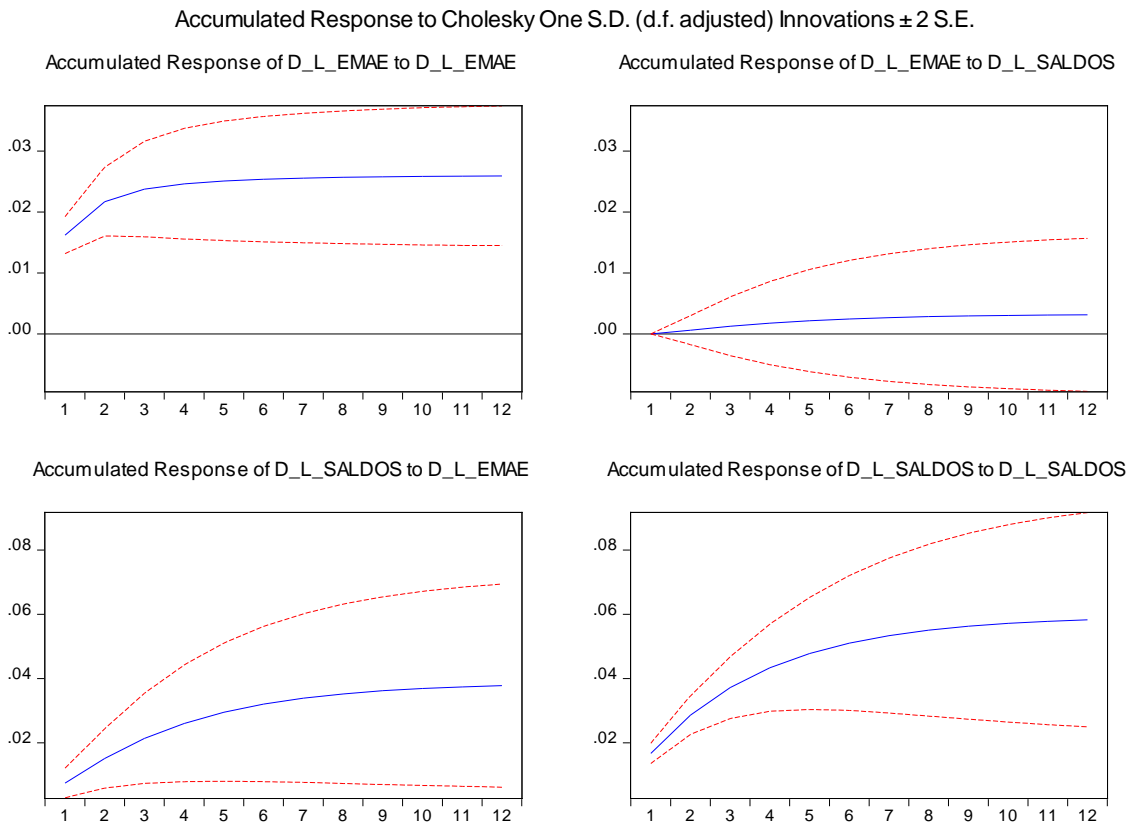


Imagen 10. Funciones de impulso-respuesta acumulada. Modelo 4



7.2.3. Modelos VAR período completo orden de las variables invertido

Tabla 29. Modelo 1b entre Saldos de crédito y EMAE (Modelo 1 orden invertido)

Vector Autoregression Estimates
Sample (adjusted): 2004Q3 2019Q4
Included observations: 62 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	D_L_SALDOS	D_L_EMAE
D_L_SALDOS(-1)	0.700101 (0.06279) [11.1499]	0.046154 (0.04737) [0.97424]
D_L_EMAE(-1)	0.372539 (0.14806) [2.51612]	0.298712 (0.11171) [2.67394]
C	0.003242 (0.00291) [1.11370]	0.006124 (0.00220) [2.78803]
D_2016Q1	-0.084169 (0.02129) [-3.95380]	-0.012196 (0.01606) [-0.75933]
D_2018Q4	-0.117269 (0.02148) [-5.45948]	-0.013998 (0.01621) [-0.86372]
D_2008Q4	0.002692 (0.02110) [0.12758]	-0.056196 (0.01592) [-3.52960]
D_2018Q2	-0.016805 (0.02121) [-0.79248]	-0.059669 (0.01600) [-3.72940]
R-squared	0.825114	0.426635
Adj. R-squared	0.806036	0.364086
Sum sq. resids	0.023976	0.013649
S.E. equation	0.020879	0.015753
F-statistic	43.24849	6.820811
Log likelihood	155.6183	173.0837

Imagen 11. Funciones de impulso-respuesta. Modelo 1b

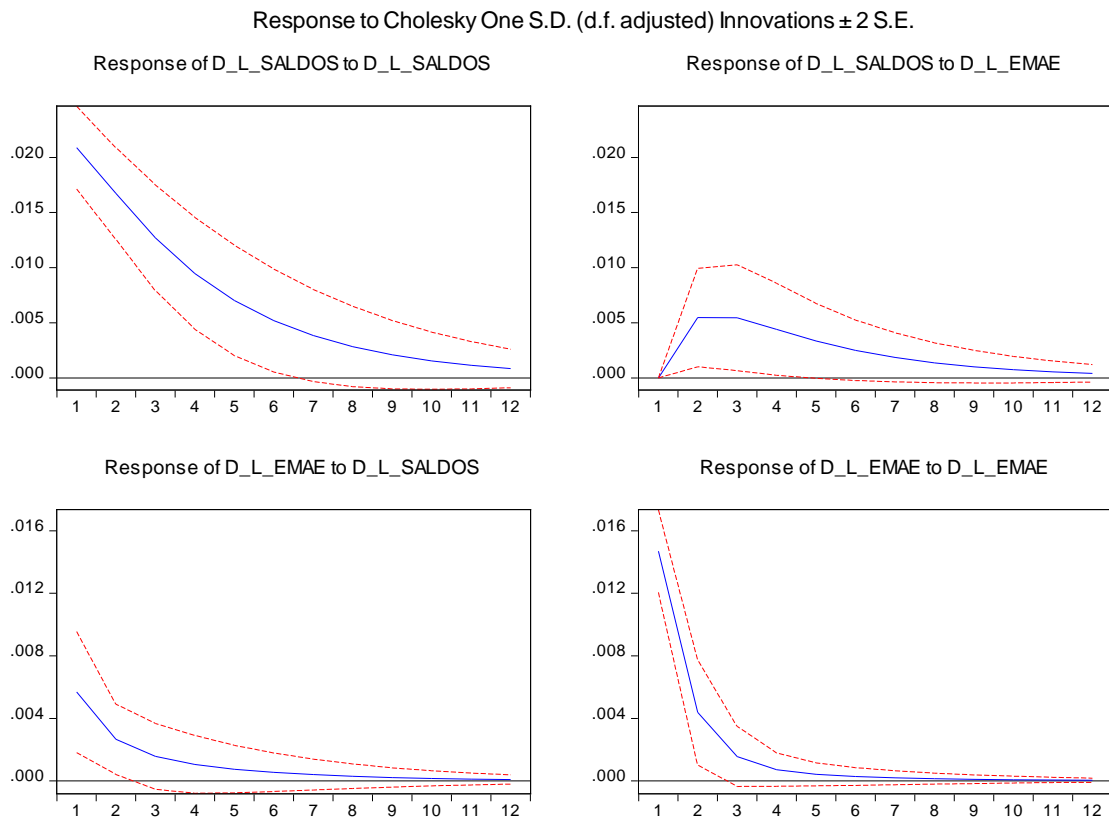


Imagen 12. Funciones de impulso-respuesta acumulada. Modelo 1b

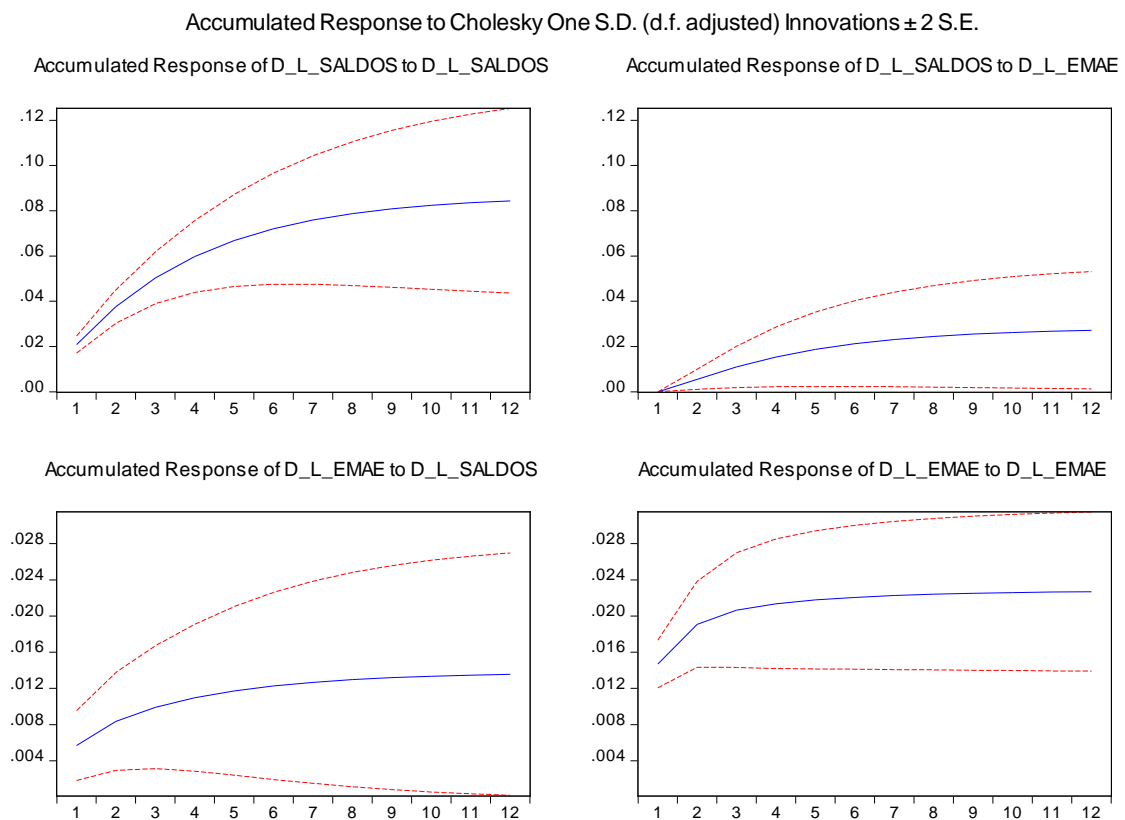


Tabla 30. Modelo 2b entre EMAE y Otorgamientos (Modelo 2 orden invertido)

Vector Autoregression Estimates
Sample (adjusted): 2004Q3 2019Q4
Included observations: 62 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	D_L_EMAE	D_OTOR2
D_L_EMAE(-1)	0.293559 (0.11517) [2.54903]	5209.588 (297013.) [0.01754]
D_OTOR2(-1)	9.45E-08 (4.6E-08) [2.06157]	0.066688 (0.11819) [0.56424]
C	0.006126 (0.00220) [2.78067]	10204.96 (5681.73) [1.79610]
D_2016Q1	-0.014164 (0.01577) [-0.89814]	-149038.7 (40671.6) [-3.66445]
D_2018Q3	0.011704 (0.01680) [0.69648]	-140712.4 (43337.4) [-3.24691]
D_2018Q4	-0.004196 (0.01665) [-0.25198]	-180308.9 (42947.7) [-4.19834]
D_2008Q4	-0.048733 (0.01602) [-3.04294]	-20123.81 (41303.1) [-0.48722]
D_2018Q2	-0.057645 (0.01553) [-3.71158]	-49812.45 (40054.8) [-1.24361]
R-squared	0.464093	0.476135
Adj. R-squared	0.394624	0.408227
Sum sq. resids	0.012757	8.49E+10
S.E. equation	0.015370	39640.37
F-statistic	6.680539	7.011429
Log likelihood	175.1781	-740.1229

Imagen 13. Funciones de impulso-respuesta. Modelo 2b

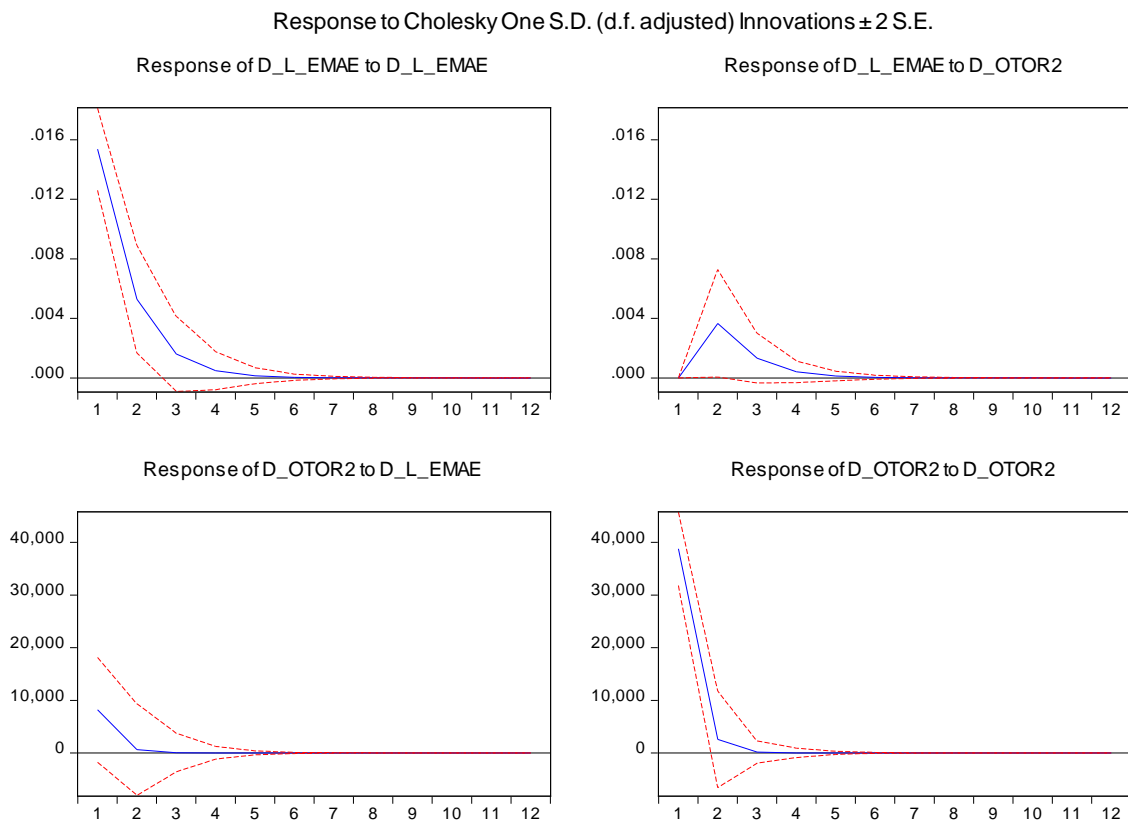


Imagen 14. Funciones de impulso-respuesta acumulada. Modelo 2b

