

Moneda funcional, inversión y generación de empleos en México

Edgardo Ayala Gaytán¹  - Universidad Autónoma de Nuevo León, México

Jorge Ibarra Salazar - Universidad Autónoma de Nuevo León, México

Resumen

i) Objetivo. Estimar el efecto sobre la inversión y generación de empleos al adoptarse un esquema de moneda funcional en México. ii) Metodología. Usando una serie de tiempo trimestral de 2000 a 2019 se estima un modelo para determinar el efecto de la baja en la tasa de interés sobre la inversión, provocada por la adopción de una moneda funcional. Aplicando la matriz insumo-producto se determina entonces el efecto sobre el empleo a escala nacional. iii) Resultados. Con la reducción de un punto porcentual en la tasa de interés real, la inversión se incrementaría en 23.9 mil millones de pesos. iv. Recomendaciones. Revisar el régimen fiscal de las empresas que operan en los mercados internacionales para valorar el régimen de moneda funcional. v. Limitaciones e implicaciones. Modificando las regulaciones en el ámbito fiscal de empresas multinacionales se puede fomentar el crecimiento económico y la generación de empleos. vi. Originalidad. El estudio estima a-priori el efecto de la introducción de una moneda funcional en una economía nacional. vii. Conclusiones. El impacto estimado del régimen de moneda funcional en México sería de un aumento del producto nacional en 35.6 mil millones de pesos, creándose 72.9 mil empleos adicionales.

Clasificación JEL: E22, H32, C22, C67.

Palabras clave: Moneda funcional, inversión, empleo, series de tiempo.

Functional currency, investment, and employment in Mexico

Abstract

i) Objective. To estimate the effect on investment and employment of adopting a functional currency scheme in Mexico. ii) Methodology. Using quarterly time series from 2000 to 2019, a model is estimated to determine the effect of the drop in the interest rate on investment, caused by the adoption of a functional currency. By applying the input-output matrix, the effect on employment at the national level is then determined. iii) Results. With the reduction of one percent in the real interest rate, investment would increase by 23.9 billion pesos. iv. Recommendations. Review the tax regime of companies operating in international markets to assess the functional currency regime. v. Limitations and implications. Modifying the fiscal regulations of multinational companies can promote economic growth and job creation. vi. Originality. The study estimates a - priori the effect of the introduction of a functional currency on a national economy. vii. Conclusions. The estimated impact of the functional currency regime in Mexico would be an increase in the national product by 35.6 billion pesos, creating 72.9 thousand additional jobs.

JEL Classification: E22, H32, C22, C67

Keywords: Functional currency, investment, employment, time series.

¹ Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Nuevo León. Autor de correspondencia. Email: edgardo.ayalagytn@uanl.edi.mx



1. Introducción

En este artículo se estiman los efectos económicos en México de adoptar un esquema de moneda funcional, para que las empresas que se adscriban puedan cumplir con sus obligaciones ante la autoridad fiscal mexicana en una moneda distinta al peso mexicano. La moneda funcional es aquella con la que las empresas realizan el grueso de sus operaciones. En algunos países se han adoptado regímenes fiscales para que las empresas elaboren sus estados financieros y cumplan sus obligaciones fiscales usando el esquema de moneda funcional.

Si se permitiera un régimen de moneda funcional para efectos fiscales, las empresas participantes – cuyos ingresos, gastos, así como endeudamiento se realiza en una moneda distinta al peso mexicano – podrían calcular los impuestos en México en su moneda funcional, sin tener que convertir sus transacciones a pesos mexicanos. De esta forma, no se detonarían los efectos fiscales derivados de las ganancias y/o pérdidas cambiarias, y de la misma forma se mitigarían los efectos inflacionarios en la determinación de la base gravable.

En el ámbito contable, el concepto de moneda funcional para operaciones con el exterior se introdujo con el estándar contable SFAS #52 (*Statement of Financial Accounting Standards*) hacia finales de 1981 en los Estados Unidos de Norteamérica (Bartov y Bodnar 1995). Actualmente, diversos países permiten esta adopción de normas contables. Destacan Estados Unidos y Canadá, socios de México en el TMEC, además de otras economías desarrolladas como Holanda, Noruega, Italia y Australia; y países latinoamericanos como Perú, Colombia, Uruguay, Brasil, Argentina y Chile, entre otros. La investigación publicada sobre el uso de moneda funcional en esos países indica que la ventaja de su adopción es que se elimina la exposición a la volatilidad en el tipo de cambio, siendo que el objetivo principal de las empresas productoras de bienes y servicios no es obtener ganancias financieras del mercado cambiario.

Hay que reconocer que el tipo de cambio de mercado en un marco de libre flotación, como el que opera en México, puede variar bruscamente por causas ajenas a los fundamentos de la economía, lo que distorsiona en forma importante el estado de resultados de las compañías que operan principalmente con moneda extranjera. Asimismo, la tasa del impuesto sobre la renta efectiva de estas empresas se vuelve muy volátil. Lo que es más preocupante, es que estas distorsiones pueden persistir en el tiempo, toda vez que el tipo de cambio no necesariamente converge a algún nivel de equilibrio de largo plazo, ya sea que esté determinado por los diferenciales de inflación o de tasas de interés. La volatilidad cambiaria incrementa la incertidumbre, penalizando el valor de las empresas que están altamente dolarizadas.

La hipótesis de este estudio es que la implementación de un esquema de moneda funcional en el ámbito fiscal de México, más allá de la simplificación administrativa que pueda implicar, aminoraría el riesgo cambiario de las compañías multinacionales que operan con una moneda distinta al peso mexicano, y por tanto aumentaría su valor, lo que equivale a una reducción en la tasa de interés representativa de estas empresas. A su vez, al mejorar la rentabilidad de las empresas y reducirse el costo financiero de operar en México, debido a la reducción del riesgo cambiario, se estimula la inversión productiva y de ahí el producto nacional y el empleo. En un estudio previo (Ayala Gaytán e Ibarra Salazar, 2024) se encontró que la introducción de moneda funcional en México

umentaría el valor de las empresas, lo que sería equivalente a una reducción de entre 1 a 2 puntos porcentuales en la tasa de interés.

En este artículo se estima la sensibilidad de la reducción en la tasa de interés real en la inversión, la producción nacional y el empleo. Tomamos como escenario base el decremento de un punto porcentual en la tasa de interés real, que equivale a poco menos de la marca de clase de las simulaciones obtenidas en el ejercicio de valuación. Así, mediante tres tipos de modelos econométricos, se estima que la inversión podría aumentar en aproximadamente 24 mil millones de pesos del 2013. Utilizando los multiplicadores del producto y del empleo para México, este incremento en la demanda puede significar una expansión del producto en alrededor de 36 mil millones de pesos del 2013, creándose 73 mil empleos adicionales.

La experiencia internacional y los resultados de este ejercicio empírico conducen a pensar que la creación de un régimen fiscal propio para empresas que operan con monedas funcionales es una excelente vía para mejorar la rentabilidad de operar en México, promover la inversión productiva, el crecimiento económico y la generación de empleos.

Este es el primer estudio que estima el efecto a – priori de implementar el esquema de moneda funcional en algún país sobre variables económicas, tales como la inversión y el empleo. Los estudios publicados sobre moneda funcional tratan sobre el efecto a – posteriori en el valor de las empresas (Huan y Vlady, 2012; Gao y Senteney, 2009); el precio de las acciones (Kim y Ziebart, 1991); las ganancias / pérdidas cambiarias (Soo y Soo, 1994); el rendimiento de empresas multinacionales (Ziebart y Kim, 1987); el análisis de estados financieros (Selling y Sorter, 1983); y sobre los precios de productos financieros (Rezacee et al., 1993). También se han estudiado las decisiones de las empresas para adoptar la moneda funcional (Deng, 2020; Hosseini y Rezaee, 1988; Pinto, 2002; Houston, 1990). En ningún caso se ha determinado el impacto que esta medida pueda tener en variables económicas a escala regional o nacional.

A continuación, se presenta la literatura sobre estudios empíricos de inversión en México, en la siguiente sección se explican los fundamentos teóricos de la función de inversión, para luego mostrar el modelo empírico; enseguida van los resultados y los comentarios finales.

2. Revisión de literatura

En Ayala Gaytán e Ibarra Salazar (2024) se presenta un modelo financiero estilizado para estimar el probable impacto en el valor de las empresas que pudieran adherirse a un esquema de moneda funcional en México, que les permitiría calcular y pagar el impuesto sobre la renta en su moneda funcional a una tasa del 30%, pero eliminando las partidas de ganancia o pérdida cambiaria e inflacionaria.

Se modeló el valor de la empresa como el valor presente de los equivalentes de certidumbre de los flujos de caja, mismos que bajo la legislación actual son afectados por las fluctuaciones del tipo de cambio real. Se demuestra que el valor de una empresa en estas circunstancias depende del valor esperado del tipo de cambio real y su volatilidad, el apalancamiento en moneda extranjera y la aversión al riesgo de sus accionistas. Calibrando el modelo con base a la trayectoria de estas variables en la última década, y adoptando supuestos conservadores con relación a las actitudes frente al

riesgo, se encontró que el valor de la empresa podría aumentar entre 19 y 30 por ciento, dependiendo de su nivel de apalancamiento.

¿Cómo puede afectar esta medida la inversión productiva y el empleo? Para contestar esta pregunta se estima en cuanto debería reducirse la tasa de descuento que determina el valor presente de los equivalentes de certidumbre bajo la legislación fiscal actual, para así generar la ganancia estimada de la adopción del esquema de moneda funcional. En el artículo referido se estima que la reducción en las tasas reales de interés se ubicaría entre 1.4 y 2.2%. De esta forma, en caso de contar con una estimación de la sensibilidad de la inversión a la tasa de interés real se podría estimar el efecto expansivo sobre la inversión productiva de darse tal evento. Para tal fin se revisa la literatura empírica de los determinantes de la función de inversión privada en México.

De acuerdo con Fazzari et al. (1988) las tres especificaciones empíricas más comunes para estudiar los determinantes de la inversión privada son: Los modelos con base en la q de Tobin, con fundamento en la valuación de los activos de la empresa como determinantes de la inversión; los modelos de acelerador, en que las fluctuaciones del producto nacional motivan los cambios en el gasto en capital; y los modelos neoclásicos, que combinan medidas de la producción y del costo de capital para explicar los cambios en inversión. Los trabajos empíricos sobre los determinantes de la inversión en México han usado principalmente el segundo y tercer enfoques. Los estudios de Gutierrez et al. (2021), Blecker (2009), Lederman et al. (2003), Ramirez (1994), Wai y Wong (1982) aplican el modelo de acelerador; en tanto que Valencia Arriaga y Hernández Leal (2017), Kandilov y Leblebicioğlu (2012), Caflayan y Muñoz (2011), Ramirez (2004), Perez (2004), Nazmi y Ramírez (1997), e Ibarra (1995) utilizan el enfoque neoclásico para especificar la función de inversión.

El tema que principalmente ha sido tratado por la literatura relacionada con los determinantes de la inversión en México ha sido si la inversión pública es complementaria o sustituta de la inversión privada, el conocido efecto crowding - out o crowding - in (Aguilar Chaparro, 2022; Gutiérrez Cruz et al., 2021; Gutiérrez Cruz y Moreno Brid, 2018, 2021; Bojórquez et al., 2018; Valencia Arriaga y Hernández Leal, 2017; Gutiérrez Cruz, 2017; Caballero Urdiales y López, 2011; Hernández, 2010; Fonseca Hernández, 2009; Calderón Villarreal y Roa Dueñas, 2006; Castillo Ponce y Herrera Hernández, 2005; Pérez López, 2004; Ramírez, 2004; Kulkarni y Balderas, 1998; Lachler y Aschauer, 1998; Musalem, 1989; Nasmi y Ramírez, 1997; Wai y Wong, 1982). Fonseca Hernández (2009), Gutiérrez Cruz et al. (2021) y Gutiérrez Cruz (2017) presentan una síntesis de los resultados encontrados en este campo. De acuerdo con Gutiérrez Cruz et al. (2021, p. 1051), "La revisión de la literatura seleccionada permite concluir que el debate sigue abierto en cuanto a la interrelación de la inversión pública y la privada, en su dirección, magnitud y significancia. Nos parece que las conclusiones de los diferentes estudios respecto de estos cuatro puntos son fuertemente contingentes para el periodo de análisis seleccionado, la forma de medición de las variables en cuestión y la metodología empírica. Encontramos estudios con consistencia analítica robusta que llegan a conclusiones contrapuestas respecto de la presencia y la significancia de efectos de desplazamiento o de complemento de la inversión pública hacia la privada, en función de los tres elementos anteriores."

Otra variable determinante de la inversión privada en México que ha sido abordada en los estudios empíricos ha sido el tipo de cambio (Aguilar Chaparro, 2022; Valencia Arriaga y Hernández Leal, 2017; Ibarra, 2013; Cblayan y Muñoz, 2011; Blecker, 2009; Ibarra, 2008; Aguiar, 2005; Pérez

López, 2004; Lederman et al., 2003; Levy Orlik, 1993). De acuerdo con Ibarra (2013, p. 70) “la apreciación del tipo de cambio en términos reales, al afectar negativamente en la generación de utilidades del sector productivo de bienes comerciables, puede reducir la inversión y desencadenar un aumento del consumo.”

La tasa de interés ha sido otro determinante de la inversión privada que ha merecido atención en los artículos empíricos sobre México. La hipótesis con respecto a esta variable es que guarda una relación inversa con la inversión. Mayores tasas de interés no solo encarecen los fondos en el mercado financiero, sino que imponen una tasa de referencia más elevada para los proyectos de inversión productiva. Los trabajos de Aguilar Chaparro (2022), Ibarra (2013), Blecker (2009), Lederman et al. (2003), Kulkarni y Balderas (1998), Warman y Thirlwall (1994), Nasmi y Ramirez (1997), Levy Orlik (1993) y Musalem (1989) muestran evidencia de esta relación, en tanto que Valencia Arriaga y Hernández Leal (2017), Fonseca Hernández (2009), Perez (2004) y Warner (1994) encuentran que la relación entre la tasa de interés y la inversión privada en México no es estadísticamente significativa.

Los trabajos de Gómez Ramírez (2019), Castillo Ponce (2003), Lederman et al. (2003), Warman y Thirlwall (1994), Ramírez (1994), Cotler y Woodruff (2008), y Love y Sanchez (2009) estudian cómo las restricciones crediticias y disponibilidad de crédito han influido en la inversión en México. Ramírez (1994) encuentra que la disponibilidad de crédito guarda una relación directa y estadísticamente significativa con la inversión privada; en tanto que Castillo Ponce (2003), Lederman et al. (2003) y Warman y Thirlwall (1994) utilizan como variable independiente de la inversión privada al crédito otorgado por la banca comercial al sector privado no bancario. Encuentran que la relación es positiva y significativa, así las condiciones del mercado de crédito han sido un determinante importante de la inversión en México.

También la literatura ha estudiado el efecto de la apertura/liberalización comercial sobre la inversión privada (Ibarra, 1995; Wacziarg y Welch, 2008; Kandilov y Leblebicioğlu, 2012). Mientras que, usando datos a escala de las firmas manufactureras, Kandilov y Leblebicioğlu (2012) encuentran que las medidas de política comercial que reducen la protección al comercio internacional aumentan la inversión de firmas manufactureras, Ibarra (1995) y Wacziarg y Welch (2008), usando datos nacionales y a nivel de industrias, encuentran que la inversión agregada en México se ha reducido después de la liberalización comercial.

También la confianza y expectativas han sido estudiadas como determinantes de la inversión (Valencia Arriaga y Hernández Leal, 2017; Lederman et al., 2003; Ibarra, 1995). El estudio de Valencia Arriaga y Hernández Leal (2017) utiliza el índice de confianza empresarial del INEGI para cuantificar esta variable. Lederman et al. (2003) considera lo que denominan el efecto confianza en tiempos de crisis económica como determinante de la inversión en México. Evalúan la relevancia de las imperfecciones de mercado, tales como la segmentación de mercado y limitaciones de crédito. Este factor de confianza lo capturaron a través de la relación de la tasa de interés real y la inversión. Durante la crisis 1982-83 la relación fue positiva, debido al efecto confianza, mientras que durante la crisis de 1995 la tasa de interés observó una fuerte relación inversa con la inversión. Ibarra (1995) propone un modelo de inversión de tipo neoclásico, incluyendo la probabilidad de reversión en la política comercial, como una medida de credibilidad. Dicha probabilidad redujo la tasa de acumulación de capital en México durante la segunda mitad de la década de los 80's. Esto muestra evidencia de que la credibilidad en las medidas de política, en particular la relacionada con el

comercio, juega un papel importante en la inversión privada. Otros determinantes de la inversión que han recibido atención son los flujos de capital (Ibarra, 2013) y las remesas (Bohme, 2015).

2.1. Fundamentos teóricos de la función de inversión

Similar a otros estudios sobre México (Valencia Arriaga y Hernández Leal, 2017; Kandilov y Leblebicioğlu, 2012; Caflayan y Muñoz, 2011; Ramirez, 2004; Perez, 2004; Nazmi y Ramírez, 1997; Ibarra, 1995), en este artículo se adopta el enfoque neoclásico para estudiar los determinantes de la inversión. Se asume una función de producción donde los beneficios o utilidades reales de la empresa están determinados por:

$$\pi = \pi(K, Z), \quad (1)$$

donde π denota la utilidad antes de intereses e impuestos, K el acervo de capital fijo, es decir el valor de la propiedad, construcción, maquinaria y equipo y software que posee la empresa y Z otras variables importantes, por ejemplo, la capacidad utilizada esperada del capital fijo, el tamaño de la economía y las expectativas empresariales, entre otras. Se espera que la función $\pi(K, Z)$ sea creciente en el acervo de capital, aunque a una tasa decreciente.

La empresa deseará tener un acervo de capital fijo K^* que maximice sus beneficios. Puede demostrarse que en el máximo ocurre que:²

$$\frac{\Delta\pi(K^*, Z)}{\Delta K} = \left(i + \delta - \frac{\Delta P_K}{P_K} \right) \frac{1}{(1-\tau)}. \quad (2)$$

Donde i es la tasa de interés nominal, δ es la tasa de depreciación, P_K es el precio del capital y τ es la tasa de impuestos. La ecuación (2) nos dice que, si la empresa busca maximizar su rentabilidad, entonces debe de buscar un nivel del acervo de capital K^* que cumpla con que la productividad marginal del capital, $PMK = \frac{\Delta\pi(K^*, Z)}{\Delta K}$, sea igual al costo de uso del capital, $uc = \left(i + \delta - \frac{\Delta P_K}{P_K} \right) \frac{1}{(1-\tau)}$, donde $\left(i + \delta - \frac{\Delta P_K}{P_K} \right) \frac{1}{(1-\tau)} = (r + \delta) \frac{1}{(1-\tau)}$, siendo r la tasa de interés real. La PMK es la tasa de retorno de un proyecto de inversión y el costo de uso corresponde al costo porcentual de emplear capital fijo. Si las empresas invierten en una planta entonces afrontan un costo de oportunidad equivalente a la tasa de interés nominal de activos financieros con un nivel de riesgo similar (i), también enfrentan el costo de la depreciación (δ) y sufren una pérdida (o ganancia) si el precio del bien de capital disminuye (aumenta). Por eso en la expresión (2) la tasa de crecimiento de P_K aparece con signo negativo. Nótese que el costo de uso es mayor en la medida en que la tasa de impuestos sobre la renta de las empresas sea mayor. Finalmente, si hacemos el supuesto de que los precios de los bienes de capital crecen al mismo ritmo que la inflación, entonces la tasa de interés nominal menos la inflación es la tasa de interés real (r). Si la empresa tiene un continuo de proyectos en orden descendentes del PMK , le convendrá ir realizando todos aquellos donde $PMK >$ costo de uso

² La función objetivo a maximizar es igual: $(1 - \tau)\pi(K, Z) - (r + \delta)K$; derivando con respecto a K obtenemos las condiciones de primer orden que corresponde a $(1 - \tau)\frac{\partial\pi(K, Z)}{\partial K} - (r + \delta) = 0$, despejando y aproximando la derivada por la razón de cambio, se obtiene (2).

de capital (uc), hasta que $PMK = uc$. El acervo total de capital fijo corresponderá a K^* , que sería mayor en la medida que PMK aumente, por aumentos de Z , o porque disminuya el costo de uso, por una reducción en las tasas de interés o de la tasa de depreciación. Es decir:

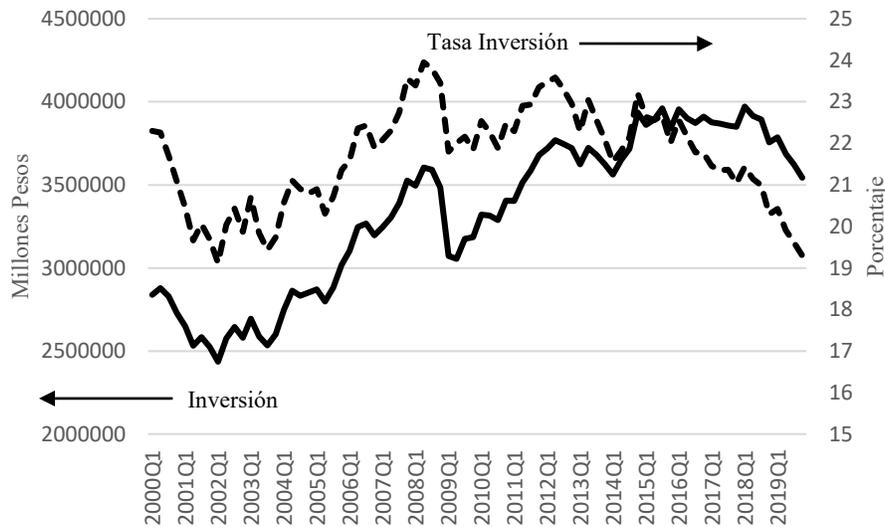
$$K^* = K^*(Z, uc); \frac{\partial K^*}{\partial Z} > 0 \text{ y } \frac{\partial K^*}{\partial uc} < 0 \quad (3)$$

K^* es el nivel de capital fijo, no la inversión. Las empresas usualmente encuentran costos de ajuste al tratar de cambiar de escala o tamaño. Bajo condiciones razonables, podemos entonces asumir que la inversión es creciente en la brecha entre el capital deseado y el capital actual con el que cuenta la empresa:³

$$I = I[K^*(Z, uc) - K]; \frac{\partial I}{\partial Z} > 0; \frac{\partial I}{\partial uc} < 0. \quad (4)$$

Notemos que en (4) la expansión del conjunto de variables contenidas en Z aumenta la inversión y que, por el contrario, aumentos en el costo de uso deprimen la inversión. Como se anotó arriba, el vector Z incluye variables como el tamaño y la expansión de la economía, que se pueden medir con el PIB, así como las expectativas de los empresarios, que podemos aproximar a través de las encuestas de confianza empresarial.

Figura 1. México: Evolución de la inversión (millones de pesos del 2013) y de la tasa de inversión (porcentaje) 2000Q1 –2019Q4.



Fuente: Elaborado por los autores con información del INEGI

³ Consideremos los costos que enfrenta una empresa con un nivel actual de capital K y uno deseado de K^* , donde $K^* > K$. Sea $I_t = (K_t - K_{t-1})$ la inversión. Llevar a cabo la inversión produce un costo de ajuste de tamaño de la empresa de θI_t^2 , donde θ es una constante positiva, y no ajustar el nivel de capital al deseado produce un costo al dejar pasar oportunidades de negocios rentables, $\gamma(K_t^* - K_t)^2 = \gamma(K_t^* - K_{t-1} - I_t)^2$. Notemos que ambos costos son cuadráticos y los costos marginales son crecientes en sus argumentos. Una empresa racional busca minimizar la suma de los costos $C = \theta I_t^2 + \gamma(K_t^* - K_{t-1} - I_t)^2$, derivando con respecto a la inversión e igualando a cero se obtiene que la inversión óptima es: $I_t^* = \frac{\gamma}{\theta + \gamma}(K_t^* - K_{t-1})$.

El costo de uso del capital está principalmente determinado por la tasa de interés real, ya que usualmente la tasa de depreciación y de los impuestos tienden a mantenerse constantes por largos periodos de tiempo. En México la inversión privada explica la mayor parte de la inversión total, aproximadamente 17 de 19 puntos porcentuales en la tasa de inversión (figura 1). Por tal motivo, la inversión debe de reflejar el balance de la rentabilidad del capital físico contra su costo de uso.

3. Especificación empírica de la inversión

La inversión se entiende como la suma de la Formación Bruta de Capital Fijo (FBCF) y la variación de existencias. La FBCF considera los gastos que realizan los agentes económicos en construcción, maquinaria y equipo y productos de propiedad intelectual, tales como software, películas y otros.

La inversión es especialmente importante para una economía ya que significa por una parte la demanda de la producción corriente en el corto plazo, mientras que en el largo plazo significa la nueva oferta de producción. Por ejemplo, construir un aeropuerto puede tomar unos cinco años, período en que se demanda acero, vidrio, cemento, contratistas, diseños y otros bienes y servicios. Cuando entra en operaciones, el aeropuerto contribuye ampliando la oferta de servicios aeronáuticos. En este sentido, la inversión es un componente único para el crecimiento del país.

La figura 1 presenta la serie desestacionalizada de inversión en millones de pesos constantes del 2013 y la tasa de inversión, definida como la proporción que guarda la inversión en el Producto Interno Bruto (PIB), desde el primer trimestre de 2000 al último de 2019. La experiencia de los últimos veinte años muestra un estancamiento preocupante de la inversión. Ha fluctuado en el rango de los 2.5 a 3.5 billones de pesos del 2013, alcanzando su máximo en el primer trimestre del 2018, a partir de ahí ha decrecido aproximadamente medio billón de pesos reales. En proporción al PIB, a final del 2019 la inversión representó un 19.3%, el máximo durante este periodo fue de 24% en el segundo trimestre del 2008, es decir justo antes de la crisis financiera mundial, y antes, en 1994, llegó al récord de 25%. La pérdida de 6 puntos porcentuales del PIB no es algo menor, y en parte explica las bajas tasas de crecimiento recientes de la economía mexicana.

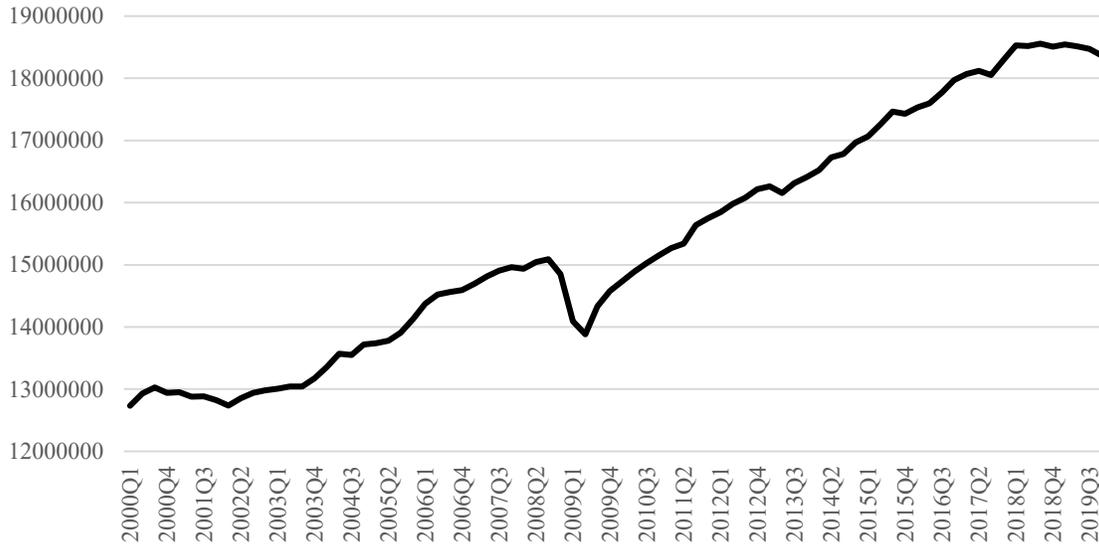
Para construir contrapartidas econométricas de la ecuación (4), se consideran tres determinantes de la inversión en México, el PIB, el índice de confianza empresarial y la tasa de interés real. Como se hizo notar en la especificación (4), el vector Z puede incluir las primeras dos, en tanto que el costo de uso de capital es medido a través de la tasa de interés real.

Como se comentó en la revisión de literatura empírica sobre la inversión en México, la tasa de interés ha sido incluida en un buen número de los estudios relacionados (Aguilar Chaparro, 2022; Valencia Arriaga y Hernández Leal, 2017; Ibarra, 2013; Fonseca Hernández, 2009; Blecker, 2009; Perez, 2004; Lederman et al., 2003; Kulkarni y Balderas, 1998; Nasmi y Ramirez, 1997; Warman y Thirlwall, 1994; Warner, 1994; Levy Orlik, 1993; Musalem, 1989); mientras que la confianza empresarial y las expectativas empresariales han sido consideradas como variables determinantes de la inversión en los estudios de Valencia Arriaga y Hernández Leal (2017), Lederman et al. (2003) e Ibarra (1995).

El PIB corresponde a la serie trimestral que publica el INEGI una vez que se remueven los efectos estacionales. La Confianza Empresarial la mide el INEGI a través de la Encuesta Mensual de Opinión Empresarial. En su construcción se involucran las respuestas a las preguntas sobre si es el momento adecuado para invertir, y sobre la situación presente y futura tanto del país como de la

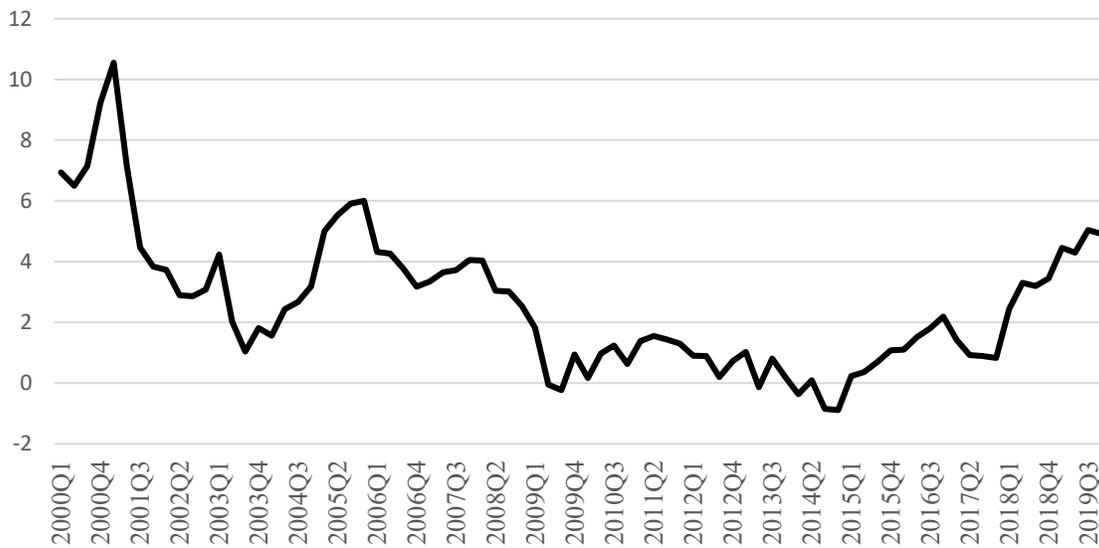
empresa. Finalmente, para la tasa de interés real, se considera la tasa de interés interbancaria de equilibrio (TIIE) a 28 días restando la inflación anual observada, es decir se trata de la tasa de interés real ex - post. Las figuras 2 a 4 muestran la evolución reciente de las variables independientes.

Figura 2. México: Evolución del PIB (millones de pesos del 2013) 2000Q1 -2019Q4.



Fuente: Elaborado por los autores con información del INEGI

Figura 3. México: Evolución de la TIIE 28 días real en México (porcentaje) 2000Q1 -2019Q4.



Fuente: Elaborado por los autores con información del INEGI

Figura 4. México. Índice de confianza empresarial 2004Q1 -2019Q4.



Fuente: Elaborado por los autores con información del INEGI

En todas las estimaciones no se incluyeron los datos correspondientes a 2020 debido al comportamiento atípico de las principales variables macroeconómicas a causa del Covid-19. Aun así, el PIB mostraba una desaceleración importante desde 2018 y de hecho tuvo una contracción marginal en 2019, la tasa de interés real empezó a crecer rápidamente desde 2014 y la confianza empresarial disminuyó primero y después se estancó en los últimos años. Los tres determinantes son buenos candidatos para explicar la reducción en la inversión real reciente.

Además de las variables explicativas, y dado que utilizamos datos en series de tiempo, es también importante averiguar las características de las series temporales para definir la especificación empírica. Al parecer la inversión, el PIB y la tasa de interés real son series no estacionarias o integradas de orden uno. El estadístico Dickey - Fuller aumentado con intercepto en estas series no permite rechazar la hipótesis nula de que la serie tiene raíz unitaria en niveles, pero si en primeras diferencias. Los estadísticos en niveles son de: $\tau = -1.247$, con $p = 0.651$ para la inversión, $\tau = -0.201$, con $p = 0.933$ para el PIB y $\tau = -1.931$, con $p = 0.317$, para la tasa de interés real. Para sus primeras diferencias son, respectivamente: $\tau = -7.806$, $p < 0.001$; $\tau = -6.281$, $p < 0.001$; y $\tau = -7.562$, $p < 0.001$. En cambio, la variable de confianza empresarial parece ser estacionaria o integrada de orden cero, toda vez que su estadístico Dickey - Fuller aumentado es $\tau = -2.988$, con $p = 0.045$.

Las series no parecen estar cointegradas ya que los estadísticos de Engle - Granger y Phillips - Ouliaris no permiten rechazar la hipótesis nula de que las series no están cointegradas: los p - valores son ($p(\text{EG}) = 0.528$, $p(\text{PO}) = 0.407$) para cuando la inversión es la variable dependiente, ($p(\text{EG}) = 0.930$, $p(\text{PO}) = 0.632$) en el caso del PIB, ($p(\text{EG}) = 0.632$, $p(\text{PO}) = 0.476$) en la tasa de interés real y ($p(\text{EG}) = 0.484$, $p(\text{PO}) = 0.624$) para confianza empresarial. Tampoco la prueba de la traza ($p = 0.134$) ni la del máximo ($p = 0.628$) en la prueba de Johansen permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración.

De esta forma, utilizamos el cambio en el tiempo de la inversión, del PIB y de la tasa de interés real, mientras que usamos el nivel de confianza empresarial en los modelos especificados. Se construyeron tres modelos, el primero de ellos es un modelo estático, donde la inversión depende del PIB, confianza empresarial y la tasa de interés real. Como se puede apreciar, no aparece ningún rezago en la ecuación:

$$\Delta I_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta PIB_t + \alpha_2 \Delta TIIER_t + \alpha_3 CE_t + u_{1t}. \quad (5)$$

En la expresión (5) I es la inversión en millones de pesos del 2013 (serie desestacionalizada), PIB es el producto interno bruto en millones de pesos del 2013 (serie desestacionalizada), TIIER es la tasa de interés interbancaria de equilibrio real y CE es la confianza empresarial. El subíndice t se usa para identificar el trimestre. Se esperaría que $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 < 0$ y $\alpha_3 > 0$, y una reducción de un punto porcentual en la tasa de interés real incrementa la inversión en α_2 . Las variables u son residuales que se asumen con un valor esperado cero y varianza constante.

En el segundo modelo se introduce la dinámica en el proceso de inversión. Se modela la inversión utilizando rezagos distribuidos ARDL (p, q) del tipo:

$$\Delta I_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta I_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_i \Delta PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^q \mu_i \Delta TIIER_{t-i} + \sum_{i=0}^q \vartheta_i CE_{t-i} + u_{2t}. \quad (6)$$

Nótese que en la ecuación (6) se permiten efectos contemporáneos para PIB, TIIER y CE, pero no para el cambio de la inversión. En este caso, el efecto de una reducción en la tasa de interés real en la inversión en el largo plazo se puede estimar como $\frac{\sum_{i=0}^q \mu_i}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i}$.

Tanto en (5) como en (6) se asume que el PIB, la tasa de interés real y la confianza empresarial son exógenas y por lo tanto independientes del residual. Pero es posible que se presente causalidad en reversa, por ejemplo, que la inversión cause al PIB y a la confianza empresarial. Por tal motivo, estimamos también un sistema de vectores autorregresivos de orden p , o VAR(p), del tipo:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + u_t. \quad (7)$$

En (7), x es el vector de las variables del cambio de la inversión, PIB, tasa de interés real y el nivel de confianza, y es función solamente de sus rezagos y el vector de residuales. El efecto de un cambio en la tasa de interés se puede obtener de las funciones impulso - respuesta o haciendo simulaciones con el modelo.

4. Resultados

El cuadro 1 presenta los coeficientes estimados para las ecuaciones (5) y (6). La ecuación (5) fue estimada con el método de mínimos cuadrados ordinarios. El ARDL estimado en la ecuación (6) es la especificación que minimiza el criterio de información de Akaike que premia la precisión del modelo

y castiga su complejidad. El algoritmo de solución estimó 500 modelos distintos considerando todas las combinaciones posibles con hasta cuatro trimestres de rezago y seleccionó el del menor criterio Akaike. Las medidas de bondad de ajuste y el criterio de Akaike muestran que los dos modelos son muy parecidos. De hecho, el modelo ARDL óptimo sólo incluye un rezago, en este caso de la inversión. El cuadro 2 presenta las estimaciones las cuatro ecuaciones que resultan del sistema de vectores autorregresivos de la ecuación (7). El mejor VAR, definido como el que minimiza el criterio de información de Akaike fue uno de dos rezagos. La prueba de Granger muestra que la inversión es causada por la tasa de interés real ($\chi^2 = 5.283$, $p < 0.10$) y la confianza ($\chi^2 = 13.860$, $p < 0.01$), mientras que la confianza es prácticamente exógena con relación a todas las variables ($\chi^2 = 5.827$, $p > 0.10$). La prueba arroja resultados ambiguos en el caso de la tasa real de interés, al parecer no es causada por ninguna de las variables cuando se toman una a la vez, pero cuando se excluyen todas, se rechaza la hipótesis nula de que no existe causalidad en el sentido de Granger.

Cuadro 1. Estimaciones de los modelos estáticos y dinámicos de la inversión en México

	Coefficiente	Coefficiente
Constante	-167077.8*	-200590.7*
	(98395.88)	(101864.9)
Δ PIB	0.429685***	0.441788***
	(0.059101)	(0.059721)
Δ THIE28 real	-28540.56**	-25165.67*
	(12472.69)	(12734.81)
Confianza	2861.859	3525.262*
	(1925.528)	(1995.13)
Δ Inversión (t-1)		-0.118845
		(0.098313)
R2	0.550797	0.561654
R2 Ajustada	0.528337	0.531936
F	24.52334***	18.89923***
Criterio de Akaike	25.09897	25.10576

Notas. 64 observaciones. Errores estándar en paréntesis. * Significancia del 0.1; ** del 0.05; *** del 0.01

Fuente: Elaborado por los autores

Se realizó la siguiente prueba de validación para los tres modelos, se estimaron con información hasta 2017Q4, y después se procedió a hacer el pronóstico dinámico de los siguientes ocho cuartos, o dos años, es decir 2018Q1 a 2019Q4. La Media de la Raíz del Error Cuadrático (Root Mean Square Error, por sus siglas en inglés), en proporción al valor medio en este periodo de la inversión, es de 1.7%, 1.8% y 7.5% para los modelos (5), (6) y (7), respectivamente. Las Medias de los Errores Absolutos (MAPE, por sus siglas en inglés) son de 1.5%, 1.7% y 5.6%, respectivamente.

Es de esperarse que los errores de pronóstico sean más grandes para el modelo VAR que para los de una ecuación, el (5) y (6), esto porque en el VAR se usan valores que el modelo predice para el PIB, la tasa de interés real y la confianza, y en los otros modelos se toman los valores que en realidad ocurrieron. Pero los errores se mantienen en rangos aceptables para una variable tan volátil como es la inversión, de forma que el ejercicio nos da confianza para realizar la estimación de la respuesta marginal de la inversión a un cambio en la tasa de interés real.

La respuesta marginal depende de los coeficientes de los modelos. Estos tienen los signos esperados, y de ellos podemos estimar que la reducción de un punto porcentual en la tasa de interés real incrementa la inversión en 28.5 mil millones de pesos del 2013 en el modelo (5) y en 22.5 mil millones de pesos del 2013 ($= -25165.67 / (1 - (-0.118845))$). Para estimar el impacto implícito por el modelo VAR comparamos la simulación inercial que estima este modelo para los trimestres del 2020 y 2021, obviamente sin incluir el Covid-19, y la trayectoria de la inversión si la tasa de interés real disminuye permanentemente 1% en 2020 y 2021. La diferencia entre las dos trayectorias nos da el efecto neto, que en nuestro caso es en promedio de 20.7 mil millones de pesos. Las simulaciones se presentan en la figura 5.

Así, los tres modelos arrojan resultados del mismo orden de magnitud, es decir por cada punto porcentual que se reduzca la tasa de interés real, la inversión crece entre 21 y 29 mil millones de pesos del 2013. Stock y Watson (2004) sugieren que los promedios de diferentes pronósticos son siempre más precisos que los de los modelos en lo individual, en ese espíritu el impacto promedio que es 23.9 mil millones de pesos del 2013.

Cuadro 2. Estimaciones del modelo VAR para la inversión, PIB, Tasa de interés real y la Confianza en México

	Δ Inversión (t)	Δ PIB (t)	Δ TIIE real (t)	Confianza(t)
Constante	-244168.7*	-135403.1	-0.376128	8.386***
ΔInversión (t-1)	-0.224902	0.040716	6.74E-07	-1.06E-06
ΔInversión (t-2)	0.079387	0.116575	-3.40E-07	-0.00000695*
ΔPIB (t-1)	0.16703*	0.343773**	0.00000143*	1.25E-06
ΔPIB (t-2)	-0.086107	-0.374161**	-1.16E-06	0.00000407*
ΔTIIE real (t-1)	-32939.82**	-36881.75*	0.05383	-0.438216
ΔTIIE real (t-2)	22346.13	52104.62**	0.155643	0.216626
Confianza(t-1)	19562.01***	35646.18***	0.044304	1.281929***
Confianza(t-2)	-14710.99***	-31513.54***	-0.03687	-0.450082***
R2	0.303813	0.491657	0.203233	0.845202
R2 Ajustada	0.198728	0.414926	0.082966	0.821836
Sum sq. resids	3.88E+11	7.74E+11	23.50066	220.9567
Akaike AIC	25.6842	26.37595	2.158094	4.399032
Schwarz SC	25.99297	26.68473	2.466871	4.707809

Notas. 64 observaciones. Errores estándar en paréntesis. * Significancia del 0.1; ** del 0.05; *** del 0.01

Fuente: Elaborado por los autores

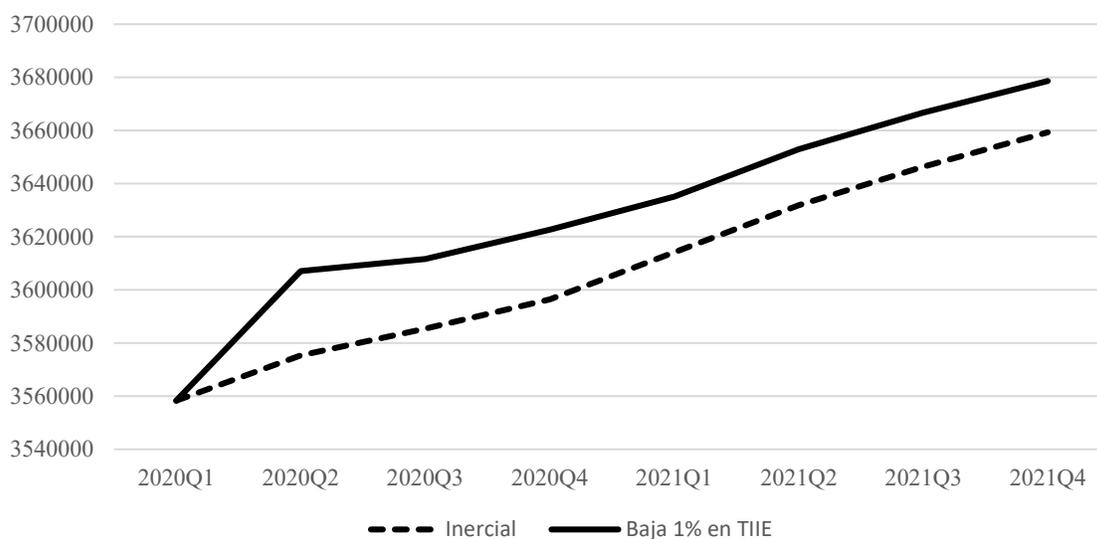
Finalmente, el impacto del incremento en la inversión sobre el producto y el empleo se puede obtener mediante los multiplicadores del producto y empleo de la inversión utilizando técnicas de insumo-producto. El lector interesado en los detalles del modelo simple insumo-producto puede consultar Miller y Blair (2009). Para nuestros fines conviene sólo invocar las fórmulas de los multiplicadores aludidos:

$$MP = [1 \quad \dots \quad 1] \begin{bmatrix} \Delta x_1 \\ \dots \\ \Delta x_n \end{bmatrix} = [1 \quad \dots \quad 1](I - A)^{-1} \Delta f; \Delta f = \left\| \frac{L_j}{I} \right\|. \quad (8)$$

$$ME = e'(I - A)^{-1} \Delta f; e = \left\| \frac{L_j}{x_j} \right\|. \quad (9)$$

MP es el multiplicador del producto y ME el multiplicador del empleo, la matriz A es la matriz de coeficientes técnicos insumo-producto, los elementos de la Matriz representan las compras que hace el sector j al sector i por cada peso de producción del sector j. La matriz I es la identidad, se asume que la inversión se incrementa en 1 unidad (e.g. un millón de pesos), por lo que la demanda del sector j aumenta en la proporción de la inversión que atiende este sector al total. ME en (9) es simplemente la suma de los productos del vector de requerimientos de mano de obra por unidad de producto (e) por el incremento en la producción derivado de la expansión de una unidad en la inversión.

Figura 5. México: Simulación de la inversión inercial y de una reducción de 1% en la tasa de interés (millones de pesos del 2013)



Fuente: Elaborado por los autores

Para estimar los dos multiplicadores se emplea la matriz de coeficientes técnicos insumo-producto doméstica producto por producto a 79 sectores para el año 2013 publicada por INEGI. Obtenemos un MP = 1.490 y un ME = 3.047, es decir un incremento de un millón de pesos de la inversión aumenta el producto total en 1.49 millones, y aumenta el número de empleos en 3.047.

Así, a partir de las estimaciones aquí reseñadas, una reducción de un punto porcentual en la tasa de interés real incrementaría la inversión en 23.9 mil millones de pesos, lo que aumentaría el producto en 35.6 mil millones de pesos, creándose 72.9 mil empleos adicionales.

5. Conclusiones y comentarios finales

En este artículo se han estimado los efectos económicos de un régimen de moneda funcional en México. Este ejercicio representa un avance de los trabajos sobre moneda funcional que incluso, a posteriori, no se han encargado de estimar qué efecto tiene la introducción de este régimen en las economías nacionales. Al reducirse el riesgo cambiario para las empresas, el valor para los accionistas se incrementa. De acuerdo con Ayala Gaytán e Ibarra Salazar (2024), la moneda funcional en México podría incrementar el valor de las empresas entre 4 y 30 puntos porcentuales, lo que es equivalente a una caída en la tasa de interés de entre 0.3 a 2 por ciento.

Usando una serie de tiempo trimestral de 2000 a 2019, se estimó un modelo que fue útil para determinar el efecto de esta baja en la tasa de interés sobre la inversión. Aplicando la matriz insumo-producto se encontró entonces el efecto sobre el empleo a escala nacional. Los resultados muestran que, si el régimen de moneda funcional reduce un punto porcentual la tasa de interés real, la inversión se incrementaría en 23.9 mil millones de pesos, lo que aumentaría el producto en 35.6 mil millones de pesos, creándose 72.9 mil empleos adicionales.

Resulta interesante que modificando las regulaciones en el ámbito fiscal para empresas que operan en los mercados internacionales sea posible motivar de esa forma el crecimiento de la economía y la generación de empleos.

Referencias

- [1] Aguiar, M. (2005). Investment, devaluation, and foreign currency exposure: The case of Mexico. *Journal of Development Economics*, 78. 95-113. <https://doi.org/10.1016/j.jdevec.2004.06.012>
- [2] Aguilar Chaparro, D. (2022). El estancamiento de la inversión privada en México: un análisis de sus determinantes en el período 2005-2020. *Trascender, Contabilidad y Gestión*, 7 (20). 34-70. <https://doi.org/10.36791/tcg.v8i20.161>
- [3] Ayala Gaytán, E., y Ibarra Salazar, J. (2024). Moneda funcional y valor de la empresa en México. *Contaduría y Administración*, 69 (4). 45-73. <http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2024.4509>
- [4] Bartov, E. y Bodnar, G. (1995). Foreign currency translation reporting and the exchange-rate exposure effect. *Journal of International Financial Management and Accounting*, 6(2). 93-114. <https://doi.org/10.1111/j.1467-646X.1995.tb00052.x>

-
- [5] Blecker, R. (2009). External shocks, structural change, and economic growth in Mexico, 1979–2007'. *World Development*, 37(7). 1274–1284. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.10.004>
- [6] Böhme, M. (2015). Does migration rise agricultural investment? An empirical analysis for rural Mexico. *Agricultural Economics*, 46. 211-225. <https://doi.org/10.1111/agec.12152>
- [7] Bojorquez Carrillo, A., Villasuso Pino, V. y Aviles Heredia, L. (2018). Analysis of the relationship between private investment and public investment in Mexico. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences*, 6 (4). 174-184. <https://doi.org/10.11648/j.ijefm.20180604.15>
- [8] Caballero Urdiales, E. y López J. (2011). Fiscal policy and private investment in Mexico. Arestis, P. (editor) *Microeconomcs, Macroeconomics and Economic Policy. Essays in Honour of Malcolm Sawyer* (pp. 208-227). New York: Palgrave MacMillan.
- [9] Caglayan, M. y Muñoz, R. (2011). The effect of the exchange rates on investment in Mexican manufacturing industry. *Open Economic Review*, 22. 669-683. <https://doi.org/10.1007/s11079-010-9166-0>.
- [10] Calderón Villarreal, C. y Roa Dueñas, R. (2006). ¿Existe un crowding out del financiamiento privado en México? *Análisis Económico*, 21 (48). 139-150. Recuperado de <https://analisiseconomico.azc.uam.mx/index.php/rae/article/view/1214>
- [11] Calderón, F. (1988). La inversión Privada en México, 1970-1987. CIDE Documentos de Investigación, División de Economía, septiembre 1988, 1-39.
- [12] Castillo Ponce, R. y Herrera Hernández, J. (2005). Efecto del gasto público sobre el gasto privado en México. *Estudios Económicos*, 20 (2). 173–96. <https://doi.org/10.24201/ee.v20i2.164>
- [13] Castillo Ponce, R. (2003). Las restricciones de liquidez, el canal de crédito y la inversión en México. *El Trimestre Económico*, 70 (278). 315-342. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/20856780>
- [14] Cotler, P. y Woodruff, C. (2008). The impact of short-term credit on microenterprises: evidence from the Fincomun-Bimbo program in Mexico. *Economic Development and Cultural Change*, 56 (4). 829-849. Recuperado de <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/588169>
- [15] Fazzari, S., Hubbard, R. & Petersen, B. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1. 141-195. Recuperado de https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/1988/01/1988a_bpea_fazzari_hubbard_petersen_blinder_poterba.pdf
- [16] Fonseca Hernández, F. J. (2009). El impacto de la inversión pública sobre la inversión privada en México 1980-2007. *Estudios Económicos*, 24 (2). 187-224. <https://doi.org/10.24201/ee.v24i2.125>
- [17] Gao, G. y Senteney, D. (2009). The Market Reaction Associated with SFAS No. 8 and SFAS No. 52: Did Investors Recognize Differential Economic Content of Translation Gains and Losses? *The Journal of Applied Business Research*, 25(3). 63-75. <https://doi.org/10.19030/jabr.v25i3.1027>
- [18] Gómez Ramírez, L. (2019). Credit constraints and investment in Mexico, an empirical test. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas Nueva Época*, 14 (3). 415-432. <https://doi.org/10.21919/remef.v14i3.311>

-
- [19] Gutiérrez Cruz, F. y Moreno Brid, J. (2018). Los determinantes de la inversión privada en México (1988-2015). *Economía Informa*, 413. 4-15. Recuperado de <http://www.economia.unam.mx/assets/pdfs/econinfo/413/01Losdeterminantesdelainversion.pdf>
- [20] Gutiérrez Cruz, F. y Moreno Brid, J. (2021). El impacto de la inversión pública sobre la privada en las entidades federativas de México. *Problemas del Desarrollo*, 52 (206). 61-83. <https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2021.206.69501>
- [21] Gutiérrez Cruz, F. (2017). El impacto del gasto público sobre la inversión privada en México (1980-2015). *Revista Economía UNAM*, 14 (42). 136-149. <https://doi.org/10.1016/j.eunam.2017.09.006>
- [22] Gutiérrez Cruz, F., Moreno Brid, J. y Sánchez Gómez, J. (2021). Inversión pública y privada en México: ¿motores complementarios del crecimiento económico? *Trimestre Económico*, 88 (4). 1043 – 1071. <https://doi.org/10.20430/ete.v88i352.1357>
- [23] Hosseini, A. y Rezaee, Z. (1988). Choice of functional currency under SFAS No. 52. *The Journal of Applied Business Research*, 4(4), 21-27. <https://doi.org/10.19030/jabr.v4i4.6387>
- [24] Houston, C.O. (1990). Translation exposure hedging post SFAS No. 52. *Journal of International Financial Management and Accounting*, 2(2-3). 145-169. <https://doi.org/10.1111/j.1467-646X.1990.tb00084.x>
- [25] Ibarra, C. (2013). Capital flows and private investment in Mexico. *Economía Mexicana Nueva Época*, 1. 65-99. Recuperado de <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=32329694002>
- [26] Ibarra, L. (1995). Credibility of trade policy reform and investment: The Mexican experience. *Journal of Development Economics*, 47. 39-60. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(95\)00004-6](https://doi.org/10.1016/0304-3878(95)00004-6)
- [27] Kandilov, I. y Leblebicioğlu, A. (2012). Trade liberalization and investment: Firm-level evidence from Mexico. *The World Bank Economic Review*, 26 (2). 320-349. <https://doi.org/10.1093/wber/lhr048>
- [28] Kim, D. H. y Ziebart, D. A. (1991). An Investigation of the price and trading reactions to the issuance of SFAS No. 52. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 6 (1). 35-47. <https://doi.org/10.1177/0148558X9100600103>
- [29] Kulkarni, K. y Balderas, J. (1998). An empirical study of crowding out hypothesis: A case of Mexico. *Prajnan*, 27 (3). 263-279. Recuperado de https://www.researchgate.net/publication/317350269_An_Empirical_Study_of_Crowding_out_Hypothesis_A_Case_of_Mexico
- [30] Lächler, U. y Aschauer, D. (1998). Public investment and economic growth in Mexico. *Policy Research Working Paper 1964*, Washington, DC: World Bank.
- [31] Lederman, D., Menéndez, A., Perry, G. y Stiglitz, J. (2003). Mexican investment after the Tequila crisis: Basic economics, "confidence" effects of market imperfections? *Journal of International Money and Finance*, 22. 131-151. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(02\)00078-5](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(02)00078-5).
- [32] Levy Orlik, N. (1993). Determinantes de la inversión privada en México, 1960-1985. *Investigación Económica*, 53 (204). 143-177. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/42777409>
- [33] Love, I. y Sánchez, S. M. (2009). Credit Constraints and Investment Behavior in Mexico's Rural Economy. *World Bank Policy Research Working Paper 5014.c*
- [34] Miller, R. E. y Blair, P. D. (2009). *Input-output analysis: foundations and extensions*. Cambridge: Cambridge University Press.

- [35] Musalem, A. (1989). Private investment in Mexico. An empirical analysis. Research Working Paper 183, Washington, DC: World Bank
- [36] Nazmi, N. y Ramirez, M. (1997). Public and private investment and economic growth in Mexico. *Contemporary Economic Policy*, 15. 65-75. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.1997.tb00455.x>
- [37] Pérez López, A. (2004). Un modelo de pronósticos de la formación bruta de capital privada en México. Banco de México No. 4. Recuperado de <https://core.ac.uk/download/pdf/6278417.pdf>
- [38] Ramírez, M. (1994). Public and private investment in Mexico, 1950-90: An empirical analysis. *Southern Economic Journal*, 61(1). 1-17. <https://doi.org/10.2307/1060126>
- [39] Ramírez, M. (2004). Is public infrastructure investment productive in the Mexican case? A vector error correction analysis. *Journal of International Trade and Economic Development*, 13(2). 159-178. <https://doi.org/10.1080/ch0963819042000218700>
- [40] Selling, T. y Sorter, G. (1983). FASB statement No. 52 and its implications for financial statement analysis. *Financial Analysts Journal*, 39(3). 64-69. <https://doi.org/10.2469/faj.v39.n3.64>
- [41] Stock, J. H. y Watson, M. W. (2004). Combination forecasts of output growth in a seven-country data set. *Journal of Forecasting*, 23(6). 405-430. <https://doi.org/10.1002/for.928>
- [42] Valencia Arriaga, R. y Hernández Leal, A. (2017). Evidence on the determinants of investment in Mexico 1993-2016. *Issues in Business Management and Economics*, 15 (1). 6-16. <https://dx.doi.org/10.15739/IBME.17.002>
- [43] Wacziarg, R. y Welch, K. (2008). Trade liberalization and growth: New evidence. *The World Bank Economic Review*, 22 (2). 187-231. <https://doi.org/10.1093/wber/lhn007>
- [44] Wai, U. y Wong, Ch. (1982). Determinants of private investment in developing countries. *The Journal of Development Studies*, 19 (1). 19-36. <https://doi.org/10.1080/0022038820842184>
- [45] Warman, F. y Thirlwall, A. (1994). Interest rates, saving, investment and growth in Mexico 1960-90: Test of the financial liberalisation hypothesis. *The Journal of Development Studies*, 30 (3). 629-649. <https://doi.org/10.1080/00220389408422330>
- [46] Warner, A. (1994). Mexico's investment collapse: Debt or oil? *Journal of International Money and Finance*, 13 (2). 239-256. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(94\)90019-1](https://doi.org/10.1016/0261-5606(94)90019-1)
- [47] Ziebart, D. y Kim, D. (1987). An examination of the market reactions associated with SFAS No. 8 and SFAS No. 52. *The Accounting Review*, 62(2). 343-357. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/247930>