

ENSAYOS

Revista de Economía

Volumen XLII, número 1

enero de 2023

Artículos

Modelando crecimiento y rentabilidad empresarial de la industria de Coahuila

Vicente Germán-Soto, Alejandro Marines López

Un análisis de las actitudes, percepciones e intenciones que llevan a emprender en los países de la Alianza del Pacífico

José Gabriel Aguilar Barceló, Alejandro Mungaray Lagarda, Edgar Noel Severiano Quintana

Informalidad laboral, crecimiento económico y gasto público en México, 2005-2019

Rogelio Varela Llamas, Ricardo Rodolfo Retamoza Yocupicio

The importance of bank credit for the economic activity in Mexico: A manufacturing sector analysis

Rubén Chavarín Rodríguez, Aurea Tlatoa Chávez



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León

Facultad de Economía

Centro de Investigaciones Económicas



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León Rector

Dr. med. Santos Guzmán López

Secretario General

Dr. Juan Paura García

Secretario Académico

Dr. Jaime Arturo Castillo Elizondo

Secretario de Extensión y Cultura

Dr. José Javier Villarreal Álvarez Tostado

Director de Editorial Universitaria

Lic. Antonio Jesús Ramos Revillas

Directora de la Facultad de Economía

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

Director del Centro de Investigaciones Económicas

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Editor Responsable

Dr. Jorge Omar Moreno Treviño

Editores Asociados

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Dr. Daniel Flores Curiel

Dra. Cinthya Guadalupe Caamal Olvera

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

Consejo Editorial

Alejandro Castañeda Sabido (Comisión Federal de Competencia Económica, México)

Dov Chernichovsky (University of the Negev, Israel)

Richard Dale (University of Reading, Inglaterra)

Alfonso Flores Lagunes (Syracuse University, EUA)

Chinhui Juhn (University of Houston, EUA)

Timothy Kehoe (University of Minnesota, EUA)

Félix Muñoz García (Washington State University, EUA)

Salvador Navarro (University of Western Ontario, Canadá)

José Pagán (The New York Academy of Medicine, EUA)

Elisenda Paluzie (Universitat de Barcelona, España)

Leobardo Plata Pérez (Universidad Autónoma de San Luis Potosí, México)

Martín Puchet (Universidad Nacional Autónoma de México, México)

Patricia Reagan (Ohio State University, EUA)

Mark Rosenzweig (Yale University, EUA)

Ian Sheldon (Ohio State University, EUA)

Carlos Urzúa Macías († 2024) (Tecnológico de Monterrey, México)

Francisco Venegas Martínez (Instituto Politécnico Nacional, México)

Comité Editorial

Ernesto Aguayo Téllez, Lorenzo Blanco González (UANL, México)

Alejandro Ibarra Yúnez (Tecnológico de Monterrey, México)

Vicente Germán-Soto (Universidad Autónoma de Coahuila, México)

Raúl Ponce Rodríguez (Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, México)

Ignacio de Loyola Perrotini Hernández (Universidad Nacional Autónoma de México)

Edición de redacción, estilo y formato

Paola Beatriz Cárdenas Pech

Bricelda Bedoy Varela

Ensayos Revista de Economía, Vol. 42, No. 1, enero-junio 2023. Es una publicación semestral, editada por la Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía con la colaboración del Centro de Investigaciones Económicas. Domicilio de la publicación: Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930. Tel. +52 (81) 8329 4150 Ext. 2463 Fax. +52 (81) 8342 2897. Editor Responsable: Jorge Omar Moreno Treviño. Reserva de derechos al uso exclusivo No. 04-2009-061215024200-102, ISSN 1870-221X, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Licitud de Título y Contenido No. 14910, otorgado por la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Registro de marca ante el Instituto Mexicano de la Propiedad Industrial: 1182771. Impresa por: Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Centro, C.P. 64000, Monterrey, Nuevo León, México. Fecha de terminación de impresión: 1 de enero de 2023. Tiraje: 30 ejemplares. Distribuido por: Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía, Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930.

Las opiniones y contenidos expresados en los artículos son responsabilidad exclusiva de los autores.

Índice

<i>Modelando crecimiento y rentabilidad empresarial de la industria de Coahuila</i>	1
Vicente Germán-Soto, Alejandro Marines López	
<i>Un análisis de las actitudes, percepciones e intenciones que llevan a emprender en los países de la Alianza del Pacífico</i>	33
José Gabriel Aguilar Barceló, Alejandro Mungaray Lagarda, Edgar Noel Severiano Quintana	
<i>Informalidad laboral, crecimiento económico y gasto público en México, 2005-2019</i>	57
Rogelio Varela Llamas, Ricardo Rodolfo Retamoza Yocupicio	
<i>The importance of bank credit for the economic activity in Mexico: A manufacturing sector analysis</i>	83
Rubén Chavarín Rodríguez, Aurea Tlatoa Chávez	

Modelando crecimiento y rentabilidad empresarial de la industria de Coahuila

Modeling Business Growth and Profitability in the Coahuila Industry

Vicente Germán-Soto*, Alejandro Marines López**

Información del artículo

Recibido:
29 Julio 2021

Aceptado:
06 Enero 2023

Clasificación JEL: C33,
L25, L60, M21.

Palabras clave:
rentabilidad, crecimiento
empresarial,
manufacturas, panel
dinámico.

Resumen

Se analiza la relación crecimiento-rentabilidad de la manufactura de Coahuila, México, durante 1993-2018. La actividad empresarial es uno de los motores generadores de empleo que suele estar subordinada a la rentabilidad. Las teorías empresariales desacuerdan sobre impacto y causalidad: el crecimiento fomenta la rentabilidad (visión clásica), la rentabilidad genera crecimiento (evolutiva) o domina un vínculo negativo (hipótesis gerencial) que puede ser bidireccional. Métodos de paneles dinámicos no lineales y regresiones *piecewise* estiman impactos positivos que van de rentabilidad a crecimiento, pero se reducen después de alcanzar un valor umbral. El análisis está delimitado por la agregación sectorial, pero los hallazgos son intuitivos y contribuyen al entendimiento de la dinámica empresarial. Se concluye que las oportunidades de ganancia crean economías de escala que estimulan la ampliación de la planta productiva, pero se requieren condiciones macroeconómicas que incentiven la inversión privada y aminoren las restricciones de mercado.

* Universidad Autónoma de Coahuila, vicentegerman@uadec.edu.mx,
<http://orcid.org/0000-0001-5844-1296>.

** Universidad Autónoma de Coahuila, a.marines@uadec.edu.mx.

Article information	Abstract
<p>Received: 29 July 2021</p> <p>Accepted: 06 January 2023</p>	<p>The manufacturing business growth-profitability relationship is analyzed for Coahuila, Mexico, during 1993-2018. Business activity is one of the engines generating employment usually subordinate to the level of profitability. Entrepreneurial theories disagree on impact and causality: business growth promotes profitability (classical view), profitability generates business growth (evolutionary), or domains a negative link (managerial hypothesis) that can be bidirectional. Nonlinear dynamic panel methods and piecewise regressions estimate positive impacts ranging from profitability to business growth, but they diminish after to reach a threshold value. The analysis is delimited by the sectoral aggregation, but findings are intuitive and contribute to the understanding of the business dynamic. It is concluded that opportunities of gains create scale economies that stimulate the expansion of the productive plant, however, macroeconomic conditions are required to encourage the private investment and to reduce the market restrictions.</p>
<p>JEL Classification: C33, L25, L60, M21.</p>	
<p>Keywords: profitability, business growth, manufacturing, dynamic panel data.</p>	

Introducción

La relación postulada desde la teoría entre crecimiento y rentabilidad empresarial se explora en este trabajo, en el contexto de las unidades productoras agregadas de la industria manufacturera de Coahuila. El ejercicio es conducido a nivel rama de los censos económicos del periodo 1993-2018.

Las actividades productivas resultan de la interacción de tres elementos básicos: gobierno, empresas y sociedad. La empresa es agente fundamental porque al generar empleos contribuye también al crecimiento y se constituye en componente principal de los ingresos públicos del gobierno al pagar los empleadores los impuestos generados por la actividad realizada. Por tanto, la acción empresarial es pieza clave de la maquinaria económica, motivo por el cual es imperativo estudiar la dinámica crecimiento-rentabilidad no solo en el nivel empresarial sino también desde la perspectiva de sectores o ramas de una industria.

El desempeño de la empresa, y los grupos de empresas conformados en ramas y subsectores, conforma un proceso de interacciones constantes entre rentabilidad y crecimiento. La empresa necesita ser rentable para sobrevivir y crecer, pero aumentar los beneficios requiere, a su vez, ampliar la planta productiva mediante la contratación adicional de factores productivos como trabajo, capital y tecnología. Si hay rentabilidad, existe entonces capital para invertir, mejorar la tecnología

de producción, crear nuevos empleos y estimular el crecimiento económico. Las empresas reaccionan ampliando la planta productiva siempre y cuando se reúnan las condiciones de rentabilidad, lo que impulsa el crecimiento; por el contrario, si no existe un ambiente de rentabilidad, las entidades productoras tampoco buscan objetivos de ampliación, lo que inhibe el crecimiento regional. La acción empresarial, entonces, es decisiva en la dinámica productiva de cualquier región, promueve empleos remunerados si las ganancias llevan a mayor crecimiento, si el crecimiento permite elevar las ganancias o si hay efectos en ambas direcciones. De aquí que resulta crucial entender la dirección de los efectos entre crecimiento y rentabilidad y saber si esta relación es diferente entre las grandes empresas. En lo que se refiere a la región de estudio, resulta necesario plantearse: ¿cómo será el nexo crecimiento-rentabilidad? ¿El crecimiento causa rentabilidad o, a la inversa, la rentabilidad causa crecimiento? ¿Será diferente el resultado en las unidades productoras de mayor tamaño?

Las teorías de la economía empresarial se pueden agrupar en función de la posición que tienen en cuanto a crecimiento-rentabilidad. Desde una perspectiva clásica, el crecimiento impulsa la rentabilidad (Cowling, 2004; Lee, 2014; Federico y Capelleras, 2015), para la hipótesis evolutiva es a la inversa, la rentabilidad lleva a mayor crecimiento (Goddard, Molyneux y Wilson, 2004; Jang y Park, 2011; Çoban, 2014; Davidsson, Steffens y Fitzsimmons, 2009) y para las gerenciales, la relación es negativa (Jang y Park, 2011; Lee, 2014). Adicionalmente, puede haber bidireccionalidad en la relación. En cualquier caso, predomina la visión de que las empresas necesitan de los beneficios para estar productivamente activas, pero también requieren de los ingresos suficientes para ampliar las instalaciones, lo que elevaría el nivel de empleo regional. Así, rentabilidad y crecimiento se fusionan para moldear el desempeño económico de una región o país, crear condiciones de aglomeración e incentivar la propagación de rendimientos crecientes que llevan, finalmente, a la formación de economías de escala. Bajo estas premisas, ¿cómo será la dinámica productiva en la industria manufacturera de Coahuila?

Tener respuestas empíricas no es una tarea sencilla, en la medida que se necesita una perspectiva temporal para captar la tendencia subrayada por la evolución del tejido empresarial, así como entender las implicaciones ejercidas desde las diferencias de tamaño entre las plantas productivas. Una alternativa es conducir el estudio a nivel empresa, pero se requieren datos específicos de una gran cantidad de corporaciones sobre rentabilidad, ganancias, inversiones y empleo cubriendo, además, un

periodo suficientemente largo. Esta clase de información solo se halla en los registros contables de las empresas, datos que son difíciles de obtener y organizar. Otra posibilidad es abordar el problema planteado desde contextos agregados, como el nivel rama o clase de la actividad económica, que es posible sistematizar desde los registros de la actividad productiva, publicados en los censos económicos de cada cinco años. Aunque en este caso, la información en su formato original, como sucede con los estudios económicos, no está lista para hacer inferencia. Se requiere algún trabajo de comparabilidad temporal de los flujos monetarios, reclasificación de algunas actividades para atender cambios metodológicos, entre otros. En este nivel, también se carece de una medida directa de rentabilidad, por lo que debe buscarse alguna medida adecuada.

Este trabajo contribuye con la literatura proponiendo un índice de rentabilidad para contextos agregados, como el sectorial, basado en la relación entre ingresos totales y activos fijos. De esta forma, se puede examinar la capacidad de una entidad productiva para generar beneficios en función de las inversiones realizadas. Por tanto, es una alternativa atractiva ante la carencia de estadísticas contables más directas como, por ejemplo, el rendimiento sobre activos (roa).

La hipótesis de investigación principal considera que en el sector manufacturero coahuilense el incentivo para realizar inversiones es la obtención de ganancias, es decir, las decisiones de ampliar la planta productiva y la consecuente generación de empleos, que dependen de que existan condiciones de rentabilidad. En términos formales, la rentabilidad afecta positivamente al crecimiento empresarial. Sin un margen adecuado de beneficios, las empresas observarían que las inversiones se realizan con algún riesgo, por lo que no buscarían objetivos de ampliación, desfavoreciendo el crecimiento regional. En cambio, si los niveles de beneficio son elevados habrá condiciones para invertir, aprovechar ese nicho de mercado y crecer. Esta hipótesis también se somete a prueba en función del tamaño de las unidades productoras. En línea con la teoría, se argumenta que a medida que las empresas crecen y aumentan su tamaño, el vínculo crecimiento-rentabilidad podría cambiar de magnitud y dirección, es decir, es posible que tenga lugar una relación no lineal. En etapas tempranas o iniciales de la actividad empresarial, la empresa es menos solvente como para pensar en invertir y crecer, por lo que la prioridad es ser rentable. Sin embargo, esta situación cambia cuando la rentabilidad llega a cierto nivel y crea condiciones para el crecimiento. En este caso, la empresa usa los beneficios para ampliar la planta productiva y crecer. Este crecimiento, a su vez, eleva los beneficios y la dinámica rentabilidad-crecimiento puede ir alternando, dependiendo de la

estructura productiva. Hay varios escenarios posibles. Si la relación inicial es negativa y pasa a positiva significa que la actividad económica necesita un proceso de consolidación para obtener los beneficios suficientes que permitan pensar en crecer. En las primeras etapas de una empresa podría haber beneficios, pero no se pensaría en invertir sino hasta alcanzar cierto grado de madurez que dé certidumbre, por tanto, no habría efectos crecimiento derivados de cambios en la rentabilidad. Si la relación inicialmente es positiva y se vuelve negativa, entonces la actividad se encuentra en una fase en la que se agotan los rendimientos crecientes, por lo que pensar en crecer sería contraproducente. Bajo esta premisa, si el mercado es muy restringido las empresas reaccionan reduciendo su tamaño para elevar los beneficios (o reducir los costos), no tiene sentido crecer pues la limitación del mercado impide realizar nuevas inversiones.

En cambio, si después de cierto desarrollo se refuerza el signo positivo, entonces el empresariado, visto desde la composición sectorial, se encuentra en un proceso en el que aún dominan los rendimientos crecientes. Para aprovechar ese potencial nicho de mercado las empresas abren nuevas plantas, lo que aumenta el empleo de los factores productivos, por lo que este escenario de rentabilidad incide positivamente en el crecimiento empresarial. Finalmente, si la relación es negativa y no cambia de signo, entonces la evidencia favorece la hipótesis gerencial. Los empresarios están más interesados en cumplir objetivos de la mesa directiva favoreciendo proyectos que dejan de lado el crecimiento.

Por ejemplo, se puede estar más interesado en mejorar la imagen de la empresa invirtiendo en proyectos socialmente responsables que consumen parte de los beneficios que, de otra manera, podrían haber impulsado el crecimiento empresarial. Tener evidencia empírica sobre estas hipótesis es fundamental para entender el funcionamiento del sector productivo, lo que a su vez ayuda en la definición de acciones gubernamentales, que buscan promover la generación de ingresos y empleos en la región.

Para probar estas hipótesis se consideran métodos de regresión dinámicos, tanto lineales como no lineales (cuadrático y por tramos), desde los cuales se puede estimar el efecto de la rentabilidad sobre el crecimiento empresarial. Con la idea de no hacer que el valor umbral dependa de solamente un criterio, en las regresiones por tramos se usa la mediana de tres numerarios alternativos: rentabilidad, empleo y ventas netas.

Junto a estas ideas introductorias, el trabajo se desarrolla en cuatro secciones. En la sección uno se discuten las posiciones teóricas y empíricas sobre crecimiento-rentabilidad, en la dos se analizan las características de la economía de Coahuila y de la base de datos, en la tres se describe la metodología de estimación y la cuatro es sobre los resultados. Finalmente, se comentan las conclusiones.

1. El dilema crecimiento-rentabilidad: enfoques teóricos y evidencia empírica

1.1. Argumentos teóricos

Los agentes empresariales se enfrentan a decisiones complicadas sobre si deben priorizar la rentabilidad antes que ampliar la planta productiva o perseguir objetivos de crecimiento a cambio de sacrificar rentabilidad. En esta disyuntiva prevalecen al menos dos enfoques con posiciones diferentes. Para el enfoque clásico, las empresas utilizan el crecimiento para maximizar el beneficio. Desde esta perspectiva se asume que toda conducta empresarial se rige por la búsqueda de la maximización de beneficios, por tanto, las empresas buscan crecer para aprovechar el nicho de mercado que permita potenciar los beneficios (Davidsson, Steffens y Fitzsimmons, 2009 y Nicholson y Snyder, 2017), por lo que crecimiento y rentabilidad se funden en una relación causal que va de la primera a la segunda.

Para el enfoque evolucionista, las empresas no se fijan objetivos de maximización del beneficio porque existen otros factores que deben ser atendidos, por ejemplo, el riesgo y la incertidumbre macroeconómica que llegan a ser visibles a través de la rentabilidad. En este caso, son los cambios en la rentabilidad los que impulsan el crecimiento. Es decir, la empresa primero debe de ser rentable para poder crecer, aunque también se admite que la relación puede cambiar dependiendo del nivel de madurez en la relación.

En este proceso, el crecimiento puede llevar a sacrificar ganancias, así como también puede elevarlas, dando lugar a la existencia de un ciclo: para aumentar la rentabilidad podría ser necesario sacrificar crecimiento, pero dejar de crecer causaría una caída de la rentabilidad (Lee, 2014). Aunque hay sinergias favorables como mayor rentabilidad, economías de escala, experiencia, aprendizaje, entre otros (Davidsson, Steffens y Fitzsimmons, 2009). A medida que las empresas crecen y se va reduciendo su costo medio, se logran reducir los precios y así, también, se desplaza a los competidores del mercado (Peneder, 2008). El análisis podría

extenderse en varias direcciones. Por ejemplo, hacia la consecuente concentración del mercado, a prácticas de corte monopolista o a la revisión de la conducta empresarial a medida que cambia la estructura de mercado en la que compiten.

Para otras posiciones teóricas como la evolucionista, la causa del crecimiento empresarial se encuentra en la rentabilidad (Coad, 2007; Jang y Park, 2011). Esta teoría trata al sistema empresarial como un proceso natural, ya que muchos aspectos son análogos o equiparables (Coad, 2007). Al igual que sucede con la evolución de las especies, predomina una forma de “selección natural” en la que las firmas más rentables o dinámicas crecen y sobreviven, mientras las menos adaptables pierden su participación en el mercado y perecen a través de este mecanismo de selección. Así, la rentabilidad refleja el grado de adaptabilidad o salud de las empresas, por lo que es posible predecir su crecimiento o posición en sus respectivas industrias o mercados (Coban, 2014).

Para esta corriente, la supervivencia de las empresas no sucede a través de perseguir objetivos de maximización de beneficios, debido principalmente a la incertidumbre que caracteriza a los mercados. Por tanto, la adaptación y el comportamiento pueden estar más identificados con crecimiento y supervivencia empresarial que criterios racionales como la maximización de beneficios. La consideración del factor riesgo y el hecho de que los agentes pueden influir en el mercado, representan las piezas centrales de este enfoque.

Algunos otros enfoques relacionados, como la tesis de la jerarquía financiera, popularizada en Myers y Majluf (1984), establece que la financiación de las empresas sigue un determinado orden en función de los resultados del crecimiento. Las necesidades financieras se cubren primero con fondos propios, posteriormente se contrata deuda a medida que se va requiriendo capital, para los proyectos de crecimiento y, finalmente, se crea capital a través de la emisión de acciones, cuando la contratación de deuda deja de ser viable. Para este enfoque, los beneficios son la fuente del crecimiento, pero el financiamiento tiene un papel fundamental. Los corporativos más grandes tienen mayor acceso a ofertas crediticias, ya que también manejan mayores cantidades de dinero. El mayor financiamiento eleva los beneficios porque permite ampliar la planta productiva, lo que favorece el crecimiento y mejora las expectativas sobre el contexto macroeconómico.

Otro concepto teórico es el denominado enfoque de los recursos empresariales. Este argumento se basa en la dependencia que tiene el crecimiento sobre el nivel de recursos con que cuenta una empresa. Para Teece y Pisano (1994) y Teece, Pisano y Shuen (1997), tanto el crecimiento de largo como el de corto plazo de las empresas se explican a través de la combinación y uso de recursos internos y externos. Además, en este proceso influye la capacidad de interacción y adaptación (Guo, Wei, Zhang, Liu y Wang (2020).

En este debate, destaca también la idea de un proceso de crecimiento aleatorio (ley de Gibrat), en el que el crecimiento depende directamente del tamaño de la empresa en una forma en la que lleva al desempeño de las empresas hacia la mediana del crecimiento, por lo que las entidades relativamente más pequeñas crecen más rápido (Coban, 2014; Distante, Petrella y Santoro, 2018; Fiala y Hedija, 2019; Bartoloni, Baussola y Bagnato, 2020), de esta forma puede haber convergencia en el largo plazo (Roper, 1999; Mundt, Milakovic y Alfarano, 2014; Daza 2015 y 2016; Opstad, Idsø y Valenta, 2022). De acuerdo con los resultados empíricos de la ley de Gibrat, el tamaño incide en la varianza de los procesos de crecimiento, pero no en su media (Cordoba, 2008), aunque es necesario revisar los efectos de largo plazo y cómo difiere entre pequeñas y grandes empresas (Bartoloni, Baussola y Bagnato, 2020 y Bojneca y Fertó, 2020).

El modelo de aprendizaje pasivo predice que el crecimiento anual de las empresas depende de la precisión con la que sus administradores predicen los precios de los bienes producidos. De esta forma, la rentabilidad empresarial depende de la eficiencia. Si una planta productiva observa que es eficiente, crece y sobrevive. Por otra parte, si algún ente corporativo obtiene constantemente información negativa del mercado, este declina y termina por abandonarlo (Coban, 2014).

La escuela gerencial vincula la rentabilidad con otro tipo de variables, como la concentración empresarial y la práctica gerencial (Cowling, 2004). La estructura organizacional es la clave diferenciadora entre las corporaciones más y menos rentables en Distante, Petrella y Santoro (2018). Además, de acuerdo con sus resultados, las empresas de mayor tamaño tienen estructuras organizacionales-jerárquicas de elevada calidad, y registran mayor rentabilidad que las firmas de menor tamaño y de estructuras organizacionales-jerárquicas de baja calidad.

Diferentemente, para la ley del efecto proporcional si el crecimiento no está correlacionado con tamaño se seguirá un patrón aleatorio (Jang y

Park, 2011; Derbyshire y Garnsey, 2014; Coad, Frankish, Roberts y Storey, 2015).

1.2. Revisión de estudios y principales hallazgos

Dentro del enfoque gerencial, Cowling (2004) estima los efectos de la organización interna de las empresas en la rentabilidad y encuentra efectos entre el tamaño de la industria y la rentabilidad, en especial en la construcción y en sectores con ventas al por mayor. La evidencia sugiere un proceso de “causalidad acumulativa”, es decir, el crecimiento genera rentabilidad y esta, a su vez, genera crecimiento futuro.

De acuerdo con Coad (2007) no siempre es la firma más adaptada, o la que se encuentra en mejores condiciones financieras, la que tiende a crecer más que su competencia u homólogos. En este proceso, también se observa influencia del crecimiento pasado, en el subsecuente nivel de rentabilidad.

Goddard, Travakoli y Wilson (2009) analizan una muestra de empresas de 11 países europeos. Los resultados confirman la hipótesis sobre una menor variación sistemática y mayor aleatoriedad en el crecimiento, que en la rentabilidad.

Desde el enfoque basado en recursos empresariales, Davidsson, Steffens y Fitzsimmons (2009) demuestran que el crecimiento generalmente comienza cuando se alcanzan niveles suficientes de rentabilidad, lo que llevaría a explorar si la relación cambia en algún valor umbral. La evidencia empírica sugiere que pensar en rentabilidad, antes que en crecimiento, es una estrategia más efectiva para alcanzar un desempeño empresarial exitoso. En este sentido, el crecimiento es visto como un reflejo del éxito de la firma.

Sobre el comportamiento de 34 bancos desde datos trimestrales entre 2000 y 2009, Chang, Nieh y Peng (2011) destacan una relación negativa entre tamaño y rentabilidad, aunque no ocurre lo mismo en todos los niveles de tamaño de los activos. Los bancos pequeños cuentan con ventajas derivadas de las economías de escala, mientras que hay una relación positiva entre el tamaño de los activos bancarios y la rentabilidad de la banca “no tradicional”.

La evidencia sobre la ley proporcional reportada para el sector restaurantero por Jang y Park (2011), concluye que los restaurantes

rentables pueden crecer, pero a cambio de una disminución de los beneficios. Es decir, si la industria de alimentos preparados se enfoca solamente en el crecimiento, su desempeño en el largo plazo puede verse comprometido. En cualquier caso, también hay efectos positivos (contemporáneos y rezagados) en los beneficios, reduciendo los costos que son posibles de lograr a partir de mejoras en el crecimiento.

En el sector bancario mexicano la rentabilidad se ve mayormente explicada a través de condiciones estructurales, ya que el desempeño de los bancos mejora a través de la mayor participación en el mercado (Garza-García, 2012). En la banca comercial sueca, también domina la hipótesis clásica de una relación positiva que va de crecimiento a rentabilidad (Öhman y Yazdanfar, 2018), entre los principales determinantes están la rentabilidad rezagada y un adecuado nivel de capital bancario.

Para Nahm y Vu (2013), la base del crecimiento es el progreso tecnológico, en un ambiente donde la eficiencia de escala contribuye negativamente al crecimiento de la productividad de una muestra de bancos en Vietnam. Para promover el crecimiento de la productividad, los bancos nacionales deben manejar su escala de operación, mientras que la banca extranjera necesita ampliar la escala con la apertura de oficinas y nuevos puntos de transacción.

En cuanto a la teoría evolucionista, Delmar, McKelvie y Wennberg (2013) abordan un conjunto de empresas suecas con datos del periodo 1995-2002, para sustentar la idea de que las nuevas firmas enfrentan incertidumbre y presiones de la competencia. El crecimiento es modelado como un proceso donde el desempeño pasado retroalimenta la escala operativa de las empresas. Los hallazgos sugieren que la rentabilidad estimula el crecimiento de las ventas, además de que ayuda a moderar las presiones originadas desde la competencia.

La rentabilidad afecta negativamente al crecimiento en la muestra de 606 empresas surcoreanas analizadas en Lee (2014), durante 1999-2008, aunque también se crean efectos positivos del crecimiento sobre la rentabilidad, en una especie de causalidad bidireccional. El crecimiento se explica de manera diferente entre empresas grandes y pequeñas en los resultados de Lee (2014), ya que por lo regular las grandes empresas acceden a mejores estrategias para crecer y aunque las pequeñas y medianas pueden crecer con facilidad no necesariamente se debe a la rentabilidad.

En Coban (2014), la relación beneficios/rentabilidad y crecimiento es positiva y significativa, y el impacto de la primera sobre la segunda es más fuerte que a la inversa, contradiciendo el argumento de una relación negativa. Los resultados subrayan que no existe relación estadísticamente significativa entre rentabilidad pasada y crecimiento actual.

Daza (2015) se apoya en la ley del efecto proporcional para aproximar el comportamiento del crecimiento de las empresas a una distribución logarítmico-normal. Entre los resultados, las empresas de mayor tamaño registraron también crecimiento más alto, rechazando esta ley. Además, el crecimiento se explica por factores estructurales de mercado, o tamaño de las empresas, en lugar de factores empresariales como la eficiencia o la rentabilidad.

Como parte de la evidencia sobre la teoría gerencial, Yoo y Kim (2015) encuentran que la industria de la construcción surcoreana se halla caracterizada por retornos dinámicos crecientes, en la que el crecimiento mejora ambos, productividad y rentabilidad. Si se prioriza la segunda, entonces las empresas decrecen, por lo que sugieren que debe mantenerse un balance de objetivos. Esta industria se ha caracterizado, en general, por favorecer estrategias gerenciales dirigidas a la obtención de mayor rentabilidad en respuesta a los shocks macroeconómicos, lo que implica descuidar metas de crecimiento.

Abedin (2017) examina la rentabilidad de 56 bancos de Bangladesh entre 1972 y 2013 desde variables como eficiencia y rentabilidad y concluye que ambos indicadores contribuyen al crecimiento, aunque la eficiencia pierde significatividad en el largo plazo, sugiriendo la formación de tramos en la relación.

En cuanto al enfoque del ciclo de vida, Coad, Cowling y Siepel (2017) se proponen comprender la coexistencia de diferentes dinámicas de crecimiento a partir de la distinción entre empresas tradicionales y de alto rendimiento. Los resultados empíricos concluyen que el crecimiento del empleo impulsa los beneficios y solo después ocurre un aumento de los activos. La función empresarial es consistente con esta visión del ciclo de vida, ya que la relación rentabilidad-crecimiento suele presentar una reversión a la media (Vorst y Yohn, 2018).

La crisis global de 2008 modificó las dinámicas de crecimiento de un conjunto de empresas españolas en Fuertes-Callén y Cuellar-Fernández (2019), principalmente entre las empresas pequeñas y jóvenes. Se

concluye que la rentabilidad tiene un efecto positivo en el crecimiento, en ambientes que promueven la inversión.

Faizulayev, Bektas e Ismail (2020) concluyen que en el crecimiento de 321 bancos musulmanes hay una relación más significativa en la banca convencional, y que las condiciones políticas estimulan el mercado, lo que incide en la rentabilidad bancaria.

Como se ve, la evidencia es variada y puede cambiar dependiendo del contexto de análisis, no parece existir consenso sobre dirección y magnitud, y la relación crecimiento-rentabilidad tiende a cambiar después de determinado nivel. Además, el vínculo difiere según el tamaño de las empresas y parecen existir efectos rezagados.

2. La región de Coahuila: desempeño reciente, características económicas y análisis de los datos

2.1. Desempeño y características económicas

Coahuila es uno de los 32 estados del sistema federal mexicano y ha sido un lugar atractivo para la localización de empresas transnacionales de diversos giros como Mabe (productora de electrodomésticos), Kimberly-Clark (productos de higiene personal para restaurantes, hospitales, hoteles, entre otros), Holcim (cemento para la construcción), John Deere (maquinaria pesada), Altos Hornos de México (fundición y acero), Basf (pinturas), además de una gran cantidad de empresas textiles, comerciales y de servicios. De tal forma que la base económica del estado es manufacturera, en esencia, un sector altamente identificado con la generación de empleos formales y remunerados, demandante a su vez de trabajo calificado y especializado.

No es fortuito, por tanto, que Coahuila posea una tasa de alfabetización de las más elevadas del país, cercana al 98%, solo superado por Ciudad de México y Nuevo León, lo que se refleja en la más baja incidencia de mortalidad infantil que hay entre los estados mexicanos y, también en uno de los más altos índices de esperanza de vida (INEGI, 2020). La cualidad generadora de empleos que caracteriza a las industrias manufactureras, junto a la atracción de inversiones foráneas y de capital humano, ha significado para Coahuila tener una economía sólida en comparación con el resto de las entidades federativas, como se refleja en el resumen de indicadores de la tabla 1. En varios aspectos, Coahuila califica entre los primeros cinco lugares. Destaca, por ejemplo, como la entidad con menor informalidad laboral y la economía regional de mayor cobertura de sectores de alto rendimiento. También sobresale en la recepción de IED

per cápita y por tener los menores niveles de pobreza, para ambos, en el segundo lugar. En cuanto a exportaciones y población alfabetizada, califica en el tercer lugar.

Tabla 1
Desempeño reciente de la economía de Coahuila y posición en nivel estatal.

Indicador	Valor promedio	Posición (de 32 estados)
Esperanza de vida	76.49	7
% de población alfabetizada	97.99	3
Años de escolaridad promedio	10.15	5
Ingreso real per cápita (en pesos)	25,630.00	5
Sectores de alto rendimiento (% del PIB)	68.91	2
Diversificación de la economía (número de actividades diferentes)	815	9
IED <i>per cápita</i> (dólares promedio de 3 últimos años)	2.98	2
Exportaciones (% del PIB)	93.74	3
Informalidad laboral (% de la PEA)	35.92	1
Índice de apertura de empresas (escala 0-100)	84.28	23
Pobreza (Índice de Coneval)	22.48	2
Carga de deuda (deuda/PIB)	4.79	28

Fuente: elaboración propia con datos de INEGI e IMCO.

Sin embargo, como sucede casi siempre, la fortaleza es a la vez la principal debilidad. El perfil industrial hace que Coahuila sea altamente dependiente y vulnerable a los vaivenes del sector externo y a las características inherentes a un modelo de producción, abierto al exterior con mayor competencia externa. Para sobrevivir en estos ambientes, las empresas deben soportar presiones competitivas en cuanto a eficiencia productiva, salarial, movimientos en el tipo de cambio, valor agregado, entre otras. Además, consolidar la economía no ha sido sin algún costo. Por ejemplo, la entidad ha tenido que lidiar con una de las cargas de deuda estatal más elevadas y un renglón aún pendiente es la simplificación administrativa para abrir nuevas empresas. En ambos rubros queda en los últimos lugares.

De acuerdo con este análisis, el tejido empresarial es fundamental para la economía coahuilense, por lo que debe incidir en el crecimiento de la

región. Es imprescindible, por tanto, profundizar en las condiciones estructurales y productivas del empresariado.

2.2. Base de datos: exploraciones desde la estadística descriptiva

Los datos básicos se obtienen de los censos económicos de INEGI (varios años); durante 1993-2018: personal ocupado total, ingresos totales, activos fijos, formación bruta de capital fijo, gastos y ventas netas. Con esa información se construyeron los índices requeridos para la investigación: el coeficiente de rentabilidad (calculado como la razón ingresos totales a activos fijos), las tasas de crecimiento de las ventas netas (generado como diferencia entre ingresos y gastos de los bienes manufacturados) y el empleo (personal ocupado promedio), tamaño de sector (como logaritmo de activos fijos), inversiones nuevas (logaritmo de la formación bruta de capital fijo) y costos (medido como la relación de gastos a valor de los productos elaborados). Los últimos tres parámetros, aparte de que se relacionan con crecimiento, buscan controlar por diferencias estructurales entre las unidades agregadas.¹

La literatura considera varias formas de medir la rentabilidad cuando se tienen datos en el nivel empresa: el rendimiento sobre activos (ROA), el rendimiento sobre activos propios (ROE), el valor de libros, el margen de beneficios, entre otros. Cualquiera de estas medidas puede ser ventajosa como indicador de rentabilidad, pero al tratar con sectores o ramas de la actividad se dificulta contar con esos valores, ya que proceden de los libros de contabilidad. Sin embargo, al ser medidas contables, no logran reflejar adecuadamente la rentabilidad económica de la empresa, ya que esas cifras no están ajustadas por riesgo e incertidumbre (Hawawini, Subramanian y Verdin, 2003).

Para generar una medida de rentabilidad, ésta debe reflejar eficiencia y desempeño; es decir, ser una señal de qué tan bien está funcionando una empresa. ROA y ROE ponderan los beneficios en relación con los activos que posee la empresa, cuanto más elevados más eficiente es para producir, y valores más elevados solo tienen lugar desde dos posibles fuentes. Una es cuando el numerador crece más que el denominador, lo que significa que la empresa obtiene más beneficios en relación con el total de sus activos. La otra fuente se forma cuando el denominador disminuye su valor. Sin embargo, ambos efectos podrían también estar

¹ Las variables monetarias como ingresos, ventas, costos, etc., se deflactaron con el índice nacional de precios al productor, mientras que en las variables de inversión se usó el índice de precios implícitos de la formación bruta de capital fijo nacional (ambos a precios constantes de 2013). A falta de deflatores para la región, el índice nacional resulta atractivo, bajo el supuesto de igual evolución de precios en ambos contextos.

mezclados. En cualquier caso, ROA y ROE reflejan la mayor eficiencia empresarial con la que se produce, es decir, rentabilidad más elevada. Si una empresa aumenta su inversión (mejora sus activos), envía una señal positiva al mercado, lo mismo que si incrementa los beneficios, por tanto, beneficios y capital se interrelacionan con objetivos similares: mantener saludable a la empresa, mejorar la calidad de los productos, entre otros factores. Se deduce, entonces, que una medida idónea de rentabilidad debe considerar la capacidad de una entidad económica para generar beneficios usando el monto de capital o inversiones, es decir, sus activos. La propuesta de este trabajo para medir la rentabilidad se apoya en la misma lógica. Utiliza la razón ingresos totales (también se puede usar la producción bruta total) a activos fijos. Al estar basada en cifras de los censos económicos tiene la ventaja de que puede captar de mejor manera los riesgos e incertidumbre de las fluctuaciones macroeconómicas, como una crisis, un aspecto que es relevante en este estudio debido a la dimensión temporal en la que se apoya.

Al trabajar con censos, se deben considerar cambios en la clasificación de las actividades económicas para tratar con unidades homogéneas (algunas clases de actividad cambiaron de sector), y se tiene que lidiar con el principio de confidencialidad (agrupándolas a otras de similar giro) y con la aparición de nuevas actividades productivas.² Por tanto, fue necesaria cierta redefinición con el fin de contar con el mismo número de unidades de observación compartiendo, también, características similares en cada fecha censal. Este proceso culminó en una base de datos conformada por 57 actividades manufactureras, comparables tanto sectorial como temporalmente. En el apéndice se presenta la clasificación final, junto al nombre que mejor define el conjunto de actividades integrando cada unidad sectorial.³

La propiedad estadística que más sobresale en la industria manufacturera de Coahuila, entre 1993 y 2018, es la asimetría en la distribución de los costos (tabla 2). Las mediciones de asimetría y curtosis ubican al índice de costos como el de mayor dispersión, tanto porque sus observaciones tienden a agruparse en el lado derecho de la curva normal (asimetría) como porque tienden a formar una distribución más vertical (curtosis). La

² La aparición de este tipo de conflictos es más recurrente a escalas regionales y sectoriales de la actividad.

³ En realidad, fueron solo algunas pocas ramas con este problema. La gran mayoría, como se puede inferir desde la clasificación que reporta el apéndice, corresponde a la rama definida desde el censo económico. Sin embargo, se obtiene mejor precisión siguiendo este ejercicio de reclasificación.

desviación estándar concluye en la misma dirección. Las demás variables tienen una distribución más homogénea, una propiedad que se confirma también desde los valores muy similares promediados por media y mediana.

Tabla 2
Estadística descriptiva de la industria manufacturera
(valores en logaritmos).

	Empleo	Ventas netas	Rentabilidad	Tamaño	Inversiones	Costos
Media	7.075	13.180	0.986	12.640	9.024	1.663
Mediana	7.203	13.620	0.976	12.973	9.770	0.774
Máximo	12.227	19.789	3.934	18.237	16.120	74.124
Mínimo	2.303	4.908	-1.822	6.177	0.000	0.219
Desviación estándar	1.516	2.346	0.850	2.165	3.501	5.822
Asimetría	-0.322	-0.550	0.140	-0.392	-1.142	10.224
Curtosis	4.130	3.829	3.994	3.328	4.126	115.196
Observaciones	342	342	342	342	342	342

Notas: todas las variables están en logaritmos, excepto costos.
Fuente: estimaciones propias.

En cuanto a los valores máximos y mínimos, *Productos textiles* es la actividad que promedió el índice de rentabilidad más elevado (3.934), en el año 2018; le sigue *Fabricación de persianas*, en 1993; mientras que *Fabricación de colchones* promedió el valor más bajo, en 2013, comparativamente al resto de sectores, además de que fue negativo (-1.822)⁴.

La *Fabricación de equipos de transporte* registró el valor más elevado en empleo y ventas netas, mientras que *Fabricación de colchones* tiene la menor cantidad de trabajadores y *Tejido de prendas de vestir de punto* califica como la de menor monto de ventas netas. Esta última rama presentó el índice de costos más elevado, mientras que los costos más bajos se presentan en la rama *Otros productos alimenticios*.

Industrias básicas de hierro registra los montos más altos de activos fijos, lo que parece razonable ya que allí se encuentran, entre otras, las fábricas de acero como Altos Hornos, ubicada en la ciudad de Monclova. Por el

⁴ Técnicamente es así, ya que estamos usando el índice de rentabilidad como diferencia de logaritmos. Entonces, si los ingresos son menores al valor de los activos fijos hay un coeficiente negativo. Este es el caso de *Fabricación de colchones*, *Papel y cartón*, *Fabricación de productos químicos*, entre otros.

contrario, *Tejido de prendas de vestir de punto*, de nuevo promedia el valor mínimo en activos. *Industrias básicas de hierro y acero* también destaca por haber recibido una mayor cantidad de inversiones nuevas (en 2013); mientras que, en el extremo, son varios los sectores compartiendo el último peldaño del ranking, debido a que no recibieron inversiones en alguno de los años censales de la muestra.

En cuanto a la fuerza de correlación, rentabilidad y crecimiento se asocian positivamente entre valores contemporáneos, pero esta asociación es negativa con valores pasados de la rentabilidad. En general, el crecimiento medido desde ventas netas ejerce mayor fuerza de asociación con rentabilidad que con empleo (tabla 3).

Tabla 3
Matriz de correlaciones entre rentabilidad y tasas de crecimiento.

	Empleo	Ventas netas	Empleo (-1)	Ventas netas (-1)
Muestra absoluta				
Rentabilidad	0.193 *** (0.003)	0.354 *** (0.000)	0.044 (0.510)	0.112 * (0.090)
Rentabilidad (-1)	-0.177 *** (0.007)	-0.104 (0.116)	0.239 *** (0.000)	0.253 *** (0.000)

Notas: p-values entre paréntesis. Los superíndices *** y * indican que el valor estimado es significativo al 1% y 10%, respectivamente.

3. Metodología y estrategia de estimación

3.1. Especificación del modelo teórico

La ecuación de datos de panel asume la siguiente forma (Greene, 2008):

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}'\beta + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde $i = 1, 2, \dots, N$, $t = 2, 3, \dots, T$, η_i recoge los efectos observables y fijos y \mathbf{x} es un vector de variables que explican y . Es de interés controlar por efectos rezagados del crecimiento y posibles efectos rezagados de la rentabilidad, por lo que también se considera la versión dinámica, como se sugiere en Arellano y Bond (1998) y Blundell y Bond (1998):

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta_1' \mathbf{x}_{it} + \beta_2' \mathbf{x}_{it-1} + u_{it} \quad (2)$$

donde $u_{it} = \eta_i + v_{it}$ y los subíndices $t-1$ hacen referencia al valor pasado de la variable en cuestión. La base de datos se caracteriza por N grande y T pequeño, por tanto, la estimación está basada en un $AR(1)$ de la variable dependiente y se espera que $|\alpha| < 1$. El vector \mathbf{x} con variables rezagadas se integra, además del indicador de rentabilidad, por variables control, ya que la teoría sugiere posibles efectos rezagados desde los beneficios. En la estimación de (2) se siguen métodos GMM-sistema, es decir, además del segundo rezago de la dependiente se usan adelantos y rezagos de las explicativas como variables instrumentales, seleccionadas con base en la prueba Sargan.

De acuerdo con el marco teórico, es posible la existencia de no linealidad en la relación. Para explorar esta posibilidad se definen ecuaciones de regresión en dos formas: cuadráticas y por tramos (piecewise). Para el caso de las regresiones cuadráticas, el modelo teórico es:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta_1' \mathbf{x}_{it} + \beta_2' \mathbf{x}_{it-1} + \gamma z_{it}^2 + u_{it} \quad (3)$$

donde z es la variable de interés (rentabilidad) que busca captar alguna función cuadrática con crecimiento. En el caso de las regresiones por tramos se asume que la relación de variables con el modelo básico cambió a partir de cierto valor umbral (Greene, 2008, p. 111):⁵

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta_1' \mathbf{x}_{it} + \beta_2' \mathbf{x}_{it-1} + \gamma z_{it}^M + u_{it} \quad (4)$$

El superíndice M en la ecuación (4) se usa para el segundo tramo definido por la mediana, el cual se estima a partir de:

$$z_{it}^M = (z_{it} - M) \times D \quad (5)$$

donde z es el criterio de valor umbral, M es la mediana y D es la dummy que toma el valor de 0 en el rango de cantidades z menores a la mediana y el valor de 1 en intervalos superiores. Si γ estimada es significativa y positiva, entonces la relación entre crecimiento y rentabilidad cambió después del valor umbral, lo que constituye apoyo a la hipótesis de una relación de rendimientos crecientes que estimula la ampliación de la planta productiva.

⁵ El uso de la mediana para identificar el cambio de efecto en la relación se basa en las sugerencias de la literatura sobre crecimiento-rentabilidad (Lee, 2014; Distante, Petrella y Santoro, 2018).

3.2. Estrategia de modelación empírica

En las regresiones de estimación se asume que la causalidad va de rentabilidad a crecimiento, justo como se describió en la modelación teórica, ya que las pruebas de causalidad en el sentido de Granger para datos de panel agrupados estimaron efectos significativos en esa dirección (tabla 4).

Tabla 4
Pruebas de causalidad crecimiento-rentabilidad.

Hipótesis	Estadístico	p-value
El crecimiento del empleo no causa Rentabilidad	0.887	0.478
La Rentabilidad no causa crecimiento del empleo	2.208	0.082
El crecimiento de las Ventas netas no causa rentabilidad	0.542	0.654
La Rentabilidad no causa crecimiento de las Ventas netas	2.271	0.084

Fuente: estimaciones propias.

La evidencia paramétrica, por tanto, se apoya en relaciones que usan ambas variables dependientes, tasas de crecimiento del empleo y ventas netas, mientras que las explicativas incluyen, además del índice de rentabilidad y su rezago, a las variables tamaño, inversiones y costos. De esta forma, para cada dependiente se estima el siguiente modelo estático-lineal:

$$g_{it} = c_i + \beta_1 RENT_{it} + \beta_2 RENT_{it-1} + \phi_j CONTROL_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

donde g_{it} es la tasa de crecimiento (empleo o ventas netas), $RENT$ es la rentabilidad y $CONTROL$ se refiere a las variables tamaño, inversiones y costos. Para el modelo dinámico se tiene:

$$g_{it} = \alpha g_{it-1} + \beta_1 RENT_{it} + \beta_2 RENT_{it-1} + \phi_j CONTROL_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Los modelos no lineales se basan en la estructura dinámica, de tal forma que para la versión cuadrática se define la siguiente ecuación:

$$g_{it} = \alpha g_{it-1} + \beta_1 RENT_{it} + \beta_2 RENT_{it}^2 + \phi_j CONTROL_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

Mientras que las ecuaciones por tramos quedan definidas como sigue:

$$g_{it} = \alpha g_{it-1} + \beta_1 RENT_{it} + \beta_2 RENT_{it} * DUM_Z + \phi_j CONTROL_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

donde DUM_Z es la dummy que define el valor umbral a partir del cual se hipotetiza un cambio en la relación crecimiento-rentabilidad, tal y como se definió antes. Como umbral se propone el valor de la mediana de tres indicadores alternativos: rentabilidad, empleo y ventas.

Finalmente, para la muestra de sectores de mayor tamaño se revisa si el nexo crecimiento-rentabilidad fue diferente. Aquí se estima una regresión solamente para la muestra de sectores más grandes:

$$g_SG_{it} = \alpha g_SG_{it-1} + \beta_1 RENT_SG_{it} + \beta_2 RENT_SG_{it} * DUM_Z + \phi_j CONTROL_SG_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

donde la extensión SG indica sectores grandes definidos desde los niveles de empleo superiores a 500 trabajadores. La idea es examinar si, como afirma la teoría, los sectores más grandes se comportan diferente.

4. Resultados y análisis

Desde una relación lineal, el modelo estático estimado con mínimos cuadrados generalizados (MCG) señala un efecto positivo y significativo de la rentabilidad, pero valores pasados reducen el crecimiento. Este comportamiento es el mismo tanto en la ecuación del empleo como en la de ventas netas (tabla 5). Las variables control promedian el signo esperado y son significativas, salvo en algunos pocos casos. El modelo dinámico (DPD) asume que el crecimiento pasado también influye en la relación, pero los resultados son similares a los obtenidos con la regresión MCG.

Tabla 5
Crecimiento-rentabilidad asumiendo una relación lineal.

Variable dependiente (y_{it}):	Tasa de crecimiento del empleo		Tasa de crecimiento de las ventas netas	
Método de estimación	MCG	DPD	MCG	DPD
Constante	-0.167 *** (0.053)		-1.738 *** (0.184)	
$y_{it}(-1)$		-0.387 *** (0.012)		-0.399 *** (0.001)
Rentabilidad	0.049 *** (0.009)	0.114 *** (0.003)	0.160 *** (0.018)	0.189 *** (0.002)
Rentabilidad(-1)	-0.017 ** (0.008)	-0.032 *** (0.004)	-0.093 *** (0.016)	-0.037 *** (0.001)
Tamaño del sector	0.006 (0.004)	0.115 *** (0.002)	0.131 *** (0.015)	0.163 *** (0.002)
Inversión	0.007 *** (0.002)	0.004 *** (0.001)	0.008 (0.005)	0.001 (0.001)
Costos	0.005 ***	-0.001 ***	-0.017 ***	-0.019 ***

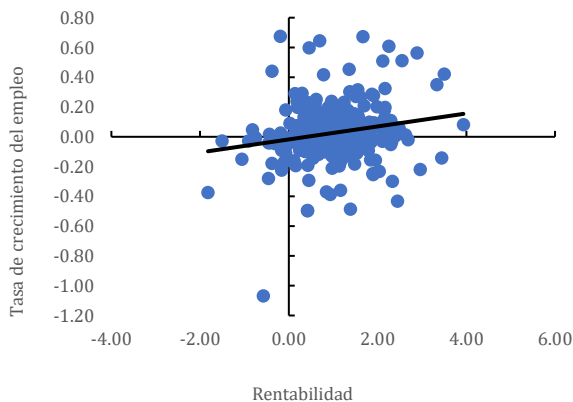
	(0.001)	(0.000)	(0.002)	(0.000)
R ²	0.18		0.51	
Durbin-Watson	2.26		2.54	
Prueba Sargan		47.82		49.46
Sargan p-value		0.320		0.264
Observaciones del panel	285	171	285	171

Notas: errores estándar entre paréntesis. En el método MCG se utilizan las unidades de corte transversal para ponderar la matriz de varianzas. En DPD se usan hasta dos rezagos y adelantos de las variables explicativas como variables instrumentales y transformaciones ortogonales para remover los efectos fijos. Los superíndices *** y ** indican significancia al 1% y 5%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

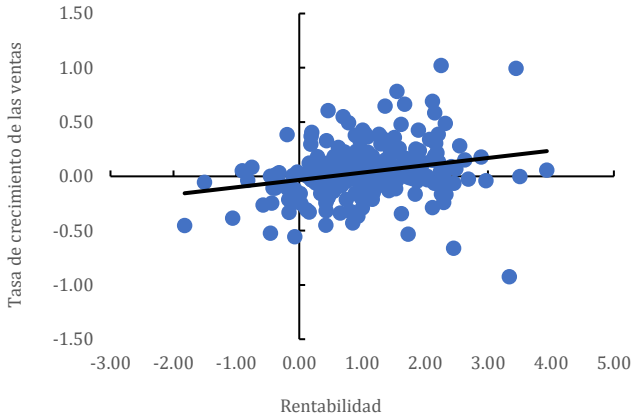
En general, con el modelo lineal se infiere que los efectos contemporáneos y rezagados de la rentabilidad en el crecimiento son similares usando empleo y ventas netas (primero son positivos y luego negativos). Sin embargo, la evidencia desde ambos ejercicios puede estar afectada por problemas de correlación serial y relaciones no lineales que no se consideraron. Si realmente hay un giro en la relación, como señala la teoría, este primer acercamiento no es informativo al respecto. Las figuras 1 y 2 sugieren un ajuste positivo de la rentabilidad con ambas tasas de crecimiento. Además, parecen predominar esquemas no lineales. Por ejemplo, con ventas, la dispersión se amplía a medida que aumenta la rentabilidad, dando lugar a una forma de embudo. En ambas figuras se observa que el rango de dispersión es mayor a medida que aumenta la rentabilidad. Esta conducta es la que buscan captar modelos de estimación desde funciones cuadráticas y por tramos.

Figura 1
Ajuste lineal entre rentabilidad y crecimiento del empleo.



Fuente: elaboración propia.

Figura 2
Ajuste lineal entre rentabilidad y crecimiento de las ventas netas.



Fuente: elaboración propia.

En la tabla 6, se prueba la existencia de una forma cuadrática; primero, para la muestra total (columnas A) y luego, para los sectores más grandes (columnas B). La idea es verificar la hipótesis de efectos rentabilidad-crecimiento superiores en las empresas más grandes. Por tanto, la dummy de la tabla 6 toma valores iguales a 1 en niveles superiores a la mediana de empleo y cero, en los otros casos. En ambas ecuaciones de la muestra global, la rentabilidad tiende, primero, a estimular el crecimiento, pero después lo reduce (aunque con ventas netas, el efecto cuadrático se vuelve no significativo).

Tabla 6
Crecimiento-rentabilidad asumiendo una relación cuadrática.

Variable dependiente (y_{it}):	Tasa de crecimiento del empleo		Tasa de crecimiento de las ventas netas	
	A	B	A	B
$y_{it}(-1)$	-0.318 *** (0.023)	-0.190 *** (0.008)	-0.356 *** (0.009)	-0.393 *** (0.014)
Rentabilidad	0.155 *** (0.018)		0.161 *** (0.016)	
Rentabilidad al cuadrado	-0.030 *** (0.009)		0.002 (0.007)	
Rentabilidad*(Dummy)		-0.032 *** (0.007)		0.042 *** (0.015)
Rentabilidad ² *(Dummy)		0.049 *** (0.003)		-0.011 ** (0.005)
Tamaño del sector	0.117 *** (0.012)	0.002 (0.001)	0.141 *** (0.005)	0.021 *** (0.001)
Inversión	0.003 **	0.012 ***	-0.005	0.007 ***

	(0.0014)	(0.001)	(0.003)	(0.001)
Costos	-0.003 *	-0.004 ***	-0.022 ***	-0.153 ***
	(0.0018)	(0.000)	(0.001)	(0.013)
Prueba Sargan	24.19	38.06	40.26	29.12
Sargan p-value	0.45	0.37	0.29	0.61
Observaciones del panel	171	171	171	171

Notas: errores estándar entre paréntesis. Regresiones desde DPD usando transformaciones ortogonales y hasta dos rezagos y adelantos de las variables explicativas como variables instrumentales. En A se asume que la relación no cambió en valores superiores a la mediana, mientras que en B se asume que sí cambió.

Los superíndices ***, ** y * indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

La elasticidad del crecimiento del empleo con respecto a la rentabilidad es del 0.15%, mientras que con crecimiento de las ventas es muy similar, de 0.16% (columnas A). Y a pesar de que hay un cambio en la dirección de la relación, el impacto neto es positivo, lo que apoya la hipótesis de que la rentabilidad es necesaria para crecer, en línea con la teoría evolutiva, con la hipótesis de la gerencia y, posiblemente, con la teoría de los ciclos. Este resultado coincide con el encontrado en German-Soto y Sánchez-Hiza (2021), para el contexto nacional de la industria manufacturera mexicana. Sus conclusiones subrayan un fuerte vínculo rentabilidad-crecimiento en línea con las teorías evolucionaria y gerencial, sin embargo, los efectos fueron bidireccionales.

Las variables control son significativas y presentan el signo correcto, además, en todos los casos, la prueba Sargan concluye que hay un uso adecuado de variables instrumentales. Sin embargo, la dirección y magnitud de los efectos difieren cuando se trata de los sectores con mayor planta laboral (regresiones de las columnas B). El crecimiento desde el empleo estima efectos diferenciales negativos que luego se tornan positivos, mientras que el impacto es a la inversa, cuando se mide el crecimiento desde las ventas. Al final, ambos escenarios reflejan efectos netos positivos, lo que significa que las empresas con mayor planta laboral promedian una elasticidad crecimiento-rentabilidad superior a la de las empresas con una menor cantidad de trabajadores, un resultado que se identifica con el enfoque del crecimiento aleatorio (las empresas grandes crecen más) y también con la hipótesis de la gerencia y la estructura jerárquica, ya que posiblemente este efecto es consecuencia de mejores estructuras organizacionales y jerárquicas entre las empresas grandes.

Los costos ejercen efectos negativos, como se espera, pero son visiblemente superiores en la relación con ventas netas. Ante un aumento del 1% de los costos, la tasa de crecimiento empresarial se reduce en 15%

en el sector de empresas más grandes, mientras que en la ecuación de empleo es del 0.4%.⁶ Además, comparativamente, el efecto de los costos es mayor en la muestra de empresas grandes. Este resultado puede ser una señal de que, como sugiere la teoría de la jerarquía financiera, las empresas funcionando con mayor planta laboral tienen también mayor acceso a crédito y endeudamiento, por lo que la relación de los costos con el crecimiento resulta más sensible.

Otra forma de examinar la relación no lineal es mediante regresiones por secciones definidas, a partir de algún valor umbral, en la evolución empresarial (tabla 7). Con ambas variables dependientes, la rentabilidad ejerce efectos positivos y significativos que luego se vuelven negativos, lo cual significa que en el segundo tramo se reduce el impacto de la rentabilidad, pero continúa favoreciendo el crecimiento, ya que el efecto neto es positivo en todas las regresiones.

Tabla 7
Crecimiento-rentabilidad asumiendo una relación por tramos
(piecewise).

Variable dependiente (y_{it}):	Tasa de crecimiento del empleo			Tasa de crecimiento de las ventas netas		
	Rentabilidad	Empleo	Ventas netas	Rentabilidad	Empleo	Ventas netas
Criterio de valor umbral, mediana de:						
$y_{it}(-1)$	-0.436 *** (0.009)	-0.426 *** (0.005)	-0.316 *** (0.001)	-0.492 *** (0.001)	-0.458 *** (0.001)	-0.429 *** (0.002)
Rentabilidad	0.233 *** (0.013)	0.127 *** (0.002)	0.156 *** (0.008)	0.227 *** (0.002)	0.227 *** (0.002)	0.196 *** (0.002)
Rentabilidad*(DUM)	-0.117 *** (0.015)	-0.037 *** (0.002)	-0.082 *** (0.016)	-0.034 *** (0.002)	-0.103 *** (0.003)	-0.009 ** (0.004)
Tamaño del sector	0.122 *** (0.003)	0.121 *** (0.001)	0.126 *** (0.004)	0.168 *** (0.002)	0.171 *** (0.002)	0.169 *** (0.002)
Inversión	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)	-0.001 (0.005)	0.002 (0.001)	-0.001 * (0.005)
Costos	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.003 *** (0.001)	-0.019 *** (0.000)	-0.017 *** (0.000)	-0.019 *** (0.000)
Prueba Sargan	47.01	52.14	29.86	50.74	49.41	50.58
Sargan p-value	0.35	0.31	0.57	0.36	0.27	0.23
Observaciones	171	171	171	171	171	171

⁶ El coeficiente estimado de los costos debe multiplicarse por 100, ya que, a diferencia de las otras variables, este índice se consideró como una razón y no en logaritmos, por lo que se tiene una forma log-lin.

Notas: errores estándar entre paréntesis. Regresiones desde DPD usando transformaciones ortogonales y hasta dos rezagos y adelantos de las variables explicativas como variables instrumentales. Se usan las medianas de rentabilidad, empleo y ventas netas como dummies del valor umbral de los tramos. Los superíndices ***, ** y * indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

Las variables control son altamente significativas y en la dirección esperada desde la teoría, además, las regresiones se hallan correctamente calibradas de acuerdo con la prueba Sargan, lo que significa que se pueden usar para hacer inferencia. Las empresas buscan aprovechar el ambiente favorable de ganancias invirtiendo para ampliar la planta productiva y materializar el potencial de beneficios que prometen las economías de escala, sin embargo, a medida que van cubriendo el mercado, se vuelve menos atractivo crecer, por lo que cae el efecto de la rentabilidad en el crecimiento.

Este resultado muestra agotamiento de los rendimientos crecientes, las empresas se aproximan a sus límites de crecimiento y se ralentiza la generación de empleos. Dinamizar la economía en estas condiciones implicaría acciones de política pública dirigidas a mejorar los mercados de consumo y exportación, para crecer y reactivar la generación de empleos. Dada la vocación hacia el mercado externo, y como consecuencia de la ralentización del crecimiento mundial, se aprecia una fuerte restricción para que la economía de Coahuila continúe creciendo (trampa de ingresos medios).

Las fuertes restricciones para crecer sugerida desde los modelos (efecto negativo del segundo tramo) podrían ser reflejo de los riesgos de inversión que visualizan las empresas, hay incertidumbre, por lo que dudan en perseguir objetivos de ampliación. También podría describir la denominada “trampa de ingresos medios” que define a economías altamente pobladas por empresas foráneas (Raj-Reichert, 2020), restringidas por el mercado externo y bajo valor agregado.

¿Qué sucedió entre los sectores más grandes? Para dar respuesta a esta interrogante solo se considera la ecuación del crecimiento del empleo (tabla 8). Llama la atención que los resultados difieren en función del numerario de valor umbral definido.

Tabla 8
Crecimiento-rentabilidad en sectores más grandes asumiendo una
relación por tramos (piecewise).

Variable dependiente (y_{it}): Criterio de valor umbral, mediana de:	Tasa de crecimiento del empleo		
	Rentabilidad	Empleo	Ventas netas
$y_{it}(-1)$	-0.287 *** (0.010)	-0.256 *** (0.012)	-0.277 *** (0.013)
Rentabilidad	0.057 *** (0.005)	-0.007 ** (0.003)	-0.028 *** (0.006)
Rentabilidad*(DUM)	-0.034 *** (0.004)	-0.087 *** (0.005)	-0.005 (0.010)
Tamaño del sector	0.002 ** (0.001)	0.003 ** (0.001)	0.002 (0.001)
Inversión	0.006 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)
Costos	-0.001 *** (0.000)	-0.002 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)
Prueba Sargan	47.05	42.91	43.71
p-value	0.35	0.52	0.48
Observaciones	171	171	171

Notas: errores estándar entre paréntesis. Regresiones desde DPD usando transformaciones ortogonales y un rezago de las variables explicativas como variables instrumentales. Se usan las medianas de rentabilidad, empleo y ventas netas como dummies del valor umbral de los tramos.

Los superíndices *** y ** indican significancia al 1% y 5%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

Con el valor umbral de la rentabilidad, la relación cambió de positiva a negativa, pero con los otros criterios la relación fue negativa en cada tramo. Mientras que estamos tratando únicamente con los sectores que emplean más de 500 trabajadores, el efecto negativo que promedia la rentabilidad está describiendo una situación en la que no solo se agotaron los rendimientos crecientes, sino que las empresas enfrentaron fuertes restricciones para seguir creciendo. Dada la vocación de la economía de Coahuila, orientada hacia el sector externo, las empresas grandes son más sensibles a las variaciones del mercado externo, por lo que de acuerdo con estos resultados se refuerza la llamada “trampa de ingresos medios”. Es posible, entonces, que el empresariado esté más interesado en cumplir objetivos gerenciales que en impulsar el crecimiento. También podría estar reflejando la mayor presión competitiva a la que se someten las empresas de mayor tamaño, funcionando en economías abiertas muy conectadas al sector externo, como la de Coahuila.

Conclusiones

Se concluye que la rentabilidad explica el crecimiento en una forma unidireccional, en línea con la teoría evolucionista, lo que también significa que las empresas coahuilenses no necesariamente se fijan objetivos de maximización del beneficio, como se anticiparía desde una posición clásica. Esto significa que los empresarios han mostrado una conducta de sacrificar ganancias para favorecer el crecimiento y aprovechar un nicho de rendimientos crecientes, un resultado que potencia la creación de empleos e ingresos. Sin embargo, también hay indicios de incertidumbre y restricciones al crecimiento. De acuerdo con esto, en la región de Coahuila los industriales están dispuestos a realizar inversiones si el mercado genera ganancias (teoría evolutiva), pero dudan si se observa una reducción de los beneficios, ya que estaría reflejando aversión al riesgo. Es posible encontrar alguna explicación en la incertidumbre generada por las expectativas macroeconómicas, porque llegado al nivel umbral, la relación se debilita, es decir, no hay disposición a seguir creciendo (de acuerdo con la hipótesis gerencial), lo que puede constituir una condición que impide avanzar hacia un mayor y sostenido crecimiento económico en la región. Otra explicación es lo que se ha denominado “trampa de productividad” que parece dominar en economías con características similares a la coahuilense, altamente dependientes del sector externo.

El argumento es que, al tener fuerte presencia de empresas extranjeras, se alienta la cadena productiva de bajo valor agregado, lo que deja un efecto pequeño de la rentabilidad en el crecimiento o impactos reducidos, a medida que se trata de empresas de mayor tamaño. Esta explicación debe ampliarse en investigaciones futuras que estudien la relación rentabilidad-crecimiento, focalizada en sectores y regiones con elevada presencia de industria maquiladora, ya que esta clase de industria es altamente dependiente del capital externo, de bajo valor agregado y, por tanto, con poco efecto en la productividad y rentabilidad.

A pesar de que el estudio es desde una perspectiva sectorial, y no a nivel de datos por empresa, el análisis es muy intuitivo de la conducta del empresariado coahuilense y de su contribución al crecimiento regional, conocimiento que puede ser útil para apoyar el diseño de políticas de desarrollo local.

Referencias

- [1] Abedin, Md. T. (2017). "Impact of Banking Sector Efficiency and Profitability on Bangladesh Economy", *Economics Bulletin*, 37(3): 1708-1719.
- [2] Arellano, M. y Bond, S. (1998). "Dynamic Panel Data Estimation Using DPD98 for Gauss: A Guide for Users", Madrid, December 1998.
- [3] Bartoloni, E., Baussola, M. y Bagnato, L. (2020). "Waiting for Godot? Success or Failure of Firms' Growth in a Panel of Italian Manufacturing Firms", *Structural Change and Economic Dynamics*, 55: 259-275. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2020.08.007>
- [4] Blundell, R. y Bond, S. (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87: 115-143. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00009-8)
- [5] Bojnec, Š. and Fertó, I. (2020). "Testing the Validity of Gibrat's Law for Slovenian Farms: Cross-Sectional Dependence and Unit Root Tests", *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 33(1): 1280-1293. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2020.1722722>
- [6] Chang, M. C., Nieh, C.-C. y Peng, Y.-H. (2011). "Are Bigger Banks More Profitable than Smaller Banks?", *Journal of Applied Finance y Banking*, 1(3): 59-71.
- [7] Coad, A. (2007). "Testing the Principle of "Growth of the Fitter": The Relationship between Profits and Firm Growth", *Structural Change and Economic Dynamics*, 18: 371-386. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2007.05.001>
- [8] Coad, A. Cowling, M. y Siepel, J. (2017). "Growth Processes of High-Growth Firms as Four-Dimensional Chicken and Egg", *Industrial and Corporate Change*, 26: 537-554. <https://doi.org/10.1093/icc/dtw040>
- [9] Coad, A., Frankish, J. S., Roberts, R. G. y Storey, D. J. (2015). "Are Firms Growth Paths Random? A Reply to "Firm Growth and the Illusion of Randomness"", *Journal of Business Venturing Insights*, 3 (2015) 5-8. <https://doi.org/10.1016/j.jbvi.2014.11.001>
- [10] Çoban, S. (2014). "The Interaction between Firm Growth and Profitability: Evidence from Turkish (listed) Manufacturing Firms", *Bilgi Ekonomisi Ve Yönetimi Dergisi*, 4: 73-82.
- [11] Cordoba, J. C. (2008). "A Generalized Gibrat's Law", *International Economics Review*, 49(4): 1463-1468. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2008.00518.x>
- [12] Cowling, M. (2004). "The Growth-Profit Nexus", *Small Business Economics*, 22: 1-9.
- [13] Davidsson, P., Steffens, P. y Fitzsimmons, J. (2009). "Growing Profitable or Growing from Profits: Putting the Horse in Front of the Cart?", *Journal of Business Venturing*, 24: 388-406. <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2008.04.003>
- [14] Daza Izquierdo, J. (2015). "Análisis de la interrelación crecimiento-rentabilidad en Brasil", *Tourism & Management Studies*, 11: 182-188. <https://doi.org/10.18089/tms.2015.11222>
- [15] Daza Izquierdo, J. (2016). "Crecimiento y rentabilidad empresarial en el sector industrial brasileño", *Contaduría y Administración*, 61: 265-282. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.12.001>

- [16] Delmar, F., McKelvie, A. y Wennberg, K. (2013). "Untangling the Relationships among Growth, Profitability and Survival in New Firms", *Technovation*, 33: 276-291. <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2013.02.003>
- [17] Derbyshire, J. y Garnsey, E. (2014). "Firm Growth and the Illusion of Randomness", *Journal of Business Venturing Insights*, 1-2: 8-11. <https://doi.org/10.1016/j.jbvi.2014.09.003>
- [18] Distante, R., Petrella, I. y Santoro, E. (2018). "Gibrat's Law and Quantile Regressions: An Application to Firm Growth", *Economics Letters*, 164: 5-9. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.12.028>
- [19] Faizulayev, A., Bektas, E. e Ismail, A. G. (2020). "Profitability and Persistency in the Service Industry: The Case of QISMUT+3", *The Service Industries Journal*, 40(3-4): 290-314. <https://doi.org/10.1080/02642069.2018.1461210>
- [20] Federico, J. y Capelleras, J. L. (2015). "The Heterogeneous Dynamics between Growth and Profits: The Case of Young Firms", *Small Business Economics*, 44: 231-253. <https://doi.org/10.1007/s11187-014-9598-9>
- [21] Fiala, R. y Hedija, V. (2019). "Testing the Validity of Gibrat's Law in the Context of Profitability Performance", *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 32(1): 2850-2863. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2019.1655656>
- [22] Fuertes-Callén, Y. y Cuellar-Fernández, B. (2019). "Inter-Relationship between Firm Growth and Profitability in a Context of Economic Crisis", *Journal of Business Economics and Management*, 20: 86-106. <https://doi.org/10.3846/jbem.2019.6928>
- [23] Garza-Garcia, J. G. (2012). "Does Market Power Influence Bank Profits in Mexico? A Study on Market Power and Efficiency", *Applied Financial Economics*, 22: 21-32. <https://doi.org/10.1080/09603107.2011.595681>
- [24] German-Soto, V. y Sánchez-Hiza, Ó. (2021). "The Profitability-Growth Nexus in the Mexican Manufacturing Industry", *Social Sciences and Humanities Open*, 4: article 100220. <https://doi.org/10.1016/j.ssaho.2021.100220>
- [25] Goddard, J., Molyneux, P. y Wilson, J. (2004). "Dynamics of Growth and Profitability in Banking", *Journal of Money, Credit and Banking*, 36: 1069-1091. <https://doi.org/10.1353/mcb.2005.0015>
- [26] Goddard, J., Tavakoli, M., y Wilson, J. O. (2009). "Sources of Variation in Firm Profitability and Growth", *Journal of Business Research*, 62(4): 495-508. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2007.10.007>
- [27] Greene, W. H. (2008). *Econometric Analysis*, New Jersey, Pearson Prentice-Hall.
- [28] Guo, Aijun; Wei, Haiqi; Zhong, Fanglei; Liu, Shuangshuang and Huang, Chunlin (2020). "Enterprise Sustainability: Economic Policy Uncertainty, Enterprise Investment, and Profitability", *Sustainability*, 12: article 3735. <https://doi.org/10.3390/su12093735>
- [29] Hawawini, G., Subramanian, V. y Verdin, P. (2003). Is Performance Driven by Industry- or Firm-Specific Factors? A New Look at the Evidence. *Strategic Management Journal*, 24, 1-16. <https://doi.org/10.1002/smj.278>

- [30] Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (2020). *Censo de Población, 2020*, INEGI, Aguascalientes.
- [31] Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (varios años). *Censos Económicos*, INEGI, Aguascalientes.
- [32] Jang, S. y Park, K. (2011). "Inter-Relationship between Firm Growth and Profitability", *International Journal of Hospitality Management*, 30: 1027-1035. <https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2011.03.009>
- [33] Lee, S. (2014). "The Relationship between Growth and Profit: Evidence from Firm-Level Panel Data", *Structural Change and Economic Dynamics*, 28: 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2013.08.002>
- [34] Mundt, P.; Milakovic, M. y Alfarano, S. (2014). "Gibrat's Law Redux: Think Profitability Instead of Growth", BERG Working Paper Series No. 92, January 2014. <https://doi.org/10.1093/icc/dtv022>
- [35] Myers, S. y Majiluf, N. (1984). "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms have Information that Investors", *Journal of Financial Economics*, 13: 187-221. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405x(84)90023-0)
- [36] Nahm, D. y Vu, H. (2013). "Profit Efficiency and Productivity of Vietnamese Banks: A New Index Approach", *Journal of Applied Finance & Banking*, 3(1): 45-65.
- [37] Nicholson, W. y Snyder, C. M. (2017). *Microeconomic Theory: Basic Principles and Extensions*, Upper Saddle River, Cengage Learning.
- [38] Öhman, P. y Yazdanfar, D. (2018). "Organizational-Level Profitability Determinants in Commercial Banks: Swedish Evidence", *Journal of Economic Studies*, 45(6): 1175-1191. <https://doi.org/10.1108/jes-07-2017-0182>
- [39] Opstad, L.; Idsø, J. y Valenta, R. (2022). "The Dynamics of the Profitability and Growth of Restaurants; the Case of Norway", *Economies*, 10: 53. <https://doi.org/10.3390/economies10020053>
- [40] Peneder, M. R. (2008). "Firm Entry and Turnover: The Nexus with Profitability and Growth", *Small Business Economics*, 30: 327-344. <https://doi.org/10.1007/s11187-007-9048-z>
- [41] Raj-Reichert, G. (2020). "Global Value Chains, Contract Manufacturers, and the Middle-Income Trap: The Electronics Industry in Malaysia", *The Journal of Development Studies*, 56(4): 698-716. <https://doi.org/10.1080/00220388.2019.1595599>
- [42] Roper, S. (1999). "Modelling Small Business Growth and Profitability", *Small Business Economics*, 13: 235-252. <https://doi.org/10.1023/A:1008104624560>
- [43] Teece, D. y Pisano, G. (1994). "The Dynamic Capabilities of Firm: An Introduction", *Industrial and Corporate Change*, 3(3), 537-556. <https://doi.org/10.1093/icc/3.3.537-a>
- [44] Teece, D., Pisano, G. y Shuen, A. (1997). "Dynamic Capabilities and Strategic Management", *Strategic Management Journal*, 18(7): 509-533. [https://doi.org/10.1002/\(sici\)1097-0266\(199708\)18:7<509::aid-smj882>3.0.co;2-z](https://doi.org/10.1002/(sici)1097-0266(199708)18:7<509::aid-smj882>3.0.co;2-z)

- [45] Vorst, P. y Yohn, T. L. (2018). "Life Cycle Models and Forecasting Growth and Profitability", *The Accounting Review*, 93(6): 357-381. <https://doi.org/10.2308/accr-52091>
- [46] Yoo, S. y Kim, J. (2015). "The Dynamic Relationship between Growth and Profitability under Long-Term Recession: The Case of Korean Construction Companies", *Sustainability*, 7, 15982-15998. <https://doi.org/10.3390/su71215796>

Apéndice

Tipología final de rama económica usada en el trabajo.

No.	Nombre de la rama
1	Elaboración de alimentos, molienda de granos y de semillas y obtención de aceites y grasas
2	Elaboración de azúcar, chocolates, dulces y similares
3	Conservación de frutas, verduras y guisos
4	Elaboración de productos lácteos
5	Matanza, empaclado y procesamiento de carne de ganado y aves
6	Elaboración de productos de panadería y tortillas
7	Otras industrias alimentarias
8	Industria de las bebidas
9	Preparación de fibras naturales, hilados, hilos, fabricación de telas
10	Confección de alfombras, blancos y similares
11	Productos textiles. Acabado y recubrimiento de textiles
12	Otros productos textiles no clasificados
13	Tejido de prendas de vestir de punto
14	Confección de accesorios y prendas de vestir
15	Curtido y acabado de cuero y piel, fabricación de productos de cuero, piel y materiales sucedáneos
16	Aserrado de madera, laminados, aglutinados y otros productos de la madera
17	Celulosa y otros productos de papel y cartón
18	Impresión
19	Industrias conexas a la impresión
20	Fabricación de productos derivados del petróleo y del carbón
21	Fabricación de productos químicos básicos, hules, resinas y fibras químicas
22	Fabricación de fertilizantes, pesticidas y otros agroquímicos
23	Fabricación de productos farmacéuticos
24	Fabricación de jabones, limpiadores y preparaciones de tocador
25	Fabricación de otros productos químicos

- 26 Fabricación de productos de plástico
 - 27 Fabricación de productos de hule
 - 28 Alfarería, porcelana y loza
 - 29 Productos a base de arcilla
 - 30 Fabricación de vidrio y productos de vidrio
 - 31 Fabricación de cemento y productos de concreto
 - 32 Fabricación de cal, yeso y productos de yeso
 - 33 Fabricación de otros productos a base de minerales no metálicos
 - 34 Industria básica del hierro, acero y metales no ferrosos. Productos de hierro y acero
 - 35 Industria básica del aluminio
 - 36 Moldeo por fundición de piezas metálicas
 - 37 Fabricación de productos metálicos forjados y troquelados
 - 38 Fabricación de herramientas de mano sin motor y utensilios de cocina metálicos.
Fabricación de herrajes y cerraduras
 - 39 Fabricación de estructuras metálicas y productos de herrería
 - 40 Fabricación de calderas, tanques y envases metálicos
 - 41 Fabricación de alambre, productos de alambre y resortes
 - 42 Maquinado de piezas metálicas y fabricación de tornillos
 - 43 Recubrimientos y terminados metálicos. Fabricación de otros productos metálicos
 - 44 Fabricación de maquinaria y equipo agropecuario, para la construcción y la industria extractiva
 - 45 Fabricación de maquinaria y equipo para las industrias manufactureras, excepto la metalmecánica
 - 46 Fabricación de maquinaria y equipo para el comercio y los servicios
 - 47 Fabricación de equipo de aire acondicionado, calefacción, y de refrigeración industrial y comercial
 - 48 Fabricación de maquinaria y equipo para la industria metalmecánica
 - 49 Fabricación de otra maquinaria y equipo para la industria en general
 - 50 Fabricación de aparatos eléctricos de uso doméstico
 - 51 Fabricación de equipo de generación y distribución de energía eléctrica
 - 52 Fabricación de equipo de transporte
 - 53 Fabricación de muebles, muebles de oficina y estanterías
 - 54 Fabricación de colchones
 - 55 Fabricación de persianas
 - 56 Fabricación de equipo no electrónico y material desechable de uso médico, dental y para laboratorio, y artículos oftálmicos
 - 57 Otras industrias manufactureras
-

Fuente: elaboración propia basada en los Censos Económicos de INEGI, varios años.

Un análisis de las actitudes, percepciones e intenciones que llevan a emprender en los países de la Alianza del Pacífico

An analysis of the attitudes, perceptions and intentions that lead to entrepreneurship in the countries of the Pacific Alliance.

José Gabriel Aguilar Barceló*, Alejandro Mungaray Lagarda** y Edgar Noel Severiano Quintana***

Información del artículo

Recibido:
15 Marzo 2021

Aceptado:
20 Diciembre 2022

Clasificación JEL: C25;
J24; L26; R11.

Palabras clave:

Propensión a emprender; satisfacción con el ingreso; aversión al riesgo; falta de exposición al esfuerzo; capacidades empresariales.

Resumen

Se estudia el efecto de distintos motivadores de la actividad emprendedora relacionados con las actitudes, percepciones e intenciones de los individuos, en los países integrantes de la Alianza del Pacífico (México, Chile, Colombia y Perú). El análisis se basa en estadística descriptiva y modelos probabilísticos tipo *logit* a partir de los datos del Global Entrepreneurship Monitor. Se encontró que la acción de emprender está asociada de forma negativa con la aversión al riesgo y la falta de exposición al esfuerzo, y de forma positiva con la capacidad empresarial, que resultó ser la variable que mejor explica la motivación hacia el emprendimiento. Adicionalmente, la evidencia sugiere que un menor desarrollo estaría asociado con una mayor percepción de capacidades, lo que, a su vez, podría tener que ver con el incremento de la autoconfianza de los individuos y con una subestimación de los riesgos. Estos hallazgos son solo parcialmente consistentes con la literatura y son muestra de que el emprendimiento tiene un origen multifactorial y dinámico, donde las percepciones, modificadas por el entorno, juegan un rol importante. Estos elementos deben ser tomados en cuenta por pretender construir un mercado regional integrado, basado en el apoyo de emprendedores y pequeñas empresas.

* Universidad Autónoma de Baja California, gaba@uabc.edu.mx, <https://orcid.org/0000-0002-6378-6886>.

** Universidad de Sonora, alejandro.mungaray@unison.mx, <https://orcid.org/0000-0001-5633-4585>.

*** Universidad Autónoma de Baja California, edgar.severiano@uabc.edu.mx, <https://orcid.org/0000-0002-4613-2856>.

Article information	Abstract
Received: 15 March 2021	We study the effect of different motivators of entrepreneurial activity related to attitudes, perceptions, and intentions of individuals in the Pacific Alliance countries (México, Chile, Colombia y Perú). The analysis is based on descriptive statistics and logit regressions with data from the Global Entrepreneurship Monitor. We found that the decision of entrepreneurship is negatively correlated with risk aversion and lack of exposure to effort. Furthermore, it is positively correlated with entrepreneurial ability, which is the variable that best explains motivation to become entrepreneur. In addition, the evidence suggests that less development is associated with a higher perception of capabilities, which in turn may be related to increased self-confidence and an underestimation of risks. The findings of this study are only partially consistent with that of the literature, and they suggest that entrepreneurship is a multifaceted and dynamic process influenced by perceptions that can be modified by the environment. Taking these elements into consideration is necessary in order to create an integrated regional market that is based on the support of entrepreneurs and small businesses.
Accepted: 20 December 2022	
JEL Classification: O14; O18; O25	
Keywords: Propensity for entrepreneurship; income; risk aversion; exposure to effort; entrepreneurial capabilities.	

Introducción

La Alianza del Pacífico, conformada por México, Chile, Colombia y Perú, se creó en 2011 con la intención de impulsar de manera conjunta el desarrollo, crecimiento y competitividad que paulatinamente lleve a la conformación de un mercado regional integrado. Los países integrantes de esta alianza, aun representando en conjunto el 43.3% del valor de la producción de América Latina (Banco Mundial, 2022), han tenido dificultades para construir las condiciones económicas y regulatorias que contribuyan a la consolidación de las empresas nacientes y al encadenamiento de las ya establecidas (Amorós, 2011). Que no haya sido hasta 2014, cuando en su agenda se empezó a dar cierta importancia a la promoción de los emprendimientos y pequeñas empresas, como fuente potencial de competitividad e innovación (SELA, 2013, Alianza del Pacífico, 2015), podría tener que ver con estas dificultades.

Usualmente, la decisión de emprender se vincula con aspectos económicos, pero también debe hacerse, de acuerdo con los procesos psicológicos de tipo cognitivo, afectivo, emocional, de personalidad y de propensión a la acción de los individuos (Walter y Heinrichs, 2015). Así, aunque la necesidad de ingreso pudiera ser un detonante importante del carácter empresarial, dependerá de la conjugación de la voluntad y la intención del individuo (conocida en la literatura como “espíritu emprendedor”), el que esta acción efectivamente se materialice.

Trabajos como los de Douglas y Shepherd (2002), Douglas y Fitzsimmons (2005) o Steffens et al. (2006)¹, han analizado la naturaleza de la actividad emprendedora con base en las intenciones de los individuos². Estas investigaciones se han realizado en el contexto de economías asiáticas u oceánicas (en algunos casos, industrializadas) y, aunque de cierta forma estas han capturado indirectamente el efecto de condiciones de pobreza, debilidad institucional y redes informales de intercambio, sus resultados no deben ser extrapolados al caso latinoamericano; región asolada, además, por problemas de corrupción, burocracia y altos costos de transacción en la creación de nuevos negocios (Moreno, 2017), que dan como resultado niveles distintos (asociados a mayor ineficiencia) a los de las economías asiáticas y oceánicas en cuanto a indicadores empresariales, más allá de las evidentes diferencias culturales entre regiones.

Considerando que tanto la actitud emprendedora como el emprendimiento son elementos clave en el crecimiento de las naciones (Baumol, 1990), en la presente investigación, se estudian sus motivaciones endógenas³ y la relación de estas con las condiciones del ambiente, en los cuatro países que integran la Alianza del Pacífico.

Además, al existir una probada relación entre el nivel de desarrollo de un país y el bienestar de su población (Neve y Sachs, 2020), e identificarse diferencias en el nivel de desarrollo entre los países miembros de la alianza (Mandakovic et al., 2016), tiene sentido preguntarse hasta qué punto los factores que explican la decisión de emprendimiento de los individuos, son sensibles a la situación de estas economías emergentes. Dar respuesta a los dos cuestionamientos anteriores, es el objetivo de este trabajo.

Así, con base en Douglas y Shepherd (2002), Douglas y Fitzsimmons (2005), Steffens et al. (2006), y Coduras et al. (2018), en este trabajo, se ponen a prueba un conjunto de hipótesis acerca de los determinantes individuales del emprendimiento, así como sobre la relación entre la actividad emprendedora y el desarrollo, en el contexto latinoamericano. Para cumplir con este propósito, el trabajo consta de cinco apartados,

¹ Estos trabajos son pioneros en el modelaje de la intención emprendedora.

² En esta investigación, la actividad emprendedora comprende tanto la incursión en el autoempleo (emprendimiento sin empleados) como el establecimiento de una microempresa (emprendimiento con empleados).

³ Para Martínez (2010), hay al menos tres categorías de factores asociados con la decisión de emprender: las características personales, los procesos psicológicos y la experiencia.

además de la introducción. En el apartado dos, se hace un análisis de los elementos que componen la decisión de emprender con énfasis en las consideraciones del individuo. En el tercer apartado, se describe la fuente de información y se exhiben estadísticas descriptivas sobre el emprendimiento en los países de la Alianza del Pacífico, así como sus indicadores de desarrollo básicos. En el apartado cuatro, se propone un modelo *logit* que incorpora las actitudes, percepciones e intenciones de los individuos con la finalidad de probar las hipótesis de investigación a través del cálculo de la probabilidad a emprender. El análisis de los resultados del ejercicio empírico se lleva a cabo en el apartado cinco. Finalmente, en la sexta sección se desarrollan las principales conclusiones y limitaciones del estudio.

1. Una explicación de la decisión de emprender

Emprender es el resultado de una decisión multifactorial en la que influyen las características individuales, tanto innatas como adquiridas (Bird, 1988), pero también diversos elementos del entorno (Mancilla y Amorós, 2012). No obstante, para Verheul et al. (2001), aunque las condiciones contextuales (sociales, económicas, culturales, etc.) generen oportunidades en el mercado, su aprovechamiento depende de las percepciones y motivaciones subyacentes del individuo. Al respecto, Baker y Welter (2018) destacan que, aunque cada vez hay más investigación sobre contextos específicos de emprendimiento, se está lejos de llegar a un consenso acerca de cómo el entorno debe ser abordado. Lo anterior es confirmado por Navarro y Moreira (2018), para quienes la percepción sobre un mejor nivel de vida y el reconocimiento social influyen en la intención emprendedora. Por su parte, García-Macías et al. (2018), afirman que esta intención, además, es sensible al marco regulatorio y acceso al financiamiento.

Desde el punto de vista de North (1990), las instituciones –entendidas como restricciones ideadas por los seres humanos para dar forma a su interacción– formales (como las constituciones, leyes y derechos de propiedad) e informales (como las sanciones, costumbres, y tradiciones), influyen significativamente en las formas de emprendimiento local.

Muestra de lo anterior es que los países con menor eficiencia institucional son propensos a conservar una estructura empresarial de tipo familiar, debido en parte a la incertidumbre sobre los derechos de propiedad y el cumplimiento de contratos (Castillo, 2002). Por su parte, Moreno (2017) sostiene que la decisión del individuo emprendedor, además de en aspectos institucionales, se basa en el nivel de desarrollo y estrato

socioeconómico de su entorno, lo cual se refleja en sus actitudes e intenciones. De lo anterior se infiere que las condiciones estructurales de cada zona condicionan la calidad, volumen y tipos de emprendimiento que se desarrollan en esta (Amorós, 2011) y, en ese sentido, su naturaleza (Baumol, 1990).

Para Douglas y Shepherd (2002), Douglas y Fitzsimmons (2005) y Steffens et al. (2006), la decisión de emprender es resultado de un dilema de elección ocupacional en el que influyen las perspectivas acerca de factores, tales como el ingreso esperado⁴ y la necesidad de este, la autonomía laboral, la aversión al riesgo, el estrés o las capacidades para emprender. Estos factores se describen a continuación de forma individual, en razón de su relación con la utilidad de incursionar en la actividad emprendedora, de acuerdo con la perspectiva dominante en la literatura.⁵

El ingreso monetario recibido a cambio de una actividad laboral genera una utilidad directa, referida al valor mismo del recurso y otra indirecta, por el uso que se le dé a este. La falta de *satisfacción con el ingreso (S)* tiene que ver con la insuficiencia de recursos pecuniarios para cubrir las necesidades de gasto del individuo⁶. Por lo tanto, las personas con mayor necesidad de ingreso o menor satisfacción con el monto que perciben de este, en un periodo, tienen una mayor propensión al emprendimiento ante un mercado con bajas barreras a la entrada (Verheul et al., 2001).

Se asume una relación positiva entre la preferencia por la *independencia en la toma de decisiones (I)* y la utilidad de emprender (Steffens et al., 2006). De esta forma, las personas interesadas en ser su propio jefe(a), mostrarían mayor proclividad al desarrollo de actividades empresariales. Por el contrario, aquellas que experimentan baja satisfacción, al incrementarse su responsabilidad en las decisiones laborales, tendrían menos interés por emprender (Douglas y Fitzsimmons, 2005).

⁴ Para efectos prácticos, el ingreso esperado de emprender se compara con el mejor salario viable.

⁵ Es importante comentar que cada determinante interactúa con el resto, potenciando o disminuyendo su efecto. Resulta sumamente complejo teorizar sobre qué efecto prevalece, ante la subjetividad de los criterios. Como se ha señalado, las percepciones juegan un papel significativo en la interpretación de los determinantes, por lo que, en la sección correspondiente, estos se analizan individualmente, dejando para los casos prácticos cualquier conjetura acerca de su interacción.

⁶ En cualquier caso, la satisfacción del ingreso monetario no es constante en el tiempo para un individuo determinado.

El desarrollo de cualquier actividad laboral conlleva riesgos. Por ejemplo, los empresarios toman decisiones bajo incertidumbre que repercuten en sus ganancias. El trabajador asalariado también está expuesto a condiciones de riesgo, tanto del entorno como del propio ámbito laboral (Walter y Heinrichs, 2015). Sin embargo, es generalmente aceptado que la incertidumbre asociada al empleo asalariado es menor a la experimentada por quien emprende (lo cual se compensa con la expectativa de un mayor ingreso). Es de esperarse entonces que las personas con *aversión al riesgo* (R) o poco tolerantes a este, sean menos propensas a incursionar en el emprendimiento (Poschke, 2013a).

Tanto el tiempo como la energía física y mental necesarias para el desarrollo de una actividad (laboral o de otro tipo) se pueden entender como componentes del nivel de esfuerzo. Habitualmente, las actividades emprendedoras de etapa temprana requieren mayor inversión de recursos que el promedio de las incursiones al trabajo asalariado.

Por tanto, habría que suponer que las personas que no experimentan reducciones importantes en su utilidad, ante sobrecargas de trabajo, muestran mejores aptitudes para la gestión de un emprendimiento (Steffens et al., 2006). No obstante, una situación de alto estrés, bajo un empleo asalariado, puede ser justo el desencadenante de la decisión de emprender o cambiar de empleo. Por lo anterior, en este trabajo, se considera que la *falta de exposición al esfuerzo* (W) pretendida o adjudicada en la actividad laboral (no confundir con la tolerancia al esfuerzo), aleja al individuo de la posibilidad de emprender.

Las *capacidades empresariales* (C) son las habilidades y aptitudes relacionadas con la actividad empresarial, adquiridas tanto en el ámbito académico como a través de la experiencia⁷. La percepción de contar con *capacidades empresariales* funciona como incentivo a la acción (Poschke, 2013b). La formación de estas capacidades depende, en parte, de las características cognitivas y afectivas del individuo (Bird, 1988), por las que este adquiere, almacena y procesa heurísticamente la información (Walter y Heinrichs, 2015).

La evidencia sugiere que, en algunos países en vías de desarrollo, con persistente presencia de problemas económicos e institucionales, pudiera verse alterada la autoconfianza de la población y la autopercepción de sus

⁷ Estas incluyen la "capacidad emprendedora", por la que se reconocen y aprovechan las oportunidades de negocios, y la "capacidad de gestión administrativa", que contribuye a mantener la salud operativa y financiera del proyecto.

capacidades⁸, la cual depende de los aprendizajes, estímulos e incentivos sociales a los que están expuestos (Douglas y Fitzsimmons, 2005); lo que llevaría a una valoración errónea de la utilidad esperada de las alternativas de decisión (Kahneman y Thaler, 2006).

Douglas y Shepherd (2002), en su análisis sobre la elección del emprendimiento, como actividad ocupacional, desde una perspectiva de maximización de la utilidad, llegan a la conclusión de que esta se encuentra asociada positivamente con la insatisfacción con el ingreso, el gusto por el trabajo independiente y la inclinación a tomar riesgos, pero que no es significativamente sensible a la exposición al esfuerzo (resultado coincidente con el de Steffens et al. [2006]).

Asimismo, Sepúlveda y Bonilla (2014), entre otros, aseguran que creer tener las habilidades necesarias para emprender aumenta la probabilidad de intentarlo. Douglas y Fitzsimmons (2005) agregan que la importancia de la autopercepción de las *capacidades empresariales* y de la aversión al riesgo, se incrementan con el nivel de desarrollo de la región, mientras que el peso del ingreso en la decisión de emprender tiene una relación inversa con dicho nivel. En este sentido, Coduras et al. (2018), afirman que la tasa de emprendimiento depende más de la necesidad económica cuanto más bajo sea el nivel socioeconómico.

Aunque los hallazgos anteriores representan una importante contribución al estudio de la intención emprendedora, los países en los que muchos de estos se basan (Australia, China y Tailandia, entre otros) presentan diferencias culturales y de niveles de indicadores empresariales con los países aquí estudiados. Tal es el caso del índice *Doing Business* del Banco Mundial (relativo a la facilidad para crear empresas), en el que los países de la Alianza del Pacífico presentan niveles inferiores que los de las referencias de la literatura, lo que hace inconveniente la generalización de resultados, sin tomar en cuenta las características locales.

2. Fuente de información y datos

El Global Entrepreneurship Monitor (GEM) constituye una de las más reconocidas referencias sobre el estado del emprendimiento a nivel mundial (Prieto y Merino, 2022; Amorós, 2011). Instituciones como la

⁸ Estos conceptos tienen que ver con la manera en que los individuos perciben su eficacia (autoeficacia).

Organización de las Naciones Unidas, el Banco Mundial y la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico se han apoyado de la información del GEM para justificar la implementación de políticas públicas en materia de emprendimiento.⁹

El GEM tiene dos instrumentos de recolección de información: la Encuesta Nacional de Expertos y la Encuesta de Población Adulta (NES y APS, respectivamente, por sus siglas en inglés).

Por un lado, la NES captura las percepciones de expertos acerca del entorno institucional y cultural vinculado al ecosistema emprendedor; por el otro, la APS identifica actitudes, actividades, aspiraciones, capacidades y perspectivas empresariales de la población en edad de trabajar (GEM, 2018).

Las variables independientes utilizadas están dadas por aproximaciones a los determinantes sugeridos por la literatura, en cuanto la *satisfacción con el ingreso*, la *independencia en la toma de decisiones*, la *aversión al riesgo* y la *falta de exposición al esfuerzo*, a los que se añaden las *capacidades empresariales*. Se destaca que estas variables se refieren a autopercepciones¹⁰. La variable dependiente corresponde a la decisión de emprender (Sparano, 2014).

Siguiendo a Cameron y Trivedi (2010), las variables se presentan como *dummies*, que toman el valor de 1 cuando la afirmación o negación que se pone a prueba es aceptada (respuesta “sí”); y 0, cuando esta es rechazada (respuesta “no”). La tabla 1 presenta las características de las variables empleadas, las cuales proceden de la APS del año 2013 del GEM.¹¹

⁹ Sin duda, esta fuente de información también afronta retos como los relacionados con confiabilidad de las autopercepciones o la cuantificación de las diferencias regionales, por ejemplo, en cuanto a los niveles de innovación.

¹⁰ Con la intención de centrar el análisis en la comparación directa de resultados referidos a los procesos cognitivos, afectivos, emocionales, de personalidad y de propensión a la acción, se omiten variables demográficas como la edad o género.

¹¹ La GEM incluyó en el año 2013 variables que permiten aproximar convenientemente el espíritu emprendedor, desde: la *satisfacción con el ingreso*, *independencia en la toma de decisiones* y *falta de exposición al esfuerzo*. En cualquier caso, no hay razones para pensar que las condiciones actuales lleven a conclusiones significativamente diferentes a las aquí expuestas.

Tabla 1
Características de las variables utilizadas en el estudio

Tipo	Variable	Descripción	Afirmación/negación a prueba	Respuestas posibles
Dependiente	<i>Participación en actividades emprendimiento (E)</i>	Participación como emprendedor(a) naciente o propietario(a) de un negocio con hasta 3.5 años de operación	Desarrollo una actividad emprendedora naciente o soy propietario de un nuevo negocio	
	<i>Satisfacción con el ingreso (S)</i>	Suficiencia de recursos pecuniarios para satisfacer las necesidades de gasto	Estoy satisfecho con mi ingreso	
Independiente	<i>Independencia en la toma de decisiones (I)</i>	Autodeterminación de los objetivos laborales y la manera de lograrlos	Tengo libertad de decidir cómo hacer mi trabajo	No: 0, Sí: 1
	<i>Aversión al riesgo (R)</i>	Preferencia por evitar la incertidumbre en el ámbito ocupacional	El miedo al fracaso me impide comenzar un nuevo negocio	
	<i>Falta de exposición al esfuerzo (W)</i>	Baja demanda de energía física y mental para el desarrollo de actividades laborales	En mi trabajo no estoy expuesto a estrés excesivo	
	<i>Capacidades empresariales (C)</i>	Habilidad, aptitud y experiencia relacionadas con la actividad empresarial	Cuento con las habilidades, aptitudes y experiencia adecuadas para gestionar un nuevo negocio	

Fuente: Elaboración propia con base en Douglas y Shepherd (2002) y GEM (2013).

Nota: Las variables independientes se refieren a percepciones.

Como *proxy* de la decisión de emprendimiento se utiliza la *participación en actividades de emprendimiento*. Para Kahneman y Thaler (2006), los individuos eligen con base en la felicidad esperada; por lo que parece adecuado asumir que, en sus decisiones, hay una pretensión a maximizar su utilidad.

Como aproximación (inversa) a la necesidad de ingreso, se emplea la aserción: *estoy satisfecho con mi ingreso actual*. Ante una respuesta favorable, se esperaría menos interés en emprender; en cambio, una respuesta desfavorable se entiende como un estado que favorece el emprendimiento al vincularse con el interés por la exploración de opciones de ingreso. Además, como *proxy* de la *independencia en la toma de decisiones*, se utiliza la afirmación: *tengo libertad de decidir cómo hacer mi trabajo*, al asumir que contar con el atributo de manera voluntaria favorece el emprendimiento.

La *aversión al riesgo* suele inhibir el comportamiento emprendedor. Siguiendo a Sepúlveda y Bonilla (2014), se utiliza como *proxy* de esta variable, la afirmación: *el miedo al fracaso me impide comenzar un nuevo negocio*. Por otra parte, una baja exposición al esfuerzo en el trabajo podría reducir el interés por la búsqueda de nuevas experiencias laborales, si lo anterior no se vincula con una disminución suficiente en el ingreso. Como aproximación a la *falta de exposición al esfuerzo*, se utiliza la sentencia: *en mi trabajo no estoy expuesto a estrés excesivo*.

Por último, para examinar la influencia de las *capacidades empresariales*, se emplea la aseveración: *cuento con las habilidades, aptitudes y experiencia adecuadas para gestionar un nuevo negocio*, a la cual, como ya se señaló, se le supone una relación directa con la probabilidad de emprender.¹²

La tabla 2 presenta la distribución, para cada país, de las respuestas a las variables anteriormente descritas. Se destaca que, en todos los países, la mayoría de la población se percibía como independiente en la toma de decisiones, tolerante al riesgo y capacitado en materia empresarial, elementos estos que favorecen la participación emprendedora. Al mismo tiempo, la mayoría se percibía capaz de cubrir gastos básicos y con baja exposición al esfuerzo, lo que inhibe la actividad emprendedora. La *participación media, en actividades de emprendimiento*, en los países de la Alianza del Pacífico, resultó de 19.2%.¹³

¹² Las opiniones asociadas a la *satisfacción con el ingreso, independencia en la toma de decisiones y falta de exposición al esfuerzo* son evaluadas originalmente con escalas de Likert (1: muy en desacuerdo, 2: en desacuerdo, 3: indiferente, 4: de acuerdo, 5: muy de acuerdo). Para facilitar el procesamiento estadístico y la interpretación de los resultados econométricos se homologó la escala de medición de estas variables a la forma dicotómica, agregando, por un lado, las categorías 1, 2 y 3, y por el otro, las categorías 4 y 5. El resto de las variables tiene una escala de medición dicotómica de origen.

¹³ Al respecto, en 2019, la *participación en actividades de emprendimiento* en países como Brasil, Ecuador, China o Australia era de 23.3%, 36.2%, 8.7% y 10.5%, respectivamente (Peña, Guerrero, González-Pernía y Montero, 2020).

Tabla 2
Distribución porcentual de las respuestas a las variables de estudio por país (%)

Variables	México		Chile		Colombia		Perú	
	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
<i>Participación en actividades de emprendimiento (E)</i>	87.2	12.8	80.7	19.3	78.1	21.9	78.2	22.8
<i>Satisfacción con el ingreso (S)</i>	25.8	74.2	13.3	86.7	32.8	67.2	9.4	90.6
<i>Independencia en la toma de decisiones (I)</i>	24.9	75.1	4.5	95.5	7.2	92.8	4.5	95.5
<i>Aversión al riesgo (R)</i>	67.1	32.9	67.7	32.3	63.3	36.7	70.1	27.9
<i>Falta de exposición al esfuerzo (W)</i>	27.0	73.0	16.5	83.5	24.5	75.5	14.4	85.6
<i>Capacidades empresariales (C)</i>	42.2	57.8	44.6	55.4	44.7	55.3	38.3	61.7
<i>Número de observaciones</i>	2,269		5,158		2,842		1,612	

Fuente: Elaboración propia con datos de GEM (2013).

Resulta interesante que, el país con mayor *participación en actividades de emprendimiento* en 2013, Perú (22.8%), sea el que mostraba una mayor percepción de *independencia en la toma de decisiones* y de *capacidades empresariales*. Por otro lado, México, el país con menor tasa de emprendimiento (12.8%), presentaba la percepción más baja de *independencia en la toma de decisiones*. Aunque lo anterior es consistente con la teoría, también hay algunos hallazgos que contravienen las visiones dominantes.

Por ejemplo, Perú, es también el país que tiene el mayor porcentaje de su población satisfecha con su ingreso y donde se presenta la menor tasa de exposición al esfuerzo (y en México, la menor), y Colombia, el país con la segunda posición en cuanto a tasa de emprendimiento, presenta la mayor proporción de aversión al riesgo. Lo anterior, evidencia la imposibilidad de llegar a conclusiones definitivas en este nivel de análisis.

La tabla 3 profundiza sobre las distribuciones de la tabla 2, al presentar el comportamiento en cuanto a la participación o no en actividades de emprendimiento, dada la respuesta a cada una de las variables independientes (en la forma: No|No, Sí|No, No|Sí, Sí|Sí). En consonancia con la literatura, se observa que la participación en este tipo de actividades fue menor cuando había percepción de *satisfacción con el ingreso (S)*, *aversión al riesgo (R)* y *falta de exposición al esfuerzo* en el trabajo (*W*), que cuando no estaban presentes esos atributos.

Por otra parte, la participación fue mayor cuando había percepción de *capacidades empresariales (C)* respecto de cuando no se tenía esa apreciación. Sin embargo, en lo referente a la percepción de *independencia*

en la toma de decisiones en el trabajo (*I*), solo Chile y Colombia presentaron mayor actividad emprendedora ante su presencia, en contraste con su ausencia.

Tabla 3
Distribución porcentual de la actividad emprendedora
condicionada a las respuestas a las variables independientes por
país (%)

Var	México				Chile				Colombia				Perú			
	No No	Sí No	No Sí	Sí Sí	No No	Sí No	No Sí	Sí Sí	No No	Sí No	No Sí	Sí Sí	No No	Sí No	No Sí	Sí Sí
<i>S</i>	78.3	21.7	90.3	9.7	75.6	24.5	81.5	18.5	72.7	27.3	80.8	19.2	70.2	29.8	77.9	22.1
<i>I</i>	79.3	20.7	89.8	10.2	83.7	16.3	80.6	19.5	84.4	15.7	77.7	22.3	76.4	23.6	77.2	22.8
<i>R</i>	85.2	14.8	91.2	8.9	76.7	23.4	89.2	10.8	74.8	25.2	84.0	16.0	76.0	24.0	80.2	19.8
<i>W</i>	79.4	20.6	90.0	10.0	71.8	28.2	82.4	17.6	73.3	27.7	79.7	20.3	65.5	34.5	79.1	20.9
<i>C</i>	94.2	5.8	82.1	17.9	93.6	6.5	70.3	29.7	92.0	8.0	67.0	33.0	91.3	8.7	68.4	31.6
<i>n</i>	2,269				5,158				2,842				1,612			

Fuente: Elaboración propia con datos del GEM (2013).

Nota: Los porcentajes de actividad emprendedora para cada respuesta de la variable independiente suman 100%. Con relación a las etiquetas tipo $x | z$, se tiene que x es la respuesta a “¿es propietario(a) de un emprendimiento?” y z es la respuesta a la variable independiente correspondiente.

Continuando con la tabla 3, Perú, seguido de Colombia, son los países con mayor participación en actividades de emprendimiento, para todas las formas de respuesta a las variables independientes, y son también, respectivamente, los países con la menor y mayor sensibilidad (en términos de la diferencia media entre los niveles de respuestas), de la tasa de emprendimiento. Asimismo, el comportamiento emprendedor más diferenciado en términos de la respuesta a la variable dependiente ocurre cuando los individuos no se perciben con *capacidades empresariales*, en cuyo caso, la decisión se inclina hacia “no emprender”, con proporciones que llegan al “16 a 1” en el caso de México”.

Adicionalmente, la tabla 4 ofrece una panorámica sucinta del desarrollo de los países bajo análisis, a través de una selección de indicadores. Se observa que las variaciones durante el periodo fueron casi siempre positivas. Al respecto, destacan los incrementos en el ingreso de Colombia (23.7%) y México (20.9%), así como el de los años de escolaridad en Colombia (19.7%). Los incrementos más bajos en términos de esperanza de vida al nacer (-2.7%), años promedio de escolaridad (2.0%) e ingreso (11.8%), se dieron en México, Perú y Chile, respectivamente.

Tabla 4
Indicadores de desarrollo de los países analizados

Indicador	México		Chile		Colombia		Perú	
	2013	2019	2013	2019	2013	2019	2013	2019
Esperanza de vida al nacer (años)	77.2	75.1	79.3	80.2	74.0	77.3	75.3	76.7
Años promedio de escolaridad	8.5	8.8	9.8	10.6	7.1	8.5	9.9	10.1
Ingreso Nacional Bruto per cápita*	15,854	19,160	20,804	23,261	11,527	14,257	11,462	13,622
Índice de Desarrollo Humano (IDH)	0.775	0.779	0.819	0.851	0.719	0.767	.741	.777

Fuente: Elaboración propia con datos del PNUD (2014; 2020). * En dólares y a valores de paridad de poder adquisitivo.

En la misma tabla, se puede advertir que, al cierre del periodo, Chile presentó los niveles más altos en términos absolutos en todos los indicadores, mientras que los otros tres países se reparten los niveles más bajos. Finalmente, con base en los niveles de IDH (tomado como indicador integral), no resulta complejo deducir que Chile presenta el mayor nivel de desarrollo relativo, seguido de México. A continuación, se ubica Perú, y en la cuarta posición Colombia. Lo anterior pone de manifiesto que, aun compartiendo el interés por alcanzar la competitividad que paulatinamente lleve a la conformación de un mercado regional integrado, existen diferencias en el nivel de desarrollo de estos países que podrían tener incidencia en las actitudes, percepciones e intenciones emprendedoras de su población, las cuales deben ser tomadas en cuenta para anticipar o en su caso intervenir en la conformación del tejido empresarial local y en los mecanismos para su articulación.

3. Una aproximación a la propensión a emprender a través de modelos logit

Para indagar sobre la propensión a emprender a través del efecto de sus potenciales determinantes, en este trabajo se especifican y estiman por máxima verosimilitud modelos logit para cada país. Esta es una vía de optimización conveniente cuando se trabaja con variables dicotómicas, dado que permite calcular la inversa de la varianza y conocer, así, los efectos marginales de las variables independientes sobre la dependiente (Hair et al., 2018).

La ecuación 1 muestra la probabilidad (p_i) de que la variable Y tome el valor 1, cuando el vector X que agrupa las k variables explicativas (x_1, x_2, \dots, x_k) refleja que el individuo i cuenta con determinados atributos (X_i).

$$p_i = P(Y = 1 | X_i) \quad (1)$$

Para el cálculo de esta probabilidad, se incorpora un modelo de regresión convencional, anidado en una función $F(\cdot)$, de tal manera que:

$$p_i = F(\beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \dots + \beta_k x_{k,i}) \quad (2)$$

Habitualmente, $F(\cdot)$ toma la forma de la distribución logística, por lo que

$$p_i = P(Y = 1 | X_i) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \dots + \beta_k x_{k,i})}} \quad (3)$$

lo que garantiza que los valores de p_i estén entre 0 y 1, manteniendo una relación no lineal con las variables independientes. Para su correcta interpretación, los coeficientes de regresión β deben transformarse en razones de probabilidad. La función de regresión del modelo logístico, particularizada en las variables explicativas (S , I , R , W y C) y la variable de respuesta (E) (ver Tabla 1), toma la forma

$$E_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 I_i + \beta_3 R_i + \beta_4 W_i + \beta_5 C_i + \mu \quad (4)$$

Asimismo, la propensión a emprender está dada por la probabilidad con la que $E_i = 1$, es decir, p_i . Una vez estimado el modelo *logit* se calcula el efecto marginal, $M_{i,j}$, para cada variable j

$$M_{i,j} = \frac{\partial F(\cdot)}{\partial X_{i,j}} = \frac{e^{-(\beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 I_i + \beta_3 R_i + \beta_4 W_i + \beta_5 C_i)}}{(1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 I_i + \beta_3 R_i + \beta_4 W_i + \beta_5 C_i)})^2} \beta_j \quad (5)$$

el cual refleja la variación en la probabilidad de emprender del individuo i debido a los cambios en la elasticidad de la variable j , manteniendo el resto constante. De esta manera, se puede conocer la incidencia de las variables independientes en la formación de la intención emprendedora.

Los resultados de la estimación del modelo descrito permitirán probar, para el conjunto de países, las siguientes hipótesis que guardan relación con los trabajos de Douglas y Shepherd (2002), Steffens et al. (2006), Sepúlveda y Bonilla (2014) y Poschke (2013a, 2013b): (H_1) la *satisfacción con el ingreso* reduce la probabilidad de emprender; (H_2) la *independencia en la toma de decisiones* aumenta la probabilidad de emprender; (H_3) la *aversión al riesgo* reduce la probabilidad de emprender; (H_4) la *falta de exposición al esfuerzo* laboral reduce la probabilidad de emprender; y, (H_5) las *capacidades empresariales* aumentan la probabilidad de emprender. Sin menoscabo de los comentarios referidos a la validación de

las hipótesis a nivel país, se considerará que estas se cumplen en el marco de la investigación, solo si se comprueban al menos en la mayoría de los países bajo análisis.

Asimismo, siguiendo a Douglas y Fitzsimmons (2005) y Coduras et al. (2018), se añaden las siguientes hipótesis que involucran el nivel de desarrollo: (H_6) a mayor nivel de desarrollo, mayor es la importancia de la *aversión al riesgo*; (H_7) a mayor nivel de desarrollo, menor es la importancia de la *satisfacción con el ingreso*; (H_8) a mayor nivel de desarrollo, mayor es la importancia de las *capacidades empresariales* (efecto directo); y, (H_9) a mayor nivel de desarrollo, mayor es la incidencia de las *capacidades empresariales* en otros determinantes (efecto indirecto).

4. Resultados

En esta sección, se presenta el análisis econométrico llevado a cabo y las interpretaciones que se deducen del tratamiento de los datos. Al respecto, la tabla 5 muestra los efectos marginales de las variables independientes asociadas *a priori* a la propensión a emprender para los países bajo análisis, los cuales se discuten a continuación, a la luz de estudios previos.

Tabla 5
Efectos marginales en la probabilidad de emprendimiento
(estimación logit)¹⁴

VARIABLES	México	Chile	Colombia	Perú
<i>Satisfacción con el ingreso</i> (S)	-0.101 ** (0.047)	-0.024 (0.017)	-0.050 ** (0.017)	-0.001 (0.034)
<i>Independencia en la toma</i> <i>de decisiones</i> (I)	0.030 (0.039)	0.042 * (0.024)	0.081 ** (0.026)	0.031 (0.049)
<i>Aversión al riesgo</i> (R)	-0.048 *** (0.014)	-0.079 *** (0.011)	-0.067 *** (0.015)	0.013 (0.024)
<i>Falta de exposición al</i> <i>esfuerzo</i> (W)	-0.022 (0.037)	-0.065 *** (0.016)	-0.033 * (0.019)	-0.112 *** (0.034)
<i>Capacidades empresariales</i> (C)	0.104 *** (0.013)	0.211 *** (0.010)	0.236 *** (0.014)	0.225 *** (0.019)
Pseudo R ² (McFadden)	0.1408	0.2210	0.2144	0.1616
n	2,268	5,158	2,842	1,612

Fuente: Elaboración propia con Stata 15. Nota: La significancia estadística al 90%, 95% y 99% se indica respectivamente con *, **, ***. Los errores estándar robustos están entre paréntesis.

¹⁴ Complementariamente, se estimaron modelos *probit* a través de los cuales se identificó la presencia de heterocedasticidad, la cual fue corregida por medio del uso de estimadores robustos.

Partiendo del hecho de que el pseudo R^2 de McFadden sugiere que el grado de bondad de ajuste de los modelos es aceptable, se destaca que la *satisfacción con el ingreso* se relaciona negativamente con la propensión a emprender, en todos los casos (aunque no siempre de forma significativa).

Esta relación es especialmente importante en el caso de México, donde la propensión a emprender se ve reducida en 10.1% (efecto mayor al del resto de variables reductoras de la predisposición a emprender). Esta variable no resultó significativa para Chile y Perú, lo que podría estar relacionado con el poder adquisitivo del salario (Mandakovic et al., 2016). En general, el signo negativo de la relación se puede sustentar en que, el hecho de tener cubiertas las necesidades de gasto de corto plazo reducen los incentivos, *ceteris paribus*, para realizar una actividad empresarial cuyo costo marginal es mayor a su ingreso marginal.

Por otro lado, la *independencia en la toma de decisiones* laborales muestra una relación directa con la motivación a emprender, aunque solo en Chile (4.2%) y Colombia (8.1%) contribuye significativamente a explicarla, confirmando los resultados de la tabla 3. En este último país, la variable tuvo un efecto compensatorio superior al de cualquiera de las tres condiciones reductoras de la probabilidad de emprender (estar satisfecho con el ingreso, ser averso al riesgo y no estar expuesto a esfuerzo). Se confirma que la *aversión al riesgo* desincentiva la actividad empresarial al mostrarse con signo negativo en los países donde fue significativa¹⁵, llegando a producir reducciones en la propensión a emprender de hasta 7.9% (en el caso de Chile).

La *falta de exposición al esfuerzo* laboral se asocia a una mayor utilidad¹⁶, la cual reduciría el interés por emprender (siempre que esto no tenga efectos considerables en el ingreso). Los resultados para Chile, Colombia y Perú confirman esta conjetura. En México, en cambio, esta variable no tiene una vinculación clara con la decisión de emprendimiento. Adicionalmente, las *capacidades empresariales* resultaron ser la única variable significativa en todos los países y la que mejor explica la incursión en la actividad emprendedora en todos ellos. En México, esta variable incrementa la propensión a dedicarse a actividades de emprendimiento en 10.4%, mientras que en el resto de los países lo hace en más de 20%.

15 La percepción del riesgo y el temor al fracaso podrían explicar por qué, ante necesidades similares, algunos individuos emprenden y otros no.

16 Es por ello que los trabajos asalariados que conllevan un alto estrés laboral suelen ser compensados con una mayor remuneración.

En la tabla 6 se muestran, para cada país, los efectos marginales que en la probabilidad de emprender tienen las variables *S*, *I*, *R* y *W*, dada la percepción acerca de las *capacidades empresariales*. Se encuentra que esta percepción potencia la magnitud en todas las variables (respetando su signo) y países (con relación a lo mostrado en la tabla 5). A este respecto, las variables más influidas son la *independencia en la toma de decisiones* y la *aversión al riesgo*.

Tabla 6
Efectos marginales en la probabilidad de emprender dada la autopercepción de las capacidades empresariales (estimación logit)

Variables	México		Chile		Colombia		Perú	
	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
<i>Satisfacción con el ingreso (S)</i>	-0.059 * (0.031)	-0.132 ** (0.061)	-0.011 (0.008)	-0.034 (0.023)	-0.025*** (0.010)	-0.066*** (0.024)	-0.000 (0.017)	-0.003 (0.045)
<i>Independencia en la toma de decisiones (I)</i>	0.017 (0.023)	0.039 (0.050)	0.018 * (0.010)	0.059* (0.035)	0.037*** (0.012)	0.115*** (0.038)	0.015 (0.023)	0.040 (0.066)
<i>Aversión al riesgo (R)</i>	-0.027 ** (0.008)	-0.063** (0.018)	-0.035 *** (0.006)	-0.113*** (0.016)	-0.033 (0.008)	-0.095*** (0.021)	0.006 (0.012)	0.017 (0.031)
<i>Falta de exposición al esfuerzo (W)</i>	-0.013 (0.021)	-0.029 (0.048)	-0.032 *** (0.009)	-0.091*** (0.022)	-0.016 (0.010)	-0.046* (0.026)	-0.060 *** (0.022)	-0.144 *** (0.042)
Pseudo R ² (McFadden)	0.1408		0.2210		0.2144		0.1616	
n	2,268		5,158		2,842		1,612	

Fuente: Elaboración propia con Stata 15. Nota: La significancia estadística al 90%, 95% y 99% se indica respectivamente con *, **, ***. Los errores estándar robustos están entre paréntesis.

Se deduce que, para el caso de México, percibir que se cuenta con *capacidades empresariales* aumenta el efecto negativo de la *satisfacción con el ingreso* en la propensión a emprender en 7.3 puntos porcentuales, respecto de la situación donde no se perciben. En Colombia, hay un diferencial positivo de 7.8 puntos porcentuales en la contribución de la *independencia en la toma de decisiones*, ante la presencia de esta percepción. También se encuentra que, en el caso de Chile, las *capacidades empresariales* reducen la probabilidad de emprender en 7.8 puntos porcentuales, cuando se es adverso al riesgo. Finalmente, la *falta de exposición al esfuerzo* es la única variable estadísticamente significativa para Perú, y su presencia reduce en 8.4 puntos porcentuales la posibilidad de emprender, de percibirse con *capacidades empresariales*. Los casos señalados, que interesantemente corresponden a países distintos, son las variaciones más grandes para cada una de las variables.

En términos de hipótesis, la tabla 5 muestra que la *satisfacción con el ingreso* reduce la motivación a emprender, únicamente en México y Colombia, lo que no constituye evidencia suficiente a favor de H_1 .

Asimismo, solo en Chile y Colombia, la *independencia en la toma de decisiones* aumenta la propensión a emprender por lo que no es posible confirmar H_2 . La *aversión al riesgo* inhibe la actividad emprendedora en todos los países, menos en Perú, con lo cual se verifica H_3 . Por otro lado, con excepción de México, la *falta de exposición al esfuerzo* laboral asalariado se asocia negativamente con la probabilidad de emprender, por lo que se acepta H_4 . Además, se confirma H_5 , debido a que en todos los países las *capacidades empresariales* incrementan la probabilidad de emprender.

Para comprobar las hipótesis H_6 , H_7 , H_8 y H_9 , se utiliza una comparación simple entre las posiciones de los cuatro países en cuanto a su nivel de desarrollo, dado por el IDH (ver tabla 4) y la posición del peso del estimador de la variable, que corresponda a la hipótesis de cada una de las regresiones. La relación directa entre la *aversión al riesgo* y el nivel de desarrollo (H_6) sí pudo ser probada (aunque con limitaciones debido a la falta de significancia estadística de algunas variables). No se encontró evidencia suficiente para afirmar que la importancia de la *satisfacción con el ingreso* es menor con el nivel de desarrollo (H_7). En lo referente a H_8 , la evidencia, lejos de permitir asegurar que la importancia de la percepción acerca de las *capacidades empresariales* se incrementa con el desarrollo, sugiere que esta podría tener un efecto más notable según que el desarrollo sea menor. Para probar H_9 se reinterpretan las variables explicativas a la luz de la autopercepción de las capacidades empresariales (tabla 6), y se cotejan las variaciones de sus estimaciones con su efecto directo como variable independiente (tabla 5). De lo anterior, es posible afirmar que no existe evidencia a favor de que la incidencia de la autopercepción de las *capacidades empresariales*, en otros determinantes, se incremente con nivel de desarrollo y, de hecho, la evidencia sugiere una relación inversa. Los resultados del contraste de hipótesis se concentran en la tabla 7.

Tabla 7
Resultados del contraste de hipótesis

Hipótesis	Verificación por país				Comprobación de H
	México	Chile	Colombia	Perú	
H_1 : La <i>satisfacción con el ingreso</i> reduce la probabilidad de emprender.	Sí	No	Sí	No	No
H_2 : La <i>independencia en la toma de decisiones</i> aumenta la probabilidad de emprender.	No	Sí	Sí	No	No
H_3 : La <i>aversión al riesgo</i> reduce la probabilidad de emprender.	Sí	Sí	Sí	No	Sí
H_4 : La <i>falta de exposición al esfuerzo</i> laboral reduce la probabilidad de emprender.	No	Sí	Sí	Sí	Sí
H_5 : Las <i>capacidades empresariales</i> aumentan la probabilidad de emprender.	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
H_6 : A mayor nivel de desarrollo, mayor es la importancia de la <i>aversión al riesgo</i> .	-	-	-	-	Sí

H_7 :	A mayor nivel de desarrollo, menor es la importancia de la <i>satisfacción con el ingreso</i> .	-	-	-	-	No
H_8 :	A mayor nivel de desarrollo, mayor es la importancia de las <i>capacidades empresariales</i> .	-	-	-	-	No
H_9 :	A mayor nivel de desarrollo, mayor es la incidencia de las <i>capacidades empresariales</i> en otros determinantes.	-	-	-	-	No

Fuente: Elaboración propia. Sí: se acepta la hipótesis. No: No hay evidencia suficiente para aceptar la hipótesis.

Se observa que las relaciones se asemejan solo parcialmente a lo propuesto por la literatura. Específicamente, únicamente cuatro de nueve hipótesis pudieron ser probadas debido a que, en al menos la mayoría de los países, se verificaban los enunciados relacionales.

Conclusiones

En este trabajo, se examina el efecto que tienen en los países que conforman la Alianza del Pacífico, los principales factores en torno a las actitudes, percepciones e intenciones que la literatura presenta como determinantes de la motivación para el emprendimiento. El análisis se basa en estadística descriptiva y modelos probabilísticos (*logit*), a partir de los datos del Global Entrepreneurship Monitor.

Se encontró que la acción de emprender en las economías latinoamericanas de la Alianza del Pacífico está asociada de forma negativa pero no robusta, con la aversión al riesgo y la falta de exposición al esfuerzo. Por otro lado, la relación es positiva y robusta con la capacidad empresarial, que resultó ser la variable que mejor explica la motivación hacia el emprendimiento. Además, la relación no es clara con la necesidad de ingreso y la independencia en la toma de decisiones. Estos hallazgos son solo parcialmente consistentes con la literatura, que, por una parte, sugiere una relación positiva con la necesidad de ingreso y la independencia en la toma de decisiones y, por la otra, una falta de relación con el nivel de esfuerzo.

Los resultados anteriores se deben a que, en algunas de las economías estudiadas, la falta de exposición al esfuerzo y la aversión al riesgo restan peso al efecto esperado de la necesidad de ingreso (solo México se presenta poco sensible al esfuerzo y muy sensible al ingreso a la hora de emprender, lo cual quizá también explique por qué este es el país de la OCDE con más horas trabajadas al año por persona). Por otro lado, aunque la búsqueda de independencia sí se presenta como un promotor del emprendimiento, no es posible generalizar en cuanto a la prioridad de este factor en los países de la Alianza del Pacífico.

Adicionalmente, las capacidades empresariales no resultan más relevantes en la decisión de emprender ni influyen más en otras variables cuanto más desarrollado es el entorno, como lo sugiere la literatura. Incluso, parece que se da la relación contraria, por la que, un menor desarrollo estaría asociado con una mayor percepción de capacidades, lo que, a su vez, podría tener que ver con el incremento de la autoconfianza de los individuos y con una subestimación de los riesgos. Finalmente, las diferencias en el desarrollo de los países analizados no fueron suficientes para probar que exista una menor importancia del ingreso como detonador de emprendimiento conforme se alcanza un mayor nivel de progreso, como propone la literatura.

Todo lo anterior sería muestra de que el emprendimiento tiene un origen multifactorial y dinámico, en el que las percepciones juegan un rol importante. Los hallazgos de esta investigación ayudan a diferenciar el efecto del contexto local en la distribución y en las variaciones de las motivaciones a emprender a través de las actitudes e intenciones de los individuos. De cualquier forma, hace falta más investigación para poder establecer mejores relaciones entre el nivel de desarrollo y las decisiones de la población en materia de emprendimiento. Prueba de ello es que los dos países con indicadores más bajos de desarrollo en este estudio tuvieron el mayor y menor cumplimiento de las condiciones puestas a prueba.

Por último, para evitar generalizaciones y anticipar mejor lo que implica el fortalecimiento de la articulación regional, es conveniente seguir incorporando al estudio información sobre las características de los entornos locales en los que se desenvuelven los potenciales emprendedores, incluidas las acciones de los gobiernos.

No se puede pasar por alto que las transformaciones políticas en varios de los países que conforman la Alianza del Pacífico podrían llevar a un redireccionamiento de sus prioridades (Ospina y Ramírez, 2021). Sumado a lo anterior, considerar la incorporación de información demográfica, permitirá una mejor focalización de las potenciales políticas públicas nacionales y la agenda conjunta que promuevan el crecimiento de la actividad emprendedora, con mayor garantía de que esta pueda ser una fuente de sustento de largo plazo para sus propietarios, y un generador de bienestar social y económico.

Referencias

- [1] Alianza del Pacífico (2015). Abecé Alianza del Pacífico. En https://alianzapacifico.net/wp-content/uploads/2015/06/abc_AP.pdf
- [2] Amorós, J. (2011). El proyecto Global Entrepreneurship Monitor (GEM): una aproximación desde el contexto latinoamericano. *Academia. Revista Latinoamericana de Administración*, (46), 1-15.
- [3] Baker, T., y Welter, F. (2018). Contextual Entrepreneurship. An Interdisciplinary Perspective. *Foundations and Trends in Entrepreneurship*, 14(4), 357-426.
- [4] Banco Mundial (2022). PIB (US\$ a precios actuales). Datos sobre las cuentas nacionales del Banco Mundial y archivos de datos sobre cuentas nacionales de la OCDE. *Banco Mundial (BIRF/AIF)* <https://datos.bancomundial.org/indicador/NY.GDP.MKTP.CD>
- [5] Baumol, W. (1990). Entrepreneurship: productive, unproductive, and destructive. *The Journal of Political Economy*, 98(5), 893-921.
- [6] Bird, B. (1988). Implementing entrepreneurial ideas: the case for intention. *Academy of Management Review*, 13(3), 442-453.
- [7] Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics Using Stata, Revised Edition*. Stata Press, College Station, TX.
- [8] Castillo, R. (2002). La protección de los derechos de propiedad y la elección de la estructura de propiedad corporativa. *El Trimestre Económico*, 69(273), 37-63.
- [9] Coduras, A., Velilla, J. y Ortega, R. (2018). Age of the entrepreneurial decision: Differences among developed, developing and non-developed countries. *Economics and Business Letters*, 7(1), 36-46.
- [10] Douglas, E. y Fitzsimmons, J. (2005). Entrepreneurial intentions towards individual vs. corporate entrepreneurship. *SEANZ 2005 Conference, Armidale, N.S.W.*, 25-30.
- [11] Douglas, E. y Shepherd, D. (2002). Self-employment as a career choice: attitudes, entrepreneurial intentions, and utility maximization. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 26(3), 81-90.
- [12] García-Macías, M., Zerón-Félix, M. y Sánchez-Tovar, Y. (2018). Factores de entorno determinantes del emprendimiento en México. *Entramado*, 14(1), 88-103.
- [13] Global Entrepreneurship Monitor [GEM] (2013). *GEM 2013 APS Global Individual Level Data – Entrepreneurial Employee Activity Optional Questions*. Base de datos. Global Entrepreneurship Research Association (GERA).
- [14] Global Entrepreneurship Monitor [GEM] (2018). *Global Entrepreneurship Monitor. Global Report 2017/2018*. Global Entrepreneurship Research Association (GERA).
- [15] Hair, J., Black, W., Babin, B., y Anderson, R. (2018). *Multivariate data analysis* (8th Ed.). Andover: Cengage Learning, EMEA.
- [16] Herrera, C. y Montoya, L. (2013). El emprendedor: una aproximación a su definición y caracterización. *Punto de Vista*, 4(7), 7-30.

- [17] Kahneman, D. y Thaler, R. (2006). Anomalies: utility maximization and experienced utility. *Journal of Economic Perspectives*, 20(1), 221-234.
- [18] Mancilla, C. y Amorós, J. (2012). La influencia de factores socio-culturales en el emprendimiento, evidencia en Chile 2007-2010. *Multidisciplinary Business Review*, 5(1), 15-25.
- [19] Mandakovic, V., Abarca, A. y Amorós, E. (2016). *Global Entrepreneurship Monitor: Reporte Nacional de Chile 2015*. Santiago: Ediciones Universidad del Desarrollo - CORFO.
- [20] Martínez, J. L. (2010). The propensity for entrepreneurship: psychological and social factors. *Cuadernos Latinoamericanos de Administración*, VI(10), 51-76.
- [21] Moreno, J. (2017). Influencia del emprendimiento sobre el crecimiento económico y la eficiencia: importancia de la calidad institucional y la innovación social desde una perspectiva internacional. *Revista de Economía Mundial*, (46), 137-162.
- [22] Navarro, R. y Moreira, C. (2018). Influencia de percepción y actitudes en la intención emprendedora. Análisis Factorial Confirmatorio para el caso Ecuador. *Revista Publicando*, 5(15(2)), 468-478.
- [23] Neve, J. y Sachs, J. (2020). Sustainable Development and Human Well-Being. En J. Helliwell et al. (Eds.), *World Happiness Report 2020* (113-128, Rep.). Nueva York: Sustainable Development Solutions Network.
- [24] North, D. (1990). An introduction to institutions and institutional change. En *Institutions, Institutional Change and Economic Performance. Political Economy of Institutions and Decisions* (pp. 3-10). Cambridge: Cambridge University Press.
- [25] Ospina, M. P. y Ramírez, J. (2021). La Alianza del Pacífico: nuevas lógicas de la integración regional, los giros políticos y la geopolítica latinoamericana. *Revista Internacional de Cooperación y Desarrollo*, 8 (2), 78-95.
- [26] Peña, I., Guerrero, M., González-Pernía, J.L. y Montero, J. (2020). *Global Entrepreneurship Monitor. Informe GEM España 2019-2020*. Universidad de Cantabria, Asociación RED GEM España y CISE.
- [27] Poschke, M. (2013a). The decision to become an entrepreneur and the firm size distribution: a unifying framework for policy analysis. *IZA Discussion Papers 7757*. Institute of Labor Economics.
- [28] Poschke, M. (2013b). Who becomes an entrepreneur? Labor market prospects and occupational choice. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(3), 693-710.
- [29] Prieto, C. J. y Merino, F. (2022). The role of the entrepreneur's characteristics to be a born global firm. *European Journal of International Management*, 17(4), 536-563. DOI:10.1504/EJIM.2022.123227
- [30] Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo [PNUD] (2014). *Informe sobre Desarrollo Humano 2014. Sostener el progreso humano: Reducir vulnerabilidades y construir resiliencia*. Washington D.C.: PNUD.
- [31] Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo [PNUD] (2020). *Human Development Report 2020. The next frontier. Human development and the Anthropocene*. New York: PNUD.
- [32] Rodríguez, A. (2009). Nuevas perspectivas para entender el emprendimiento empresarial. *Pensamiento y Gestión*, (26), 94-119.

- [33] Sepúlveda, J. P. y Bonilla, C. A. (2014). The factors affecting the risk attitude in entrepreneurship: evidence from Latin America, *Applied Economics Letters*, 21(8), 573-581. DOI: 10.1080/13504851.2013.875104
- [34] Sistema Económico Latinoamericano y del Caribe [SELA] (2013). La Alianza del Pacífico en la integración latinoamericana y caribeña. Caracas: Secretaría permanente del Sistema Económico Latinoamericano y del Caribe.
- [35] Sparano, H. (2014). Emprendimiento en América Latina y su impacto en la gestión de proyectos. *Revista Dimensión Empresarial*, 12(2), 95-106.
- [36] Steffens, P., Fitzsimmons, J. y Douglas, E. (2006). A choice modeling approach to predict entrepreneurial intentions from attitudes and perceived abilities. En A. Zacharakis et al. (Eds.) *Frontiers of Entrepreneurship Research 2006* (pp. 2019-233). Babson College Entrepreneurship Research Conference.
- [37] Verheul, I., Wennekers, S., Audretsch, D. y Thurik, R. (2001). An eclectic theory of entrepreneurship: policies, institutions and culture. *Tinbergen Institute Discussion Paper TI2001-030/3*.
- [38] Walter, S. y Heinrichs, S. (2015). Who becomes an entrepreneur? A 30-years-review of individual-level research. *Journal of Small Business and Enterprise Development*, 22(2), 225-248.

Informalidad laboral, crecimiento económico y gasto público en México, 2005-2019

Labor informality, economic growth and public spending in Mexico, 2005-2019

Rogelio Varela Llamas*, Ricardo Rodolfo Retamoza Yocupicio**

Información del artículo

Recibido:
15 Diciembre 2021

Aceptado:
23 Enero 2023

Clasificación JEL: E26;
O4; H5; C4.

Palabras clave:
informalidad laboral;
crecimiento económico;
gasto público;
cointegración.

Resumen

La informalidad laboral se ha vuelto un tema recurrente en la literatura sobre mercados laborales, sobre todo por su persistencia en países en vías de desarrollo. Para el caso de México, en los últimos años ha tomado relevancia su discusión desde diversas perspectivas analíticas. Para responder la interrogante de qué factores explican el fenómeno de estudio, se estiman Modelos Autorregresivos de Rezagos Distribuidos, por sus siglas en inglés (ARDL), en donde la informalidad laboral es la variable de interés. Se utilizan datos de series de tiempo para el periodo de 2005-2019 en frecuencia trimestral. Los resultados de estimación indican que, en el largo plazo, el crecimiento económico *per cápita* real y la escolaridad de nivel medio y superior contribuyen a reducir la informalidad. También se encuentra que la acción del gobierno a través del gasto público *per cápita*, permite atenuar la informalidad. Los resultados permiten sostener la idea de que es un fenómeno complejo y multifactorial.

* Universidad Autónoma de Baja California, Campus Tijuana; rvarela@uabc.edu.mx; <https://orcid.org/0000-0002-8608-4537>.

** Universidad Autónoma de Baja California, Campus Mexicali; ricardo.retamoza@uabc.edu.mx; <https://orcid.org/0000-0002-9089-5244>.

Article information	Abstract
Received: 15 December 2021	Labor informality has become a recurring theme in the literature on labor markets, especially due to its persistence in developing countries. In the case of Mexico, in recent years its discussion has become relevant from various analytical perspectives. To answer the question of what factors, explain the phenomenon under study, Autoregressive Models of Distributed Lags (ARDL) are estimated, where labor informality is the variable of interest. Time series data are used for the period 2005-2019 in quarterly frequency. The estimation results indicate that in the long term, real per capita economic growth and secondary and higher education contribute to reducing informality. It is also found that the action of the government through public spending per capita, allows to mitigate informality. The results support the idea that it is a complex and multifactorial phenomenon.
Accepted: 23 January 2023	
JEL Classification: E26; O4; H5; C4.	
Keywords: labor informality; economic growth; public expenditure; cointegration.	

Introducción

Los mercados laborales de los países en vías de desarrollo y, de manera más específica, de la región de América Latina y el Caribe, tienen una dinámica diferente a la que exhiben los países más desarrollados. Una característica que comparten las economías de la región, es el hecho de que enfrentan dificultades para generar los suficientes empleos formales que demanda la sociedad. En este contexto, gran parte de la fuerza de trabajo que opera en la economía informal, está motivada por la búsqueda de una fuente de ingreso que les permita mejorar sus condiciones de subsistencia. Es así que, el fenómeno de la informalidad laboral ha tenido un gran impacto en las economías menos desarrolladas, como las de América Latina y el Caribe.

En sus informes más recientes, la Organización Internacional del Trabajo destaca que se trata de un fenómeno de impacto global, se estima que más del 60% de la población económicamente activa se encuentra en condiciones de informalidad y, en la región de América Latina y el Caribe, alrededor del 40% (OIT, 2018). De acuerdo con el mismo organismo, en la economía mexicana la informalidad laboral supera el promedio de la región de América Latina y el Caribe. Cifras de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), correspondientes al cuarto trimestre de 2019, señalan que la tasa de informalidad laboral cerró en 56.2%, lo que significa que más de la mitad de la población económicamente activa, labora sin tener acceso a los servicios de seguridad social. Ante este panorama, emerge el interés por abordar los determinantes del fenómeno, desde distintas perspectivas analíticas. Si bien, la tasa de desempleo de la economía

nacional no se ha caracterizado en promedio por ser significativamente elevada durante el periodo 2005-2019, la magnitud y persistencia de la tasa de informalidad si llama la atención (OIT,2019).

En América Latina y el Caribe, se estima que hay una fuerza laboral de aproximadamente 263 millones de trabajadores; de los cuales, poco más de la mitad se desempeñan en actividades informales, esto es, cerca de 140 millones de trabajadores. Se plantea que es un segmento de la población que no está protegida por las normas laborales ni cotizan a la seguridad social. La agravante es que muchos de ellos se encuentran inmersos en la pobreza o pobreza extrema y son parte de los grupos vulnerables (Salazar y Chacaltana, 2018). Considerando este contexto, en el presente trabajo se aborda como objeto de estudio el fenómeno de la informalidad laboral en México durante el periodo que comprende desde el primer trimestre de 2005 hasta el cuarto trimestre de 2019.

Para analizar sus determinantes, se exploran fundamentalmente dos perspectivas analíticas. Por un lado, se hace referencia a la visión que sostiene que la capacidad de la economía mexicana para generar empleos formales se determina por la tasa de crecimiento del producto, asumiendo que la recuperación de la actividad económica es un factor que contribuye a reducir la tasa de informalidad laboral. En esta línea de reflexión se ubica el planteamiento de Ros (2013). Por otro lado, ha venido permeando la idea de que, en la economía mexicana, la informalidad tiene que ver con las acciones del gobierno y, en particular, con el desempeño de la política social que genera incentivos que detonan la informalidad y deterioran la productividad (Levy, 2008). Sin embargo, la literatura empírica, también plantea que hay otros factores relevantes como la escolaridad de la fuerza de trabajo. En el mismo trabajo de Salazar y Chacaltana (2018), se señala que la educación es una variable de alto impacto en la incidencia de la informalidad, argumentando que mayores calificaciones, mejoran la capacidad del empleado y las oportunidades de tener un empleo registrado con beneficios sociales.

A partir de las interpretaciones previas, en el presente documento, se analiza la interrelación de un conjunto de variables de orden económico con la tasa de informalidad laboral, considerando además la escolaridad de la fuerza de trabajo como una variable de carácter social. En aras de abordar el fenómeno de estudio, se estiman modelos con series temporales. En una primera especificación econométrica, se contemplan variables explicativas como el crecimiento del producto interno *per cápita* real, el porcentaje de la población con educación media y superior y la tasa

de desocupación, considerando estas dos últimas variables como factores de control. En el segundo modelo, se introducen variables como el gasto público *per cápita* real y el número de personas que ganan desde uno hasta 2 salarios mínimos.

La estimación de la primera ecuación, rescata una idea de carácter estructural que aborda la informalidad a partir de las condiciones económicas que existen en el país: en materia de actividad económica, desempeño del mercado laboral y, del capital humano. Se plantea que cuando el crecimiento económico y la educación mejoran, también puede prosperar la situación socioeconómica de la población, accediendo a un mayor nivel de ingreso en actividades productivas formales. Se esperaría que, entre la tasa de desocupación y la informalidad laboral, hubiese una relación directa, siendo la desocupación un detonante de la informalidad. En una visión más institucional, en el segundo modelo se contempla al gasto público *per cápita* real, como indicador de política económica y acción gubernamental. En este caso, se esperaría encontrar que un mayor gasto impactara en una mejora del mercado interno y, por ende, en un mercado laboral más dinámico, disminuyendo en consecuencia, las actividades informales. En esta especificación, se contempla a las personas que ganan desde uno hasta dos salarios mínimos, como variable de control.

El planteamiento que subyace en los ejercicios empíricos es que tanto la tasa de crecimiento del producto como el gasto público en términos *per cápita*, pueden incidir negativamente sobre la tasa de informalidad en el largo plazo. Con el propósito de abordar las relaciones analíticas entre variables, el documento se divide en cuatro secciones. En la primera, se realiza una revisión conceptual y de literatura empírica acerca del fenómeno de estudio. En la segunda parte, se describen las variables de interés, las fuentes de información y se efectúa un análisis estadístico preliminar. En la tercera sección, se explica la metodología econométrica y se discuten los resultados de estimación con base en datos correspondientes al periodo 2005-2019 en frecuencia trimestral. Finalmente, se presentan las conclusiones y se destacan posibles implicaciones de política económica, así como futuras líneas de investigación.

1. Informalidad laboral: explicación conceptual y evidencia empírica

La informalidad es un concepto que empezó a integrarse en la década de 1970 y se remonta al trabajo de Hart (1973). A partir de entonces se acuñó

el término de economía informal que después sería usado por la OIT. Años más tarde Harris y Todaro (1970) refieren a dos sectores laborales, uno urbano que se concentra en producir bienes manufacturados y otro rural, en donde más bien predomina la producción agrícola y un trabajo menos especializado. La dinámica de estos dos sectores es tal, que los trabajadores pertenecientes al sector rural exhiben mayores condiciones de precariedad y, por ende, desean emigrar al sector urbano esperando recibir un mayor ingreso.

En esta perspectiva, la informalidad está relacionada con la dualidad del mercado laboral, y opera un mecanismo de exclusión. En contraste, Perry et al. (2007), plantea que puede operar un proceso de escape, en donde la decisión de formar parte de la informalidad es un proceso voluntario respecto de la visión que se tenga en torno a las instituciones y el desempeño del Estado.

La OIT (2002) destaca, como principal rasgo de la economía informal, la carencia de reconocimiento y protección en un marco jurídico reglamentado. Sin embargo, no es la única característica que permite identificar este fenómeno; en general, es un sector vulnerable. Es un tipo de trabajo que opera al margen de la ley y no accede a la seguridad social.

Además, es un empleo que presenta dificultades para acceder a subsidios o créditos bancarios, que le permitan crear infraestructura y acumulación de capital. La misma OIT resalta que no se encuentra evidencia de una relación exacta entre pobreza e informalidad, pero no se puede negar que existe un mayor porcentaje de personas en situación de pobreza en la informalidad, comparado con los que se ubican en el sector formal.

Estudios más recientes han puesto en evidencia que las economías en vías de desarrollo son las más propensas a desarrollar este fenómeno, Loayza (2013) afirma que se trata de países que tienen una segmentación económica muy notoria. Sin embargo, se ha visto que el sector informal tiene una arista que se puede considerar como positiva, esto debido a que se cuenta con una capacidad para generar empleos que la economía formal no produce. Jiménez (2012) aborda dos tipos de enfoques al estudiar la informalidad, el primero de carácter estructuralista, en donde el mercado se divide en dos partes, un sector moderno que emplea gran cantidad de trabajadores, y con salarios elevados, y un sector tradicional que exhibe bajos niveles de productividad y de salarios. En el enfoque institucionalista, se postula que las decisiones que toman los gobiernos en materia de política económica, generan incentivos al crecimiento de la

informalidad. En dicho estudio, se determina que las variables estructurales que inciden en la informalidad, son los años de escolaridad y la población urbana; mientras que, bajo la visión institucionalista, influye el gasto del gobierno y el índice de corrupción que ejerce un efecto negativo.

De igual forma, existen estudios en la región que son específicos para cada país. Loayza (2008) investiga cuáles son las causas de la informalidad en Perú. Los resultados sugieren que no es una sola variable la que explica este fenómeno, sino que se trata de un conjunto de hechos, los que coexisten para que se manifieste. Las estimaciones econométricas indican una disminución del empleo informal, cuando se aplican medidas de ley y orden por parte de las autoridades; así como, una mayor libertad de regulación de los negocios. A su vez, lo que impacta positivamente a la informalidad son factores sociodemográficos como un mayor número de personas en condiciones de trabajar, ya que no todas son capaces de encontrar un empleo formal, y emplearse en la actividad informal se convierte en una opción más rápida para salir del desempleo.

Quejada, Yáñez y Cano (2014) realizan un estudio para Colombia, sus resultados indican que el mayor peso de la existencia de la informalidad se lo otorgan al desempleo, pero también señalan características relacionadas con el nivel de educación. Como se puede observar, en la evidencia empírica que existe para la región latinoamericana, resaltan factores como el desempleo y la educación, sin embargo, existen otros elementos relacionados con las acciones del Estado y con la propia dinámica de crecimiento económico.

Para el caso de México, la reflexión se ha profundizado en dos direcciones. Por un lado, es posible encontrar que las causas de la informalidad se relacionan con las bajas tasas de crecimiento económico, que se han registrado en los últimos 30 años. En esta dirección, se ubican los planteamientos de Ros (2013). Por otra parte, está la idea de que la informalidad ha experimentado un crecimiento significativo debido a las políticas sociales que se han implementado, como parte del gasto público, pues se afirma que generan incentivos que alientan el fenómeno, en detrimento de la productividad y el crecimiento Levy (2008).

En este contexto, Martínez (2005) destaca algunas condiciones generales que propician el aumento de la economía informal, como: los reducidos niveles de inversión (estatal y privada), el uso de tecnología ahorradora de mano de obra, el lento crecimiento de la economía y la ausencia de una política laboral creadora de empleos. Ros (2013) realiza un amplio

análisis acerca de la informalidad en el país, y señala que este tipo de empleo comenzó su aceleración en la década de 1980 y siguió esa tendencia, durante la primera mitad de los años noventa. Entre las explicaciones que aporta el autor para comprender su expansión, se encuentra que el país entró en una desaceleración económica a partir de los años ochenta, esto debido a un lento crecimiento de la productividad total de los factores, además del desempeño que ha tenido el sector de servicios. La conclusión que se establece es que el sector informal se deriva de la falta de capital en la economía, y que el lento crecimiento más bien deriva en una mayor informalidad.

El estudio de Rivera, López y Mendoza (2016) señalan que el debate, por algún tiempo, se inclinó en favor de la primera postura de la informalidad como freno al crecimiento; sin embargo, en los últimos años, ha surgido la idea de que es indispensable apoyar a las microempresas y reconocer su contribución sobre la generación de empleo en el país. En esta misma línea de investigación, Martínez et. al. (2018), analizan cuál es el efecto de la política económica sobre la informalidad. Entre sus resultados, se puede encontrar un efecto negativo de los ingresos tributarios sobre la informalidad, lo cual también podría sugerir un resultado positivo, ya que mientras más aumente la carga tributaria para los trabajadores, mayor será su incentivo por emplearse en la informalidad.

Loayza y Sugawara (2009), entendiendo a la informalidad como una consecuencia del subdesarrollo, indican que se trata de un problema que se da por muchas razones. Por un lado, influyen los modos de organización socioeconómica, y por el otro, la manera en la que el Estado otorga supervisión y regulación de los servicios públicos será lo que va a impactar sobre el sector informal. Entre los resultados, subraya que el Producto Interno Bruto (PIB) por persona ejerce un efecto negativo sobre los trabajadores informales, lo mismo que el gasto público sobre el sector informal. Este último planteamiento alude a que la acción gubernamental no funciona como un incentivo de la informalidad.

Existen trabajos que apoyan la postura anterior, acerca de la percepción que tienen de los individuos sobre la seguridad social, para volverse trabajadores informales. Por ejemplo, Robles y Martínez (2015) encuentran que dicha percepción provoca un incentivo a la informalidad en aproximadamente un 13%, sin embargo, esta proporción aumenta a 30% cuando los individuos cuentan con familiares que han recibido seguridad social. En una investigación más reciente, Robles y Martínez (2018) destacan que la informalidad no es homogénea a lo largo del país,

ya que es en la zona centro donde se concentra 38.77% de los trabajadores informales del país, mientras que, en el norte, se registra la menor proporción, aproximadamente un 12.77%.

Esquivel y Ordaz (2008), a partir de la instrumentación de una metodología semiparamétrica, encuentran resultados que les permite señalar que existe un premio salarial en el mercado laboral formal. Puntualizan que trabajadores que tienen características similares, obtienen un salario mayor en el sector formal en contraste con el informal, agregando que el mercado laboral en México está segmentado y que un mayor número de programas sociales, no incrementan la tasa de informalidad laboral en México.

Una relación que también es ampliamente analizada en la literatura es la existente entre escolaridad e informalidad. En esta dirección Levy y Székely (2016) sostienen que, para el promedio de los países de América Latina, una mayor escolaridad ha propiciado una disminución modesta de la informalidad, sin embargo, se advierte que para México no se observa el mismo hecho debido a las características del mercado laboral. Se resalta que los resultados son sorprendentes, cuando se constata que los esfuerzos en materia educativa en México han sido importantes.

La escolaridad de los individuos se puede considerar como una de las variables más estudiadas al momento de querer medir en qué proporción logra disminuir la informalidad. Entre los estudios que miden esta relación se identifica el trabajo de Cuevas, de la Torre y Regala (2016), donde estiman un modelo *Probit* y encuentran evidencia justamente de la relación negativa. Se plantea que la probabilidad de dejar de ser informal ante un aumento de los años de escolaridad, oscila entre 5.14% y 5.61%.

A lo anterior, es posible sumar el trabajo de Favila (2017), en donde se expone como hipótesis una relación entre la escolaridad y la informalidad en el nivel de entidades. A través de un panel, se encuentra una relación negativa entre ambas variables. En este documento, se aporta evidencia de que un aumento de la escolaridad, eleva las aspiraciones de las personas para dirigirse a un empleo que promueva condiciones de trabajo estables y no donde prevalezcan condiciones de precariedad laboral, como en la economía informal. En Ibarra, Acuña y Espejo (2021), a través de una regresión logística binaria, se encuentra para México que una mayor escolaridad está asociada a una menor probabilidad de ser un trabajador informal. Hualde y Ayala (2022) estiman para el primer trimestre de 2020 y 2022, regresiones logísticas y los resultados también apuntan que la categoría que más disminuye la probabilidad de

informalidad en ambos años es la educación superior, en contraste con no tener educación. Por su parte, Nava y Varela (2020), a través de la estimación de un modelo con datos de panel, encuentran a escala macroeconómica, una elasticidad negativa que indica que un mayor nivel educativo contribuye a reducir la tasa de informalidad laboral.

Otra relación que se analiza en la práctica empírica, es la relación entre informalidad y desempleo. A priori, se puede suponer una relación positiva, ya que una mayor cantidad de personas sin trabajo, puede reducir la posibilidad de acceder a un empleo formal y más en una coyuntura de lento crecimiento, en este sentido, ante la falta de vacantes, la informalidad puede ser una ruta de escape. En el trabajo de Cuevas, de la Torre y Regala (2016) se puntualiza que existe una asociación negativa entre desempleo e informalidad en el nivel de entidades. Se señala que donde se tienen los mayores niveles de informalidad laboral, se encuentran las menores tasas de desempleo, precisando que las bajas tasas de desocupación se deben a que muchos individuos laboran en la economía informal.

2. Fuentes de información y análisis exploratorio de datos

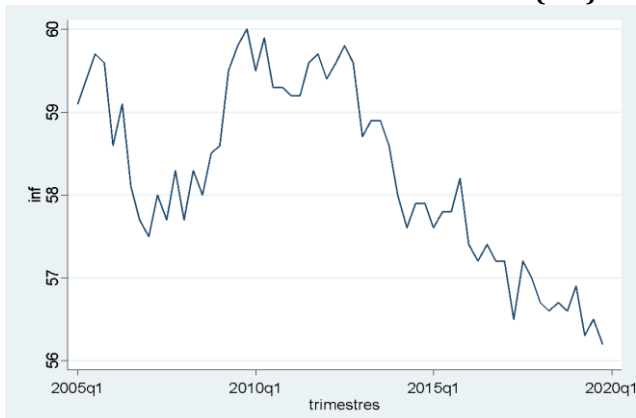
Las variables que se utilizan para el ejercicio empírico, son: la tasa de informalidad laboral (*tin*), la tasa de desocupación (*tdes*) y el número de personas que ganan entre 1 y 2 salarios mínimos, que se expresa en logaritmo natural (*lpo*). Estas variables se obtuvieron de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), en una frecuencia trimestral. Del Banco de Información Económica (BIE) del INEGI, se obtuvo: el Producto Interno Bruto a precios de 2013, el porcentaje de la población con educación media y superior (*edu*), los gastos del sector público, la población total y el índice nacional de precios al consumidor (INPC). Los gastos del sector público se dividieron entre la población total, y se obtuvo el gasto público *per cápita* deflactado y expresado en logaritmo natural (*lgpc*). El PIB real se dividió entre la población total y se obtuvo la tasa de crecimiento del PIB *per cápita* (*tpibpc*).

Con respecto a la variable de interés, el INEGI reporta dos indicadores de informalidad, por un lado, las variables TOSI 1 y TOSI 2 y por otro, la TIL 1 y TIL 2. En los primeros dos casos, se trata de tasas que miden, por un lado, la proporción de ocupados en el sector informal con respecto a la población ocupada total y por el otro, la proporción de ocupación informal no agropecuaria con respecto a la población ocupada no agropecuaria,

respectivamente. En el caso de las dos últimas tasas, capturan la proporción de la ocupación informal con respecto a la población ocupada, y la ocupación informal no agropecuaria en relación con la población ocupada no agropecuaria, respectivamente. En este trabajo, se utiliza como variable dependiente en los modelos econométricos, la variable TIL 1. De acuerdo con el INEGI (2014), esta tasa, considera no solo a los trabajadores que laboran en unidades económicas no registradas o sector informal, sino que además integra a otras modalidades como los ocupados en el servicio doméstico, remunerado, sin seguridad social, ocupados por cuenta propia en la agricultura de subsistencia, trabajadores no remunerados, trabajadores subordinados y remunerados, que laboran sin la protección de la seguridad social, pero que prestan sus servicios a unidades económicas que no están registradas.

Una regularidad que se suele encontrar en la literatura y en los análisis estadísticos exploratorios, es que la tasa de informalidad laboral es un indicador que suele exhibir una expansión en los periodos en donde la economía se contrae. Una observación preliminar de la trayectoria que presenta la TIL 1, permite constatar que, en efecto, hay un aumento de la población ocupada en la economía informal, después de la crisis suscitada entre el año 2008 y 2009 ubicándose en alrededor de 60% (véase figura 1). Sin embargo, también se aprecia que en los años posteriores alcanza cierta estabilidad para, en lo sucesivo, empezar a descender gradualmente. No obstante, se reconoce que el fenómeno sigue siendo persistente en el largo plazo.

Figura 1
Tasa de informalidad laboral en México (TIL)



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENOE.

Previo a la estimación de las ecuaciones de regresión, es importante determinar el orden de estacionariedad de las series. Es fundamental averiguar si son integradas de orden uno, $I(1)$. Esto en virtud de que la metodología instrumentada bajo un enfoque univariado, requiere que prevalezca dicha condición para ejecutar el procedimiento de cointegración. Para ello, se instrumenta la prueba Dickey-Fuller-Aumentada (DFA), Phillips-Perron (PP) y KPSS.

En el caso de la prueba DFA y PP, se evalúa la hipótesis nula de no estacionariedad o de existencia de raíz unitaria; mientras que en el contraste KPSS, el enunciado de la hipótesis nula, es que la serie es estacionaria. Si en los dos primeros casos se rechaza dicha hipótesis y en la tercera se acepta, se determina que la serie es estacionaria en nivel, es decir, $I(0)$. Por otra parte, si las primeras diferencias resultan ser estacionarias, entonces ya no sería necesario considerar un orden de diferenciación superior y, en tal caso, se determina que las series en nivel son $I(1)$.

Los resultados que se muestran en la tabla 2, son una secuencia de los reportados en la tabla 1, en donde se determina que las series en nivel no son $I(0)$. De acuerdo con los contrastes de los estadísticos de los valores críticos, y analizando las especificaciones de las regresiones auxiliares, se determina que las series en primera diferencia son estacionarias, de acuerdo con la mayoría de las pruebas.

Las series *tin*, *tpibpc* y *tdes* son estacionarias en primera diferencia. Asimismo, las variables *lgpc*, *lpo* y *edu* son integradas de orden $I(1)$, de acuerdo con la mayoría de las pruebas y en algunos casos particulares con base en el test PP. Una vez determinado que las series son $I(1)$, se instrumenta la estrategia econométrica basada en la estimación de Modelos Autorregresivos de Rezagos Distribuidos, para evaluar si existe una relación de cointegración entre las variables.

Tabla 1
Pruebas de raíces unitarias en niveles

		Tendencia e intercepto			Con intercepto		
		DFA	PP	KPSS	DFA	PP	KPSS
tin	Estadístico	-1.992*	-6.746*	0.292*	-1.015*	-2.112*	0.292*
	Valor crítico	-4.139	-26.006	0.216	-3.573	-19.062	0.216
tpibpc	Estadístico	-2.143*	-18.556*	0.194**	-2.16*	-18.601*	0.194**
	Valor crítico	-4.139	-26.006	0.146	-3.573	-19.062	0.146
tdes	Estadístico	-2.175*	-5.059*	0.306*	-1.958*	-4.987*	0.306*

	Valor crítico	-4.139	-26.006	0.216	-3.573	-19.062	0.216
edu	Estadístico	-2.638*	-11.424*	0.121***	0.377**	0.258*	0.121***
	Valor crítico	-4.139	-26.006	0.119	-3.573	-19.062	0.119
lgpc	Estadístico	-1.534*	-44.32	0.296*	-1.806*	-46.128	0.296*
	Valor crítico	-4.139	-26.006	0.216	-3.573	-19.062	0.216
lpo	Estadístico	-3.723*	-2.073*	0.288*	4.332	-2.914*	0.288*
	Valor crítico	-4.139	-26.006	0.216	-3.573	-19.062	0.216

Notas: $p < 0.1$ *** $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ *

Fuente: elaboración propia con resultados de STATA.

Tabla 2
Pruebas de raíces unitarias en primera diferencia

		Tendencia e intercepto			Con intercepto		
		DFA	PP	KPSS	DFA	PP	KPSS
tinf	Estadístico	-2.893	-77.66*	0.083*	-2.84***	-77.46*	0.083*
	Valor crítico	-3.178	-25.972	0.216	-2.598	-19.044	0.216
tpibpc	Estadístico	-3.818**	-42.46*	0.043*	-3.857*	-42.38*	0.043*
	Valor crítico	-3.496	-25.972	0.216	-3.574	-19.044	0.216
tdes	Estadístico	-3.44***	-88.11*	0.064*	-2.928**	-89.65*	0.064*
	Valor crítico	-3.178	-25.972	0.216	-2.927	-19.044	0.216
edu	Estadístico	-3.29***	-51.54*	0.048*	-3.318**	-51.62*	0.048*
	Valor crítico	-3.178	-25.972	0.216	-2.927	-19.044	0.216
lgpc	Estadístico	-4.181*	-54.05*	0.028*	-3.843*	-54.07*	0.028*
	Valor crítico	-4.141	-25.972	0.216	-3.574	-19.044	0.216
lpo	Estadístico	-0.422*	-52.97*	0.051*	1.325	-55.74*	0.051*
	Valor crítico	-3.178	-25.972	0.216	-3.574	-19.044	0.216

Notas: $p < 0.1$ *** $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ *

Fuente: elaboración propia con resultados de STATA.

3. Especificación del modelo y resultados de estimación

En esta sección se estiman dos modelos econométricos. En el primero, la variable dependiente es la tasa de informalidad laboral (*tinf*), y las variables explicativas son la tasa de crecimiento del PIB *per cápita* real (*tpibpc*), la tasa de desocupación (*tdes*) y el porcentaje de población con educación media y superior (*edu*). En esta primera especificación dinámica, se capturan variables económicas como las primeras tres descritas y como variable de carácter social (*edu*). El objetivo de estimar una ecuación de regresión, de esta naturaleza, obedece al interés de capturar aquellos factores que se asocian con la dinámica económica y el capital humano. El estudio de Ros (2013) aunque no se centra en una

metodología empírica, señala que el bajo crecimiento de la economía mexicana ha detonado la informalidad laboral. Esta perspectiva al estar asociada con el desempeño de la economía, se puede considerar como una visión de corte estructural.

En relación con la variable de capital humano, es importante precisar que se utiliza el porcentaje de población con educación media y superior a esta, en virtud de que hay estudios como el de Moreno (2007), que plantean que, a mayores niveles de educación, se tiene una mayor ganancia neta al cambiarse al sector formal. Se esboza que la participación laboral está consistentemente correlacionada con mayores niveles educativos. Los resultados sugieren que las personas con mayor capital humano tienen menores posibilidades de ser informales y se argumenta, que los efectos de la autoselección explican una fracción muy importante de los diferenciales salariales entre los trabajadores formales e informales. En este sentido, utilizar dicha variable se justifica porque los trabajadores con mayores grados escolares se autoseleccionan, para participar en el sector formal.

El primer modelo parte de la siguiente relación funcional:

$$tinf_t = f(tpibpc_t, tdes_t, edu_t) \quad (1)$$

Adicionalmente, se especifica una ecuación de regresión en donde la variable de interés también es la tasa de informalidad laboral, pero explicada por variables independientes, como el logaritmo del gasto público *per cápita* real ($lgpc$) y el logaritmo del número de personas que ganan hasta 2 salarios mínimos (lpo). El objetivo fundamental es introducir una variable de política económica, como el gasto público, y evaluar su efecto.

Se considera que es una variable que puede detonar empleos productivos formales y, en ese sentido, contribuir a la reducción del empleo informal y precario. Con respecto a la variable de salarios mínimos, la ENOE reporta información para diferentes rangos. En este trabajo, se contempla la población que percibe más de uno hasta dos salarios mínimos, y es una variable de control. El segundo modelo, parte de la siguiente relación funcional:

$$tinf_t = f(lgpc_t, lpo_t) \quad (2)$$

A partir de la relación expresada en (1) y (2), se estiman modelos de series de tiempo con el objetivo de analizar el comportamiento de la variable dependiente, con base en sus valores pasados, e información contemporánea y rezagada de los regresores. Es decir, se procura capturar tanto efectos instantáneos como retardados de las variables exógenas (Asteriou y Hall, 2011). Los dos elementos que intervienen en la especificación de cada modelo, se refieren a una estructura de rezagos distribuidos y a un componente autorregresivo. La especificación generalizada en primera diferencia se expresa de la siguiente forma:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 x_{t-1} + \alpha_3 z_{t-1} + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \beta_n \Delta y_{t-n} + \varphi_0 \Delta x_t + \varphi_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \varphi_n \Delta x_{t-n} + \gamma_0 \Delta z_t + \gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \gamma_n \Delta z_{t-n} + \psi D_t + \theta T + \varepsilon_t \quad (3)$$

Una de las ventajas de estimar un modelo ARDL es que permite capturar tanto efectos de corto como de largo plazo en una sola especificación, ya que no es un sistema multivariado. Debe considerarse que el fenómeno de la informalidad, no es estrictamente transitorio, al tener un carácter más estructural, también es de largo plazo. En este sentido es que se justifica la instrumentación de una metodología como la referida. La literatura que versa sobre estos modelos establece que el parámetro α_1 indica la velocidad de ajuste, mientras que α_2 y α_3 representarían las elasticidades de largo plazo. Por su parte, los estimadores de las primeras diferencias capturan la dinámica de corto plazo.

El término D_t puede expresar variables *dummy* que puede referir a un cambio estructural o a un componente estacional de la serie. Por su parte, el término T se asocia al tiempo y expresa una variable de tendencia determinística. Estos componentes del modelo solo se incorporan en la medida que la estimación lo requiera y sean estadísticamente significativos. En realidad, es una estimación recursiva en donde se incluyen tantas diferencias retardadas como sea necesario.

La variable dependiente en las dos estimaciones es la primera diferencia de la informalidad laboral y responde a un proceso de reparametrización. Una de las características de estos modelos es que se puede modelar tanto la dinámica de corto como de largo plazo, y conocer el parámetro de ajuste, que indica la velocidad con la que se estabiliza el sistema en el largo plazo. En el contexto de esta metodología, es posible hablar de una relación de cointegración entre las variables, en la medida que el coeficiente de ajuste α_1 cumpla con tres condiciones fundamentales: la primera, que tenga un signo negativo; la segunda, que su valor absoluto sea menor a uno, y la tercera, que el parámetro sea estadísticamente significativo. A continuación, se especifican los modelos que se consideran

después de un proceso de estimación secuencial que parte del general a lo particular, en términos de la significancia estadística, y que reportan los regresores del modelo. El modelo basado en la relación funcional (1) que finalmente se estima, es el siguiente:

$$\Delta \text{tinfi}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{tinfi}_{t-1} + \alpha_2 \text{tpibpc}_{t-1} + \alpha_3 \text{tdes}_{t-1} + \alpha_4 \text{edu}_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{tinfi}_{t-1} + \varphi_1 \Delta \text{tpibpc}_t + \gamma_1 \Delta \text{des}_{t-2} + \gamma_2 \Delta \text{des}_{t-3} + \theta_1 \Delta \text{edu}_{t-1} + \theta_2 \Delta \text{edu}_{t-3} + \varepsilon_t \quad (4)$$

El modelo estimado con base en la relación funcional (2) se expresa, de la siguiente forma:

$$\Delta \text{tinfi}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{tinfi}_{t-1} + \alpha_2 \text{lgpc}_{t-1} + \alpha_3 \text{lpo}_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{tinfi}_{t-2} + \varphi_1 \Delta \text{lgpc}_{t-2} + \gamma_1 \Delta \text{lpo}_t + \gamma_2 \Delta \text{lpo}_{t-1} + \gamma_3 \Delta \text{lpo}_{t-2} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Los resultados de estimación de la ecuación (4) se reportan en la tabla número 3. Se exhiben los estimadores de la dinámica de corto y largo plazo y el coeficiente de corrección de error. Los estimadores de largo plazo son estadísticamente significativos a un 95% de confianza. La bondad de ajuste del modelo es razonablemente aceptable y refleja la interacción entre las variables. Se puede observar que los resultados a largo plazo son consistentes con la literatura. El coeficiente de ajuste $\alpha_1 \text{INF}_{t-1}$ cumple con las tres condiciones anteriormente mencionadas, en consecuencia, se puede afirmar que existe una relación de cointegración entre las variables del modelo.

La magnitud del estimador, al no ser muy elevada, revela que es necesario que transcurran varios periodos para que la relación vuelva a su trayectoria de equilibrio. Respecto de la dinámica de largo plazo, los estimadores no representan directamente las elasticidades, sino que dichos coeficientes tienen que ser divididos entre el valor absoluto del coeficiente de ajuste, dando lugar así, al valor de la elasticidad entre cada regresor y la variable a explicar.

Tabla 3
Resultados del Modelo (4)

Variable	Estimador	Error estándar	Elasticidad de largo plazo
α_0	20.9270*	5.6631	
<i>Coefficiente de ajuste</i>			
$\alpha_1 \text{tinfi}_{t-1}$	-0.3564*	0.0965	
<i>Dinámica de largo plazo</i>			
$\alpha_2 \text{tpibpc}_{t-1}$	-0.0583*	0.0232	-0.16374
$\alpha_3 \text{tdes}_{t-1}$	0.3853*	0.0986	1.08085
$\alpha_4 \text{edu}_{t-1}$	-0.0627*	0.0167	-0.17610

Dinámica de corto plazo

$\beta_1 \Delta \text{tin}_{t-1}$	-0.0833	0.1343
$\varphi_1 \Delta \text{tpibpc}_t$	-0.0054	0.0302
$\gamma_1 \Delta \text{tde}_{t-2}$	-0.3968*	0.1601
$\gamma_2 \Delta \text{tde}_{t-3}$	-0.3141**	0.1604
$\theta_1 \Delta \text{edu}_{t-1}$	0.4281**	0.2506
$\theta_2 \Delta \text{edu}_{t-3}$	0.3819**	0.2205

Fuente: estimación propia con base a STATA.

Nota: * significancia al 5%, ** significancia al 10%. R²: 0.5662

Con relación al signo del coeficiente $\alpha_2 \text{tpibpc}_{t-1}$, se observa que es negativo y consistente con lo que plantea la evidencia empírica. Su magnitud indica que un aumento de 1% en la tasa de variación del producto interno bruto real *per cápita*, contribuye a reducir la tasa de informalidad laboral en un 0.16%. En este sentido, una mejora en el nivel de actividad económica puede significar un aumento de empleos formales y, con ello, una disminución del número de personas que laboran en la informalidad. El resultado es consistente con una visión estructural que sugiere que, el crecimiento económico es un factor importante para minimizar el engrosamiento de la economía informal, que hoy en día, contempla a más de la mitad de la fuerza laboral de México. De acuerdo con el CONEVAL (2020), la falta de acceso a los servicios de salud se traduce en un elevado porcentaje de personas con esta carencia social, que es parte de la medición de la pobreza multidimensional. En este sentido, se infiere que, entre informalidad y pobreza, existe una relación.

El coeficiente $\alpha_3 \text{tde}_{t-1}$, muestra que, entre la tasa de desempleo y la tasa de informalidad laboral, existe una relación directa, que indica que cuando la desocupación se incrementa en un punto porcentual, la tasa de informalidad laboral crece en alrededor de 1.08%. Una interpretación derivada de lo anterior, es que, al aumentar el desempleo, el mercado laboral puede experimentar una condición de desequilibrio creando un excedente de fuerza de trabajo. Frente a una circunstancia de esta naturaleza, es previsible que parte de ese exceso de mano de obra termine insertándose en la economía informal, con el objetivo de asegurar cierto nivel de bienestar. En este sentido, se puede aseverar que el fenómeno de la informalidad laboral, está estrechamente relacionado con la dinámica que exhibe el mercado laboral. Una idea ampliamente concebida es que cuando el nivel de empleo se reduce, el empleo informal aumenta teniendo un rol de carácter contracíclico OIT (2021). Por tanto, el comportamiento de la desocupación se puede considerar como un factor determinante de carácter estructural.

En lo que concierne al estimador $\alpha 4edu_{t-1}$ relacionado con la variable de escolaridad que denota a la población con educación media y superior a esta, se observa un signo negativo, indicando que una mejora en los niveles de formación escolar contribuye a reducir la tasa de informalidad. Un aumento registrado en la población con nivel de educación media y superior de 1% se refleja en una disminución de la tasa de informalidad laboral de 0.17%. Se entendería entonces, que cuando las personas adquieren una formación al nivel de bachillerato y/o técnica y concluyen una carrera profesional, fortalecen su acervo de capital humano, adquiriendo capacidades cognitivas y habilidades para el trabajo, que los coloca en un nivel de especialización mayor.

Por tanto, no es sorprendente que sea un segmento de la fuerza de trabajo, el que busque empleos estables, mejor remunerados y con prestaciones sociales como las que ofrece en definitiva el sector formal. Este resultado va en dirección de lo que otras investigaciones han encontrado para el caso de México. Por ejemplo, Ibarra, Acuña y Espejo (2021), a través de la estimación de una regresión logística con datos a escala nacional, encuentran que, a mayor educación, menos probabilidad hay de ser un trabajador informal; Nava y Varela (2020) también encuentran un vínculo inverso entre ambas variables, a través de un modelo de panel con efectos fijos.

Con respecto a la dinámica de corto plazo, se encuentran resultados en distintas direcciones. Por ejemplo, las variables relacionadas con la educación $\theta_1 \Delta edu_{t-1}$ y $\theta_2 \Delta edu_{t-3}$ tienen coeficientes positivos y significativos en un 90% de confianza. Cabe destacar que, al tratarse de estimadores de corto plazo, es factible que estén capturando choques transitorios y los coeficientes no necesariamente reporten el mismo signo que exhibe la dinámica de largo plazo. En el corto plazo, se encuentra que un mayor nivel de escolaridad deriva en mayor informalidad. Es posible que, en el corto plazo, la oferta laboral sobrepase las necesidades de demanda, en cuyo caso, la informalidad puede ser una actividad con capacidad de absorción. En el caso de la tasa de desempleo, se aprecia que, en el corto plazo, la relación también es negativa como ocurre en el largo plazo, esto es, un mayor nivel de desempleo estimula el crecimiento de la informalidad. También se aprecia que un mejor nivel de actividad económica ayuda a contraer la economía informal.

Para evaluar la robustez de los resultados empíricos, se ha procedido a realizar un conjunto de pruebas econométricas relacionadas con los residuales y con la especificación y estabilidad del modelo. Los resultados

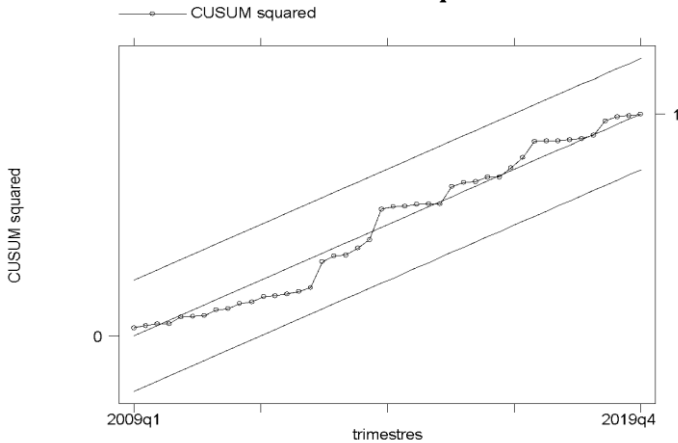
se muestran en la tabla número 4. El reporte indica que el modelo (4) no presenta problemas de autocorrelación, heterocedasticidad y anormalidad en los residuos estimados. Igualmente, no hay evidencia de la existencia de un problema de mala especificación del modelo y de multicolinealidad. En relación con la estabilidad del modelo, la prueba *Cusumq de cuadrados*, revela que el modelo es estable y que no se tiene un problema de cambio estructural en la relación funcional (véase figura 2).

Tabla 4
Pruebas de diagnóstico del modelo (5)

Prueba	Valor	Prob>value
Breusch-Pagan	0.18	0.6708
White	65.6	0.4878
Breusch-Godfrey	0.08	0.7680
Ramsey	1.7	0.1818
Durbin-Watson	1.95	
Jarque-Bera	1.04	0.5943
VIF	2.56	

Fuente: estimación propia con base en STATA.

Figura 2
Prueba CUSUMq



Fuente: elaboración propia con base en STATA

Los resultados de estimación que se obtienen para el modelo (5) se reportan en la tabla número 5. En primera instancia, se observa que el coeficiente de ajuste $\alpha_1 tinf_{t-1}$ también cumple con las tres condiciones estadísticas, de tener un signo negativo, una magnitud menor que uno en valor absoluto y ser estadísticamente significativo. En consecuencia, se establece que entre las variables del modelo existe una relación de cointegración, es decir, una relación estable de equilibrio en el largo plazo.

Se encontró que la variable de gasto público *per cápita* real $\alpha_2 lgcp_{t-1}$ tiene un coeficiente con un signo negativo. Un aumento en esta variable a partir de las acciones del Estado, impacta en una reducción de la tasa de informalidad laboral de 1.14%. En este contexto, es importante dimensionar que el gasto del gobierno entendido como una variable clave de política económica, es fundamental, ya que puede derivar en un fortalecimiento del mercado interno y, con ello, en una disminución de las actividades informales. Sin embargo, es imprescindible que la política de gasto público mantenga un efecto persistente en la disminución de la informalidad, a través de una mejora continua de los servicios públicos y la seguridad social, como plantea Martínez et al. (2018).

Con relación al coeficiente de la variable que expresa la población ocupada, que gana entre uno y dos salarios mínimos $\alpha_3 lpo_{t-1}$, se obtiene un signo negativo. Al ser una elasticidad de largo horizonte, podría estar sugiriendo que justamente en una perspectiva de largo plazo, un crecimiento de este segmento de la población que enfrenta condiciones adversas, transite hacia la economía formal, disminuyendo con ello la tasa de informalidad. Lo anterior, motivado por el objetivo de encontrar condiciones menos agudas de precariedad laboral y con miras a ocupar un trabajo decente, caracterizado por una mayor estabilidad laboral, con mejores ingresos y prestaciones sociales que ayude a mejorar la calidad de vida.

En última instancia, es razonable pensar en una transición de la informalidad a la formalidad, cuando lo que prevalece es una condición crítica inicial. En cuanto a los coeficientes de corto plazo, el gasto del sector público continúa teniendo un efecto negativo mientras que el número de personas que perciben entre uno y dos salarios mínimos, tiene un efecto positivo tanto en términos contemporáneos como rezagados. En este caso, igualmente se advierte que la relación en el corto plazo, puede ser transitoria y podría distar de lo que se suscita en el largo plazo.

Tabla 5
Resultados del Modelo (5)

Variable	Estimado r	Error estándar	Elasticidad de largo plazo
α_0	24.5888*	7.7156	
<i>Coefficiente de ajuste</i>			
$\alpha_1 \text{ tinft}_{t-1}$	-0.1679*	0.0637	
<i>Dinámica de largo plazo</i>			
$\alpha_2 \text{ lgpct}_{t-1}$	-0.1925**	0.112	-1.1465157
$\alpha_3 \text{ lpo}_{t-1}$	-0.5213*	0.2512	-3.1048243
<i>Dinámica de corto plazo</i>			
$\beta_1 \Delta \text{ tinft}_{t-2}$	0.0648	0.0803	
$\varphi_1 \Delta \text{ lgpct}_{t-2}$	-0.1946*	0.0728	
$\varphi_2 \Delta \text{ lpo}_t$	3.8923*	1.8151	
$\gamma_2 \Delta \text{ lpo}_{t-1}$	2.8049	2.0102	
$\gamma_2 \Delta \text{ lpo}_{t-2}$	4.1687*	1.9208	

Fuente: estimación propia con base en STATA.

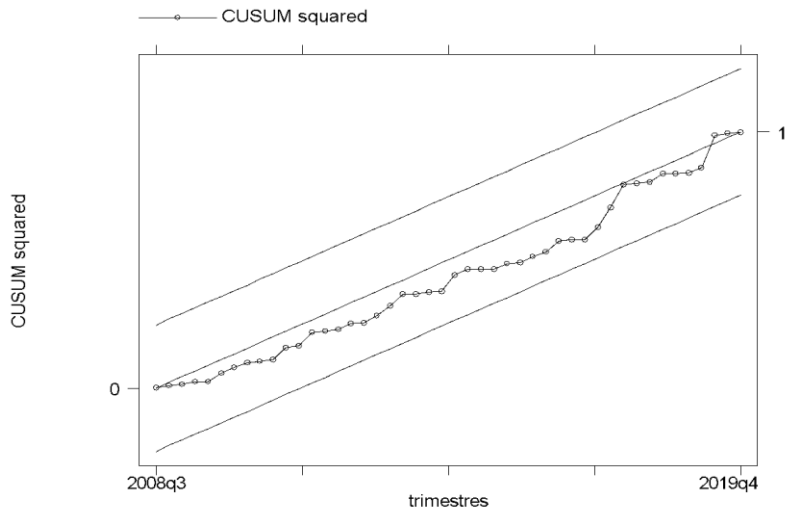
Nota: * significancia al 5%, ** significancia al 10%. R²: 0.4671

Tabla 6
Pruebas de diagnóstico del modelo (5)

Prueba	Valor	Prob>value
Breusch-Pagan	0.14	0.7061
White	54.4	0.4199
Breusch-Godfrey	5.98	0.1045
Ramsey	0.56	0.6454
Durbin-Watson	2.21	
Jarque-Bera	3.41	0.3356
VIF	3.07	

Fuente: estimación propia con base en STATA.

Figura 3
Prueba CUSUM cuadrada



Fuente: elaboración propia con base en STATA

En la tabla número 6 y en la figura 3 se reportan las pruebas de diagnóstico del modelo (5). Se puede afirmar que de acuerdo con la prueba de Breusch-Pagan y White, no hay problemas de heterocedasticidad en los residuales de mínimos cuadrados ordinarios. Además, se acepta la hipótesis nula de no correlación serial de los residuales, de acuerdo con la prueba de Breusch-Godfrey. No existe evidencia de la existencia de multicolinealidad y anomalía de los residuos. La prueba *Cusumq* revela que el modelo es estable y no hay quiebres estructurales. Por tanto, las distintas pruebas econométricas indican que la estimación del modelo es robusta y no se viola ningún supuesto fundamental de mínimos cuadrados ordinarios.

Conclusiones

Cuando se habla de informalidad laboral, se hace referencia a un trabajo que exhibe condiciones de precariedad laboral y que tiene características distintivas como la baja productividad y ausencia de seguridad social. América Latina es una región donde el sector informal es amplio e integra a una gran cantidad de trabajadores, aproximadamente, entre el 40% y 50% de la población activa. En México, las actividades informales engloban a más de la mitad de los trabajadores que conforman la población económicamente activa. En este contexto, emerge una

discusión acerca de, cuáles podrían ser algunos factores determinantes del engrosamiento de la economía informal. El debate es amplio, sin embargo, predominan dos perspectivas analíticas en torno al fenómeno.

Por una parte, hay quienes sostienen que las variables de índole social y económica son fundamentales para explicar el fenómeno, destacando el rol del crecimiento económico y la formación escolar, incluso los desajustes en el mercado de trabajo. En particular, el producto interno bruto se concibe como una variable de desempeño económico y la población con educación media y superior como proxy de capital humano. En esta vertiente se ubican trabajos relevantes como el de Ros (2013).

Por otro lado, está la perspectiva que plantea que la acción del gobierno puede generar incentivos para que los individuos tomen la decisión de participar en la economía informal. Por ejemplo, en el trabajo de Levy (2008), se esboza que algunas políticas de carácter social como lo fue el seguro popular pueden conducir a estimular la informalidad. En este sentido, se señala que la informalidad es más una consecuencia de los incentivos generados por la política económica, que del lento crecimiento económico.

La estimación de los Modelos Autorregresivos de Rezagos Distribuidos, considerando información desde el primer trimestre de 2005 hasta el cuarto trimestre de 2019, arrojan evidencia sobre el efecto inverso que tiene la tasa de crecimiento del PIB *per cápita* y la población con educación media y superior sobre la tasa de informalidad laboral en el largo plazo. Estos resultados revelan que el crecimiento económico, si bien, no es la única variable que influye, sí es imprescindible que el país alcance mejores tasas de desempeño económico. En efecto, no es una condición suficiente, pero sí necesaria. Esto implica en el terreno de la política económica, que las acciones para detonar un mayor crecimiento y desarrollo económico, deben consistir en fortalecer el mercado interno para detonar actividades productivas de alto impacto en el empleo formal.

También es importante seguir mejorando los indicadores educativos de forma integral, si bien la escolaridad promedio en México ha venido creciendo y se han desplegado importantes esfuerzos en la materia, incrementar la población con grado de escolaridad de nivel media, superior y posgrado, es sumamente relevante, ya que es donde fundamentalmente se adquieren las habilidades, capacidades cognitivas y herramientas técnicas para el ejercicio profesional. Los resultados indican que una mejora en este indicador contribuye a acotar la tasa de informalidad laboral.

También se ha encontrado que los niveles de desocupación inciden directamente sobre el fenómeno de estudio. Se debe fortalecer el mercado laboral instrumentando políticas activas que detonen el empleo estable y de calidad, pero también acciones y programas que sigan ayudando a formalizar el empleo de manera permanente. En la medida que la creación de empleo formal sea menos precaria y se acerque a los estándares de lo que se considera un trabajo decente, es factible que disminuya la informalidad. En este sentido, Arredondo, Davia y Varela (2022) señalan que la seguridad social asociada a la dimensión de derechos laborales, es fundamental en una medición multidimensional del trabajo decente en México.

En relación con el segundo ejercicio de estimación, se plantea que un mayor gasto público por parte del gobierno federal, en un marco de finanzas públicas sanas, es fundamental para reanimar las actividades productivas y, así, contribuir a la reducción de la tasa de informalidad laboral.

Es importante dimensionar que la reactivación del mercado interno no solo podría venir de un mayor gasto privado, sino también de una política fiscal activa y de carácter contracíclica. Sin embargo, se debe advertir que tampoco se trata de gastar sin tener una visión estratégica de largo aliento, es menester que los flujos de inversión se canalicen hacia actividades productivas, que tengan un efecto multiplicador favorable en el empleo formal. En esa medida, la generación de nuevas oportunidades, puede generar condiciones de transición de la informalidad a la formalidad.

Lo anterior implica delinear proyectos, sectores y regiones de carácter estratégico. Por otra parte, vislumbrar que una condición de precariedad laboral, no tendría necesariamente que ser persistente, pues puede representar la oportunidad para transitar hacia la formalidad, con la perspectiva de alcanzar un mejor nivel de bienestar a partir de mejores incentivos. Futuras líneas de investigación podrían estar relacionadas con un análisis del fenómeno en el plano regional, para capturar su heterogeneidad y delinear acciones locales muy puntuales.

Referencias

- [1] Arredondo, R.N., Davia, M.A. y Varela, R. (2022). Trabajo decente en México: La influencia del entorno económico y la apertura al exterior. *Problemas del Desarrollo*, 53(211), 29-53. DOI: <https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2022.211.69886>
- [2] Asteriou, D. y Hall, S. (2011). *Applied Econometrics*. England, second edition, Palgrave Macmillan.
- [3] Cuevas, E., de la Torre, H. y Regala, S. (2016). "Características y determinantes de la informalidad laboral en México". *Estudios Regionales en Economía, Población y Desarrollo. Cuadernos de Trabajo de la UACJ*, (35), 3-26.
- [4] Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (2020). *Medición multidimensional de la pobreza en México, 2016 - 2020. Resumen Ejecutivo*.
- [5] Esquivel, G. y Ordaz, J.L. (2008). "¿Es correcto vincular la política social a la informalidad en México? ¿Una prueba simple de las premisas de esta hipótesis?". *Serie Estudios y Perspectivas, CEPAL* (104), 1-45.
- [6] Favila, A. (2017). "La relación entre escolaridad, empleo informal e ingresos propios en las entidades federativas mexicanas". *Equilibrio Económico*, 13(2), 119-142.
- [7] Harris, J. y Todaro, M. (1970). "Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis". *The American Economic Review*. 60(1), 126-142.
- [8] Hualde, A. y Ayala, G. (2022). "Labor Informality During the Pandemic: Crisis and Recovery in Mexico". *Revista de Economía Mundial*, (60), 173-195.
- [10] Hart, K. (1973). "Informal Income Opportunities and Urban Employment in Ghana". *The Journal of Modern African Studies*, 11(1), 61-89.
- [11] Ibarra, E., Acuña, J. y Espejo, J. (2021). "Estimación de la informalidad en México a nivel subnacional". *Documentos de Proyectos, (LC/TS.2021/19)*, Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- [13] Instituto Nacional de Estadística y Geografía (2014). *La informalidad laboral, marco conceptual y metodológico*, ENOE-INEGI.
- [14] Jiménez, D.M. (2012). "La informalidad laboral en América Latina: ¿Explicación estructuralista o institucionalista?". *Cuadernos de Economía*, XXXI (58), 113-143.
- [15] Levy, S. (2008) "Buenas intenciones, Malos resultados: política social, informalidad y crecimiento económico en México. Ed. Océano, México.
- [16] Levy, S. y Székele, M. (2016). "¿Más escolaridad, menos informalidad? Un análisis de cohortes para México y América Latina". *El Trimestre Económico*. 83(4), 499-548.
- [17] Loayza, N. (2008). "The causes and consequences of informality in Peru". Working Paper series, 2007-018. The World Bank. Obtenido de: <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2007/Working-Paper-18-2007.pdf>
- [18] Loayza, N. (2013) "Globalización e Informalidad: dos retos para el desarrollo y la integración". *BBVA Open-Mind*. Pp. 117-125. Obtenido de: <https://www.bbvaopenmind.com/wp-content/uploads/2013/02/BBVA-OpenMind-Globalizacion-e>

informalidad-dos-retos-para-desarrollo-y-la-integracion-Norman-V-Loayza.pdf.pdf

- [19] Loayza, N. y Sugawara, N. (2009). "El sector informal en México: hechos y explicaciones fundamentales". *El Trimestre Económico*. 76(304), 887-920.
- [20] Martínez, J. F. (2005). El sector informal en México. *El Cotidiano*. (130), 31-45.
- [21] Martínez, L.D., Caamal, I., Ávila, J.A., y Pat, L.A. (2018). "Política fiscal, Mercado de Trabajo y Empleo Informal en México". *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 13(1), 77-98.
- [22] Moreno, J.O. (2007). Los salarios del sector formal e informal en México: análisis de ganancias y pérdidas por formalización. *Ensayos*, XXVI(1), 1-44
- [23] Nava, M.Y. y Varela, R. (2020). "Estimación del impacto de factores socioeconómicos sobre el empleo informal en el mercado de trabajo mexicano". *3C Empresa. Investigación y Pensamiento Crítico*, 9(4), 31-51.
- [24] Organización Internacional del Trabajo (2002). "El trabajo decente y la economía informal". Conferencia Internacional del Trabajo, Informe VI. Ginebra.
- [25] Organización Internacional del Trabajo (2018). La economía informal emplea más de 60 por ciento de la población activa en el mundo, según la OIT. Economía informal. Comunicado de prensa. Obtenido de: https://www.ilo.org/global/about-the-ilo/newsroom/news/WCMS_627202/lang-es/index.htm
- [26] Organización Internacional del Trabajo (2019). Desocupación disminuyó en México, pero la informalidad sigue alta. Panorama Laboral 2018. Noticia. Obtenido de: https://www.ilo.org/mexico/noticias/WCMS_667341/lang-es/index.htm
- [27] Organización Internacional del Trabajo (2021). Empleo e informalidad en América Latina y el Caribe: una recuperación insuficiente y desigual. Serie Panorama Laboral en América Latina y el Caribe 2021. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/documents/publication/wcms_819022.pdf
- [28] Perry, G., Maloney, W., Arias, S., Fajnzylber, P., Mason, A., Saavedra-Chanduvi, J. y Bosch, M. (2007). *Informalidad: escape y exclusión*. Banco Mundial. Washington, D.C.
- [29] Quejada, R., Yáñez, M. y Cano, K. (2014). "Determinantes de la informalidad laboral: un análisis para Colombia". *Investigación y Desarrollo*, 22 (1), 126-145.
- [30] Rivera, R., López, N. y Mendoza, A. (2016). "Políticas de apoyo a la productividad de la microempresa informal ¿dónde está México?". *Problemas del Desarrollo*, 47(184), 87-109.
- [31] Robles, D. y Martínez, M.Á. (2015). "Escape y exclusión: algunos determinantes de la informalidad en México". *Análisis Económico*, XXX (73), 139-161.

- [32] Robles, D. y Martínez, M.Á. (2018). "Determinantes principales de la informalidad: un análisis regional para México". *Región y Sociedad*, XXX (71), 1-35.
- [33] Ros, J. (2013). *Algunas tesis equivocadas sobre el estancamiento económico de México*. Primera edición, México D.F, Colegio de México.
- [34] Salazar, J.M. y Chacaltana, J. (2018). La informalidad en América Latina y el Caribe: ¿por qué persiste y cómo superarla? En Salaza, J.M. y Chacaltana, J. (Eds.), *Políticas de Formalización en América Latina: Avances y Desafíos*." Lima: OIT, Oficina Regional para América Latina y el Caribe.

The importance of bank credit for the economic activity in Mexico: A manufacturing sector analysis

La importancia del crédito bancario para la actividad económica en México: Un análisis del sector manufacturero

Rubén Chavarín Rodríguez*, Aurea Tlatoa Chávez**

Article information

Received:
12 August 2022

Accepted:
16 January 2023

JEL Classification: C22;
E44; E51; L60; O54.

Keywords:

bank credit; economic growth; manufacturing sector; Latin America.

Abstract

The general objective of this paper is to estimate, in Mexico's case, the impact of commercial bank credit on economic activity in the whole manufacturing sector, and seven selected manufacturing industries. Unlike the literature that has studied the effects of bank credit in the Mexican economy, this research finds evidence (through ARDL-bounds models) of a positive and significant impact of bank credit on production for the whole sector and the following industries: i) food, ii) beverage and tobacco, iii) paper, iv) non-metallic mineral-based products, and v) transport equipment manufacturing; along with significant effects from fixed investment in machinery and equipment, and the real interest rate. In addition, we did not find evidence that loan concentration affects manufacturing production. Due to these results, this study postulates that bank credit matters as a stimulus for industrial activity, and it would be worth designing policies that strengthen and deepen such impacts.

* Universidad de Guadalajara, ruben.chavarin@cucea.udg.mx, <https://orcid.org/0000-0002-5109-4831>.

** Universidad de Guadalajara, aureatlatoa@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0002-9889-1010>.

Información del artículo	Resumen
Recibido: 16 Agosto 2022 Aceptado: 16 Enero 2023	El objetivo general de este trabajo es estimar, para el caso de México, el impacto del crédito bancario sobre la actividad económica del sector manufacturero y de siete subsectores manufactureros seleccionados. A diferencia de la literatura que ha estudiado los efectos del crédito bancario en la economía mexicana, este trabajo encuentra evidencia (a través de modelos ARDL-bounds) de un impacto positivo y significativo del crédito bancario sobre la producción para el total del sector y las siguientes industrias: i) alimentos, ii) bebidas y tabaco, iii) papel, iv) productos minerales no metálicos, y v) producción de equipo de transporte; junto con efectos significativos de la inversión fija en maquinaria y equipo, y la tasa de interés real. Adicionalmente, no se halló evidencia de que la concentración del crédito afecte a la producción manufacturera. Debido a estos resultados, este trabajo postula que el crédito bancario sí importa como estímulo de la actividad industrial, y valdría la pena diseñar políticas que fortalezcan y profundicen tales impactos.
Clasificación JEL: C22; E44; E51; L60; O54.	
Palabras clave: crédito bancario; crecimiento económico; sector manufacturero; América Latina.	

Introduction

Almost anyone would think that, in a country like Mexico whose financial system is dominated by commercial banks, bank credit has played an essential role in supporting economic activity. This kind of credit facilitates the firms to invest more (and sooner) than their own funds allow them. If firms could use internal funds exclusively, many would have to postpone their growth plans indefinitely or permanently.

Surprisingly, literature does not support this belief. At least ten papers have tried to estimate the possible impacts of bank credit on economic growth in Mexico. Most of these studies have found that credit has not been essential to boost economic activity in this country; some of these works report that bank credit does not influence production, but vice versa, or they find bidirectional causality (Ahmed *et al.*, 2008; Rodríguez y López, 2009; Ramírez, 2017). Other studies have not found any positive impact from credit (Christopoulos y Tsionas, 2004; De la Cruz y Alcántara, 2011; Clavellina, 2013; Loría, 2020). Finally, three studies have found positive evidence of credit as a supporter of economic activity, although this evidence is negligible, it goes together with some restrictions that slow the impact of financing (Venegas *et al.*, 2009; Tinoco-Zermeño *et al.*, 2014; Cisneros-Cepeda, 2022).

On the other hand, we have international evidence: bank credit granted in Mexico to the private sector (including firms and households) is relatively less, as a percentage of Gross Domestic Product (GDP), than credit granted by many other more developed countries, similarly developed, or even ones that are less developed. For instance, during 2019, prior to the Covid pandemic, in Mexico, banks granted credit to the private sector equivalent to 28.5 percent of Mexican GDP.

We can compare this figure with some sets of countries: average of Latin America and Caribbean (50.8); average of low-income countries (44.4); average of upper-middle-income countries (120.8), where Mexico is classified; and average of OECD (78.7), where Mexico is a member (data obtained from World Bank). Among 37 OECD countries, Mexico is last place in this category. All those countries with successful economic expansion during the last decades have at least doubled the volume of bank credit granted by banks established in Mexico. Furthermore, non-financial firms in Mexico received credit equivalent to only 10.5 percent of Mexican GDP in 2019, as the highest level after 15 years of growth.

However, even with the lack of bank credit dynamism, it is not easy to believe that this credit has not represented any impulse to economic activity in Mexico. It is possible some studies have not found positive evidence because they have included credit segments that are not significant (or are less significant) to economic growth, such as household credit. In other cases, they have included lesser sensitive sectors that are affected by the credit, as some activities included in the GDP where credit generates less impulse towards investment, like trade or other services.

In this paper, we sustain the hypothesis that positive effects from bank credit upon economic activity are found in those activities where credit eases investment, generating opportunities for future increments in product value.

The general objective of this study is to estimate, in Mexico's case, the impact of commercial bank credit on economic activity in the whole manufacturing sector and seven selected manufacturing industries: i) food industry, ii) beverage and tobacco industry, iii) paper industry, iv) chemical industry, v) non-metallic mineral-based products, vi) primary metal industries, and vii) transport equipment manufacturing.

These industries represented 79.3 percent of total manufacturing production at the end of 2019, and also absorbed 71.4 percent of the credit directed to this sector. The purpose of these estimations is to verify the positive effect of credit on production and its magnitude. According to the bibliographic revision undertaken, there are no previous studies about bank credit impacts on the manufacturing sector and its industries in Mexico.

This research will contribute to filling this vacuum, proposing evidence to know which areas of the economy have been influenced by bank credit. This knowledge may help design credit programs for stimulating economic growth. Results obtained in this work will also allow extending the evidence upon the effectiveness of bank credit in Latin America, a subject that is scarcely found.

To analyze the relationship between bank credit and economic activity, we have chosen 2009 -2020 (March), using monthly observations. This period was chosen because it does not include the international financial crisis of 2007-2008, and it is before the Covid-19 economic crisis initiated in 2020. This period allows studying the financing-growth relationship in a non-crisis context and, also, it is convenient because series are less problematic concerning structural breaks. In turn, this period brings the benefit of allowing the most recent results possible.

Another advantage is that the time period studied is characterized by low inflation, as annual inflation rates were ranging from 2 – 6 percent (an average of 3.98, a standard deviation of 1.25 – which is our own calculation based on data from INEGI). According to Tinoco-Zermeño et al. (2014), inflation has negatively impacted the Mexican GDP by affecting bank credit in the private sector. Thus, by choosing this study period, inflation should not affect the relationship between bank credit and economic activity.

The main results of this paper show that there is evidence of a long-run relationship between production, bank credit, and other variables and that there is a positive and significant impact of bank credit on production. This evidence holds for the whole manufacturing sector and almost all industries analyzed. Our result for the whole sector is substantially greater than those obtained by other works about Mexico (using the economy's total GDP instead one sector). In addition, we did not find evidence that loan concentration affects manufacturing production. Due to these results, we postulate that bank credit is relevant as a stimulus of

economic activity and, consequently, it would be worthwhile to formulate policies that consolidate and strengthen such impacts.

Section 1 highlights some trends of bank credit in Mexico. Section 2 reviews the literature about the link between financial development and economic growth in the manufacturing sector and the evidence in the Mexican economy. Section 3 explains the methodology for obtaining results. Section 4 shows the econometric results. Finally gives conclusions.

1. Bank credit in Mexico and its manufacturing sector

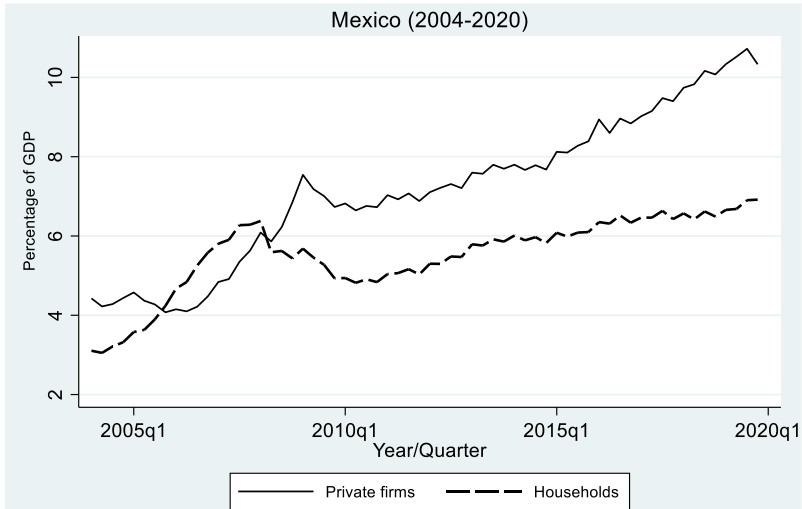
In Mexico, Banco de México (the central bank) defines credit to the non-financial private sector as the sum of credit to non-financial firms and credit to households. Figure 1 shows the evolution of the two components of credit to the non-financial private sector during 2004-2020 (March). Except for two and a half years (from October 2005 to March 2008), credit to firms has been greater than credit to households, reaching the figure of 2 thousand million pesos (about 100 billion dollars) in 2019, in real terms.

These higher levels of credit to firms, as opposed to household credit, are in accordance with international evidence. According to Beck et al. (2012), this happens in low and middle-income countries, while this relation has been inverted in high-income countries.

It should be noted that the annual credit to non-financial private firms is the bank credit to be distributed to the three big economic sectors in the country (primary, secondary, and tertiary). This credit, although it has had a growing tendency in the last 15 years, has not even come to represent 11 percent of GDP.

According to the North American Industrial Classification System, the total economic activity in a country is composed of 20 sectors. Of these sectors, manufacturing is the most important in the reception of credit in Mexico, reaching a magnitude of around 2.5 percent of the GDP at the end of 2019. Additionally, the manufacturing sector has the most outstanding contribution to the GDP; in the last decade, such contribution has been stable at around 16-17 percent.

Figure 1
Bank credit to the non-financial private sector as a percentage of GDP

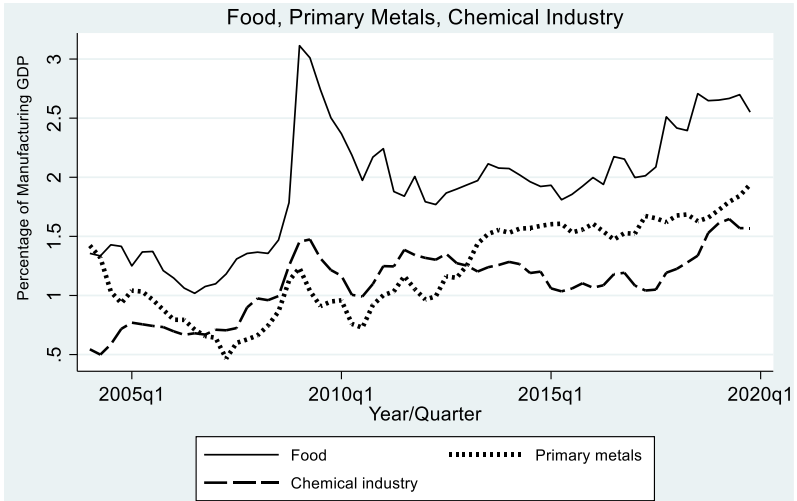


Source: Own calculations based on Banco de México (Sistema de Información Económica).

The whole manufacturing sector comprises of 21 sub-sectors. Concerning the credit behavior in this sector, we selected seven sub-sectors, which together represented 79.3 percent of manufacturing production and absorbed 71.4 percent of credit directed to the manufacturing sector in December 2019. According to credit received at the end of 2019, selected sub-sectors followed this order, from major to minor: i) food industry, ii) primary metal industries, iii) chemical industry, iv) transport equipment manufacturing, v) non-metallic mineral-based products, vi) beverage and tobacco industry, and vii) paper industry.

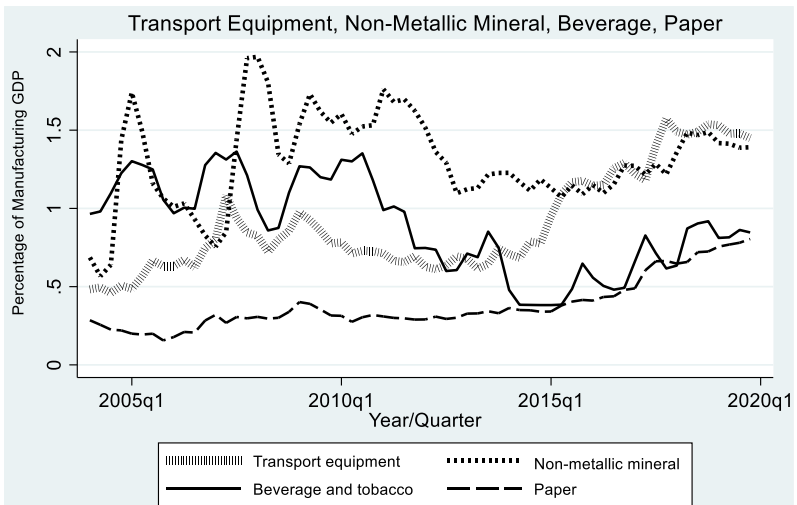
To measure the size of the credit absorbed for these seven sub-sectors, in 2019, the leader (food industry) received credit from banks of about 4 billion dollars (in real terms, 2012 = 100), equivalent to the total credit received by the whole primary sector in the same year. Each of these sub-sectors received bank credit equivalent to 0.8 - 2.7 percent of the manufacturing GDP at the end of 2019 (see figures 2 and 3).

Figure 2
Bank credit to manufacturing industries in Mexico 1 (2004-2020)



Source: Own calculations based on Banco de México (Sistema de Información Económica).

Figure 3
Bank credit to manufacturing industries in Mexico 2 (2004-2020)



Source: Own calculations based on Banco de México (Sistema de Información Económica).

2. The literature on financial development and bank credit

2.1 Impacts on the manufacturing sector around the world

One of the seminal works in the relationship between financial development and economic growth is the paper by Rajan and Zingales (1998), which explores this relationship at a manufacturing sector comprising-industry level. They studied 36 manufacturing industries in 41 countries (including Mexico), using data from the 1980s, including the bank credit to the private sector as proxy of financial development. Using cross-section regressions, they found that the manufacturing industries that are relatively in need of more external finance develop disproportionately faster in countries with more developed financial markets.¹ Their results imply that a well-developed financial market reduces the cost of the firms' external finance.

A series of subsequent works undertook the same line as the paper by Rajan and Zingales (1998), incorporating their same classification of sectors dependent on external financing. Cetorelli and Gambera (2001) added data on bank concentration, finding evidence that banks with market power promote the growth of those industrial sectors that are primarily in need of external financing by facilitating credit access to younger firms. Claessens and Laeven (2005) obtained the opposite conclusion to Cetorelli and Gambera, as they found that bank competition benefits those manufacturing firms which are in need of external financing. Guiso et al. (2004) confirmed that financial development promotes economic growth in industries more dependable on external financing. Svaleryd and Vlachos (2005) found that economies with well-functioning financial systems tend to specialize in industries highly dependent on external financing. Fisman and Love (2007) substituted the dependency of external financing for growth opportunities (measured as sales growth). Their results showed that financially developed countries experience faster value-added growth in manufacturing industries facing good growth opportunities. Ciccone and Papaioannou (2006) found that financial intermediation eases the reallocation of resources between industries facing better investment opportunities. Ilyina and Samaniego (2011) found that industries that grow faster in more financially developed countries display significant increases in research and development intensity. Strieborny and Kukenova (2016) studied the specific investment relationships between suppliers and buyers of

¹ These authors determined that sub-sectors that depend more on external financing present a greater value of the ratio: $(\text{Capital expenditures minus cash flow from operations} / \text{capital expenditures})$.

intermediate goods, confirming that industries dependent on specific investment from their suppliers grow disproportionately faster in countries with a well-developed banking sector. Restrepo (2019) found that industries that rely more heavily on external financing or that have fewer tangible assets, grow slower after the implementation of bank account debit taxes.

Other papers followed a different approach to the work of Rajan and Zingales. For instance, Neusser and Kluger (1998) studied the manufacturing sector of 14 OECD countries during 1970-1991. Using autoregressive vectors applied to each country, they found that financial GDP is cointegrated with manufacturing GDP in only four countries, and that it is cointegrated with the total factor productivity of the manufacturing sector in just nine countries. In just four countries, they found causality between the financial sector and the manufacturing sector, and in three other countries, they found evidence of bidirectional causality. These results showed that the relationship between finance and economic growth in the manufacturing sector is more complex than cross-sectional studies suggest.

Another approach refers to studying the link between bank regulation and economic activity. One example of these works is the paper by Igan and Mirzaei (2020). They analyzed 28 manufacturing industries in 50 countries (including Mexico) to study the effects of bank liquidity and capitalization on economic activity during 2000-2010. They found that regulation demanding greater liquidity, and bank capitalization helps certain industries face crises in emerging countries whose financial system is bank-based. Other works follow this line of analysis; for instance, Berger and Bouwman (2013), Kapan and Minoiu (2013), and Sun and Tong (2015).

There are some recent studies about developing economies. For example, Daway-Ducanes and Gochoco-Bautista (2019) studied 77 developing countries. They found that if economies are operating below the minimum efficiency scale (considering credit relative to GDP), bank credit expansion has a negative effect on manufacturing growth. Thampy and Tiwary (2021) analyzed the case of India, finding that sector-specific credit, and not the total credit, has a positive impact on local manufacturing output. Kinghan et al. (2020) studied the case of manufacturing SMEs in Vietnam, finding that the firms with higher investment efficiency are more affected by credit constraints, limiting firms' growth. Wu et al. (2022), exploring effects from specific types of bank credit in China, found that the green

credit policy (that is, tightening the credit exposure of high pollution industries) had a significant negative impact on the external financing in the manufacturing industry, but its negative impact on the economic growth was not statistically significant.

2.2 Studies about Mexico

Literature about the relationship between financial development and economic growth in Mexico has not produced concluding evidence, as explained in the following lines.

Christopoulos and Tsionas (2004) studied a ten country panel data (1970-2000 period), including Mexico; analyzing each country individually, they found a positive, but not significant financial development coefficient for Mexico.

Ahmed et al. (2008) reviewed financial liberalization in Brazil, Mexico, and Thailand from 1971 to 2000. In the case of Mexico, they found bidirectional causality between bank credit to the private sector and GDP per capita. Rodríguez and López (2009) also found bidirectional causality during the 1990-2004 period. Clavellina (2013) studied the 1995-2012 period, finding that bank credit does not generate causality, nor is it significant (and its coefficient is negative) to explain the real GDP growth rate. Ramírez (2017) studied the 2001-2016 period, determining that GDP has caused bank credit and not the opposite. By contrast, De la Cruz and Alcántara (2011) studied data from the 1995-2010 period, finding one cointegration relationship between economic activity and bank credit at the general economy level, where credit causes economic growth; however, they mentioned that, in the vector error correction, credit coefficients turned out to be non-significant. At a sectoral analysis level, they found that the economic activity is cointegrated with credit in the tertiary sector, but not with the secondary one, where the manufacturing sector belongs.

Sánchez-Barajas (2015) studied Mexico comparing economic census data (from 1999 to 2014) on manufacturing firms, pointing out that bank credit has failed to promote entrepreneurial development, as the number of these firms descended between 2009 and 2014. León and Alvarado (2015) analyzed the case of Mexico through bank concentration indexes during the 2001-2014 period, concluding that a bank oligopoly limiting granting of credit in the Mexican economy prevails. According to them, this restriction stops economic growth.

Gómez-Ramírez (2019) analyzed the Mexican case, using data at the firm level for 2005 and 2009-2010. He found that credit restrictions have significantly reduced private investment, affecting economic growth. Loría (2020) also did not find evidence about gross fixed investment growth for the 2014-2019 period, although bank credit did grow in those years.

Venegas et al. (2009) studied the 1961-2007 period. They found the following results: a) There is one cointegration relationship between production, a financial development index, a financial repression index, and other variables. b) Although the magnitude of such impact is negligible, there is a positive significant long-run impact of financial development on production. c) There is a significant negative effect of the financial repression index on production. All these results suggest that financial development stagnation has occasioned economic growth to be lower than expected.

Villalpando (2014) studied a sample of 369 non-financial Mexican firms in 2009. He found evidence that bank credit promotes productivity in firms with investment opportunities. We can infer that the more firms with these characteristics, the greater the economic growth.

Tinoco-Zermeño et al. (2014) studied the long-run effects of inflation on bank credit and economic growth during the 1969-2011 period. Their main results are the following: a) bank credit positively impacts the GDP; b) inflation has harmed bank credit; c) the negative impact of inflation on production occurs through its impact on bank credit in the private sector. According to the authors, the inflation dynamic has distorted bankers' capacity to correctly evaluate firms' investment plans, reducing the resources allocated to the economy.

Cisneros-Zepeda (2022) studied the long-run effects of bank credit granted to industry and consumption on GDP during the 1994-2017 period. His main results are the following: a) there is a positive (although minimal) impact from bank credit on economic activity; b) bank credit granted to industry denotes a change after the financial crisis of 2008, as it stooped having positive effects on economic growth.

In conclusion, the empirical research regarding the relationship between financial development and economic growth in Mexico finds that it is difficult to evaluate this link and suggests various restrictions that impede

acquiring all possible benefits from financial development (including bank credit).

3. Methodology

3.1 Purpose of econometric work

The primary aim of this work is to test the possible influence that bank credit has on production value in the manufacturing sector, as well as several sub-sectors. The production value is the dependent variable, and we selected the explanatory variables based on a demand approach. We also tried estimations using a supply approach, considering bank credit as an additional input to capital and labor. However, in general, perhaps due to the lack of better data for these last two inputs, results achieved had a poor explanation level and gave opposite signs to those expected in a Cobb-Douglas production function. According to Loría (2007: 277), severe limitations arise while trying to estimate production functions of this type because there are no official series of capital stocks [at the level of sectors and sub-sectors] and data on labor are not homogeneous.

The aggregate demand approach used in this work is based on the conception that sectoral production responds to internal expenditure and external demand stimulus, as well as possible influences of monetary variables, such as the monetary aggregates and the interest rate. In aggregate demand models, goods and financial markets interact to shape the economy's aggregate demand curve. In this context, bank credit may be considered complementary to variables and monetary-financial mechanisms. Some authors consider that aggregate demand variations affect production and employment through specific transmission mechanisms such as bank credit, real interest rate, and exchange rate (Bain and Howells, 2003). All of them are variables analyzed in this work.

Our objective is to test the possible impact of bank credit, having taken into consideration impacts of gross fixed investment, industrial production in the United States, economy's monetary base, and real interest rate. This demand model is explained by Loría (2007). It is worth mentioning that Tinoco-Zermeño et al. (2014) included in their model bank credit, industry gross fixed investment, and a monetary aggregate as explicative variables. Venegas et al. (2009) included financial development (a composed variable that includes a monetary aggregate), industry gross fixed investment, and real interest rate. Sánchez (2001) found evidence indicating Mexican manufacturer firms respond to changes from the real interest rates. Osorio-Novela et al. (2020) explained how the Mexican manufacturing industry has undergone fundamental

structural and operational changes due to its relationship with United States companies, especially since the Northern American Free Trade Agreement (NAFTA) was initiated in the 1990s. So, we start from the following function:

$$y_t = f(x_{1_t}, x_{2_t}, x_{3_t}, x_{4_t}, x_{5_t}),$$

where:

y_t = production value of manufacturing sector or sub-sector

x_{1_t} = bank credit directed to manufacturing sector or sub-sector

x_{2_t} = industry gross fixed investment

x_{3_t} = monetary base

x_{4_t} = industrial production of the United States

x_{5_t} = real interest rate

The expected effects are the following:

$$\frac{\partial y_t}{\partial x_{1_t}} > 0, \quad \frac{\partial y_t}{\partial x_{2_t}} > 0, \quad \frac{\partial y_t}{\partial x_{3_t}} \geq 0, \quad \frac{\partial y_t}{\partial x_{4_t}} > 0, \quad \frac{\partial y_t}{\partial x_{5_t}} \geq 0$$

It is worth mentioning that instead of using a monetary aggregate, we included the economy's monetary base following Rousseau and Watchel (1998). According to these authors, the monetary base represents the economy's quantity of money before credit creation by financial intermediaries. Including this variable allows for measuring the ability of bank credit to explain output fluctuations that cannot be attributed to monetary movements. Concerning this variable, $\frac{\partial y_t}{\partial x_{3_t}} \geq 0$, we can expect that its long-run effect equals zero from the money neutrality point of view (Romer, 1996). By contrast, from a non-neutrality perspective, a positive impact from this coefficient could be expected. However, most macroeconomic models assume the former perspective.

Concerning the real interest rate, $\frac{\partial y_t}{\partial x_{5_t}} \geq 0$, we can expect a positive sign if a decline in inflation causes the rise in the rate level (Rousseau and Watchel, 2002; Ibrahim and Shah, 2012; Tinoco et al., 2014); on the other hand, we can expect a negative sign if the interest rate mainly reflects the cost of money.

It is worth noting that some doubt regarding the base model results being conditioned by the monetary base could prevail, as it presents a high correlation with the gross fixed industry investment (correlation = 0.8706, prob=0.0000). After estimating the base model, the monetary base was excluded from regressions. As explained in section 5.2, the main results were not modified with this change.

After estimating the base model, we also included an additional variable $x6_t$:

$$y_t = f(x1_t, x2_t, x3_t, x4_t, x5_t, x6_t),$$

where:

$x6_t$ = real exchange rate or the bank loan concentration index.

The expected effects for this variable are:

$\frac{\partial y_t}{\partial x6_t} > 0$, when it represents the real exchange rate. An increment in this variable indicates a depreciation, which, theoretically, would increase the external demand for goods manufactured in Mexico.

$\frac{\partial y_t}{\partial x6_t} \leq 0$, when it represents the bank loan concentration index. The concentration in this market may have a negative effect due to market power-related reasons, but concentration may also provoke a positive impact because of the greater efficiency in credit allocation (Cetorelli y Gambera, 2001).

Finally, another issue to consider is that, as pointed out by Beck (2009: 1192), unlike the cross-country panel regressions, time series models “do not control for omitted variable bias by directly including other variables or by controlling with instrumental variables. Rather, by including a rich lag structure, which is lacking in the cross-sectional approach, the time series approach hopes to capture omitted variables.” Precisely, this work uses a time series approach.

3.2 Data processing

Using time-series techniques allows for resolving several cross-section and panel data limitations when studying the relationship between financial development and economic growth (Beck, 2009). As mentioned before, the models constructed in this work are based precisely on time series techniques. The variables (and their sources) included in the

empirical analysis are in Appendix A (table A.1). The study period is 2009 (July)-2020 (March), using monthly observations.

Before starting the statistical series' analysis, we made the following procedures: a) the base year of the series corresponding to production value was homologated; b) all series representing money were expressed in million pesos; c) all series representing money were expressed in real terms (2013 = 100); d) series corresponding to production value and monetary base were seasonal-adjusted (series about bank credit did not show evidence of seasonal behavior); and e) excepting the real interest rate, all variables were converted to logarithms. We display the graph of each series in Appendix B (figures B.1-B.5).

Table 1 contains the descriptive statistics of dependent variables included in the econometric analysis. Table 2 contains the descriptive statistics of explicative variables.

Table 1
Descriptive statistics of dependent variables

<i>Variable</i>	<i>Number of observations</i>	<i>Mean</i>	<i>Standard deviation</i>	<i>Minimun</i>	<i>Maximun</i>
Production value of manufacturing sector	129	13.1315	0.2203	12.6559	13.4512
Production value of food industry	129	11.3064	0.1781	10.9678	11.6231
Production value of beverage and tobacco industry	129	10.2232	0.2632	9.8237	10.6814
Production value of paper industry	129	9.6166	0.2242	9.2499	9.9802
Production value of chemical industry	129	10.9702	0.0913	10.7839	11.1340
Production value of non-metallic mineral-based products	129	9.7211	0.2236	9.3870	10.0400
Production value of primary metal industries	129	10.5679	0.1843	10.0881	10.9589
Production value of transport equipment manufacturing	128	11.8331	0.4210	10.8350	12.4341

Table 2
Descriptive statistics of explicative variables

<i>Variable</i>	<i>Number of observations</i>	<i>Mean</i>	<i>Standard deviation</i>	<i>Minimun</i>	<i>Maximun</i>
Bank credit to the manufacturing sector	129	12.6843	0.2311	12.3722	13.1506
Bank credit to the	129	10.9917	0.2147	10.6428	11.4209

food industry					
Bank credit to the beverage and tobacco industry	129	9.8970	0.3413	9.2272	10.44889
Bank credit to the paper industry	129	9.3657	0.4738	8.7446	10.1662
Bank credit to the chemical industry	129	10.4430	0.2087	10.0065	10.9912
Bank credit to the non-metallic mineral-based products	129	10.5139	0.1561	10.2338	10.9009
Bank credit to the primary metal industries	129	10.5418	0.3829	9.6898	11.1330
Bank credit to the transport equipment manufacturing	129	10.1842	0.4591	9.6046	10.8430
Index of investment in machinery and equipment	129	4.6360	0.1648	4.1944	4.8662
Index of industrial production of United States	129	4.6272	0.0519	4.4888	4.7054
Monetary base	129	13.7155	0.2393	13.3481	14.0410
Real interest rate	129	1.3967	1.5025	-1.0000	5.2100
Real Exchange rate	129	6.3007	0.1909	6.0423	6.6630
Index of bank loan concentration	120	7.8963	0.0778	7.7377	8.0775

3.3 Unit root tests, Granger causality, and cointegration

In the first place, each series was analyzed through the following tests: a) Modified Dickey-Fuller (DF-GLS), which is a test that does not consider structural breaks. b) Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), which is a test that does not consider structural breaks. c) Zivot-Andrews (Z-A), which is a test that considers one endogenous structural break (in the intercept, the slope, or both cases). d) Clemente-Montañés-Reyes (CMR), which is a test that considers two structural breaks (additive or innovational).

In the second place, various studies about the relationship between financial development and economic activity have documented reverse causality and even bidirectional causality between these two variables. For this reason, a fundamental requirement for the adequate estimation of the models is precisely testing possible causality problems. To analyze this issue we employed Granger causality, coming from Granger (1969), which tests whether lagged values of one variable improve the forecast of another variable, after considering the lagged values of the latter variable. It is worth mentioning that, before testing Granger causality, we need to check if the variables are non-stationary and that there is one cointegration relationship between them.

In the third place, complementary to the bounds test (see section 4.4), we applied the Gregory-Hansen cointegration test, which includes one endogenous structural break. This test is valid for three possible changes into the cointegrating vector (Gregory and Hansen, 1996): a) a change in the slope, b) a regime shift (considering a change in the intercept and the slope), and c) a regime-trend shift (considering a change in the intercept, the slope, and the time trend). As the Gregory-Hansen test provides information about dates of possible structural breaks in the cointegration relationship, it is possible to incorporate such information into the ARDL-bounds model by including dummies.

3.4 ARDL-bounds models

We used ARDL-bounds models based on Pesaran and Shin (1999) and Pesaran et al. (2001) to estimate the relationship between bank credit and manufacturing production. These dynamic models allow us to estimate the effects of explicative variables (including the lagged dependent variable) upon the dependent variable, but into a cointegration analysis background. The advantages of using this methodology compared to the vector error correction (VEC) models, are the following (Philips, 2018): i) it can be estimated even if some regressors are $I(0)$; ii) it is based on a single-equation model,² instead of estimating one vector of equations; iii) it generates a specific lag structure for each regressor; iv) there are no endogeneity problems if we get regressions without serial correlation; v) the bounds test for cointegration remains robust to short series and multiple regressors; vi) the bounds test for cointegration has lower Type I error than other tests; and vii) it provides a solid test to avoid spurious cointegration when having exogenously weak regressors. It is worth mentioning that Tinoco-Zermeño et al. (2014) employed ARDL-bounds models for obtaining their results.

ARDL-bounds model estimation needs fulfillment of previous requirements, basically: a) series with no-seasonal unit-roots, and b) the dependent variable to be $I(1)$ and explanatory variables not to be higher than $I(1)$. Then, we need to formulate an unrestricted error correction model determining the appropriate lag structure (minimizing an information criterion over the log-likelihood function). The unrestricted model is the following:

² Studying the impact of a set of variables on one dependent variable may be undertaken using just one equation if the explanatory variables are exogenously weak. In fact, weak exogeneity validates the process of making inferences about the equation parameters (Engle et al., 1983).

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \gamma_j \Delta x_{1,t-j} + \sum_{k=0}^{q_2} \delta_k \Delta x_{2,t-k} + \sum_{l=0}^{q_3} \eta_l \Delta x_{3,t-l} + \sum_{m=0}^{q_4} \lambda_m \Delta x_{4,t-m} + \sum_{n=0}^{q_5} \mu_n \Delta x_{5,t-n} + \theta_0 y_{t-1} + \theta_1 x_{1,t-1} + \theta_2 x_{2,t-1} + \theta_3 x_{3,t-1} + \theta_4 x_{4,t-1} + \theta_5 x_{5,t-1} + e_t \tag{1}$$

where:

- y_t = the logarithm of production value of manufacturing sector or sub-sector
- $x_{1,t}$ = the logarithm of bank credit directed to the manufacturing sector or sub-sector
- $x_{2,t}$ = the logarithm of industry gross fixed investment
- $x_{3,t}$ = the logarithm of monetary base
- $x_{4,t}$ = the logarithm of industrial production of the United States
- $x_{5,t}$ = real interest rate
- e_t = residuals

The model described by equation 1 must not contain serial autocorrelation and must be dynamically stable.

It is important to note that although the model is called ARDL-bounds, the estimation of the coefficients of the independent variables is based on an ARDL model, while the bounds part of the model is an associated test, which tests the null hypothesis of no cointegration between the dependent variable and any regressors included in the cointegrating equation. The bounds test consists of an F-test on the following restriction from equation 1:

$$H_0 = \theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \theta_5 = 0$$

As a complementary part of the bounds test, a one-sided t-test must be applied:

$$H_0 = \theta_0 = 0$$

Rejecting both tests implies a long-run relationship between the analyzed variables.³ The long-run estimation involves the following expression:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1,t} + \alpha_2 x_{2,t} + \alpha_3 x_{3,t} + \alpha_4 x_{4,t} + \alpha_5 x_{5,t} + v_t, \tag{2}$$

³ Critical values of both tests (F and t) rely on non-standard distributions. In this paper, we employed the critical values of Kripfganz and Schneider (2020). These values cover a whole range of possible sample sizes and lag orders, allowing for any number of variables.

The error correction model corresponds to the following expression:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \gamma_j \Delta x_{1,t-j} + \sum_{k=0}^{q_2} \delta_k \Delta x_{2,t-k} + \sum_{l=0}^{q_3} \eta_l \Delta x_{3,t-l} + \sum_{m=0}^{q_4} \lambda_m \Delta x_{4,t-m} + \sum_{n=0}^{q_5} \mu_n \Delta x_{5,t-n} + \varphi z_{t-1} + e_t, \quad (3)$$

where φ is the adjustment coefficient of the model, obtained from the residuals (z_{t-1}) of the long-run equation:

$$z_{t-1} = y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 x_{1,t-1} - \alpha_2 x_{2,t-1} - \alpha_3 x_{3,t-1} - \alpha_4 x_{4,t-1} - \alpha_5 x_{5,t-1}, \quad (4)$$

It is worth mentioning that it is possible to include dummies as exogenous variables into the model without compromising the asymptotic properties of the tests (Pesaran et al., 2001).

4. Results

4.1 Procedures before estimating the ARDL-bounds model

Unit-root test results' tables, for the whole sector and each sub-sector analyzed, are shown in tables 3, 4 and 5. The evidence produced by the four applied tests indicates that all variables are I(1) in all models, even considering one or two endogenous structural breaks.

Table 3
Unit root tests of production variables

Variable	DF-GLS test (number of lags/critical value at 5%)	KPSS test (number of lags/critical value at 5%)	Z-A test (critical value at 5%)	CMR test (critical value at 5%)	Cointegration order of the variable
Production value of manufacturing sector	-0.902 (12/-2.787)	0.155*** (4/0.146)	-3.796 (-5.08)	-3.991 (-5.49)	I(1)
Production value of food industry	-2.556 (12/-2.787)	0.165*** (4/0.146)	-4.050 (-5.08)	-2.818 (-5.49)	I(1)
Production value of beverage and tobacco industry	-2.285 (12/-2.784)	0.207*** (12/0.146)	-1.987 (-5.08)	-3.380 (-5.49)	I(1)
Production value of paper industry	-2.315 (12/-2.787)	0.186*** (12/0.146)	-2.919 (-5.08)	-3.401 (-5.49)	I(1)
Production value of chemical industry	-2.428 (8/-2.875)	0.163*** (2/0.146)	-4.143 (-5.08)	-3.557 (-5.49)	I(1)
Production value of non-metallic	-1.649 (12/-2.787)	0.152*** (9/0.146)	-3.598 (-5.08)	-3.761 (-5.49)	I(1)

mineral-based products					
Production value of primary metal industries	-1.911 (12/-2.787)	0.162*** (4/0.146)	-3.711 (-5.08)	-4.322 (-5.49)	I(1)
Production value of transport equipment manuf.	-0.447 (12/-2.787)	0.179*** (12/0.146)	-3.997 (-5.08)	-4.039 (-5.49)	I(1)

Notes: 1) Results correspond to tests in levels. These results were confirmed by tests in first differences. 2) Test Z-A was run in three versions: including intercept, including tendency, and including intercept and tendency; we only reported the results from the third case, although the other two cases bring about the same conclusions. 3) Test CMR was run in two versions: including an additive shift and including an innovative shift; we only reported the results from the first case, although the other case brings the same conclusions.

* = Significance at 10% level, ** = Significance at 5% level, *** = Significance at 1% level

Table 4
Unit root tests of credit variables

<i>Variable</i>	<i>DF-GLS test (number of lags/critical value at 5%)</i>	<i>KPSS test (number of lags/critical value at 5%)</i>	<i>Z-A test (critical value at 5%)</i>	<i>CMR test (critical value at 5%)</i>	<i>Cointegration order of the variable</i>
Bank credit to the manufacturing sector	-0.898 (12/-2.787)	0.241*** (12/0.146)	-4.997 (-5.08)	-3.599 (-5.49)	I(1)
Bank credit to the food industry	-1.111 (12/-2.787)	0.225*** (12/0.146)	-4.093 (-5.08)	-5.270 (-5.49)	I(1)
Bank credit to the beverage and tobacco industry	-1.014 (12/-2.787)	0.248*** (12/0.146)	-5.076 (-5.08)	-3.759 (-5.49)	I(1)
Bank credit to the paper industry	-0.876 (12/-2.787)	0.244*** (12/0.146)	-4.151 (-5.08)	-3.855 (-5.49)	I(1)
Bank credit to the chemical industry	-1.439 (12/-2.787)	0.148*** (11/0.146)	-3.499 (-5.08)	-5.129 (-5.49)	I(1)
Bank credit to the non-metallic mineral-based products	-1.361 (12/-2.787)	0.218*** (12/0.146)	-4.616 (-5.08)	-3.002 (-5.49)	I(1)
Bank credit to the primary metal industries	-1.617 (12/-2.787)	0.238*** (12/0.146)	-5.022 (-5.08)	-3.889 (-5.49)	I(1)
Bank credit to the fabrication of transport equipment man.	-1.278 (12/-2.787)	0.159*** (12/0.146)	-4.660 (-5.08)	-5.437 (-5.49)	I(1)

Notes: 1) Results correspond to tests in levels. These results were confirmed by tests in the first differences. 2) Test Z-A was run in three versions: including intercept, tendency, and intercept and tendency; we only reported the results from the third case, although the other two cases bring about the same conclusions. 3) Test CMR was run in two versions: including an additive shift and including an innovative shift; we only reported the results from the first case, although the other case conduits to the same conclusions.

* = Significance at 10% level, ** = Significance at 5% level, *** = Significance at 1% level

Table 5
Unit root tests of control variables

<i>Variable</i>	<i>DF-GLS test (number of lags/critical value at 5%)</i>	<i>KPSS test (number of lags/critical value at 5%)</i>	<i>Z-A test (critical value at 5%)</i>	<i>CMR test (critical value at 5%)</i>	<i>Cointegration order of the variable</i>
Index of investment in machinery and equipment	-0.472 (12/-2.787)	0.226*** (12/0.146)	-2.844 (-5.08)	-3.838 (-5.49)	I(1)
Index of industrial production of United States	-1.002 (12/-2.787)	0.154*** (11/0.146)	-3.851 (-5.08)	-3.504 (-5.49)	I(1)
Monetary base	-1.574 (12/-2.787)	0.228*** (12/0.146)	-4.293 (-5.08)	-3.078 (-5.49)	I(1)
Real interest rate	-1.495 (12/-2.787)	2.226*** (12/0.146)	-4.065 (-5.08)	-1.335 (-5.49)	I(1)
Real Exchange rate	-1.239 (12/-2.787)	0.151*** (11/0.146)	-4.543 (-5.08)	-5.229 (-5.49)	I(1)
Index of bank loan concentration	-1.951 (12/-2.777)	0.226*** (7/0.146)	-4.135 (-5.08)	-4.842 (-5.49)	I(1)

Notes: 1) Results correspond to tests in levels. These results were confirmed by tests in first differences. 2) Test Z-A was run in three versions: including intercept, tendency, and intercept and tendency; we only reported the results from the third case, although the others two cases conduit to the same conclusions. 3) Test CMR was run in two versions: including an additive shift and including an innovative shift; we only reported the results from the first case, although the other case conduits to the same conclusions.

* = Significance at 10% level, ** = Significance at 5% level, *** = Significance at 1% level

According to cointegration tests (Johansen, Gregory-Hansen, and bounds), there is one cointegration relationship in all base models, exempting primary metal industries, whose models did not approve bounds tests. To save space, we are not reporting the results of tests by Johansen, but we report those by Gregory-Hansen in table 6, and we do include the bounds tests results when reporting the ARDL model results (see tables 8, 9 and 10).

Concerning weak exogeneity tests, the whole sector and each sub-sector's results are shown in Appendix C (table C.1). There were problems in two variables: a) the industrial production of the United States rejects the null hypothesis of exogeneity at the 1 percent level in the whole sector, food industry, beverage industry, chemical industry, non-metallic mineral-based products, and primary metal industries; b) the real exchange rate rejects the null hypothesis of exogeneity at the 1 percent level in the whole sector and paper industry.

Concerning Granger causality tests, the whole sector and each sub-sector's results are shown in table 7. We highlight the following results: a) credit causes the production in the whole sector, beverage and tobacco

industry, and non-metallic mineral-based products; b) there are no reverse causality problems between production and credit in any sub-sector; c) the only variable that presents reverse causality problems is the real exchange rate (total sector, food industry, beverage and tobacco industry, non-metallic mineral-based products, and transportation equipment manufacturing) (results not reported).

The results from these tests conducted us to re-specify several models in a parsimonious fashion, excluding in each case the variables that did not approve one test.

Table 6
Gregory-Hansen cointegration tests

Sector or sub-sector	Value of statistic ADF			Value of statistic Zt		
	Considering break in regimetrend (critical value at 5%) (critical value at 10%) (date of the break)	Considering break in regime (critical value at 5%) (critical value at 10%) (date of the break)	Considering break in trend (critical value at 5%) (critical value at 10%) (date of the break)	Considering break in regimetrend (critical value at 5%) (critical value at 10%) (date of the break)	Considering break in regime (critical value at 5%) (critical value at 10%) (date of the break)	Considering break in trend (critical value at 5%) (critical value at 10%) (date of the break)
Total of the manufacturing sector	-6.87** (-6.32) (-6.16) (2014m5)	-6.28** (-6.00) (-5.75) (2014m4)	-6.17*** (-5.57) (-5.33) (2014m5)	-6.67** (-6.32) (-6.16) (2014m5)	-6.27** (-6.00) (-5.75) (2014m1)	-6.20*** (-5.57) (-5.33) (2014m4)
Food industry	-6.86** (-6.32) (-6.16) (2011m2)	-6.38** (-6.00) (-5.75) (2013m12)	-5.92** (-5.57) (-5.33) (2011m1)	-6.40** (-6.32) (-6.16) (2011m6)	-6.34** (-6.00) (-5.75) (2014m4)	-5.86** (-5.57) (-5.33) (2011m3)
Beverage and tobacco industry	-8.77*** (-6.32) (-6.16) (2013m3)	-6.28** (-6.00) (-5.75) (2013m3)	-6.20*** (-5.57) (-5.33) (2013m8)	-8.81*** (-6.32) (-6.16) (2013m3)	-6.38** (-6.00) (-5.75) (2013m4)	-6.09*** (-5.57) (-5.33) (2013m8)
Paper industry	-6.74** (-6.32) (-6.16) (2013m11)	-6.62*** (-6.00) (-5.75) (2013m11)	-5.96** (-5.57) (-5.33) (2013m11)	-6.76** (-6.32) (-6.16) (2013m11)	-5.41** (-6.00) (-5.75) (2013m6)	-5.41* (-5.57) (-5.33) (2013m11)
Chemical industry	-6.33** (-6.32) (-6.16) (2012m7)	-5.89* (-6.00) (-5.75) (2014m1)	-5.56* (-5.57) (-5.33) (2014m1)	-6.36** (-6.32) (-6.16) (2012m7)	-5.91* (-6.00) (-5.75) (2014m1)	-5.53* (-5.57) (-5.33) (2014m1)
Primary metal industries	-5.35 (-6.32) (-6.16) (2013m8)	-5.21 (-6.00) (-5.75) (2013m9)	-4.40 (-5.57) (-5.33) (2014m4)	-6.90*** (-6.32) (-6.16) (2012m10)	-6.11** (-6.00) (-5.75) (2014m5)	-5.44* (-5.57) (-5.33) (2014m7)
Non-metallic mineral-based products	-7.15*** (-6.32) (-6.16) (2012m4)	-5.87* (-6.00) (-5.75) (2012m7)	-5.79** (-5.57) (-5.33) (2013m4)	-7.17*** (-6.32) (-6.16) (2012m4)	-6.10** (-6.00) (-5.75) (2012m8)	-5.68** (-5.57) (-5.33) (2013m4)
Transportation equipment manufacturing	-8.18*** (-6.32) (-6.16) (2014m5)	-6.69*** (-6.00) (-5.75) (2014m4)	-7.83*** (-5.57) (-5.33) (2014m4)	-8.13*** (-6.32) (-6.16) (2014m5)	-6.72*** (-6.00) (-5.75) (2014m4)	-7.86*** (-5.57) (-5.33) (2014m4)

Significance at *10%, **5%, ***1% levels.

Table 7
Granger-causality tests

<i>Dependent variable</i>	<i>Variable that causes</i>	<i>Chi²</i>	<i>Probability</i>
Total manufacturing sector			
Production value of manufacturing sector	Credit to the manufacturing sector	2.633*	0.098
	Investment in machinery and equipment	6.8372***	0.009
	Monetary base	4.350**	0.037
	Real interest rate	0.837	0.360
	ALL	34.751***	0.000
Credit to the manufacturing sector	Production of manufacturing sector	1.552	0.213
	Investment in machinery and equipment	1.476	0.224
	Monetary base	12.895***	0.000
	Real interest rate	2.447	0.118
Food industry			
Production value of food industry	Credit to the food industry	0.077	0.780
	Investment in machinery and equipment	2.108	0.146
	Monetary base	11.861***	0.001
	Real interest rate	10.157***	0.001
	ALL	24.551**	0.000
Credit to the food industry	Production of food industry	0.787	0.375
	Investment in machinery and equipment	3.545*	0.060
	Monetary base	9.806***	0.002
	Real interest rate	0.037	0.847
Beverage and Tobacco industry			
Production value of beverage and tobacco industry	Credit to the Beverage industry	6.069**	0.014
	Investment in machinery and equipment	0.524	0.469
	Monetary base	36.144***	0.000
	Real interest rate	5.606**	0.018
	ALL	43.807***	0.000
Credit to the beverage and tobacco industry	Production of beverage industry	0.070	0.791
	Investment in machinery and equipment	5.193**	0.023
	Monetary base	0.118	0.730
	Real interest rate	4.683**	0.030
Paper industry			
Production value of paper industry	Credit to the paper industry	1.534	0.215
	Investment in machinery and equipment	0.249	0.617
	Monetary base	11.768	0.001
	Industrial production of U.S.	0.527	0.468
	Real interest rate	1.020	0.312
	ALL	15.379***	0.009
Credit to the paper industry	Production of paper industry	2.084	0.149
	Investment in machinery and equipment	1.629	0.202
	Monetary base	2.742*	0.098
	Industrial production of U.S.	0.047	0.828
	Real interest rate	0.075	0.784
Chemical industry			
Production value of chemical industry	Credit to the chemical industry	0.439	0.507
	Investment in machinery and equipment	1.329	0.249

	Monetary base	1.510	0.219
	Real interest rate	0.090	0.764
	ALL	13.940***	0.007
Credit to the chemical industry	Production of chemical industry	1.311	0.252
	Investment in machinery and equipment	5.352**	0.021
	Monetary base	0.409	0.522
	Real interest rate	14.129***	0.000
Non-metallic mineral-based products			
Production value of non-metallic mineral-based products	Credit to the non-metallic mineral-based	10.000***	0.002
	Investment in machinery and equipment	0.200	0.654
	Monetary base	34.690***	0.000
	Real interest rate	0.444	0.505
	ALL	37.508***	0.000
Credit to the non-metallic mineral-based products	Production of non-metallic mineral-based	2.8511	0.101
	Investment in machinery and equipment	2.119	0.145
	Monetary base	1.029	0.310
	Real interest rate	3.424*	0.064
Primary metal industries			
Production value of primary metal industries	Credit to the primary metal industries	1.108	0.292
	Investment in machinery and equipment	0.588	0.443
	Monetary base	3.692*	0.055
	Real interest rate	1.492	0.221
	ALL	12.319**	0.015
Credit to the primary metal industries	Production of primary metal industries	0.436	0.509
	Investment in machinery and equipment	6.173**	0.013
	Monetary base	1.529	0.216
	Real interest rate	0.356	0.550
Transport equipment manufacturing			
Production value of transport equipment manufacturing	Credit to the transport equipment manuf	0.017	0.896
	Investment in machinery and equipment	6.074**	0.014
	Monetary base	25.316***	0.000
	Industrial production of U.S.	9.445***	0.002
	Real interest rate	4.006**	0.045
Credit to the transport equipment manufacturing	ALL	71.233***	0.000
	Production of transport equipment manuf	0.722	0.395
	Investment in machinery and equipment	1.977	0.160
	Monetary base	16.760***	0.000
	Industrial production of U.S.	0.543	0.461
	Real interest rate	0.173	0.677

* = Significance at 10% level, ** = Significance at 5% level, *** = Significance at 1% level

4.2 Results from the ARDL-bounds model

Results obtained through the ARDL-bounds model are shown in tables 8, 9, and 10. In each case included in these tables, bounds test shows a long-run relationship among variables of the model. Moreover, models do not present heteroscedasticity, serial autocorrelation, or stability problems.

The main results are the following:

Total manufacturing sector: 1) The impact of bank credit on production is positive and significant. 2) Investment has a positive and significant effect on manufacturing production. 3) The interest rate has a negative and significant impact on manufacturing production, indicating that real increments in the cost of money negatively affect production. 4) The coefficient of the monetary base is negative and significant. Although this coefficient was expected to be non-significant, the negative sign indicates that monetary policy has no long-run effect on production. 5) When excluding the monetary base, the essential results do not change (see table 9). 6) In the extended model, the coefficient of the bank loan concentration index is negative and non-significant (see table 10).

Food industry: 1) The impact of bank credit on production is positive and significant. 2) Investment has a positive and significant effect on food production. 3) The interest rate has a negative and non-significant impact on production. 4) The coefficient of monetary base is non-significant, indicating that monetary policy has no long-run effect on production. 5) When excluding the monetary base, the essential results do not change (see table 9). 6) In the extended model, the coefficient of the bank loan concentration index is negative and non-significant (see table 10).

Beverage and tobacco industry: 1) The impact of bank credit on production is positive (although small) and significant. 2) Investment has a positive and significant effect on beverage and tobacco production. 3) The interest rate has a positive and significant impact on production, indicating that increments in this variable due to a decline in inflation stimulate economic activity. 4) The coefficient of monetary base is negative and non-significant. 5) When excluding the monetary base, the essential results do not change (see table 9). 6) The only anomalous output is the negative sign of industrial production of the United States, this may be due to a particular dynamic on data the model did not capture. 7) In the extended model, the coefficient of the bank loan concentration index is positive and significant (see table 10).

Paper industry: 1) The impact of bank credit on production is positive and significant. 2) Investment has a positive and significant effect on paper production. 3) The interest rate has a positive and significant impact on production. 4) Industrial production of the United States has a positive and significant impact on production. 5) The coefficient of the monetary base is positive and significant. 6) When excluding the monetary base, the essential results do not change (see table 9). 7) In the extended model, the

coefficient of the bank loan concentration index is negative and non-significant (see table 10).

Chemical industry: The impact of bank credit on production is positive but non-significant (in the base and the extended models). Thus, we do not show results for this sub-sector.

Non-metallic mineral-based production: 1) The impact of bank credit on production is positive and significant. 2) Investment has a positive and significant effect on production. 3) The interest rate has a negative and non-significant impact on production. 4) The coefficient of monetary base is positive and significant. 5) When excluding the monetary base, the essential results do not change (see table 9). 6) In the extended model, the coefficient of the bank loan concentration index is negative and non-significant (see table 10).

Primary metal industries: When estimating the base model, the statistics about homoscedasticity, absence of serial autocorrelation, and stability were approved, but the bounds test was not, indicating the absence of cointegration. Thus, we do not show results for this sub-sector.

*Transportation equipment manufacturing:*⁴ 1) The impact of bank credit on production is positive and significant. 2) Investment has a positive and significant effect on production, as we expect on a sub-sector based on high technology. 3) In the base model, the interest rate has a positive and non-significant impact on production. When excluding the monetary base, this coefficient turned out to be significant (see table 4). 4) In the base model, industrial production of the United States has a negative and non-significant impact on production. When excluding the monetary base, this coefficient has a positive and significant impact on production (see table 9), as we can expect in a sub-sector involved in the North American automotive production chain. 5) The coefficient of monetary base is negative and non-significant. 6) In the extended model, the coefficient of the bank loan concentration index is negative and non-significant (see table 10).

In summary, our result for the whole sector (coefficient value = 0.54) is substantially greater than those obtained by other works concerning Mexico (using the economy's total GDP instead one sector). For instance, Venegas et al. (2009) obtained 0.08, Tinoco-Zermeño et al. (2014) obtained 0.26, and Cisneros-Zepeda (2022) obtained 0.10. This last author

⁴ This sub-sector did not include the observation corresponding to March 2020 because the Covid-19 pandemic negatively impacted production.

found that bank credit denotes a change after the financial crisis of 2008, as it stooped having positive effects on economic growth. Our results reject that conclusion for the manufacturing sector. Bijlsma et al. (2018) reviewed 68 cross-country studies that use credit to the private sector relative to GDP as a proxy for financial development. They found that the logarithmic models on average predict an increase in GDP growth of 0.13 percentage points.

Table 8
Long-run coefficients from the basic model

<i>Variable</i>	<i>Total of sector</i>	<i>Food industry</i>	<i>Beverage and tobacco industry</i>	<i>Paper industry</i>	<i>Non-metallic mineral-based prod.</i>	<i>Transportation equipment manufacturing</i>
Lag structure	(1,0,2,1,1)	(2,0,3,0,1)	(3,2,0,0,4,4)	(1,2,4,1,4,0)	(1,2,1,1,0)	(2,0,3,0,4)
Adjustment coefficient	-0.2770*** (0.0515)	-0.2183*** (0.0562)	-0.3378*** (0.0690)	-0.3469*** (0.0625)	-0.5664*** (0.0764)	-0.4680*** (0.0541)
Bank credit	0.5401*** (0.1521)	0.2602*** (0.0878)	0.0762** (0.0331)	0.1995*** (0.0357)	0.1638*** (0.0376)	0.1794** (0.0696)
Investment in machinery and equipment	0.5213*** (0.0845)	0.6729*** (0.1575)	0.3947*** (0.1315)	0.3098*** (0.0862)	0.1264*** (0.0426)	0.6722*** (0.1248)
Monetary base	-0.4702*** (0.1721)	-0.1687 (0.1477)	-0.1527 (0.3275)	0.2888*** (0.0877)	0.7137*** (0.0431)	-0.4058 (0.3940)
Real interest rate	-0.0161** (0.0076)	-0.0062 (0.0085)	0.0196** (0.0095)	0.0129*** (0.0034)	-0.0027 (0.0037)	0.0088 (0.0095)
Industrial production of the U.S.	-	-	-1.5090*** (0.5535)	0.2709* (0.1566)	-	-0.5685 (0.6007)
Dummy of structural break	0.0206** (0.0079)	-0.0151** (0.0064)	0.0243** (0.0122)	-0.0259*** (0.0082)	0.0314*** (0.0103)	0.0045*** (0.0012)
Constant	2.7896*** (1.0022)	1.6354** (0.7665)	5.3935** (2.2983)	0.4024 (0.3358)	-1.3506*** (0.3773)	6.6524** (3.0388)
<i>Statistics</i>						
No. of observations	126	126	129	129	129	128
R-square	0.4454	0.3558	0.4243	0.4438	0.3807	0.6300
Adjusted R-square	0.3865	0.2810	0.3177	0.3528	0.3238	0.5805
Bounds (F)	8.732***	7.243***	5.515***	6.018***	11.935***	17.562***
Bounds (t)	-5.379**	-3.879*	-4.893***	-5.547***	-7.412***	-8.648***
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg	1.53	1.14	2.99	1.28	1.72	0.07
Chi-square	0.2156	0.2855	0.0837	0.2574	0.1895	0.7915
<i>Probability</i>						
Breusch-Godfrey (lag 1)	0.624	0.159	0.102	1.881	1.578	0.593
Chi-square	0.4296	0.6905	0.7499	0.1702	0.2091	0.4412
<i>Probability</i>						
Breusch-Godfrey (lag 2)	4.121	1.526	0.258	2.033	1.661	0.652
Chi-square	0.1274	0.4664	0.8792	0.3619	0.4358	0.7218
<i>Probability</i>						
Breusch-Godfrey (lag 3)	4.241	1.529	0.304	2.633	1.728	0.708
Chi-square	0.2336	0.6755	0.9593	0.4517	0.6307	0.8712
<i>Probability</i>						
Breusch-Godfrey (lag 4)	5.305	4.240	5.888	4.420	4.225	0.960
Chi-square	0.2574	0.3745	0.2076	0.3521	0.3764	0.9158
<i>Probability</i>						
Sbcsum	0.3953	0.3711	0.5165	0.3522	0.4132	0.9073
Statistic	0.9479	0.9479	0.9479	0.9479	0.9479	0.9479
Critical value (5%)						

Notes: Standard errors in parentheses. Significance at *10%, **5%, ***1% levels.

Table 9
Long-run coefficients from the basic model, excluding the monetary base

<i>Variable</i>	<i>Total of sector</i>	<i>Food industry</i>	<i>Beverage and tobacco industry</i>	<i>Paper industry</i>	<i>Non-metallic mineral-based prod.</i>	<i>Transportation equipment manufacturing</i>
Lag structure	(2,0,6,6)	(2,0,3,1)	(3,2,0,4,4)	(1,2,4,4,0)	(3,3,1,0)	(2,0,3,0,4)
Adjustment coefficient	-0.2126*** (0.0403)	-0.1536*** (0.0388)	-0.3355*** (0.0686)	-0.2628*** (0.0580)	-0.1684*** (0.0489)	-0.3497*** (0.0490)
Bank credit	0.5411*** (0.0894)	0.3877*** (0.0768)	0.0718** (0.0317)	0.3069*** (0.0256)	0.2095* (0.1159)	0.4160*** (0.0406)
Investment in machinery and equipment	0.4671*** (0.0778)	0.9156*** (0.1387)	0.3541*** (0.0946)	0.5389*** (0.0806)	0.2862* (0.1543)	0.7145*** (0.1275)
Real interest rate	-0.0055 (0.0085)	-0.0018 (0.0110)	0.0216** (0.0086)	0.0091** (0.0046)	-0.0070 (0.0150)	0.0207** (0.0100)
Industrial production of the U.S.	-	-	-1.2986*** (0.3125)	0.0733 (0.2100)	-	1.2415*** (0.4482)
Dummy of structural break	0.0122** (0.0059)	-0.0150** (0.0063)	0.0209** (0.0098)	-0.0273*** (0.0084)	0.0259*** (0.0083)	0.0256* (0.0130)
Constant	0.8728*** (0.2672)	0.4520* (0.2679)	4.4374*** (1.0253)	1.0523*** (0.2716)	0.9908** (0.3961)	-0.5241 (0.6766)
<i>Statistics</i>						
No. of observations	126	126	129	129	129	126
R-square	0.4668	0.3400	0.4232	0.3942	0.2740	0.5773
Adjusted R-square	0.3771	0.2763	0.3226	0.3077	0.2191	0.5239
Bounds (F)	8.460***	8.478***	6.623***	5.014**	3.857*	15.736***
Bounds (t)	-5.264***	-3.957**	-4.890***	-4.528**	-3.439*	-7.130***
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg	6.33	0.95	2.59	0.58	1.45	1.04
Chi-square	0.0919	0.3299	0.1074	0.4453	0.2278	0.3081
Probability						
Breusch-Godfrey (lag 1)	1.695	0.244	0.136	1.373	0.315	2.228
Chi-square	0.1929	0.6216	0.7127	0.2414	0.5745	0.1356
Probability						
Breusch-Godfrey (lag 2)	4.836	0.729	0.258	1.396	0.321	2.272
Chi-square	0.1091	0.6945	0.8791	0.4977	0.8518	0.3211
Probability						
Breusch-Godfrey (lag 3)	5.232	0.869	0.263	1.838	1.079	3.002
Chi-square	0.1556	0.8328	0.9668	0.6067	0.7821	0.3913
Probability						
Breusch-Godfrey (lag 4)	7.622	4.603	5.491	3.963	3.029	3.426
Chi-square	0.1065	0.3306	0.2406	0.4111	0.5530	0.4893
Probability						
Sbcusum	0.3216	0.3985	0.4778	0.5394	0.6447	0.9131
Statistic	0.9479	0.9479	0.9479	0.9479	0.9479	0.9479
Critical value (5%)						

Notes: Standard errors in parentheses. Significance at *10%, **5%, ***1% levels.

Table 10
Long-run coefficients from the extended model

<i>Variable</i>	<i>Total of sector</i>	<i>Food industry</i>	<i>Beverage and tobacco industry</i>	<i>Paper industry</i>	<i>Non-metallic mineral-based prod.</i>	<i>Transportation equipment manufacturing</i>
Lag structure	(1,02,1,2,0)	(1,0,0,2,3,0)	(2,2,0,4,4,1)	(4,1,0,0,4,0,1)	(1,2,1,1,1,4)	(2,0,2,0,4,0)
Adjustment coefficient	-0.1858*** (0.0469)	-0.1654*** (0.0405)	-0.4282*** (0.0686)	-0.2760*** (0.0639)	-0.5716*** (0.0809)	-0.2665*** (0.0596)
Bank credit	0.6579*** (0.2052)	0.2862** (0.1149)	0.0373* (0.0222)	0.2165*** (0.0421)	0.1808*** (0.0413)	0.3933*** (0.0672)
Investment in machinery and equipment	0.5844*** (0.2142)	0.6139*** (0.1950)	0.2617*** (0.0900)	0.0941 (0.0944)	0.1605* (0.0857)	0.8385*** (0.2592)
Monetary base	-0.1219 (0.2150)	0.0688 (0.1463)	-	0.3698*** (0.0896)	0.6605*** (0.0642)	
Real interest rate	-0.009 (0.0117)	-0.0100 (0.0089)	0.0143** (0.0062)	0.0136*** (0.0043)	-0.0038 (0.0045)	0.0143 (0.0117)
Industrial production of the U.S.			-1.0143*** (0.3393)			1.2436* (0.7024)
Index of bank loan concentration	-0.1010 (0.2147)	-0.0524 (0.2120)	0.3486** (0.1553)	-0.1686 (0.1367)	-0.0627 (0.0865)	-0.4737 (0.4126)
Dummy of structural break			0.0033*** (0.0005)		0.0336*** (0.0108)	
Constant	0.8564 (0.5616)	0.6587 (0.4855)	4.1988*** (1.2641)	1.0977 (0.6915)	-0.8522 (0.6375)	0.5207 (0.6745)
<i>Statistics</i>						
No. of observations	115	116	116	116	116	115
R-square	0.3698	0.2811	0.5057	0.4406	0.4415	0.4296
Adjusted R-square	0.3025	0.2050	0.4079	0.3502	0.3513	0.3562
Bounds (F)	4.494**	4.711**	7.650***	4.241**	8.809***	3.875*
Bounds (t)	-3.958*	-4.081*	-6.243***	-4.317*	-7.066***	-4.465**
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg Chi-square Probability	2.05 0.1526	1.22 0.2690	0.01 0.9193	1.74 0.1870	4.51 0.0337	0.37 0.5406
Breusch-Godfrey (lag 1) Chi-square Probability	0.301 0.5835	0.472 0.4923	1.188 0.2757	2.458 0.1169	0.732 0.3291	1.659 0.1977
Breusch-Godfrey (lag 2) Chi-square Probability	1.783 0.4101	0.525 0.7693	1.766 0.4872	2.526 0.2827	1.179 0.5547	1.987 0.3703
Breusch-Godfrey (lag 3) Chi-square Probability	2.060 0.5601	2.726 0.4538	2.435 0.4872	3.448 0.3276	1.589 0.6618	2.293 0.5139
Breusch-Godfrey (lag 4) Chi-square Probability	3.692 0.4493	6.027 0.1971	4.283 0.3690	3.618 0.4602	4.318 0.3647	2.337 0.6741
Sbcusum Statistic Critical value (5%)	0.7236 0.9479	0.6097 0.9479	0.6020 0.9479	0.3735 0.9479	0.3676 0.9479	0.4771 0.9479

Notes: Standard errors in parentheses. Significance at *10%, **5%, ***1% levels.

Conclusions

This paper presents evidence of a positive and significant impact of bank credit on manufacturing production in Mexico. This positive effect was observed for the entire sector (coefficient value = 0.54) and for almost all analyzed sub-sectors: i) food industry (0.26), ii) beverage and tobacco industry (0.07), iii) paper industry (0.19), iv) non-metallic mineral-based products (0.16), and vi) transportation equipment manufacturing (0.41).

Regarding the rest of the explicative variables, the investment in machinery and equipment was significant in all estimated models. The real interest rate also was significant in 3 out of 6 models. Industrial production of the United States only became significant in 2 of the 6 models, mainly due to weak exogeneity and Granger causality problems. The monetary base only turned out to be significant in 2 of the 6 models, which is expected because, generally, monetary policy does not yield a long-run effect on economic activity. The bank loan concentration index was negative and non-significant in almost all models, showing that loan concentration has not negatively affected manufacturing production.

As mentioned at the end of section 4.2, our results are different from those found in previous case studies of Mexico. What would be the explanation for such differences? In the first place, our study focuses on the manufacturing sector, which according to the theory is a sector more sensitive to the impact of gross fixed investment, and a relevant part of the credit granted to manufacturing companies is allocated to this type of investment. Second, our analysis period is different from previous studies and does not include periods of economic crisis, which represents a less general case. Third, our study period is one of low inflation and, according to Tinoco-Zermeño et al. (2014), inflation has negatively impacted Mexican GDP by affecting bank credit in the private sector; consequently, our results are not affected in this way.

On the other hand, our results are different from those obtained for other countries, mainly for developed economies. For example, the study by Bijlsma et al. (2018) indicated at the end of section 4.2 shows that our coefficients are higher than the average of many other countries. In developed countries an inverted U effect has been found, indicating a threshold value above which bank credit (as a percentage of GDP) has decreasing effects on economic growth. This threshold may be about 96 percent (Ho and Saadaoui, 2022) or even 135 percent (Lay, 2020), but in Mexico, as discussed in the introduction, banks grant credit to the private sector equivalent to less than 30 percent of the Mexican GDP. In other

words, there is still plenty of room for bank credit to generate positive effects on economic growth.

These results are relevant because they indicate that bank credit has had a relevant repercussion on the production of manufacturing industries during non-crisis times. Our results suggest that special credit programs be designed (or extended) specifically for the manufacturing sector, particularly for the following industries: food, beverage, paper, non-metallic mineral-based products, and transportation equipment manufacturing. These represent close to 80 percent of the manufacturing production, equivalent to 12-13 percent of the total GDP of the Mexican economy. The strategic sector-specific credit has proven to be effective in other countries (i.e, Thampy and Tiwary, 2021). The credit granted to these sub-sectors may generate a greater stimulus for economic growth. Bank credit given towards productive activity is a developmental tool that has not been employed with enough intensity or clarity in the Mexican economy. The results shown in this research indicate a viable path for progress.

References

- [1] Ahmed, S., Horner J., and Bhuyan R. (2008). "Financial development and economic growth: experiences of selected developing countries". *Review of Applied Economics*, 4, 1-18.
- [2] Bain, K. and Howells, P. (2003). *Monetary Economics: Policy and its Theoretical Basis*. Palgrave Macmillan.
- [3] Beck, T. (2009). The econometrics of finance and growth, in Mills, T.C. and Patterson, K. (Eds.), *Palgrave Handbook of Econometrics* (1180-1209). Palgrave Macmillan.
- [4] Beck, T., Büyükkarabacak, B., Rioja F. K., and Valev, N. T. (2012). "Who gets the credit? And does it matter? Household vs. firm lending across countries". *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 12(1). 1935-1690.2262.
- [5] Berger, A.N., and Bouwman, C.H.S. (2013). "How does capital affect bank performance during financial crises?" *Journal of Financial Economics*, 109 (1), 146-176.
- [6] Bijlsma, M., Kool, C., and Non, M. (2018). "The effect of financial development on economic growth: a meta-analysis". *Applied Economics*, 50(57), 6128-6148.
- [7] Cetorelli, N., and Gambera, M. (2001). "Banking market structure, financial dependence and growth: International evidence from industry data". *The Journal of Finance*, 55(2), 617-648.
- [8] Christopoulos, D. K., and Tsionas E. (2004). "Financial development and economic growth: evidence from panel unit root and cointegration tests". *Journal of Development Economics*, 73, 55-74.

- [9] Ciccone, A., and Papaioannou, E. (2006). "Adjustment to target capital, finance and growth". Universitat Pompeu Fabra, Economics Working Papers No. 982.
- [10] Cisneros-Zepeda, D. (2022). "Los efectos del crédito bancario otorgado a la industria y al consumo en el crecimiento económico: evidencia de México, 1994-2017". *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 17(2), 1-25.
- [11] Claessens, S. and Laeven, L. (2005). "Financial dependence, banking sector competition, and economic growth". *Journal of the European Economic Association*, 3(1), 179-207.
- [12] Clavellina, J. L. (2013). "Crédito bancario y crecimiento económico", *Economía Informa*, 378, 14-36.
- [13] Daway-Ducanes, S.L.S., and Gochoco-Bautista, M.S. (2019). "Manufacturing and services growth in developing economies: 'Too little' finance?". *Progress in Development Studies*, 19(1), 55-82.
- [14] De la Cruz, J. L., and Alcántara, J. A. (2011). "Crecimiento económico y el crédito bancario: un análisis de causalidad para México". *Revista de Economía*, Universidad Autónoma de Yucatán, 77, 13-38.
- [15] Engle, R. F., Hendry, D. F., and Richard, J. F. (1983). "Exogeneity". *Econometrica*, 51(2), 277-304.
- [16] Fisman, R. and Love, I. (2007). "Financial dependence and growth revisited". *Journal of the European Economic Association*, 5(2-3), 470-479.
- [17] Gobierno de la República (2014). Reforma Financiera, Resumen Ejecutivo. Disponible en https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/66457/6_Financiera.pdf
- [18] Gómez-Ramírez, L. (2019). "Credit Constraints and Investment in Mexico, an Empirical Test". *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 14(3), 415-432.
- [19] Granger, C. W. J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods". *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- [20] Gregory, A. W., Hansen, and B. E. (1996). "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts". *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- [21] Guiso, L., Sapienza, P., and Zingales, L. (2004). "Does local financial development matter?" *Quarterly Journal of Economics*, 119(3), 929-969.
- [22] Ho, S-H., and Saadaoui, J. (2022). "Bank credit and economic growth: A dynamic threshold panel model for ASEAN countries". *International Economics*, (170), 115-128.
- [23] Ibrahim, M. H., and Shah, M. E. (2012). "Bank lending, macroeconomic conditions and financial uncertainty: evidence from Malaysia". *Review of Development Finance*, 2, 156-164.
- [24] Igan, D., and Mirzaei, A. (2020). "Does going tough on banks make the going get tough? Bank liquidity regulations, capital requirements, and sectorial activity", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 177, 688-726.
- [25] Ilyina, A., and Samaniego, R. (2011). "Technology and financial development". *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(5), 899-921.
- [26] INEGI, "Banco de Información Económica": <https://www.inegi.org.mx/app/indicadores/bie.html>

- [27] Kapan, T., and Minoiu, C. (2013). "Balance sheet strength and bank lending during the global financial crisis". International Monetary Fund, Working Paper No. 13/102.
- [28] Kinghan, C., Newman, C., and O'Toole, C. (2020). "Capital allocation, credit access, and firm growth", in J. Rand, and F. Tarp (eds.), *Micro, Small, and Medium Enterprises in Vietnam*. Oxford Academic, 41-62.
- [29] Kripfganz, S., and Schneider, D. (2020). "Response surface regressions for critical value bounds and approximate p-values in equilibrium correction models". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(6), 1456-1481.
- [30] Lay, S.H. (2020). "Bank credit and economic growth: Short-run evidence from a dynamic threshold panel model". *Economics Letters*, 192, 109231.
- [31] León, J., and Alvarado, C. (2015). "México: Estabilidad de precios y limitaciones del canal de crédito bancario", *Revista Problemas del Desarrollo*, 181, 75-99.
- [32] Loría, E. (2007). *Econometría con aplicaciones*. Pearson-Prentice Hall.
- [33] Loría, E. (2020). "Reforma financiera y crecimiento potencial en México, 2014-2019". *ECONOMÍAUnam*, 17, 72-91.
- [34] Neusser, K., and Kugler, M. (1998). "Manufacturing growth and financial development: Evidence from OECD countries". *The Review of Economics and Statistics*, 80(4), 638-646.
- [35] Osorio-Novela, G., Mungaray-Lagarda, A., and Jiménez-López, E. (2020). "The manufacturing industry in Mexico: a history of production without distribution". *CEPAL Review*, 131(August): 133-146.
- [36] Pesaran, M.H., and Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In Strom, S. (Ed.): *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press.
- [37] Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. J. (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
- [38] Philips, A. Q. (2018). "Have your cake and eat it too? Cointegration and dynamic inference from autoregressive distributed lag models". *American Journal of Political Science*, 62, 230-244.
- [39] Popov, A. (2017). "Evidence on finance and economic growth". European Central Bank, Working Paper Series No.2115.
- [40] Rajan, R., and Zingales, L. (1998). "Finance dependence and growth". *The American Economic Review*, 88(3), 559-586.
- [41] Ramírez, E. A. (2017). "The economic growth and the banking credit in Mexico: Granger causality and short-term effects, 2001Q1 - 2016Q4". *Economía Informa*, 406, 46-58.
- [42] Restrepo, F. (2019). "The effects of taxing bank transactions on bank credit and industrial growth: Evidence from Latin America". *Journal of International Money and Finance*, 93, 335-355.
- [43] Rodríguez, D., and López, F. (2009). "Desarrollo financiero y crecimiento económico en México". *Problemas del Desarrollo*, 40, 39-60.

- [44] Romer, D. (1996). *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill.
- [45] Rousseau, P., and Watchel, P. (1998). "Financial intermediation and economic performance: Historical evidence from five industrialized countries". *Journal of Money, Credit and Banking*, 30(4), 657-678.
- [46] Rousseau, P., and Watchel, P. (2002). "Inflation thresholds and the finance-growth nexus". *Journal of International Money and Finance*, 21(6), 777-793.
- [47] Sánchez, O. (2009). "La inversión de las empresas manufactureras y el impacto de las tasas de interés". Banco de México, Documento de Investigación No. # 2001-08.
- [48] Sánchez-Barajas, G. (2015). "La Reforma Financiera y el uso del crédito en el desarrollo de las empresas en México". *Economía Informa*, 394, 23-37.
- [49] Strieborny, M. and Kukenova, M. (2016). "Investment in relationship-specific assets: Does finance matter?" *Review of Finance*, 20(4), 1487-1515.
- [50] Svaleryd, H., and Vlachos, J. (2005). "Financial markets, the pattern of industrial specialization and comparative advantage: Evidence from OECD countries". *European Economic Review*, 49(1), 113.144.
- [51] Tinoco-Zermeño, M. A., Venegas-Martínez, F., and Torres-Preciado, V. H. (2014). "Growth, bank credit, and inflation in Mexico: evidence from an ARDL-bounds testing approach". *Latin American Economic Review*, 23(8).
- [52] Venegas, F., Tinoco, M.A., and Torres, V. H. (2009). "Desregulación financiera, desarrollo del sistema financiero y crecimiento económico en México: efectos de largo plazo y causalidad", *Estudios Económicos*, 24(2), 249-283.
- [53] Villalpando, M. (2014). "Bank Credit and Productivity: Evidence from Mexican Firms". *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 9(2), 195-211.
- [54] Thampy, A., and Tiwary, M.K. (2021). "Local banking and manufacturing growth: Evidence from India". *IIMB Management Review*, 35, 95-104.
- [55] World Bank, "World Bank Open Data": <https://data.worldbank.org/>
- [56] Wu, S., Wu, L., and Zhao, X. (2022). "Impact of the green credit policy on external financing, economic growth and energy consumption of the manufacturing industry". *Chinese Journal of Population, Resources and Environment*, 20, 59-68.

Appendix A: Definition and source of data

Table A.1
Definition and source of data used in the econometric analysis

<i>Concept</i>	<i>Source</i>
Production value - Total of the manufacturing sector and the 7 sub-sectors analyzed	INEGI: Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera, Bases 2008 y 2013.
Credit from commercial banking (total portfolio) - Total of the manufacturing sector and the 7 sub-sectors analyzed	Banco de México: Sistema de Información Económica, Banca Comercial, Crédito por la principal actividad del acreditado.
Index of investment in machinery and equipment	INEGI: Indicadores económicos de coyuntura, Inversión fija bruta, Base 2013, Maquinaria y equipo.

Index of industrial production of United States	Federal Reserve Economic Data, Federal Reserve Bank of St. Louis.
Monetary base	Banco de México: Sistema de Información Económica, Agregados monetarios y activos financieros internos.
28-day equilibrium interbank interest rate (real interest rate)	Own elaboration based on data from Banco de México: Sistema de Información Económica, Tasas de interés representativas.
Internal exchange rate index in pesos per dollar (real exchange rate)	Banco de México: Sistema de Información Económica, Tipos de cambio y resultados históricos de las subastas.
Index of bank loan concentration	Own elaboration based on data from Comisión Nacional Bancaria y de Valores: Portafolio de información, Boletines estadísticos.
Basel III dummy variable	Own elaboration. It assumes a value of 1 from January 2013 to December 2019. Otherwise, it assumes a value of 0.
Financial Reform dummy variable	Own elaboration. It assumes a value of 1 from January 2014 to December 2019. Otherwise, it assumes a value of 0.

Appendix B: Time series graphs

Figure B.1

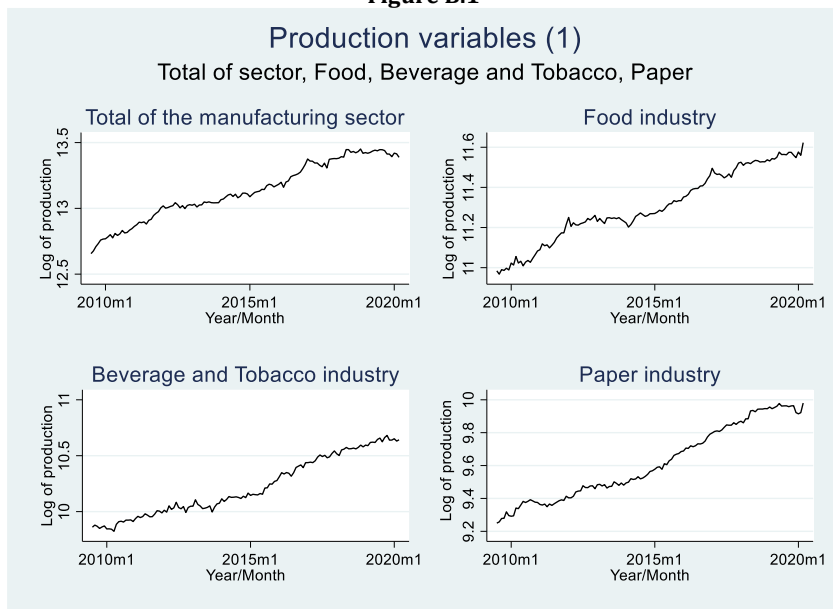


Figure B.2

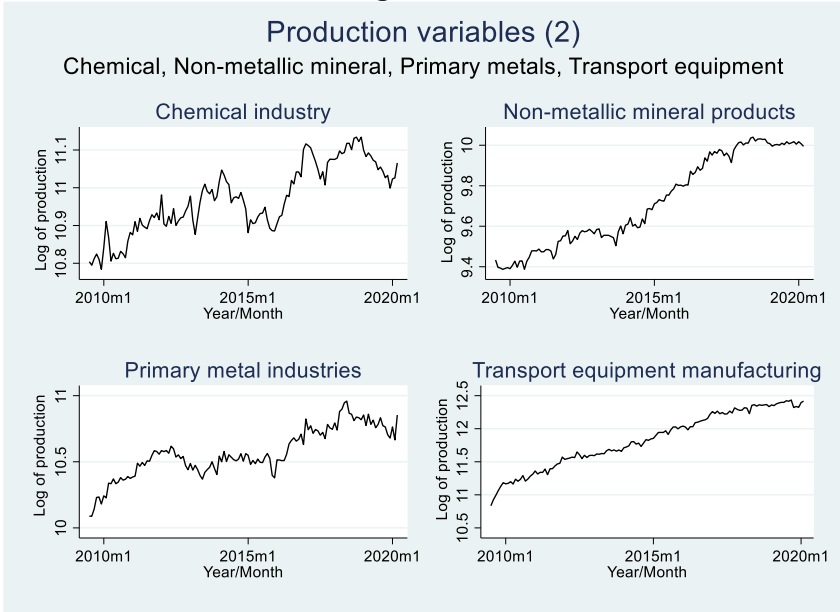


Figure B.3

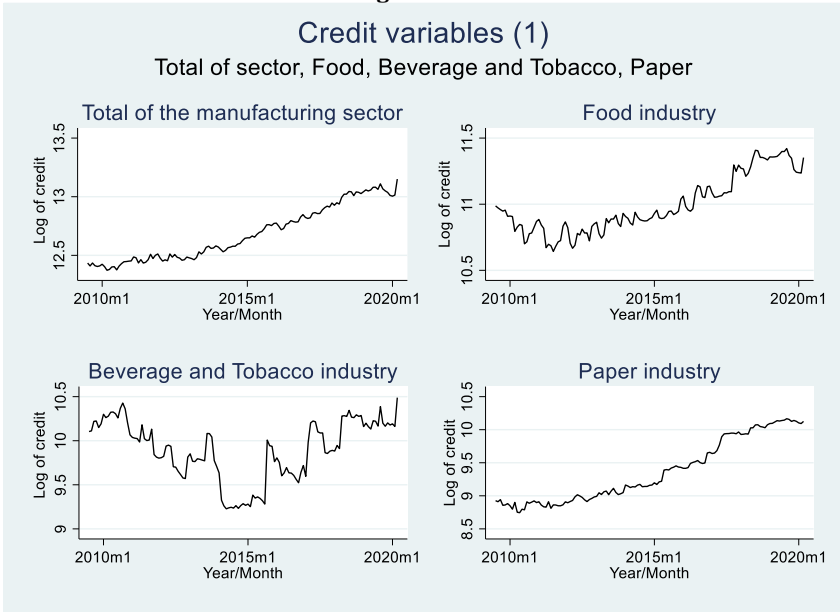


Figure B.4

Credit variables (2)

Chemical, Non-metallic mineral, Primary metals, Transport equipment

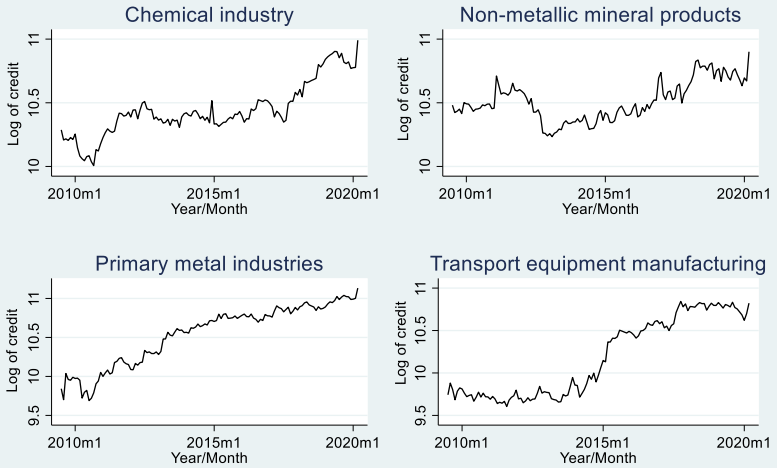
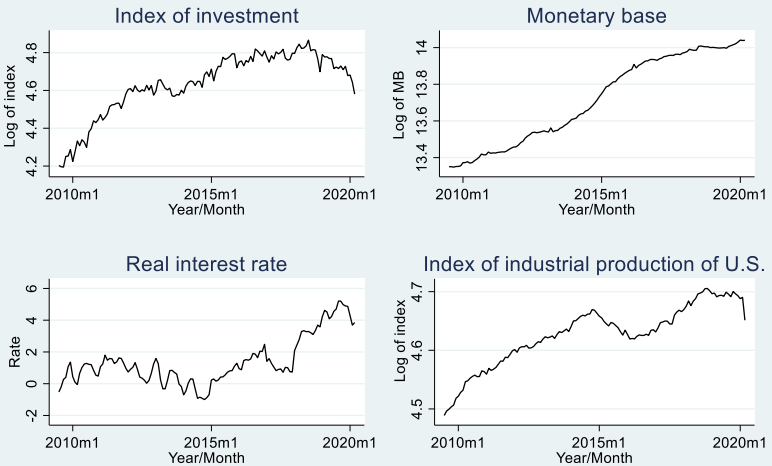


Figure B.5

Other independent variables

Investment, Monetary base, Interest rate, Industrial production of U.S.



Appendix C: Weak exogeneity tests

Table C.1
Weak exogeneity tests

Sector or Sub-sector	Variable					
	Bank credit	Investment	Monetary base	Industrial production of U.S.	Real interest rate	Real exchange rate
Total sector						
(Base model)						
Chi-square	0.6315	2.6538	2.6062	6.7342***	3.2665	
Probability	0.4267	0.1032	0.1064	0.0094	0.0707	
(Extended model)						
Chi-square	0.5280	1.5731	2.5924		3.0476	7.6601***
Probability	0.4674	0.2097	0.1073		0.0828	0.0056
Food						
(Base model)						
Chi-square	1.2637	0.6251	2.0284	6.8622***	0.0050	
Probability	0.2609	0.4291	0.1543	0.0088	0.9434	
(Extended model)						
Chi-square	0.5215	1.0715	0.1079		0.0893	2.2158
Probability	0.4726	0.3005	0.7425		0.7649	0.1365
Beverage & Tobacco						
(Base model)						
Chi-square	0.4124	0.0402	3.5917	7.8412***	0.4424	
Probability	0.5207	0.8409	0.0821	0.0008	0.5059	
(Extended model)						
Chi-square	0.8297	2.4782	4.7375		2.4424	2.8329
Probability	0.3623	0.1154	0.0795		0.0859	0.0923
Paper						
(Base model)						
Chi-square	2.6619	1.5676	0.7148	2.2324	2.1061	
Probability	0.1027	0.8409	0.3978	0.1351	0.1467	
(Extended model)						
Chi-square	0.2616	0.5481	1.5284	0.1293	3.0243	6.3971***
Probability	0.6089	0.4590	0.2163	0.7189	0.0820	0.0065
Chemical industry						
(Base model)						
Chi-square	2.2774	1.5391	0.6321	13.9149***	2.6611	
Probability	0.1312	0.2147	0.4265	0.0001	0.1028	
(Extended model)						
Chi-square	0.6499	0.0690	1.8501		4.6411	0.2618
Probability	0.4201	0.7927	0.1737		0.0612	0.6088
Non-metallic mineral-based						
(Base model)						
Chi-square	0.1141	0.0238	1.9166	16.7257***	6.3639	
Probability	0.7354	0.8773	0.1662	0.0000	0.0516	
(Extended model)						
Chi-square	0.4054	2.5245	0.5280		2.5756	1.1207
Probability	0.5242	0.1120	0.4674		0.1085	0.2897
Primary metal industries						
(Base model)						
Chi-square	0.3342	3.4385	0.5444	14.2301***	2.1396	
Probability	0.5631	0.0639	0.4605	0.0001	0.1435	
(Extended model)						
Chi-square	1.0448	0.1225	0.3495		1.6724	1.5295
Probability	0.3066	0.7262	0.5543		0.1959	0.2261
Transport equipment manuf						
(Base model)						
Chi-square	1.9440	0.0005	4.0116	2.1279	0.0586	
Probability	0.1632	0.9981	0.0586	0.1446	0.8086	
(Extended model)						
Chi-square	1.0630	0.1909	3.0116	0.7042	0.1520	0.9206
Probability	0.3025	0.6621	0.0851	0.4013	0.6965	0.3373

Ensayos Revista de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León, volumen cuarenta y dos, número uno, se terminó de imprimir el primero de enero del año dos mil veintitres en los talleres de Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Monterrey, Nuevo León, México, C.P. 64000.
El tiraje consta de 30 ejemplares.

Ensayos Revista de Economía es una revista arbitrada que publica artículos de investigación inéditos de alto rigor académico en los campos de la economía aplicada y teórica, la estadística y las ciencias sociales afines. Se publican trabajos en español e inglés dos veces al año, enero y julio. Está indexada en EconLit (*American Economic Association*), SciELO México, Sistema de Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología (CRMCyT) del Consejo Nacional de Ciencia, Humanidades y Tecnología (CONAHCYT), CLASE, Latindex, SciELO y puede consultarse en la base de datos Fuente Académica Premier™ de EBSCO y en *RePEc* (*Research Papers in Economics*).

Instrucciones para autores:

- Los trabajos deben corresponder a investigaciones concluidas que planteen claramente una hipótesis.
- Se dará preferencia a los trabajos que empleen un modelo teórico matemático como soporte o una metodología estadística/econométrica que someta a prueba la hipótesis.
- Los artículos deben enviarse acompañado de una carta firmada por el autor o los autores declarando que posee(n) los derechos de autor, que el trabajo es inédito y original, y que no está sometido, ni en proceso, para su publicación total o parcial en otra revista especializada o libro.
- El autor o los autores debe(n) enviar una copia de su currículum vitae.
- Los artículos pueden redactarse en inglés o español; sin embargo, el título, el resumen y las palabras clave deben presentarse en ambos idiomas.
- El resumen no excede las 150 palabras e incluye los códigos de clasificación JEL después del resumen.
- El título del trabajo debe ser claro y breve (máximo 10 palabras).
- Los manuscritos deben enviarse en formato compatible con Microsoft Word, con una extensión máxima de 45 cuartillas, interlineado de 1.5, y fuente Times New Roman tamaño 12.
- Las gráficas y cuadros deben enviarse en formato Excel. No se deben incluir gráficas o cuadros en formato de imagen.
- La sección de referencias incluye únicamente los trabajos citados en el texto, ordenados alfabéticamente y siguiendo el formato establecido para citar artículos, libros, capítulos de libros, informes técnicos, tesis, entre otras fuentes de información. Las instrucciones de citación están disponibles en la página de la revista.
- Los artículos deben enviarse de forma electrónica a través de la página de la revista: <http://ensayos.uanl.mx>. Para ello, el autor debe registrarse en la página como usuario y seguir los cinco pasos para nuevos envíos.

Ensayos Revista de Economía is a peer-reviewed journal that publishes original research articles of high academic rigor in the fields of applied and theoretical economics, statistics, and related social sciences. The journal publishes works in both Spanish and English twice a year, in January and July. It is indexed in EconLit (*American Economic Association*), SciELO Mexico, *Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología* (CRMCyT) of the *National Council of Science, Humanities, and Technology* (CONAHCYT), CLASE, Latindex, SciELO, and can also be accessed through the *Fuente Académica Premier™* database by EBSCO and *RePEc* (*Research Papers in Economics*).

Author guidelines:

- The papers must correspond to completed research that clearly states a hypothesis.
- Preference will be given to papers that employ a supporting mathematical theoretical model or a statistical/econometric methodology that tests the hypothesis.
- Articles must be accompanied by a signed letter from the author(s) declaring ownership of the copyright, originality of the work, and that is not under review or in process for full or partial publication in another specialized journal or book.
- The author(s) must send a copy of their curriculum vitae.
- Articles may be written in English or Spanish; however, the title, abstract, and keywords must be presented in both languages.
- The abstract must not exceed 150 words, and should include JEL classification codes after the abstract.
- The article title should be clear and concise (maximum of 10 words).
- Manuscripts must be submitted in a Microsoft Word compatible format, with a maximum length of 45 pages, 1.5 line spacing, and Times New Roman font, size 12.
- Graphs and tables must be submitted in Excel format. Graphs or tables in image format are not accepted.
- The reference section should include only works cited in the text, listed alphabetically and following the citation format for articles, books, book chapters, technical reports, theses, and other sources. Citation guidelines are available on the journal's website.
- Articles must be submitted electronically through the journal's website: <https://ensayos.uanl.mx>. Authors must register as users and follow the five steps for new articles.

ENSAYOS
Revista de Economía