



EL CANAL DE CRÉDITO EN MÉXICO DURANTE EL PERIODO POSPANDEMIA

Omar Mejía Castelazo

*Mauricio Torres Ferro**

Jorge Jaramillo Rodríguez

Eduardo Valencia Espinosa

Banco de México (México)

* Autor para correspondencia: mauricio.torres@banxico.org.mx

Recibido el 28 de abril de 2025; aceptado el 31 de agosto de 2025.

RESUMEN

El canal de crédito en México ha sido ampliamente estudiado; sin embargo, hasta el momento no parece existir un consenso sobre su importancia como mecanismo de transmisión de la política monetaria. Esta discusión cobró relevancia durante el periodo de recuperación pospandemia, en el que se registró un dinamismo importante del crédito que coexistió con una postura monetaria altamente restrictiva. En este artículo, exploramos si la intensidad del canal de crédito en México podría variar a través del tiempo de manera no lineal. Documentamos que el efecto de la política monetaria sobre el crédito tiende a acentuarse en periodos de debilidad económica, cuando algunos mecanismos amplificadores del sector bancario podrían intensificarse. Una descomposición histórica de los principales factores que subyacen a la expansión del crédito durante el periodo estudiado sugiere que, si bien la postura monetaria restrictiva incidió de manera negativa sobre la evolución del crédito, otros factores relacionados con la recuperación de la actividad económica pudieron tener mayor peso en su dinámica.

Palabras clave: canal de crédito, política monetaria, efectos no lineales de la política monetaria.

Clasificación JEL: C13, C32, E32, E51, E52.

<http://dx.doi.org/10.22201/fe.01851667p.2025.334.92909>

© 2025 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Economía. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

IE, 84(334), Otoño 2025 | 97 |





THE CREDIT CHANNEL DURING THE POST-PANDEMIC PERIOD

ABSTRACT

The credit channel in Mexico has been widely studied; however, there is still no clear consensus regarding its relevance as a transmission mechanism of monetary policy. This debate gained renewed importance during the post-pandemic recovery period, in which strong credit growth coexisted with a highly restrictive monetary stance. In this paper, we explore whether the strength of the credit channel in Mexico varies over time in a nonlinear fashion. We document that the effect of monetary policy on credit tends to intensify during periods of economic weakness, when certain amplifying mechanisms within the banking sector may become more pronounced. A historical decomposition of the main drivers behind credit expansion during the period under study suggests that, while the restrictive monetary stance negatively affected credit dynamics, other factors related to the recovery of economic activity may have played a more prominent role.

Keywords: Credit channel, monetary policy, non-linear effect of monetary policy.

JEL Classification: C13, C32, E32, E51, E52.

1. INTRODUCCIÓN

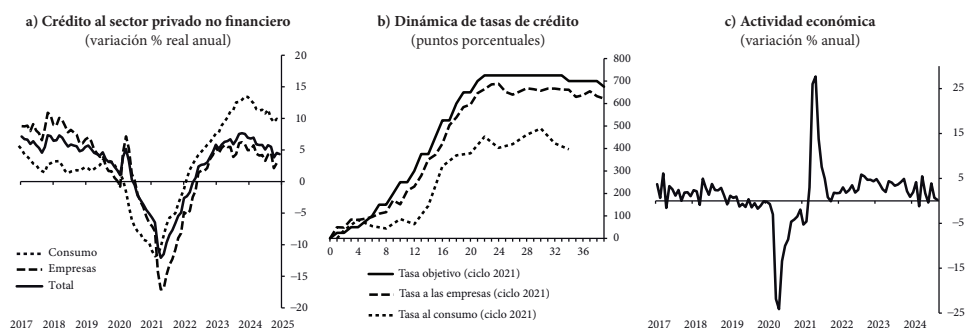
En respuesta al episodio inflacionario causado por los choques asociados a la pandemia y al conflicto bélico entre Rusia y Ucrania, el Banco de México inició un ciclo de alzas de la tasa de referencia en junio de 2021, acumulando un aumento de 725 puntos base para alcanzar un nivel de 11.25% en marzo de 2023. Cabe destacar que este representa el nivel más elevado que ha alcanzado desde que el objetivo para la tasa de interés interbancaria a un día opera como principal instrumento de política monetaria. Durante este ciclo, la tasa de interés real *ex-ante* de corto plazo se ubicó por encima del rango de neutralidad a partir de septiembre de 2022, es decir, momento en el que la postura monetaria alcanzó un nivel restrictivo.





Durante este periodo, y a pesar de que dicha tasa de referencia se ubicara en niveles históricamente elevados, el crédito otorgado por la banca comercial al sector privado no financiero registró un importante dinamismo. La gráfica 1.a presenta la evolución de la cartera vigente de la banca comercial al consumo, a las empresas del sector privado no financiero y el total, que, además de los dos rubros previos, incorpora el destinado a la vivienda. El crédito total registró una variación anual promedio de 6.2% en términos reales durante el periodo que abarca desde septiembre de 2022, cuando la postura monetaria alcanzó un nivel restrictivo, hasta marzo de 2024, fecha en que el Banco de México realizó el primer recorte en la tasa de referencia. En este mismo lapso, el crédito al consumo alcanzó una tasa de crecimiento real promedio de 10.7%. Cabe destacar que dichas tasas de crecimiento se ubicaron por encima de sus promedios históricos: en los 10 años previos al inicio de

Gráfica 1



Nota: el panel a) muestra la variación real anual de la cartera de crédito vigente de la banca comercial al sector privado no financiero. La variable de empresas está ajustada por efectos de valuación derivados de movimientos en el tipo de cambio. La variable de crédito a la vivienda, incluida en el total, está ajustada por traspaso y reclasificaciones de créditos en cartera directa e incorporación de algunas Sociedades Financieras de Objeto Múltiple (sofomes) reguladas. El panel b) indica el ciclo restrictivo que comienza en 2021, es decir, el cambio de las tasas desde mayo de 2021 hasta agosto de 2024. La tasa a las empresas es la tasa de interés anual de nuevos créditos de la banca comercial a empresas emisoras, grandes no emisoras y de menor tamaño. La tasa al consumo es un promedio ponderado por el monto de créditos nuevos de las tasas de crédito de nómina, automotriz y tarjetas de crédito. Finalmente, el panel c) expone la variación anual del Indicador Global de la Actividad Económica.





la pandemia, el crecimiento real promedio del crédito total y al consumo fue 5.6 y 6.1%, respectivamente.

Dicha expansión del crédito se registró en un contexto en el que, por un lado, ocurrió un importante traspaso de la tasa de referencia hacia las tasas de interés activas de la banca comercial. Como muestra la gráfica 1.b, las tasas de interés anuales sobre los nuevos créditos al segmento de empresas aumentaron en una proporción similar al incremento en la tasa de referencia. En el caso de los créditos al consumo, aunque el traspaso fue parcial, las tasas de interés a nuevos créditos en este segmento experimentaron incrementos cercanos a los 400 puntos base. Por otro lado, durante este periodo la economía atravesó por una fase de resiliencia ante la recuperación de las actividades productivas tras el confinamiento por la pandemia, donde algunos sectores, particularmente los servicios, mostraron una recuperación más rezagada.

De esta forma, la coexistencia de una postura monetaria altamente restrictiva con una expansión relativamente importante del crédito durante el ciclo de apretamiento monetario estudiado, en comparación con sus parámetros históricos, plantea la necesidad de reflexionar sobre la importancia de los mecanismos de propagación de la política monetaria a través del crédito en México y estudiar más a fondo los posibles factores que subyacen a dicha expansión del crédito. A primera vista, esta evidencia podría sugerir que el canal de crédito de la política monetaria es limitado, en concordancia con algunos resultados encontrados en Martínez, Sánchez y Werner (2001), Castillo Ponce (2003), Sidaoui y Ramos-Francia (2008).¹ No obstante, estudios más recientes señalan que el crédito constituye un canal relevante para la transmisión de la política monetaria en México (Ibarra, 2016; Chiguil-Rojas, Esquivel y Leal, 2024). Esta tensión entre resultados históricos y evidencia reciente motiva la necesidad de un análisis más profundo sobre los factores que explican el comportamiento del crédito en el contexto actual.

Entonces, si bien el canal crediticio en México ha sido estudiado previamente, hasta el momento no parece existir un consenso respecto

¹ Lo anterior se ha atribuido a imperfecciones y a una baja profundidad del sistema financiero en México, por ejemplo, el crédito vigente otorgado por la banca comercial al sector privado no financiero representa alrededor de 18% del producto interno bruto (PIB).





a su importancia como mecanismo de propagación complementario al efecto de sustitución intertemporal del canal tradicional de tasa de interés. En este sentido, el episodio estudiado en este artículo resulta ilustrativo, pues muestra que la intensidad de dicho canal podría no ser constante, sino variar de manera no lineal en el tiempo. En este artículo buscamos contribuir a la literatura documentando cómo el impacto de la política monetaria sobre la evolución del crédito depende del estado agregado de la economía. A partir de este marco teórico, presentamos una descomposición histórica de los principales factores que subyacen a la expansión del crédito y mostramos que, si bien la postura monetaria restrictiva incidió de manera negativa sobre su evolución durante este periodo, otros elementos asociados con la recuperación de la actividad económica tuvieron un peso relativamente mayor en su dinámica.

En primer lugar y como punto de partida, estudiamos el efecto de los movimientos de la tasa de interés de referencia sobre la dinámica del crédito otorgado por la banca comercial mediante herramientas convencionales. A partir de una especificación de vectores autorregresivos estructurales (SVAR, *Structural Vector Autoregression*), encontramos un efecto promedio sobre el crédito total consistente con lo reportado previamente, con un efecto máximo sobre el segmento de créditos a las empresas después de tres a cuatro trimestres, y un efecto más rezagado, aunque no estadísticamente significativo, sobre el segmento al consumo. Posteriormente, comparamos estos resultados con los obtenidos a partir de una especificación de Proyecciones Locales, la cual impone menos restricciones sobre la dinámica de las variables. Esta herramienta ha crecido en popularidad para estudiar la transmisión de la política monetaria sobre diversas variables económicas. Si bien con esta especificación encontramos un efecto promedio sobre el crédito total ligeramente menor al estimado con el SVAR, identificamos un efecto más persistente sobre el crédito a las empresas y una respuesta significativa sobre el crédito al consumo después de nueve trimestres.

Segundo, aprovechamos la flexibilidad de la especificación de Proyecciones Locales para analizar posibles efectos no lineales de la política monetaria sobre el crédito en México, condicionados al estado agregado de la economía. No obstante, inferir dicha respuesta condicionada plantea un desafío metodológico debido a la posible dependencia de los cho-





ques de política monetaria con el resto de las variables endógenas.² Para abordar este problema, proponemos instrumentar el estado agregado mediante evidencia cuasi-experimental a partir de factores exógenos de demanda. Los resultados muestran que, en periodos de debilidad económica, el efecto de la política monetaria sobre la dinámica del crédito tiende a intensificarse, mientras que en fases de fortaleza económica su impacto es menor.

Este hallazgo es consistente con evidencia reciente para Estados Unidos que apunta a que la intensidad del canal crediticio es contracíclica (Saprizo y Temesvary, 2024). En este sentido, el análisis de posibles efectos no lineales del canal de crédito resulta particularmente relevante, al notar que algunos mecanismos amplificadores en el sector bancario tienden a intensificarse en fases de debilidad económica. Un ejemplo es el acelerador financiero planteado por Bernanke, Gertler y Gilchrist (1999), cuyos efectos se vuelven más pronunciados cuando la riqueza neta de los bancos fluctúa de manera positiva con el ciclo económico, mientras que las primas de financiamiento externo se mueven de forma inversa, especialmente para aquellas instituciones más expuestas al riesgo. En consecuencia, el efecto de la tasa de interés de política monetaria sobre el acceso a financiamiento bancario aumenta en escenarios de debilidad económica, lo que se traduce en una mayor contracción de la oferta de crédito en la economía.³

Por último, analizamos los principales factores que influyeron en la dinámica del crédito durante el periodo de recuperación posterior a la pandemia en México. Para descomponer la contribución de distintos determinantes sobre el crecimiento del crédito, estimamos un modelo

² Jordà y Taylor (2024) afirman que tanto la intervención monetaria como el estado al que se condiciona deben ser determinados de manera exógena para garantizar resultados consistentes. En particular, es probable que los choques de política monetaria impacten la evolución del estado agregado, induciendo cambios en el estado de la economía, por lo que dicha dependencia podría contaminar las estimaciones al reintroducir endogeneidad.

³ Bernanke, Gertler y Gilchrist (1999) sostienen que los efectos del acelerador financiero son más fuertes cuanto más profunda sea la debilidad en la economía, mientras que De Bondt (2000) encuentra que el canal de hojas de balance puede ser asimétrico a lo largo del ciclo económico. En México, una evaluación de los mecanismos amplificadores del sector bancario requiere, además, considerar las diferencias importantes en el grado de concentración bancaria, así como la heterogeneidad en la exposición al riesgo entre instituciones.





autorregresivo con rezagos distribuidos (ARDL, *Autoregressive Distributed Lag*) cointegrado. Cabe destacar que, si bien esta metodología no incorpora una estrategia de identificación estadística, el marco teórico desarrollado en este artículo otorga solidez a la interpretación de los factores que pudieron haber sustentado la expansión del crédito durante el periodo estudiado. Los resultados muestran que, aunque la tasa de interés ejerció un efecto contractivo sobre el crecimiento del crédito, otros elementos vinculados con la recuperación de la actividad económica tuvieron un peso relativamente mayor en su dinámica. En particular, conforme estos factores comenzaron a moderarse, la política monetaria adquirió una mayor incidencia sobre la dinámica del crédito, dado el nivel alcanzado por la tasa de referencia.

Los resultados presentados en este artículo permiten ampliar la comprensión sobre por qué la política monetaria puede mostrar efectos de distinta magnitud a lo largo del tiempo, en función de ciertos aspectos cíclicos de la economía. En particular, nos enfocamos en estudiar el efecto de la política monetaria sobre la evolución del crédito como uno de los determinantes en el proceso de formación de precios. Si bien el crédito constituye un canal relevante en este proceso, su capacidad de incidir sobre la inflación dependerá, en gran medida, del grado de desarrollo del sistema financiero y de la creciente utilización del crédito bancario por parte de hogares y empresas como mecanismo de sustitución intertemporal de consumo e inversión, respectivamente.

2. EFECTO DE LA POLÍTICA MONETARIA SOBRE EL CRÉDITO

El canal de crédito constituye un componente esencial en la transmisión de la política monetaria, al operar como mecanismo que articula las decisiones de ahorro e inversión de los agentes con la capacidad del sistema financiero para proveer dicho financiamiento. De esta manera, cuando la autoridad monetaria ajusta la tasa de referencia, por el lado de la demanda, modifica el costo del crédito y, por el lado de la oferta, incide sobre los balances de las instituciones financieras, condicionando su capacidad para ofrecerlo. Es a partir de esta doble interacción que el canal de crédito opera como un elemento del proceso de formación de precios en la economía al influir directamente en la dinámica de los volúmenes de financiamiento a los distintos sectores.





En esta sección estudiamos el impacto de las acciones de política monetaria sobre los volúmenes de crédito otorgados por la banca comercial, utilizando herramientas convencionales. La gráfica 1.b muestra que los cambios en la postura monetaria inciden en el costo del financiamiento otorgado por la banca comercial tanto a las empresas como al consumo, aunque con un traspaso más acotado en este último segmento. De esta forma, como punto de partida, establecemos la relación entre dichos cambios en costos y la dinámica del crédito.

2.1. Especificación de vectores autorregresivos estructurales

Con este propósito, primero analizamos el impacto de un choque de política monetaria sobre la evolución del crédito mediante una especificación econométrica de SVAR. Este enfoque ha sido ampliamente utilizado en la literatura para identificar los efectos de la política monetaria sobre diversas variables macroeconómicas.

De tal forma, estimamos la siguiente ecuación en su forma reducida:

$$\mathbf{Y}_t = \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i \mathbf{Y}_{t-i} + \mathbf{D} \mathbf{X}_t + \mathbf{u}_t$$

donde $\mathbf{Y}$ es el vector de variables endógenas, $\mathbf{X}$ es el vector de variables exógenas, $\mathbf{A}$ y $\mathbf{D}$ son matrices de coeficientes estimadas y $\mathbf{u}$ es el vector de residuos. p es el número de rezagos seleccionados, los cuales se eligen con base en el criterio de información bayesiano (BIC). Identificamos los choques de política monetaria mediante una descomposición de Cholesky.⁴

Para la estimación, en el vector de las variables endógenas utilizamos las siguientes: como medida de la actividad económica, el indicador de holgura de componentes principales, estimado por el Banco de México; para la tasa de interés de política monetaria, el objetivo para la tasa interbancaria a un día; como otras variables del sector bancario que

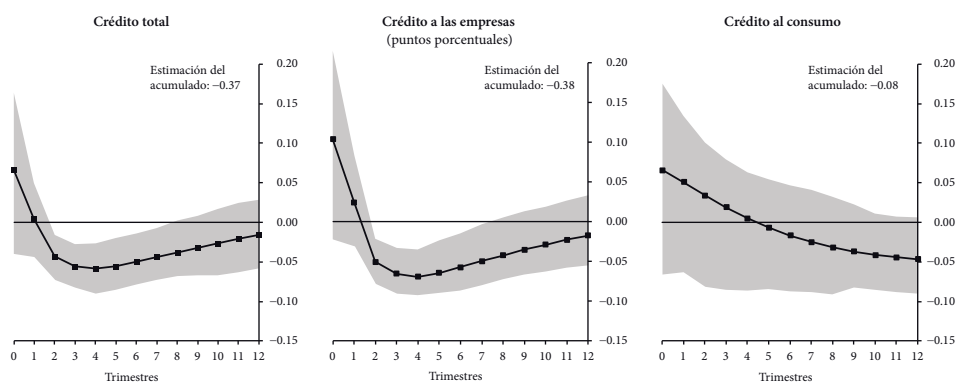
⁴ Consiste en descomponer la matriz de covarianza en el producto de una matriz triangular inferior y su transpuesta, lo que permite identificar la secuencia en la que los choques impactan las variables del modelo.





afectan el crédito, se incluyeron la disponibilidad neta de recursos de la banca múltiple como una medida de la oferta de crédito; asimismo, incluimos el índice de morosidad de la cartera correspondiente, ya que la probabilidad de impago afecta la colocación de crédito. Finalmente, entre las variables endógenas incluimos el crédito vigente otorgado por la banca comercial en términos reales para cada una de las carteras total, de empresas y de consumo, según sea el caso. En el caso del crédito al consumo, consideramos además la masa salarial real de los trabajadores afiliados al Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS). Como variables exógenas, consideramos el índice de producción industrial de Estados Unidos como indicador de demanda externa.⁵

Gráfica 2.1. Reacción de la cartera de crédito vigente a un choque de 0.25 puntos porcentuales en la tasa de política monetaria de acuerdo con un modelo VAR



Nota: los intervalos de confianza son *bootstrap* al 90%.

⁵ Estos indicadores fueron seleccionados siguiendo la metodología encontrada en el Recuadro: “Determinantes del crédito de la banca comercial a las empresas”. Publicado en el Informe Trimestral, julio-septiembre 2021 del Banco de México (Banxico, 2021b). La frecuencia de los datos es trimestral y la muestra considerada abarca desde el primer trimestre de 2009 hasta el segundo de 2024. Las variables se incluyeron como las primeras diferencias. Para el caso de la disponibilidad de recursos, la masa salarial y el volumen de crédito corresponden a la primera diferencia logarítmica. La muestra se delimitó con base en la disponibilidad de datos; en particular, el indicador de disponibilidad de recursos de la Banca Múltiple no está disponible para el periodo previo a 2009. Para la identificación del choque de política monetaria con la descomposición de Cholesky, el orden recursivo de las variables endógenas es el mismo en el que se describieron previamente.





Los resultados de esta estimación se presentan en la gráfica 2.1.⁶ Cada panel muestra la función de impulso-respuesta del crédito total otorgado por la banca comercial, así como de sus principales componentes: empresas y consumo, a un choque de política monetaria.⁷ El modelo identifica que la cartera de crédito total exhibe una respuesta negativa y estadísticamente significativa a partir del tercer trimestre, con un patrón similar en el crédito destinado a empresas, que alcanza su máximo efecto hacia el cuarto trimestre. Estos resultados son consistentes con la evidencia previa que documenta una sensibilidad relativamente alta del crédito empresarial a la política monetaria. En contraste, para el segmento de créditos al consumo esta metodología no permite identificar una respuesta estadísticamente significativa ante choques de política monetaria, en línea con estudios anteriores que destacan la heterogeneidad en la transmisión a través de distintos mercados de crédito.

2.2. Especificación de proyecciones locales

Para complementar los resultados obtenidos en la sección anterior, a continuación, estudiamos el efecto de la política monetaria sobre la evolución del crédito empleando un ejercicio de proyecciones locales. Esta metodología propuesta por Jordà (2005) permite estimar funciones de impulso-respuesta de manera más flexible y, al ser un método univariado, no impone una estructura dinámica predeterminada entre

⁶ En el caso de los modelos VAR, la prueba de Phillips-Perron indica que la mayoría de las variables son estacionarias, pues fueron incluidas como diferencias o diferencias logarítmicas; no obstante, la evidencia de estacionariedad del indicador de morosidad es limitada. A pesar de esto, la estabilidad del sistema se verifica mediante el análisis de las funciones de impulso-respuesta, las cuales convergen hacia cero en el largo plazo. Este comportamiento sugiere que el sistema VAR es dinámicamente estable, cumpliendo con la condición de que las raíces del polinomio característico se encuentren fuera del círculo unitario.

⁷ En los primeros trimestres, las estimaciones puntuales de las funciones impulso-respuesta muestran efectos positivos del choque de política monetaria restrictiva sobre el crédito, lo cual podría sugerir la presencia de un *credit puzzle*, posiblemente derivado de problemas de endogeneidad. Sin embargo, estos efectos no son estadísticamente significativos, por lo que el problema puede considerarse limitado en términos empíricos. Este patrón desaparece en las estimaciones mediante proyecciones locales, en las cuales el choque de política monetaria se identifica de forma más robusta.





las variables. A diferencia del enfoque SVAR presentado en la sección previa, las proyecciones locales estiman directamente la respuesta de la variable de interés en cada horizonte temporal.⁸ La combinación de ambos enfoques enriquece el análisis al permitir validar la robustez de los resultados y explorar la transmisión de la política monetaria en un entorno menos restringido.

La especificación del modelo de Proyecciones Locales es la siguiente:

$$\log(y_{t+h}) - \log(y_t) = \alpha_h + \sum_{i=1}^p \beta_{h,i} \Delta_1 \log(y_{t-i}) + \delta_h r_t + \mathbf{x}_t' \gamma_h + v_{t+h},$$
$$h = 1, \dots, H$$

donde y_t es la variable de crédito en saldos reales, h es el horizonte, r_t representa el choque monetario, $\mathbf{x}$ es un vector de controles, α , β , δ y γ son parámetros para cada horizonte h , y v es el error, el cual sigue una estructura de media móvil (MA). Para el propósito de este artículo, δ_h es el parámetro de interés. $\log(y_{t+h}) - \log(y_t)$ representa el cambio acumulado h trimestres adelante.⁹

Para esta estimación, utilizamos las mismas variables que en la especificación de la sección anterior, con excepción de la tasa de interés de política monetaria. En este caso, el choque monetario lo identificamos previamente a partir de un SVAR monetario tradicional; en particular, seguimos la metodología de Ibarra (2016).

La reacción del crédito para los tres rubros se muestra en la gráfica 2.2, que presenta el efecto de un choque positivo en la tasa de interés de política monetaria, con intervalos de confianza al 90%.¹⁰ En los tres

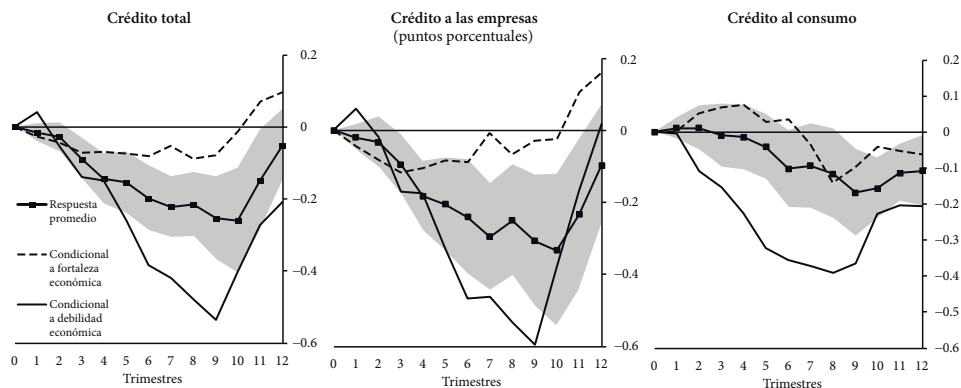
⁸ Plagborg-Møller y Wolf (2021) demuestran que la diferencia entre las estimaciones mediante proyecciones locales y los vectores autorregresivos converge a cero asintóticamente. A pesar de que este método podría ser menos eficiente, la estimación es más robusta y los intervalos de confianza tienen una cobertura con mayor validez (Montiel Olea y Plagborg-Møller, 2021).

⁹ Al expresar la variable dependiente como diferencia logarítmica acumulada, se reduce el sesgo de la estimación en muestras pequeñas (Jordà y Taylor, 2024).

¹⁰ Para los modelos de proyecciones locales, las variables resultan estacionarias según la prueba de Phillips-Perron, con la misma excepción del indicador de morosidad en el modelo VAR. No obstante, identificamos estabilidad en sus residuos. Es importante destacar que la estacionariedad de la variable dependiente se evalúa a partir de su cambio acumulado.



Gráfica 2.2. Reacción acumulada de la cartera de crédito vigente a un choque de 0.25 puntos porcentuales en la tasa de interés de política monetaria de acuerdo con un modelo de Proyecciones Locales



Nota: la línea sólida con marcadores representa la respuesta media; la línea punteada, la respuesta condicionada a un choque positivo de demanda, y la línea sólida, la respuesta condicionada a un choque negativo de demanda. El choque monetario se identifica a partir de un VAR monetario, mientras que el choque en la actividad económica se identifica mediante un VAR con restricción de signos. Los intervalos de confianza son Newey-West al 90% de confianza.

casos, el crédito se contrae ante un choque positivo, aunque con diferencias notorias en la magnitud y temporalidad de la respuesta. Para el crédito total y el dirigido a empresas, el efecto se vuelve estadísticamente significativo a partir del tercer trimestre, mientras que en el caso del crédito al consumo dicho efecto no se manifiesta sino hasta a partir del noveno. Esta divergencia puede asociarse, por un lado, a un uso más intensivo de financiamiento por parte de las empresas para cubrir costos de producción o proyectos de inversión, por otro lado, el mayor efecto sobre el volumen de crédito a las empresas es consistente con el grado de traspaso diferenciado de los movimientos de tasa de interés de política monetaria hacia las tasas activas de la banca comercial. Aunque la respuesta es más acotada en el segmento de consumo, este ejercicio demuestra un efecto significativo de la política monetaria sobre este segmento de crédito, lo que contrasta con los resultados de especificaciones econométricas basadas en vectores autorregresivos.



2.3. Efectos no lineales del canal de crédito

En conjunto, los resultados de las secciones anteriores sugieren que la transmisión de la política monetaria a través del canal crediticio en México es heterogénea y depende tanto de particularidades de cada mercado como de los agentes involucrados. Esta variabilidad en las respuestas de las carteras motiva una exploración más profunda sobre la posible no linealidad en dicha transmisión, particularmente en función del estado agregado de la economía. Así, resulta relevante analizar si la efectividad del canal crediticio difiere cuando la actividad económica se encuentra en fases de expansión robusta frente a períodos de debilidad o bajo crecimiento.

En esta sección, aprovechamos la flexibilidad de la especificación de Proyecciones Locales para analizar posibles efectos no lineales de la política monetaria sobre la dinámica del crédito, condicionada al estado agregado de la economía. No obstante, este ejercicio representa un reto debido a la posible endogeneidad entre el choque de política monetaria y el propio estado de la economía. Para abordar esta limitante proponemos instrumentar dicho estado mediante evidencia cuasi-experimental a partir de factores exógenos de demanda.

En particular, estimamos el choque de demanda mediante una estrategia de restricciones de signos, siguiendo la metodología implementada en el Banco de México (Banxico, 2021a). Bajo este enfoque, identificamos los choques imponiendo restricciones que permiten distinguir entre perturbaciones de oferta y demanda a partir de respuestas esperadas de las variables macroeconómicas.¹¹ Una vez estimado este choque, lo incorporamos a la proyección local mediante una interacción con el choque en la tasa de interés de política monetaria, de acuerdo con la especificación propuesta por Cloyne, Jordà y Taylor (2023). Es así como esta estrategia permite analizar posibles no linealidades en la transmisión de la política monetaria, al diferenciar los efectos según el

¹¹ En particular, un choque de demanda se define como aquel que genera una respuesta positiva en la actividad económica y la inflación de manera simultánea, mientras que uno de oferta induce un movimiento en direcciones opuestas. Este criterio permite aislar los efectos de la política monetaria y entender cómo interactúa en las distintas fases del ciclo económico.





estado de la economía. De esta forma, la proyección local a estimar se define de la siguiente manera:

$$\log(y_{t+h}) - \log(y_t) = \alpha_h + \sum_{i=1}^p \beta_{h,i} \Delta_i \log(y_{t-i}) + \delta_h r_t + \theta_h r_t^* s_t + \mathbf{x}_t' \gamma_h + v_{t+h},$$
$$h = 1, \dots, H$$

donde s_t es el choque de demanda. En este caso, el estado de la economía se concibe como un continuo, de modo que la función de impulso-respuesta depende de un nivel específico $s_t = s_i$. Para las estimaciones condicionadas de la gráfica 2.2, se consideran dos valores para s_t : s_1 , que representa una desviación estándar de un choque positivo de demanda, y s_2 , que corresponde a una desviación estándar de un choque negativo de demanda. s_t (sin la interacción) está incluido en el vector de controles $\mathbf{x}_t'$.

Como muestra la gráfica 2.2, el canal de crédito se intensifica durante momentos de debilidad económica, tanto en el crédito a las empresas, como al consumo y el total, mientras que, durante fases de fortaleza, la respuesta del crédito a la política monetaria resulta más limitada. De acuerdo con Sapriza y Temesvary (2024), una explicación de este comportamiento podría deberse a que los activos de los bancos tienden a aumentar o disminuir de manera positiva con el ciclo en mayor medida que sus pasivos, lo que provoca que su patrimonio neto también siga este patrón. En consecuencia, durante fases de bajo crecimiento económico los bancos enfrentan primas de financiamiento externo mayores. En este contexto, la tasa de interés de política monetaria tiene un mayor efecto en el financiamiento de los bancos, incidiendo en mayor medida en la oferta de crédito relativo a periodos de mayor fortaleza económica.

En esta sección mostramos que la transmisión en el canal crediticio depende del tipo de cartera y de las condiciones agregadas de la economía. Sobre los posibles mecanismos que subyacen a estos resultados, por el lado de la demanda, si bien los cambios en la tasa de interés encarecen o abaratan el financiamiento, la decisión final de los hogares y las empresas de adquirir créditos depende de factores como el ingreso disponible, las expectativas de crecimiento y la confianza de los consumidores y productores. Por el lado de la oferta, la capacidad de préstamo de los bancos no sólo responde a la liquidez de sus balances, sino también al desempeño general de la economía que incide tanto en la calidad cre-





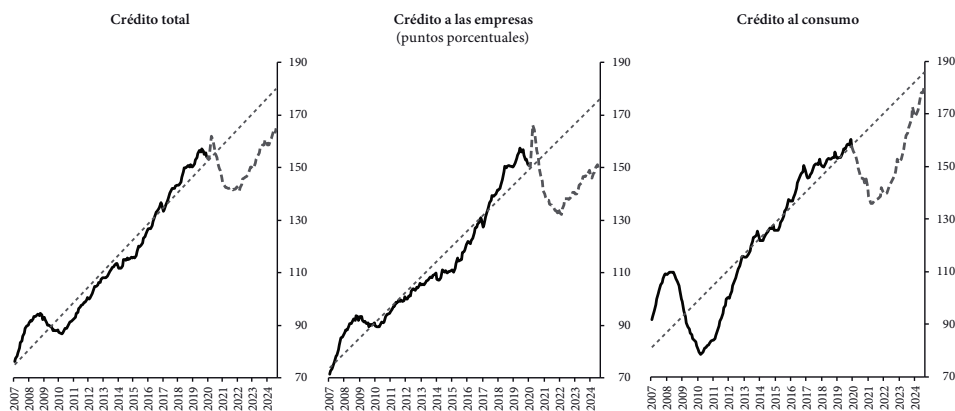
diticia de los solicitantes como en el costo del financiamiento externo de las instituciones. Así, el canal crediticio en México representa un mecanismo relevante en la transmisión de la política monetaria, pero con resultados sensibles al contexto macroeconómico.

3. FACTORES QUE SUBYACEN A LA DINÁMICA DEL CRÉDITO DURANTE EL PERIODO DE RECUPERACIÓN POSTERIOR A LA PANDEMIA

Las metodologías anteriores sugieren que los movimientos de la tasa de interés de referencia ejercen un impacto sobre la dinámica del crédito. Sin embargo, durante el periodo de recuperación posterior a la pandemia en México se experimentó una expansión del crédito a una tasa relativamente elevada, a pesar de que el Banco de México llevó la tasa de referencia a niveles históricamente altos desde que utilizó el objetivo para la tasa interbancaria a un día como principal instrumento de política monetaria. Este contraste motiva la necesidad de analizar más a fondo los factores que impulsaron dicha expansión, con el fin de entender mejor los alcances del canal de crédito en México.

Entre estos elementos destaca que el crédito experimentó una fase de recuperación tras los importantes efectos que la pandemia tuvo sobre

Gráfica 3.1



Nota: índice base 2012 = 100 de los saldos reales del crédito vigente de la banca comercial al sector privado no financiero. Además, se incluye la tendencia lineal de 2007 a 2019 de cada variable de crédito.





este mercado y sobre la actividad económica en general. La gráfica 3.1 muestra la evolución del saldo en términos reales del crédito otorgado por la banca comercial de 2007 a 2019 con la línea continua, mientras que la línea discontinua corresponde al período de enero de 2020 a agosto de 2024; la línea punteada representa la tendencia lineal consistente con los años previos a 2020. Como puede apreciarse, el volumen de crédito se mantiene por debajo del nivel que se habría alcanzado de haberse preservado dicha tendencia, ello después de casi cinco años de haber iniciado el periodo de confinamiento.¹² Por ello, su dinamismo refleja en parte un proceso de recuperación de estas variables frente a los efectos contractivos derivados del choque que representó la pandemia.

Con el propósito de identificar los factores que subyacen a la dinámica del crédito, estimamos un modelo ARDL cointegrado. Este enfoque permite descomponer la contribución de diferentes determinantes a su comportamiento. En este marco, especificamos una ecuación de la siguiente forma:

$$\log(y_t) = \alpha + \sum_{i=h_1}^{H_1} \rho_i \log(y_{t-i}) + \sum_{i=h_2}^{H_2} \beta_{2,i} X_{2,t-i} + \dots + \sum_{i=h_n}^{H_n} \beta_{n,i} X_{n,t-i} + u_t$$

donde y es la variable de crédito en saldos reales, X_k son las variables de control.

Para las variables independientes utilizamos prácticamente las mismas que en el modelo SVAR descrito previamente, considerando adicionalmente un índice de movilidad de Google con el propósito de capturar el efecto sobre las actividades económicas asociado a la pandemia. Para la elección de los rezagos utilizamos la metodología de *stepwise backward elimination*; este método consiste en estimar el modelo con un número máximo de rezagos predefinido y de manera iterativa ir eliminando los rezagos que no cumplan con el criterio estadístico de significancia. En este caso, al ser datos mensuales y por consideraciones de contar con suficientes grados de libertad establecimos un máximo de 12 rezagos¹³

¹² Como se puede ver en la gráfica A.1 en el anexo, al observar el crédito como porcentaje del PIB, también se ve que éste se mantiene por debajo de su tendencia prepandemia.

¹³ Como ejercicio de robustez en lugar de establecer el máximo de rezagos como 12, se expandió a 16. Los rezagos seleccionados fueron prácticamente los mismos.



Cuadro 1. Efectos netos del modelo ARDL (suma de coeficientes)

	Crédito total	Empresas	Consumo
Holgura por componentes principales	0.219*	0.384*	0.151
Valor p	0.074	0.077	0.193
Tasa de política monetaria	-0.482**	-0.658***	-0.384**
Valor p	0.013	0.001	0.015
Disponibilidad neta de recursos de la Banca Múltiple	-0.001	-0.027***	-0.016
Valor p	0.893	0.001	0.161
Índice de morosidad del sector	-0.117	0.331	-0.558**
Valor p	0.505	0.1526	0.013
Índice de producción industrial de Estados Unidos	0.0446**	-0.0229	
Valor p	0.012	0.6216	
Masa salarial del IMSS			0.101
Valor p			0.976
Índice de movilidad de Google	0.419	4.496	3.699**
Valor p	0.818	0.123	0.014

Nota: el código de significancia estadística es 0.01***, 0.05**, 0.10*. El efecto neto corresponde a la suma de los rezagos seleccionados de cada variable. El valor p reportado corresponde a una prueba de Wald con la hipótesis nula de que la suma de coeficientes es igual a 0.

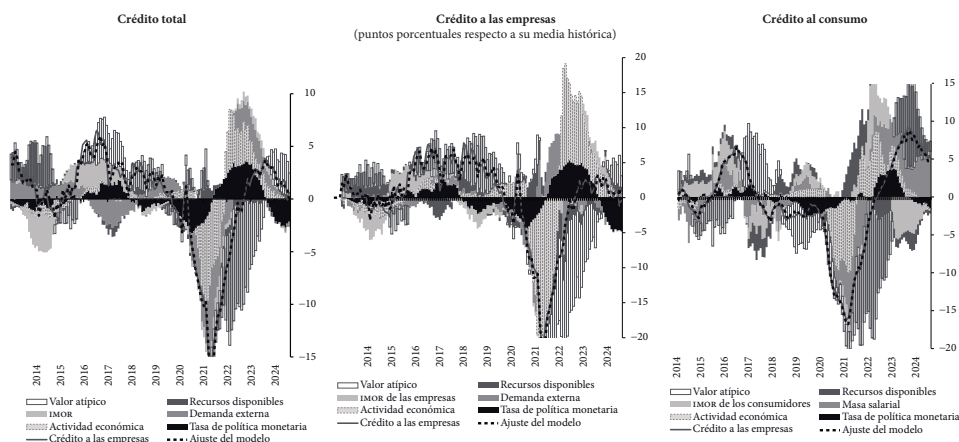
y, como criterio de significancia estadística mantuvimos aquellos rezagos que tuvieran un *p-value* menor que 10%. Para más detalles, véase Harrell (2015).

Con esta especificación, es posible obtener una descomposición histórica de los principales factores que explican la dinámica del crédito.¹⁴

¹⁴ De acuerdo con los resultados de la prueba de raíz unitaria de Phillips-Perron, todas las variables incluidas en los modelos ARDL (Total, Empresas y Consumo) son integradas de orden uno, I(1), con excepción de la holgura por componentes principales, que es un orden de integración menor. La mayoría de las variables fue incluida como el logaritmo natural de

La gráfica 3.2 presenta la desviación de la variación anual del crédito y de la contribución de sus determinantes respecto a su promedio histórico.¹⁵

Gráfica 3.2. Tasa real anual de la cartera de crédito vigente de la banca comercial con respecto a su media histórica (líneas sólidas) descompuesta en sus determinantes (áreas) con base en un modelo ARDL cointegrado



su nivel. Los residuos de los modelos ARDL son estacionarios. Esto es evidencia de que la combinación lineal de variables no estacionarias resulta en un proceso generador de datos estable, lo que podría indicar que las variables están cointegradas. Esto es consistente con el Banxico (2021b), donde se documenta una relación de cointegración entre el crédito y la actividad económica. Es relevante notar que, en los modelos anteriores, la tasa de política monetaria resulta no estacionaria bajo la prueba de Phillips-Perron tradicional. Sin embargo, dada la presencia de un punto de quiebre asociado al episodio inflacionario durante la pandemia de COVID-19, aplicamos la prueba de raíz unitaria con un punto quiebre. Los resultados indican que, al controlar por dicho cambio, la serie puede considerarse estacionaria con ruptura. Esta especificación es más adecuada para capturar la dinámica atípica de la economía durante el periodo mencionado.

¹⁵ Es importante precisar que para obtener las contribuciones de las diferentes variables se toma en cuenta que la especificación considera rezagos de la variable dependiente, de tal forma que para obtener las contribuciones implícitas se resuelve la estructura autorregresiva de manera iterativa. Al hacer este procedimiento, además de las contribuciones de los determinantes, la evolución del crédito también se explica por una estructura MA. Dicha estructura se incorpora como valor atípico en la gráfica 3.2. De esta forma, este modelo se aproxima a un modelo de Rezagos Distribuidos DL (∞). Para una explicación más detallada de la solución iterativa de los términos autorregresivos y cómo ello deriva en una estructura (MA), véase el Anexo.



Mostramos los resultados para los tres rubros de crédito utilizados en las secciones previas. En la gráfica 3.2, la contribución de la tasa de interés de política monetaria se muestra en color negro; al respecto, cabe destacar que, como lo sugiere la literatura, su efecto sobre el crédito opera con rezago. Es decir, los aumentos de la tasa de interés no se traducen de manera inmediata en una contribución negativa al crédito, sino que su impacto se refleja con algunos meses de rezago. En el caso de la cartera total y la destinada a empresas, la contribución de la tasa de interés comienza a disminuir hacia el cuarto trimestre de 2022 y se vuelve negativa hacia el tercer trimestre de 2023. En el caso del segmento de consumo, fue hacia el primer trimestre de 2023 que la aportación de la tasa de interés comenzó a descender y se volvió negativa hacia el cuarto trimestre de ese mismo año.

También exponemos en las gráficas que otros factores impulsaron la dinámica del crédito, entre ellos, el desempeño de la actividad económica, la demanda externa y la expansión de la masa salarial real. En los tres casos identificamos que, mientras la contribución de la tasa de interés comienza a descender e incluso se vuelve negativa, estos factores mencionados siguen contribuyendo de manera positiva al desempeño del crédito. Adicionalmente, destacamos que las contribuciones asociadas a la actividad económica y la demanda externa en los tres casos disminuyeron hacia el final del periodo estudiado, en línea con la desaceleración económica registrada en ese mismo lapso. En contraste, en el financiamiento al consumo se aprecia que la masa salarial continuó expandiéndose hacia el final de la muestra, aunque a un ritmo ligeramente menor en línea con los signos de enfriamiento en el mercado laboral. Esta evidencia sugiere que la dinámica del crédito al consumo se debilita en contextos en los cuales el empleo y la actividad económica presentan debilidad, como el entorno que caracteriza la última parte del periodo estudiado.

De los resultados presentados se desprende que, conforme a lo esperado, la tasa de interés de política monetaria incidió sobre la dinámica de crédito durante el periodo estudiado y que la expansión de éste se explicó en gran medida por la evolución de otros determinantes. Sin embargo, como el impacto de la tasa de interés de referencia opera con rezagos, al momento en el que se escribe el presente artículo, es razonable anticipar que, dados los niveles restrictivos en los que se mantuvo la postura monetaria, esta continúe incidiendo sobre la dinámica del crédito hacia





adelante. En este sentido, resulta fundamental monitorear la evolución de los factores que sostuvieron el dinamismo crediticio durante los años recientes, ya que una postura monetaria prolongadamente restrictiva podría debilitar el crédito y profundizar la desaceleración económica.

4. OBSERVACIONES FINALES

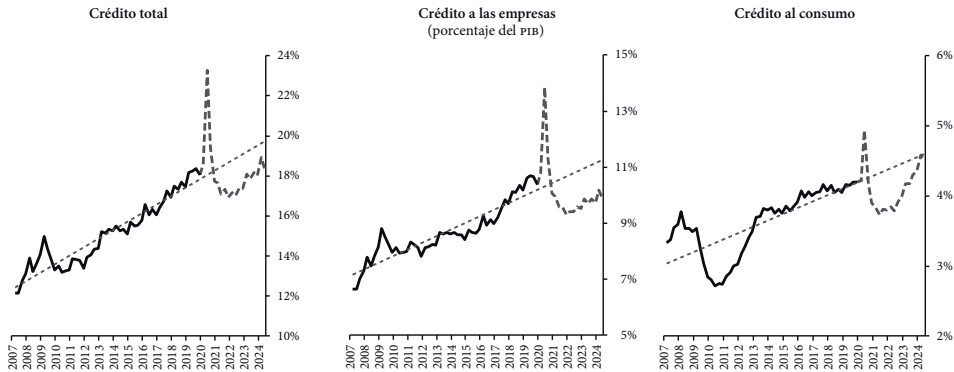
Los resultados sugieren que el efecto de la política monetaria y el crédito es diferenciado entre los distintos segmentos de financiamiento. En particular, mientras que el crédito a empresas parece estar más estrechamente vinculado a las condiciones de financiamiento bancario y a la oferta de crédito, el crédito al consumo podría responder de manera más directa a factores como el mercado laboral y el ingreso disponible. La coexistencia de una política monetaria restrictiva con una expansión del crédito durante el periodo estudiado podría llevar a cuestionar la efectividad del canal crediticio; sin embargo, esto no implica necesariamente su ausencia. Más bien, el dinamismo observado puede explicarse por la interacción de múltiples factores, incluyendo el crecimiento previo de la actividad económica, la fortaleza de la demanda externa y la expansión de la masa salarial real. Estos elementos habrían impulsado el crédito incluso en un entorno de tasas de interés elevadas, atenuando temporalmente el impacto de la política monetaria.

No obstante, dado que tanto la actividad económica como la demanda externa comenzaron a mostrar signos de desaceleración hacia finales del periodo estudiado, su efecto positivo sobre el crédito también comenzó a reducirse. Esto sugiere que, al momento en el que se escribe el presente artículo, el impacto de la política monetaria podría volverse más evidente hacia adelante, conforme se materialicen los rezagos esperados en su transmisión. En este sentido, el carácter no lineal y contracíclico del canal crediticio implica que, en un entorno de menor dinamismo económico, la restricción monetaria podría ejercer un efecto más pronunciado sobre la oferta de crédito. Estos hallazgos resaltan la importancia de considerar el estado agregado de la economía al evaluar la efectividad de la política monetaria. Para la toma de decisiones de política, esto implica que en la calibración de una restricción monetaria adecuada debe considerarse también la interacción de los canales de transmisión con aspectos sobre el estado agregado de la economía, tales como la fase del ciclo económico. ◀



ANEXO

Gráfica A.1. Crédito vigente de la banca comercial al sector privado como porcentaje del PIB



Nota: se incluye la tendencia lineal de 2007 a 2019 de cada razón de crédito.

Cuadro A.1. Coeficientes del modelo ARDL

	Crédito total			Crédito a las empresas			Crédito al consumo		
	Rezago	Estimado	Valor p	Rezago	Estimado	Valor p	Rezago	Estimado	Valor p
Holgura por componentes principales	5	0.230	0.000	5	0.342	0.000	0	0.116	0.022
	10	0.239	0.001	10	0.667	0.000	6	0.124	0.076
	12	-0.249	0.001	12	-0.625	0.001	7	-0.303	0.001
							8	0.366	0.000
							10	-0.153	0.011
Tasa de política monetaria	5	-1.416	0.005	6	-1.997	0.000	3	-0.972	0.023
	8	2.169	0.001	8	3.327	0.000	4	1.021	0.036
	9	-1.236	0.001	9	-1.988	0.000	5	-0.955	0.005
							8	0.431	0.079
							11	1.049	0.004
							12	-0.958	0.001
Disponibilidad de recursos de la Banca Comercial	5	0.023	0.000	0	0.029	0.012	0	-0.019	0.002
	8	-0.016	0.012	1	-0.022	0.045	5	0.014	0.013
	10	-0.017	0.037	5	0.029	0.002	7	0.015	0.008
				8	-0.037	0.000	10	-0.011	0.051
				10	-0.036	0.003	12	-0.014	0.009
				11	0.035	0.010			
				12	-0.024	0.037			



Cuadro A.1. Coeficientes del modelo ARDL (conclusión)

	Crédito total			Crédito a las empresas			Crédito al consumo		
	Rezago	Estimado	Valor p	Rezago	Estimado	Valor p	Rezago	Estimado	Valor p
Índice de morosidad del sector	5	-1.298	0.004	9	-1.525	0.001	0	-1.474	0.000
	6	1.120	0.023	10	1.856	0.000	1	1.243	0.002
	9	-1.877	0.000				3	-0.810	0.004
	10	2.805	0.000				5	0.710	0.000
	11	-0.867	0.046				9	-0.988	0.000
							10	1.102	0.000
							12	-0.340	0.004
Índice de producción industrial de Estados Unidos	0	-0.115	0.001	0	-0.242	0.000			
	1	0.160	0.000	1	0.265	0.000			
				10	-0.206	0.006			
				12	0.161	0.030			
Masa salarial del IMSS							0	0.165	0.000
							1	-0.102	0.001
							2	-0.054	0.064
							3	0.212	0.000
							4	-0.182	0.000
							5	0.121	0.003
							6	-0.100	0.001
							8	-0.085	0.001
							10	0.307	0.000
							11	-0.402	0.000
							12	0.220	0.000
Índice de movilidad de Google	0	7.342	0.002	0	15.242	0.000	11	3.699	0.014
	1	-6.923	0.003	1	-10.746	0.002			

Nota: se presenta la variable, los rezagos seleccionados, el estimado y el valor p del crédito vigente de la banca comercial al sector privado no financiero Total, a las Empresas y al Consumo.

Aproximación a un modelo DL(∞)

Para obtener una representación del modelo ARDL que contiene sólo los determinantes del crédito, se resolvió la estructura AR. Esto se ejemplifica a partir de una ecuación sencilla:





$$\begin{aligned}
y_t &= \rho y_{t-1} + \beta X_{t-1} + u_t \\
y_t &= \rho(y_{t-2} + \beta X_{t-2} + u_{t-1}) + \beta X_{t-1} + u_t \\
&\dots \\
y_t &= \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \beta X_{t-1-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i u_{t-i}
\end{aligned}$$

Así, y_t está definido sólo por la variable exógena X y por una estructura MA (con $y_0 = 0$). Como ya no está determinada por los rezagos de la dependiente, entonces esta representación es un modelo DL(∞). Sin embargo, por términos prácticos, la representación de la gráfica 3.2 es una aproximación, pues es el resultado de resolver iterativamente 12 veces la estructura AR, el residuo de esto se puede interpretar como un valor atípico. Lo anterior es una buena aproximación ya que, en un proceso estacionario, $\rho^i \rightarrow 0$ cuando $i \rightarrow \infty$.

REFERENCIAS

- Banco de México (2021a). Choques inflacionarios, anclaje de expectativas y política monetaria. *Informe trimestral, abril-junio 2021* (Recuadro 7, pp. 95-97). Banco de México. Disponible en: <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/informes-trimestrales/recuadros/%7B1C76907D-3C2A-9FE7-D99E-2366B5F1D8A8%7D.pdf>
- Banco de México (2021b). Determinantes del crédito de la banca comercial a las empresas. *Informe trimestral, julio-septiembre 2021* (Recuadro, pp. 67-71). Banco de México. Disponible en: <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/informes-trimestrales/%7BCBBD8C31-9CA6-885B-4C4F-5BAED9A4967E%7D.pdf>
- Bernanke, B.S., Gertler, M. y Gilchrist, S. (1999). The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. En: J.B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics* (Vol. 1, Part C, pp. 1341-1393). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)10034-X](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10034-X)
- Castillo Ponce, R.A. (2003). Restricciones de liquidez, canal de crédito y consumo en México. *Economía Mexicana*, Nueva Época, XII(1), 65-101.
- Chiguil-Rojas, A., Esquivel, G. y Leal, J. (2024). La transmisión de la política monetaria a través del crédito bancario en México. *El Trimestre Económico*, 91(363), 603-662. <https://doi.org/10.20430/ete.v91i363.2230>





- Cloyne, J., Jordà, Ò. y Taylor, A.M. (2023). *State-dependent Local Projections: Understanding Impulse Response Heterogeneity* [NBER Working Paper no. 30971]. National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w30971>
- De Bondt, G. (2000). *Financial Structure and Monetary Transmission in Europe*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/10.4337/9781782542759>
- Harrell, F.E. Jr. (2015). *Regression Modeling Strategies: With Applications to Linear Models, Logistic and Ordinal Regression, and Survival Analysis*. 2^a ed. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-19425-7>
- Ibarra, R. (2016). How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy in Mexico? *Applied Economics*, 48(36), 3462-3484. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1139680>
- Jordà, Ò. (2005). Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*, 95(1), 161-182. <https://doi.org/10.1257/0002828053828518>
- Jordà, Ò. y Taylor, A.M. (2024). *Local Projections* [NBER Working Paper no. 32822.] National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w32822>
- Martínez, L., Sánchez, O. y Werner, A. (2001). *Consideraciones sobre la conducción de la política monetaria y el mecanismo de transmisión en México* [Documento de investigación 2001-02]. Dirección General de Investigación Económica, Banco de México.
- Montiel Olea, J.L. y Plagborg-Møller, M. (2021). Local Projection Inference is Simpler and More Robust Than You Think. *Econometrica*, 89, 1789-1823. <https://doi.org/10.3982/ECTA18756>
- Plagborg-Møller, M. y Wolf, C.K. (2021). Local Projections and VARs Estimate the Same Impulse Responses. *Econometrica*, 89, 955-980. <https://doi.org/10.3982/ECTA17813>
- Sapriza, H. y Temesvary, J. (2024). Economic Activity and the Bank Credit Channel. *Journal of Banking & Finance*, 164, 107216. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2024.107216>
- Sidaoui, J.J. y Ramos-Francia, M. (2008). *The Monetary Transmission Mechanism in Mexico: Recent Developments* [BIS Papers no. 35, 363-394]. Bank for International Settlements. <https://www.bis.org/publ/bppdf/bispap35.htm>

