

México: determinantes empíricos del crecimiento económico, 1995Q1-2024Q1

Mexico: empirical determinants of economic growth, 1995Q1-2024Q1

Eduardo Loria*

*Profesor Titular C Tiempo Completo, Facultad de Economía de la UNAM. Correo electrónico: quijano6919@hotmail.com / eleduardo.loria@comunidad.unam.mx. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1597-3847>

RESUMEN

Con un enfoque eminentemente empírico, en la vena de Sala-i-Martin (1997) y Barro (1991), que utiliza variables ampliamente aceptadas, con un SVAR(5) de largo plazo (1995Q1-2024Q1), identificado con la metodología de Blanchard y Quah (1989), encontramos que: a) la economía mexicana se encuentra en una larga trampa de lento crecimiento que se ha agudizado desde la post *Gran Recesión de 2009* (el crecimiento potencial pasó de 2.6% a 1.5%), atribuible al debilitamiento del crecimiento de la inversión privada (ip_t) y al de la producción industrial de Estados Unidos ($y_{ind_t}^{us}$); b) el principal motor de y_t es ip_t , pero sus efectos solo duran 15 trimestres en contraste con $y_{ind_t}^{us}$ que son permanentes, c) la volatilidad de $y_{ind_t}^{us}$ es más importante que ip_t para explicar las variaciones de y_t (40% vs 18%), d) el tipo de cambio bilateral real (Q_t) no ha tenido efectos reales de largo plazo, aunque de corto plazo son muy breves y despreciables y d) la estimación de un SVAR(5) ampliado con variables de gasto público y de un VEC(7) confirman los resultados anteriores. Incluso el VEC reporta que $y_{ind_t}^{us}$ tiene mayores efectos de crecimiento que ip_t .

ABSTRACT

With an eminently empirical approach, in the vein of Sala-i-Martin (1997) and Barro (1991), and based on variables widely reported in economic theory, with a long-term SVAR(5) for 1995Q1-2024Q1, identified with the methodology of Blanchard and Quah (1989), we find that: a) The Mexican economy is in a long slow growth trap that has worsened since the post Great Recession of 2009 (potential growth fell down from 2.6% to 1.5%), attributable to the weakening of the growth of private investment (ip_t) and that of industrial production in the United States ($y_{ind_t}^{us}$); b) despite the main driver of Mexican economic growth (y_t) is ip_t , slightly above the dynamism of $y_{ind_t}^{us}$, the effects of the former only last 15 quarters and those of the latter are permanent, c) the volatility of $y_{ind_t}^{us}$ is more important than ip_t to explain the variations of y_t (40% vs 18%), d) the real bilateral exchange rate (MX-US, Q_t) has not had real long-term effects, although the short-term effects are very brief and negligible, and d) the estimation of a SVAR(5) extended with public expenditure variables, and a VEC(7) confirm the previous results and even the VEC reports that $y_{ind_t}^{us}$ has greater growth effects than ip_t .

Recibido: 12/diciembre/2024
Aceptado: 28/abril/2025
Publicado: 01/septiembre/2025

Palabras clave:

| Crecimiento económico |
| Inversión privada |
| Tipo de cambio bilateral real |
| *Let the data freely speak* |
| Blanchard & Quah's |

Keywords:

| Economic growth |
| Private investment |
| Real bilateral exchange rate |
| *Let the data freely speak* |
| Blanchard & Quah's |

Clasificación JEL |

JEL Classification |

E22, F31, F41



Esta obra está protegida
bajo una Licencia
Creative Commons
Reconocimiento-
NoComercial-
SinObrasDerivada 4.0
Internacional

El crecimiento económico es como un jardín que florece a través de la inversión. Sólo cuando lo cultivamos con cuidado y diligencia podemos ver el fruto de nuestro trabajo.

Paul Krugman, *The Conscience of a Liberal*

Este artículo es producto del proyecto de investigación Las razones del lento crecimiento de México. Un análisis desde la oferta. DGAPA, IN308224, UNAM.

INTRODUCCIÓN

Uno de los principales intereses y preocupaciones de la teoría económica y de los *policy makers* siempre ha sido entender los determinantes más importantes del crecimiento económico, debido a que de él dependen todos los indicadores de bienestar de una sociedad.

Desde 1982 la economía mexicana se encuentra en una trampa de lento crecimiento –que se ha acentuado después de 2009– de la que no ha podido salir a pesar de las múltiples reformas estructurales que se han aplicado hasta el presente.

Ya desde hace quince años, Hanson (2010: 987) se planteaba este serio problema al decir que: “desde los años 80 México ha reformado agresivamente su economía, abriéndose al comercio exterior y a la inversión, logrando disciplina fiscal y privatizando empresas estatales. A pesar de estos esfuerzos, su crecimiento económico ha sido mediocre, inferior al de muchos otros países en desarrollo”. Tres años después, en una visita a México, Paul Krugman compartió la misma inquietud al decir que no era posible explicar por qué México no había generado la capacidad de crecer a tasas mayores frente a otros países igual de liberalizados, como Corea del Sur, que lograron multiplicar su crecimiento económico de manera sostenida.¹

A pesar de continuarse con la aplicación de reformas liberales hasta 2018, y luego de su fuerte reversión (desde 2019),² nuevamente se demostró la incapacidad de elevar el crecimiento. Peor aún, de acuerdo con CEPAL (2023) mientras que entre 2019 y 2024 América Latina creció en 1.96%, México solo lo hizo en 0.77%, solo por arriba de Argentina que decreció en (–) 0.23%.

En síntesis, en estos últimos cuarenta años, a pesar de los múltiples diagnósticos y políticas económicas aplicadas, no se ha conseguido resolver el *misterio* de esta trampa de bajo crecimiento. Por ello, nuevamente es muy relevante preguntarse cuáles son los determinantes más generales del crecimiento que den cuenta de este resultado, a partir de una combinación parsimoniosa de elementos teóricos y econométricos. Esta es la motivación principal de este artículo, que utiliza variables que, habitual e independientemente de la orientación teórica de cada investigador, se consideran determinantes generales del crecimiento económico. En aras de la parsimonia econométrica y de la sencillez explicativa, utilizamos dos variables importantes del sector externo (tipo de cambio real bilateral México-Estados Unidos, Q_t , y el producto industrial de Estados Unidos, $Y_{ind,t}^{us}$) y una doméstica (inversión privada, IP_t) para probar y medir econométricamente sus efectos de crecimiento, y_t , desde 1995Q1.

En este esfuerzo, no partimos de una hipótesis específica ni pretendemos hacer análisis teórico ni empírico exhaustivos de todos sus posibles determinantes, sino solo enfocarnos en estos tres determinantes que el grueso de la teoría económica concuerda en considerar y, con un fuerte fundamento econométrico, basado en Blanchard y Quah (1989), llegar a resultados robustos y relevantes.

Al hacerlo, recogemos conjuntamente variables de oferta (IP_t é $Y_{ind,t}^{us}$)³ y de demanda (Q_t)⁴ que permiten captar así los múltiples efectos que ocurren en la economía mexicana, crecientemente globalizada desde los años noventa del siglo pasado.

1. “No nos explicamos exactamente en qué punto misterioso México perdió la capacidad de crecer a tasas mayores”, Morales (2013).

2. Con la aplicación de múltiples contra reformas de carácter antiliberal, cuyo análisis no abordamos.

3. Incorporamos la externalidad positiva que implica la actividad industrial de ese país como demandante principal de las exportaciones manufactureras mexicanas. De ahí que la consideremos como un eslabón productivo crucial de ambas economías.

4. Consideramos que esta variable es de demanda porque afecta a las exportaciones netas en la identidad del PIB.

A partir de esta pequeña pero representativa selección de variables generalmente aceptada, y de dejar hablar libremente a los datos (Juselius, 2006 y Lütkepohl y Krätzig, 2004),⁵ damos una explicación econométrica robusta de los determinantes del crecimiento de la economía mexicana en casi treinta años. Esta estrategia pretende dar luz sobre otras variables que se asocian, dependen o las determinan y contrasta con otros trabajos que hacen búsquedas intensivas de probación empírica y teórica al usar decenas de variables con miles de combinaciones y especificaciones econométricas. También contrasta con trabajos que sólo usan enfoques teóricos particulares para explicar el crecimiento económico.

Con un modelo $SVARBQ(5)$, que permite identificar eficientemente los efectos de los choques de oferta (de largo plazo), demostramos empíricamente que: a) la economía mexicana se encuentra en una larga trampa de lento crecimiento (y_t) que se ha agudizado desde la post Gran Recesión de 2009 (donde el crecimiento potencial pasó de 2.6% a 1.5%), atribuible al debilitamiento del crecimiento de la inversión privada (IP_t) y de la producción industrial de Estados Unidos ($y_{ind_t}^{us}$); b) el principal motor de y_t es ip , pero sus efectos solo duran 15 trimestres en contraste de los de $y_{ind_t}^{us}$ que son permanentes, c) la volatilidad de $y_{ind_t}^{us}$ es más importante que ip para explicar las variaciones de y_t (40% vs 18%), d) el tipo de cambio bilateral real (Q_t) no ha tenido efectos reales de largo plazo, aunque de corto plazo son muy breves y despreciables y d) la estimación adicional de un $VEC(7)$ confirma los resultados anteriores e incluso acusa que $y_{ind_t}^{us}$ tiene mayores efectos de crecimiento que ip_t . Estas son las contribuciones centrales del trabajo.⁶

Tomamos como inicio del análisis el año 1995, debido a que es cuando comenzaron a observarse los efectos de las reformas estructurales que se aplicaron desde la década previa y que se coronaron con el inicio de operación del TLC en 1994 y que se manifestaron con la rápida recuperación del crecimiento (5.14%, 6.8% y 4.9%, respectivamente para 1996-1998) después de la crisis cambiaria, económica y financiera que produjo la contracción productiva hasta entonces más profunda en 1995 (-6.22%) desde la Gran Depresión de 1929-1933. De hecho, de todo el largo periodo de análisis, solo entre 1996 y 2000 la economía exhibió un crecimiento medio de 5.46%, para posteriormente regresar a su baja tasa de largo plazo.

Una limitación de este artículo podría consistir en no incluir otras variables que han venido ganando mucho peso, como las institucionales y del imperio de la ley en la determinación del crecimiento económico.⁷ No las incorporamos, entre otras razones, por la falta de datos trimestrales congruentes con nuestra muestra y por rebasar nuestro enfoque parsimonioso;⁸ por lo que solo nos concentramos en una selección muy reducida de variables en los términos ya referidos para obtener un modelo pequeño que genera una explicación econométrica robusta.

5. Este enfoque se refiere a permitir que, basándonos en elementos ampliamente aceptados por distintos cuerpos teóricos, los datos muestren relaciones y patrones regulares sin imponer restricciones o suposiciones previas.

6. Por los resultados obtenidos, y a pedido expreso de los árbitros de la revista, confirmamos los resultados principales con la estimación adicional de un $VEC(7)$, del cual incluso se deriva que la importancia de $y_{ind_t}^{us}$ en la explicación de y_t es aún mayor que la de IP_t . Advertimos desde ahora que las variables en minúscula refieren tasas de crecimiento y las mayúsculas sus unidades originales.

7. Entre muchos otros ver Furubotn y Richter (2005), Acemoglu y Robinson (2012), Acemoglu *et al.* (2001) y Helpman (2004, capítulo 7).

8. En específico, y para México, Flores y Jiménez (2024) encuentran que, al igual que Acemoglu *et al.* (2001) y Acemoglu y Robinson (2012), el Estado de Derecho y el respeto a las instituciones son cruciales en su influencia en el dinamismo de la inversión y, por tanto, del crecimiento. Se acepta ampliamente que los países con instituciones más sólidas garantizan los derechos civiles y de propiedad y mejoran las decisiones de inversión de los agentes privados al generar confianza y certidumbre, sobre todo en grandes inversiones que requieren de largos periodos de maduración y de retorno. Además de que las políticas públicas que incentivan a la inversión interna y externa generan mayor crecimiento económico.

Para abordar nuestro objetivo, hemos estructurado el trabajo de la manera siguiente. En la sección 1 presentamos los aspectos metodológicos y teóricos que fundamentan las variables seleccionadas. En la sección 2 analizamos los hechos estilizados que caracterizan las relaciones de esas variables con el crecimiento. Enseguida presentamos los aspectos econométricos y el análisis y discusión de resultados. Por último, concluimos y hacemos algunas reflexiones finales.

I. ASPECTOS METODOLÓGICOS Y TEÓRICOS

De acuerdo con Sala-i-Martin (1997), el estudio empírico del crecimiento económico es un asunto muy laborioso y complejo, en virtud de que no hay una sola teoría económica que consiga una explicación totalmente satisfactoria, extenuante y excluyente de las demás.

Este autor siguió la vena heurística seminal de Barro (1991) y con 63 variables hizo una investigación empírica del crecimiento económico para un amplio grupo de países a partir de millones de regresiones de corte transversal (1960-1992). En tal labor comenta que la elección de determinantes del crecimiento –aún con base en la teoría económica– es un asunto esencialmente empírico y de suerte, debido a que al incluir o excluir a algún regresor en distintas combinaciones de variables o al usar especificaciones diferentes, se pueden obtener resultados econométricos muy diversos, acordes o no a los intereses y preferencias teóricas específicas del investigador.

De igual manera, y abstrayendo factores y preferencias personales, es muy común que desde la econometría de series de tiempo se incurra en graves problemas de endogeneidad y/o en multicolinealidad al aumentar el número de regresores generando así resultados estadísticos incorrectos, así como también de autocorrelación serial al omitir variables explicativas relevantes.

De estas consideraciones, Sala-i-Martin (1997: 2-3) sugiere que la explicación empírica robusta de los determinantes del crecimiento económico no es sola ni principalmente teórica, sino que depende centralmente de la habilidad del econometrista para hacer una combinación virtuosa de variables y así llegar a resultados estadísticos y económicos congruentes: “El problema al que se enfrentan los economistas empíricos del crecimiento es que las teorías no son lo suficientemente explícitas sobre qué variables pertenecen a la verdadera regresión... No sabemos exactamente qué variables importan para el crecimiento... Otro problema es que, incluso si la teoría fuera clara al señalar los determinantes teóricos importantes del crecimiento, la estimación empírica de estos determinantes no es inmediata (evidente)”.

En un trabajo empírico reciente para México, y en esta misma vena heurística empírica, Flores y Jiménez (2024) advierten de los múltiples problemas estadísticos generados por la endogeneidad y la multicolinealidad que caracterizan a los trabajos empíricos del crecimiento, por lo que, con un enfoque de Promedio de Modelos Bayesianos, utilizan 28 determinantes del crecimiento a nivel de las 32 entidades federativas (2010-2021) y seleccionan determinantes estadísticamente robustos del crecimiento económico en México.

Con el afán de fundamentar nuestra selección de variables, en lo que sigue de esta sección explicamos cada una.

Tipo de cambio y crecimiento

Este primer factor siempre ha estado presente en la discusión teórica del crecimiento económico, ya que es el precio que vincula a una economía con el resto del mundo y, dependiendo del enfoque teórico que se adopte, se argumentarán (*a priori*) distintos efectos que necesariamente deberán probarse empíricamente.

Desde el punto de vista de la escuela clásica, el tipo de cambio es un precio más, determinado por el mercado de divisas, que refleja el intercambio total (de bienes, finanzas y servicios) con el exterior, y su flexibilidad permite absorber los choques que permanentemente sufre toda economía. Esta atribución hace que en este enfoque se le considere como una variable esencialmente endógena y que no cumpla funciones de instrumento de política económica.

Por el contrario, para la “teoría neodesarrollista”,⁹ el manejo del tipo de cambio real depreciado es una importante herramienta de política industrial que acelera el crecimiento de países emergentes y, como ejemplo, presenta a China y a India que tuvieron crecimientos muy acelerados en las décadas pasadas. Esto es así porque considera que el tipo de cambio real no es un precio más del sistema económico, sino que es un instrumento de política industrial y del desarrollo económico, debido a que plantea que: a) se cumple la Condición *Marshall-Lerner*, b) se evita la enfermedad holandesa y c) en el largo plazo genera mejoras redistributivas (Bresser-Pereira, 2012: 12). Sobre este último punto plantea que si bien, en el corto plazo las depreciaciones cambiarias pueden tener efectos inflacionarios y, por tanto, concentradores del ingreso, en el largo plazo el efecto distributivo del crecimiento es superior.

Asimismo, considera que en la medida que la inflación de los países emergentes (particularmente de América Latina) es mayor a la del mundo desarrollado, los procesos de crecimiento generan apreciaciones cambiarias que reducen la demanda de bienes domésticos en favor de los externos, además de que favorecen la importación de capital en detrimento del trabajo doméstico. Estos efectos se acentúan si el tipo de cambio se usa como “ancla inflacionaria”, en vez de herramienta de crecimiento. Los autores de esta corriente plantean que, de ser así, habrá apreciaciones cambiarias similares a las grandes entradas de divisas que provocan efectos de tipo enfermedad holandesa (Bresser-Pereira, 2012: 12).

Inversión y crecimiento

En general, los trabajos empíricos y teóricos sobre el crecimiento incorporan a la inversión (privada, *IP*, y pública, *IG*) como variable fundamental por sus muchos efectos directos e indirectos de corto y largo plazos.

Idealmente, el crecimiento económico debe ser consecuencia de una combinación adecuada de capital y trabajo, donde *IP* es determinante de la acumulación de capital y de la incorporación de innovaciones y de progreso tecnológico. Pero también en el corto plazo la inversión tiene un papel central por su alto efecto multiplicador sobre la demanda agregada.

IP, a su vez, depende de un amplio conjunto de variables psicológicas, sociales, económicas, financieras e institucionales, lo que dificulta su modelación.¹⁰ Keynes (1936: 281-282) plantea que la Eficiencia Marginal del Capital, *EMK* –que es su principal determinante, mucho más que la tasa de interés– es muy volátil y difícil de modelar, y sus fluctuaciones determinan los ciclos económicos. Afirmar que esta variable está determinada “por la indirigible y desobediente psicología del mundo de los negocios” y adjudica a su caída repentina las crisis económicas, no al aumento de la tasa de interés. Por el contrario, plantea que la causalidad es inversa: “El pesimismo y la incertidumbre del futuro que acompaña a un derrumbamiento en la *EMK*, naturalmente precipita un aumento decisivo en la preferencia por la liquidez –y de aquí un alza en la tasa de interés... Es el retorno de la confianza, para hablar en lenguaje ordinario, el que resulta tan poco susceptible de control en una economía de capitalismo individual” el que hace que la economía se recupere y crezca. De esta cita

9. También conocida como *New Developmentalism Macroeconomics*, así llamada por autores como Rodrik (2008), Rapetti *et al.* (2011), Bresser-Pereira (2012), Razmi *et al.* (2012) y Capriata y Flauzino (2021), entre otros.

10. En este trabajo, a pesar de su gran importancia, no analizamos estos determinantes, solo sus efectos sobre el crecimiento económico.

Keynes resalta que *IP* no depende mayormente de la tasa de interés de mercado, sino de un conjunto muy amplio y complejo de variables objetivas, pero sobre todo subjetivas (referidas a los *espíritus animales*), que inciden en las expectativas de rendimiento empresariales. De acuerdo con Krugman (1994), estos espíritus explican por qué las fluctuaciones de la inversión y del consumo no siempre pueden modelarse correctamente por factores racionales o por indicadores económicos tradicionales disponibles, debido a que muchas veces responden prioritariamente a factores psicológicos como la confianza, el miedo y, más aún, el pánico.

Por último, y no menos importante, es no solo que *IP* sea alta y creciente en su contribución al PIB, sino más importante aún es que tenga amplios efectos de crecimiento económico; es decir que sea eficiente.¹¹

Integración productiva con Estados Unidos y crecimiento

Los gobiernos mexicanos post crisis de balanza de pagos (después de 1982) –sin excepción– han decidido aprovechar la colindancia de México con la economía más grande del mundo mediante la integración económica y financiera a su estructura productiva.

Desde mediados de la década de los noventa, y derivado de la maduración de las reformas estructurales iniciadas desde 1983 (Aspe, 1993, Dornbusch *et al.*, 1994) –coronadas con la entrada en operación del TLC en 1994– una parte importante y creciente de la producción y de la exportación manufactureras y, por tanto, del crecimiento económico de México, se fue vinculando a la estructura productiva industrial de los Estados Unidos. Este proceso de inserción de México a la globalización, particularmente con Estados Unidos, ha tenido importantes efectos de difusión, de acopio de divisas, de innovación y de generación de economías de escala (Contreras y Munguía, 2007: 75) que ha hecho que el ciclo de crecimiento del PIB de México dependa cada vez más del ciclo del producto industrial de Estados Unidos desde fines de los años noventa del siglo pasado, Loría y Salas (2015).

La integración de México a la cadena productiva y de valor de los Estados Unidos (principalmente a su producción industrial) puede incorporarse como una externalidad positiva (*E*, como lo hace Mendoza, 2011: 53) en una función de producción Cobb-Douglas de la economía (manufactura) mexicana:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta E_t^\delta \quad (1)$$

Donde Y_t = PIB, A_t = Productividad Total Factorial, K_t = capital, L_t = trabajo, $\delta = 1 - (\alpha + \beta)$.

$$E_t = f(Q_t, Y_{ind_t}^{us}) \quad (2)$$

Donde Q_t = tipo de cambio real bilateral [$TCN^* (INPC^{us} / INPC^{Mx})$], TCN = pesos por dólar, $INPC^{us}$, $INPC^{Mx}$ son los índices nacionales de precios al consumidor de Estados Unidos y México, respectivamente, $Y_{ind_t}^{us}$ = índice del producto industrial de los Estados Unidos.

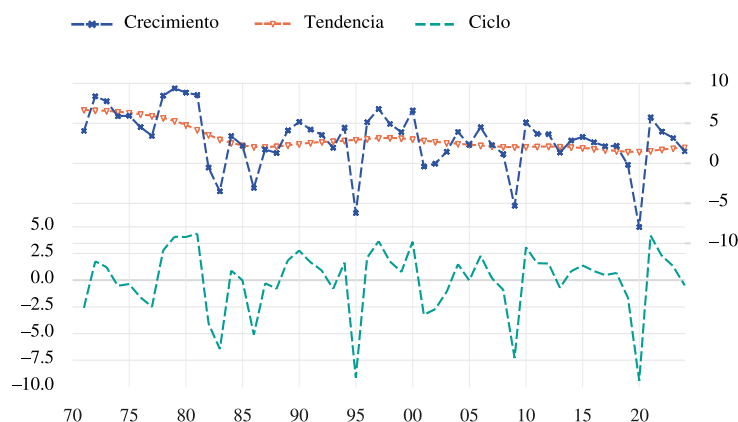
II. HECHOS ESTILIZADOS

Antes de analizar la evolución de las variables de interés, es conveniente destacar algunas de las características del crecimiento económico de México desde 1982. Al analizar su trayectoria –con su componente secular (y_{pot}^*)– queda muy claro que se ha distinguido por mantener un lento crecimiento de alrededor del 2%, que ha preocupado a muchos analistas al menos desde hace dos décadas¹² y que es lo que ha guiado y justificado la aplicación sistemática de múltiples reformas por todos los gobiernos desde comienzos de los años 80, Gráfica 1.

11. Por su enorme relevancia, este punto merece una atención especial en la sección de hechos estilizados de este artículo.

12. Nuevamente y sin afán de ser exhaustivos, pueden mencionarse, entre otros muchos, a Hanson (2010), Ros (2008 y 2015), De María y Campos *et al.* (2013), Esquivel (2010 y 2024), Loría (2009), Ocegueda (2003) y Sánchez-Juárez y Moreno-Brid (2016) quienes, desde diversas ópticas, explican este grave problema.

Gráfica 1
México: tasa de crecimiento del PIB, 1982-2024



Nota: el componente tendencial se calculó con el filtro HP. La variable en la parte inferior expresa el ciclo de crecimiento. Se advierte una leve recuperación de (y_{pot}) al final de la muestra que puede atribuirse al rebote de crecimiento de 2021-2023. Sin embargo, también debe recordarse que el filtro HP es muy sensible a los extremos de las muestras.

Fuente: cálculos propios con datos de INEGI (2024a y 2024b).

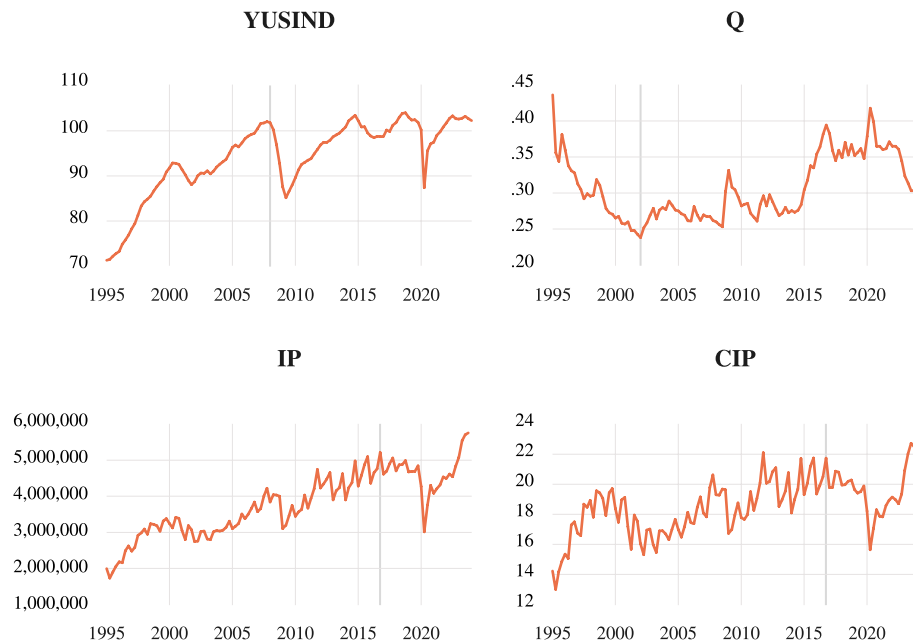
Si solo consideramos nuestro periodo de estudio, queda de manifiesto que se ha mantenido el mismo patrón, con el agravante de que después de la Gran Recesión de 2009¹³ el crecimiento potencial se ha reducido aún más.

Si bien no es el objetivo de este artículo explicar las razones del lento crecimiento ni de estos cambios estructurales, sí lo es analizar la relación de largo plazo de las variables de interés y sus posibles contribuciones en este resultado.

Con este fin, un primer análisis visual de las variables en sus unidades originales nos permite ver que $Y_{ind,t}^{us}$ cortó su tendencia ascendente en 2008Q1 y después de una corta recuperación (2010-2014) parece haber entrado en una larga fase errática de estancamiento. El tipo de cambio real, Q , por su parte, ha seguido una trayectoria de depreciación 2002-2020, que se agudizó entre 2016 y 2020 en que parece ubicarse en un “piso más alto”. Sin embargo, desde 2021Q1 y hasta 2024Q2 tuvo una evolución (inversa) de apreciación. Finalmente, IP parece seguir una tendencia ascendente de largo plazo hasta 2016Q4 y de ahí en adelante se reduce notablemente, lo mismo que su proporción a producto (CIP). Sin embargo, llama la atención su fuerte recuperación en 2023 y 2024 que puede asociarse básicamente al cierre de los proyectos emblemáticos del gobierno 2018-2024, Gráfica 2.

13. Hay gran discusión sobre cuándo puede considerarse el inicio de esta importante depresión económica en Estados Unidos y en buena parte del mundo. Aquí consideramos que en el caso específico de México solo puede ubicarse en 2009 debido a que solo en ese año se observaron cifras negativas de crecimiento (-5.29%) que contrastan con los datos positivos de 2008 y 2010 de 1.14% y 5.12%, respectivamente.

Gráfica 2
Variables del modelo, 1995Q1-2024Q1



Fuente: cálculos propios con datos de FRED (2024a y 2024b) e INEGI (2024a y 2024b).

Para encontrar las razones de la agudización del lento crecimiento de la economía mexicana después de 2009, con nuestro conjunto de información $Z_t = \{y_{ind,t}^{us}, \Delta Q_t, ip_t, y_t\}$ hacemos un análisis de contraste de medias (μ_t) para dos subperiodos: 1997Q1-2009Q4 y 2010Q1-2024Q1.¹⁴ Al calcularlas con datos observados no podemos afirmar que haya habido cambios estadísticamente significativos, pero al hacerlo con sus componentes seculares, claramente rechazamos la hipótesis nula de que las medias de $y_{ind,t}^{us}$, y_t y de ip_t son iguales para estos dos periodos. Destacan las caídas de: 1.9% a 0.7%, 2.6% a 1.5% y de 4.0% a 2.5% de esas mismas variables, respectivamente, lo que muestra la mayor caída de $y_{ind,t}^{us}$ (-63%) respecto a ip_t (-37%) Cuadro 1. Por el contrario, llama poderosamente la atención que al 90% de confianza el tipo de cambio no presenta evidencia empírica de contribución en esos resultados a pesar de su evolución errática y de depreciación secular.

14. Con la prueba ANOVA [*Analysis of Covariance*, Wackerly *et al.* (2002: 632)]. En adelante, y con el propósito de estudiar a las variables en las unidades en que se estiman en la sección econométrica, todo el análisis estadístico siguiente se hace con sus tasas de crecimiento trimestrales anualizadas (en minúsculas) y con la primera diferencia de Q .

Cuadro 1
Contraste de medias (ANOVA), 1997Q1-2024Q1

	<i>Datos observados</i>				<i>Componentes seculares</i>			
	Medias		Test ANOVA		Medias		Test ANOVA	
	1997Q1-2009Q4	2010Q1-2024Q1	<i>F</i>	<i>Prob</i>	1997Q1-2009Q4	2010Q1-2024Q1	<i>F</i>	<i>Prob</i>
ΔQ_t	0.0	0.0	0.35	0.55	0.0	0.0	3.73	0.06
$y_{ind_t}^{HS}$	1.2	1.4	0.02	0.88	1.9	0.7	13.83	0.00
y_t	2.2	2.0	0.10	0.74	2.6	1.5	16.48	0.00
ip_t	3.1	3.0	0.01	0.92	4.0	2.5	4.47	0.03
Pruebas ANOVA, $H_0: \mu_1 = \mu_2$, grados de libertad (1, 107). Componentes seculares calculados con filtro HP.								

Fuente: cálculos propios con datos de FRED (2024a y 2024b) e INEGI (2024a y 2024b).

Estos resultados sugieren que buena parte de la reducción de y_{pot} (de 2.6% a 1.5%) se asocia a las caídas tendenciales de esas variables a consecuencia de la fase post Gran Recesión 2009, lo que prueba la hipótesis de Cerra y Saxena (2008 y 2017) que señala que las crisis, independientemente de su origen (oferta o demanda), tienen importantes efectos reales de largo plazo.

Especial atención merece analizar la dinámica de los coeficientes de inversión y, más aún, de la evolución de su eficiencia sobre y_t .

Para aportar evidencia sólida sobre el efecto de la caída tendencial de ip_t , calculamos y analizamos la evolución de los coeficientes de inversión privada (*CIP*), pública (*CIG*) y total (*CIT*) y el impacto que han tenido sobre y_t al estimar su eficiencia en varios subperiodos.

Si bien desde la renegociación de la deuda externa (con el *Plan Brady* y el reinicio del crecimiento económico a partir de 1988, *CIP* creció de manera relevante, su eficiencia se ha reducido de manera muy preocupante al pasar de 0.15 a 0.042 para los periodos 1989-2018 y 2019-2024, respectivamente.

Por su parte, *CIG* ha tenido una evolución un tanto distinta en la medida que, si bien ha caído sistemáticamente desde el primer periodo, la reducción de su eficiencia ha sido menor que la privada: de 0.67 a 0.33, Cuadro 2.

Cuadro 2
México: coeficientes de inversión y su eficiencia, 1970-2024

Periodo					<i>Eficiencia</i>		
	(1) <i>CIP</i>	(2) <i>CIG</i>	(3) <i>CIT</i>	(4) <i>y</i>	(4)/(1) Privada	(4)/(2) Pública	(4)/(3) Total
1970-1984	12.4	7.1	19.5	5.25	0.42	0.73	0.26
1985-1988	10.9	4.5	15.5	-0.04	-0.004	-0.009	-0.003
1989-2018	16.8	3.9	20.8	2.61	0.15	0.67	0.12
2019-2024	18.1	2.3	20.5	0.77	0.042	0.33	0.03

CIP, *CIG*, *CIT* son los coeficientes de inversión privada, pública y total, respectivamente (porcentajes del PIB); y es la tasa media de crecimiento del PIB del periodo.

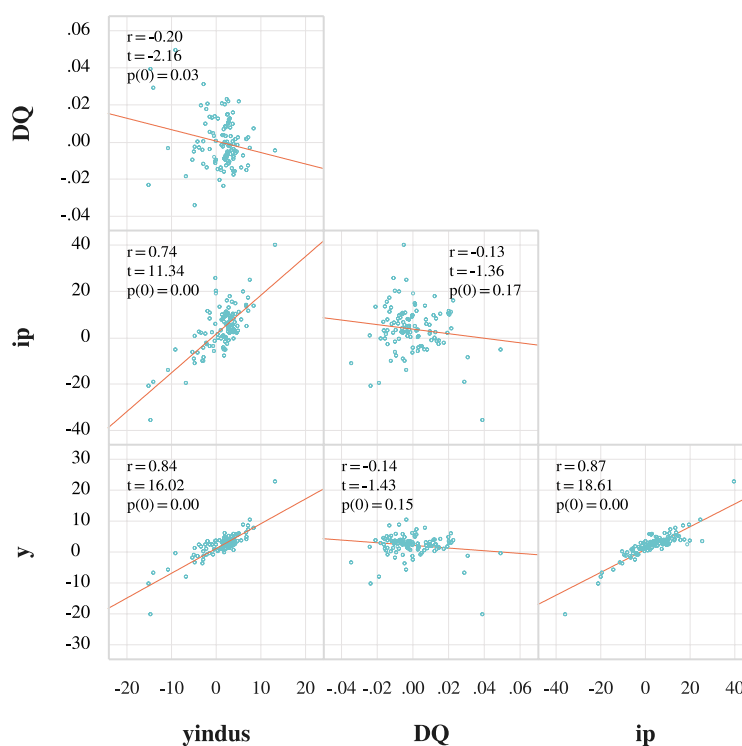
Fuente: cálculos propios con datos de Banxico (2025a).

CIP , CIG , CIT son los coeficientes de inversión privada, pública y total, respectivamente (porcentajes del PIB); y es la tasa media de crecimiento del PIB del periodo.

En síntesis, la caída de la eficiencia de los tres tipos de inversión –particularmente de la privada– contribuye a explicar por qué esta variable ha perdido capacidad de arrastre sobre y .

Previo a hacer inferencia estadística, conviene analizar otras dos importantes regularidades estadísticas de las variables involucradas. Para evitar espuriedad estadística, probamos que todas las variables del conjunto de información son estacionarias al estar definidas en sus tasas de crecimiento¹⁵ (cuadro 1A), tal como lo proponen Blanchard y Quah (1989), Gráfica 3.

Gráfica 3
Correlaciones estáticas de variables, 1995Q1-2024Q1



Notas: y_t é ip_t son las tasas de crecimiento trimestrales anualizadas del PIB y de la inversión privada de México, respectivamente, en miles de millones de pesos de 1993, INEGI (2024a y 2024b); $y_{ind_t}^{us}$ es la tasa de crecimiento trimestral anualizada del índice del producto industrial de los Estados Unidos, 2017 = 100, FRED (2024a), ΔQ_t es la diferencia del tipo de cambio real bilateral México-Estados Unidos, INEGI (2024a y 2024b), FRED (2024a y 2024b) y Banco de México (2025a).

Fuente: cálculos propios.

Destaca que no existe evidencia estadística de asociación significativa de ΔQ_t con las demás variables¹⁶ y que sí las hay –positivas y significativas– entre las otras tres, tal como consigna la teoría: $y_{ind_t}^{us} - y_t$ (84%), $y_{ind_t}^{us} - ip_t$ (74%), $ip_t - y_t$ (87%).

15. Con la excepción de Q que se expresa en su primera diferencia.

16. Aunque sí parecería existir una relación negativa y significativa (de apreciación) al 5% con $y_{ind_t}^{us}$.

En virtud de las altas correlaciones estáticas de nuestro conjunto de información Z , y para descartar multicolinealidad destructiva, hicimos una regresión MCO (1995Q1-2024Q1) sobre y_t . La estimación de los factores de inflación de varianza (VIF),¹⁷ no reporta evidencia estadística de multicolinealidad, lo que sugiere que no existe este importante problema común en la econometría de series de tiempo, Cuadro 3.

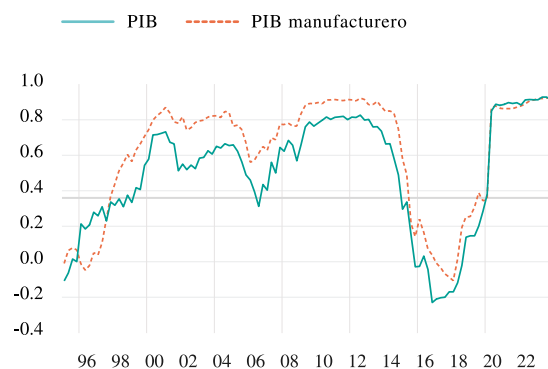
Cuadro 3
Factores de inflación de varianza de y_t

Variable	Varianza	VIF No Centrado	VIF Centrado
C	0.02	1.13	NA
$y_{ind,t}^{us}$	0.00	2.45	2.27
ΔQ_t	150.34	1.04	1.04
ip_t	0.00	2.51	2.21

Fuente: cálculos propios.

Por último, y con el fin de justificar empíricamente la necesidad de incorporar a $y_{ind,t}^{us}$ como variable de oferta en Z , probamos claramente la determinación del ciclo de $y_{ind,t}^{us}$ al ciclo de crecimiento del PIB total y del manufacturero de México para todo nuestro periodo de estudio, tal como lo hacen Loría y Salas (2015) para un periodo anterior, Gráfica 4.

Gráfica 4
Correlación dinámica de los ciclos de crecimiento del PIB total y manufacturero mexicanos con el ciclo de $y_{ind,t}^{us}$, 1995Q1-2024Q1



Notas: La elección de submuestra de tamaño eficiente $t_0 = [\tau_0 T]$ se basa en Fernández (1999), donde, T es el tamaño de la muestra original y τ_0 es la proporción de la muestra original definida por valores entre 0.15 y 0.85.

Por debajo del valor crítico de 0.36 (expresado con la raya continua) no existe significancia estadística al 95%. Se eligió ventana recursiva de 22 datos tal como lo hicieron Loría *et al.* (2019: 17).

Fuente: Cálculos propios con datos de INEGI (2025) y FRED (2025).

17. Estos factores miden el aumento de la varianza de la variable endógena a partir de la correlación entre los regresores. Cuando están muy correlacionados hay grandes errores estándar y, por tanto, se reduce la precisión de las estimaciones y fácilmente pueden arrojar resultados inconsistentes. Un valor entre 1-5 es aceptable debido a que no afecta la inferencia, mientras que valores superiores a 8 reportan graves problemas que la cuestionan, Neter *et al.* (1983).

Se observa claramente que la sincronización de los ciclos comienza a ser estadísticamente significativa al 95% desde fines de los años 90 y se mantiene alta y creciente hasta el final, con la excepción de 2015-2020.¹⁸ A partir de 2021 la sincronización del ciclo de crecimiento del PIB total y del PIB manufacturero mexicanos al de $y_{ind,t}^{us}$ vuelve a ser significativa y crece aún más, alcanzando valores cercanos a 0.9.

III. ASPECTOS ECONOMETRICOS

De acuerdo con Enders (2010: 308), el consenso econométrico coincide en que un VAR irrestricto (*VARI*) y más aún uno estructural o restringido (*SVAR*), debe replicar (*mimic*) el proceso generador de datos, *PGD* (Hendry, 1980) a partir del cumplimiento de todos los supuestos de correcta especificación, que empieza por la correcta selección de rezagos que asegura que el modelo sea estable y capture adecuadamente la dinámica entre las variables. Si se seleccionan muy pocos rezagos, el modelo puede no capturar temporalidades importantes, mientras que, por el contrario, demasiados rezagos pueden hacer que el modelo sea innecesariamente complejo y menos eficiente. Por tanto, la selección adecuada del óptimo de rezagos que presenta EViews 12 (IHS Markit, 2020),¹⁹ acompañada de una correcta especificación que replique adecuadamente los datos, garantiza que el modelo sea estable, que la inferencia estadística sea fiable y así se tenga gran capacidad de introspección y de pronóstico, Medel (2015). La literatura es muy cuidadosa en este punto, ya que la sobreparametrización (asignar más rezagos de los necesarios) aumentará exponencialmente el riesgo de multicolinealidad y de que muchos parámetros no sean significativos, al tiempo que se perderán valiosos grados de libertad que cuestionarán toda la inferencia, Enders (2010: 316). Medel (2015) coincide y plantea que al incluir más rezagos de los necesarios se genera un serio problema de sobreajuste, totalmente innecesario, que podría derivar en problemas de regresión espuria, distorsión en la estimación de la función de impulso-respuesta y menor precisión en los pronósticos. Por otro lado, la subparametrización (asignar menos rezagos de los necesarios) hará perder información muy importante que afectará toda la inferencia al generar un modelo mal especificado (*misspecified*), que generalmente redundará en autocorrelación serial, Enders (2010: 316).

Mientras que en un *VARI* la identificación depende esencialmente del ordenamiento de las variables, en un *SVAR* depende de argumentos teóricos y de lo que empíricamente reportan los datos, con lo que la detección de las innovaciones y de sus efectos a todo el sistema son mucho más precisos y plausibles, Enders (2010). Esa es la verdadera aportación del *SVAR*.

Blanchard y Quah (1989) proponen un método robusto para descomponer las innovaciones de un conjunto de información en sus efectos permanentes y transitorios mediante la identificación de un *SVAR* de largo plazo (*SVARBQ*) que define que las secuencias de las innovaciones ε_{it} están asociadas a choques de oferta (que por teoría suelen ser permanentes) y a los de demanda que, también por teoría, suelen considerarse predominantemente transitorios.²⁰

18. Si bien la explicación de esta pérdida de significancia estadística rebasa el objetivo del trabajo, merece un comentario que puede ser crucial por el momento que, en marzo de 2025, se vive en México. Los *trunponomics 1.0* pueden tener un gran poder explicativo y su aplicación en su versión 2.0 desde enero de 2025 advierte lo que puede ocurrir en términos de convertirse en un fuerte factor de inestabilidad y reducción adicional del crecimiento económico al romper –o al menos debilitar mucho– la vinculación con la economía de Estados Unidos.

19. Como son: Log-Likelihood, Sequential Modified LR Test Statistic (LR), Final Prediction Error (FPE), Criterio de Información de Akaike (AIC), Criterio de Información de Schwarz (SC o BIC), Criterio de Hannan-Quinn (HQ).

20. Si bien esto se aceptó ampliamente por muchos años, ya comentamos anteriormente que, desde la Gran Recesión de 2009, Cerra y Saxena (2008 y 2017) han demostrado que los choques de demanda también pueden tener efectos permanentes relevantes. Sin embargo, respetamos esta clasificación de *BQ* y dejar que los datos hablen libremente.

Por todos los aspectos teóricos y empíricos ya revisados, seleccionamos el siguiente sistema de información (Z_t) parsimonioso:

$$Z_t = \{y_{ind_t}^{us}, \Delta Q_t, ip_t, y_t\} \quad (3)$$

Que expresado en términos del $VARI(n)$ de corto plazo en su forma estructural y ordenado de la variable más exógena a la más endógena, queda como sigue:²¹

$$y_{ind_t}^{us} = \sum_{i=1}^n \beta_{11}(i) y_{ind_{t-i}}^{us} + \sum_{i=1}^n \beta_{12}(i) \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{13}(i) ip_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{14}(i) y_{t-i} + \varepsilon_{1_t} \quad (4)$$

$$\Delta Q_t = \sum_{i=1}^n \beta_{21}(i) y_{ind_{t-i}}^{us} + \sum_{i=1}^n \beta_{22}(i) \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{23}(i) ip_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{24}(i) y_{t-i} + \varepsilon_{2_t} \quad (5)$$

$$ip_t = \sum_{i=1}^n \beta_{31}(i) y_{ind_{t-i}}^{us} + \sum_{i=1}^n \beta_{32}(i) \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{33}(i) ip_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{34}(i) y_{t-i} + \varepsilon_{3_t} \quad (6)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^n \beta_{41}(i) y_{ind_{t-i}}^{us} + \sum_{i=1}^n \beta_{42}(i) \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{43}(i) ip_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{44}(i) y_{t-i} + \varepsilon_{4_t} \quad (7)$$

Este sistema no diferencia las relaciones entre las innovaciones y los parámetros, y solo puede utilizarse en la estimación de corto plazo. En su versión de largo plazo debe reexpresarse en términos de las innovaciones e_{it} que lo identifican, para lo cual deben imponerse restricciones en los z y así detectar con precisión los efectos estadísticos de largo plazo. Las innovaciones e_{it} son combinaciones lineales del sistema (4)–(7) que, con la identificación de la matriz de largo plazo F , pueden reexpresarse ahora en forma matricial como sigue:

$$\begin{pmatrix} e_{1_t} \\ e_{2_t} \\ e_{3_t} \\ e_{4_t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} f_{11} & f_{12} & f_{13} & f_{14} \\ f_{21} & f_{22} & f_{23} & f_{24} \\ f_{31} & f_{32} & f_{33} & f_{34} \\ f_{41} & f_{42} & f_{43} & f_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1_t} \\ \varepsilon_{2_t} \\ \varepsilon_{3_t} \\ \varepsilon_{4_t} \end{pmatrix} \quad (8)$$

Que en forma condensada queda como:

$$e_{t(4 \times 1)} = F_{(4 \times 4)} \varepsilon_{t(4 \times 1)} \quad (9)$$

Al incorporar estos argumentos, (4)–(7) quedan ahora como:

$$y_{ind_t}^{us} = \sum_{i=1}^n \beta_{11}(i) y_{ind_{t-i}}^{us} + \sum_{i=1}^n \beta_{12}(i) \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{13}(i) ip_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{14}(i) y_{t-i} + e_{1_t} \quad (10)$$

$$\Delta Q_t = \sum_{i=1}^n \beta_{21}(i) y_{ind_{t-i}}^{us} + \sum_{i=1}^n \beta_{22}(i) \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{23}(i) ip_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{24}(i) y_{t-i} + e_{2_t} \quad (11)$$

$$ip_t = \sum_{i=1}^n \beta_{31}(i) y_{ind_{t-i}}^{us} + \sum_{i=1}^n \beta_{32}(i) \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{33}(i) ip_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{34}(i) y_{t-i} + e_{3_t} \quad (12)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^n \beta_{41}(i) y_{ind_{t-i}}^{us} + \sum_{i=1}^n \beta_{42}(i) \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{43}(i) ip_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{44}(i) y_{t-i} + e_{4_t} \quad (13)$$

Por simplicidad expresamos (10)–(13) en su forma reducida (con $n = 1$):

$$x_t = Bx_{t-1} + e_t \quad (14)$$

21. Que coincide con la causalidad de Granger del $VARI$ del cuadro 3. El desarrollo algebraico siguiente se basa, aunque con diferencias importantes, en Enders (2010: 338-343) y en Rodríguez (2017).

Al aplicar el operador de rezagos (L) y despejar x_t expresamos al *VARI* en términos de medias móviles (*moving average*), lo que permite examinar las interacciones entre las secuencias del sistema de información:

$$x_t = (I - B(L)L)^{-1}e_t \quad (15)$$

Simplificando $\Gamma(L) = (I - B(L)L)^{-1}$ y, de nuevo, expresando cada variable como una ecuación individual:

$$y_{ind_t}^{us} = \sum \gamma_{11}(i) e_{1_{t-i}} + \sum \gamma_{12}(i) e_{2_{t-i}} + \sum \gamma_{13}(i) e_{3_{t-i}} + \sum \gamma_{14}(i) e_{4_{t-i}} \quad (16)$$

$$\Delta Q_t = \sum \gamma_{21}(i) e_{1_{t-i}} + \sum \gamma_{22}(i) e_{2_{t-i}} + \sum \gamma_{23}(i) e_{3_{t-i}} + \sum \gamma_{24}(i) e_{4_{t-i}} \quad (17)$$

$$ip_t = \sum \gamma_{31}(i) e_{1_{t-i}} + \sum \gamma_{32}(i) e_{2_{t-i}} + \sum \gamma_{33}(i) e_{3_{t-i}} + \sum \gamma_{34}(i) e_{4_{t-i}} \quad (18)$$

$$y_t = \sum \gamma_{41}(i) e_{1_{t-i}} + \sum \gamma_{42}(i) e_{2_{t-i}} + \sum \gamma_{43}(i) e_{3_{t-i}} + \sum \gamma_{44}(i) e_{4_{t-i}} \quad (19)$$

Que supone que las innovaciones ahora son ortogonales. Finalmente, el trabajo de identificación del *SVAR* consiste en restringir los f_{ij} de (8) de acuerdo con nuestro enfoque y con los hechos estilizados.

La función de producción definida en (1), que es crucial para nuestra inferencia, puede descomponerse en la parte de la oferta doméstica (ip_t), por sus efectos directos en la acumulación de capital, y en la oferta externa ($y_{ind_t}^{us}$) por sus múltiples externalidades sobre el conjunto del sistema económico.

Por nuestro interés, y por sencillez que no sacrifica el análisis estadístico riguroso, consideramos que las dinámicas de ip_t , $y_{ind_t}^{us}$ y ΔQ_t siguen procesos autorregresivos de orden 1, tal como lo hacen *BQ* (1989):

$$ip_t = \sum_{i=1}^{\infty} \rho_1^i e_{1t} \quad (20)$$

$$y_{ind_t}^{us} = \sum_{i=1}^{\infty} \rho_2^i e_{2t} \quad (21)$$

$$\Delta Q_t = \sum_{i=1}^{\infty} \rho_3^i e_{3t} \quad (22)$$

Que, al incorporarlos a la trayectoria estocástica de y_t , quedan como:

$$y_t = \sum_{i=1}^{\infty} \rho_1^i e_{1t} + \sum_{i=1}^{\infty} \rho_2^i e_{2t} + \sum_{i=1}^{\infty} \rho_3^i e_{3t} \quad (23)$$

Como ya hemos advertido, por teoría asociamos a e_{1t} y a e_{2t} con choques de oferta y a e_{3t} con choques de demanda, lo que además se prueba estadística y empíricamente a continuación.

Análisis de corto plazo (*VARI*)

La metodología de *BQ* es muy poderosa en cuanto a que permite hacer inferencia estadística robusta de largo plazo, pero para el corto plazo usamos la matriz triangular inferior irrestricta de Cholesky, ordenada como lo hacemos en (4)–(7).

De acuerdo con la coincidencia de los criterios de información *Hannan-Quinn* y *LR*, estimamos un *VARI*(5) que satisface todos los supuestos estadísticos de correcta especificación: Raíz Máxima = 0.88;²² Doornik-Hansen = 6.74(0.56); White(TNC) = 412.64(0.71); LM(10) = 17.15(0.37) y utilizamos dos *dummies* de correcta especificación que carecen de sentido económico.

22. Este valor asegura la estabilidad dinámica del sistema.

Causalidad de Granger

Este análisis solo refiere precedencia estadística (no causalidad teórica) entre variables dentro del *VARI* y permite hacer inferencia inicial que ayuda a todo lo que sigue del análisis, e indica que:

- 1) Aunque pareciera que $y_{ind_t}^{us}$ es endógena (en conjunto y a y_t), sería incorrecto aceptarlo por razones de peso específico de ambas economías. En todo caso, esta significancia podría explicarse por la alta correlación de los datos que reporta la gráfica 3.
- 2) Destaca la endogeneidad de ip_t é y_t a las demás variables y en conjunto, y no a ΔQ_t .
- 3) En conjunto e individualmente ΔQ_t es claramente exógena debido a que no causa ni es causada estadísticamente por ninguna variable del conjunto de información, Cuadro 4.

Cuadro 4
Causalidad de Granger

$y_{ind_t}^{us}$				ΔQ				ip_t				y_t			
	Chi-sq	df	Prob.		Chi-sq	df	Prob.		Chi-sq	df	Prob.		Chi-sq	df	Prob.
ΔQ	1.192	5	0.946	$y_{ind_t}^{us}$	6.399	5	0.269	$y_{ind_t}^{us}$	11.837	5	0.037	$y_{ind_t}^{us}$	36.163	5	0.000
ip_t	4.375	5	0.497	ip_t	3.269	5	0.659	ΔQ	0.903	5	0.970	ΔQ	3.869	5	0.568
y_t	34.301	5	0.000	y_t	4.739	5	0.449	y_t	17.21	5	0.004	ip_t	13.197	5	0.022
All	58.703	15	0.000	All	13.365	15	0.574	All	28.092	15	0.021	All	53.941	15	0.000

H_0 : no existe causalidad.

Fuente: estimaciones propias.

Inferencia

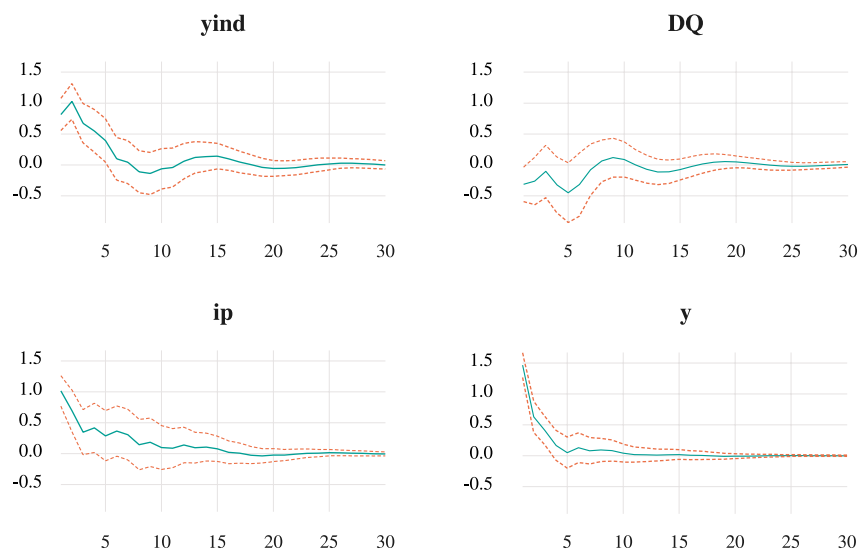
Los *VARI* hacen importante inferencia estadística a partir del choque de las innovaciones al sistema completo. Por el interés del trabajo solo lo hacemos en términos de las respuestas de y_t al resto de las variables.

El análisis de respuesta con impulsos generalizados no acumulados de corto plazo corrobora los resultados anteriores en la medida que: a) apreciamos efectos convergentes positivos y significativos a $y_{ind_t}^{us}$, a ip_t y a sí misma por alrededor de 0.8-1.5 puntos, con duración de 5 y 3 trimestres respectivamente,²³ y b) la respuesta de y_t a ΔQ_t es marginal y solo dura 1 trimestre, Gráfica 5.²⁴

23. Este punto es crucial porque demuestra que $y_{ind_t}^{us}$ tiene efectos de corto plazo más duraderos que ella misma y que ip_t .
24. Esto también ha sido advertido por Martínez (2024: 52) quien, con análisis de cointegración, afirma que entre 1994Q1 y 2023Q2 no existe respuesta significativa de la balanza comercial ni del nivel de actividad al tipo de cambio. Encontró que no se cumple la *Condición Marshall Lerner*, particularmente en las manufacturas de alta intensidad tecnológica, por la importancia que han adquirido las cadenas globales de valor.

Gráfica 5
Respuestas de y_t a:

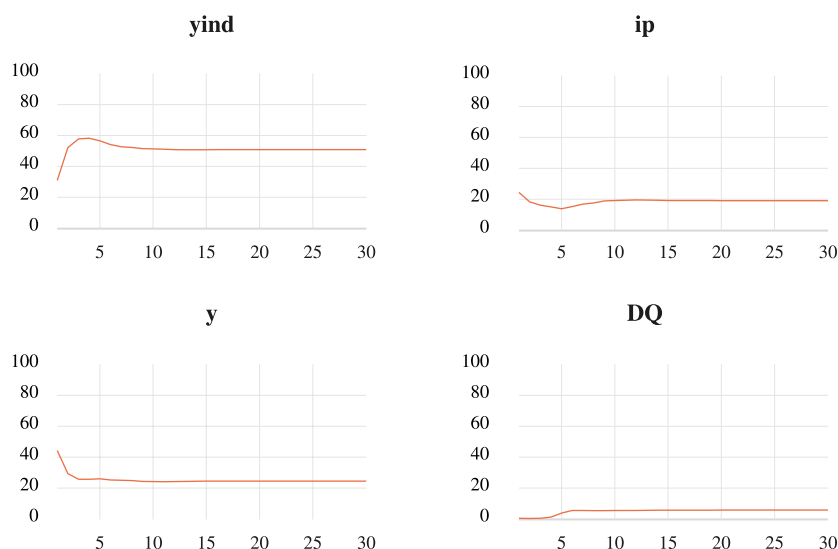
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Fuente: estimaciones propias.

Adicionalmente, la descomposición de la varianza de y_t corrobora lo anterior, destacando que: a) $y_{ind_t}^{us}$ tiene efectos inmediatos y estables explicando poco más del 50% de la variación de y_t después de 5 periodos, b) el efecto de ip_t es menor y estable desde el inicio y explica alrededor del 20% de la variación de y_t , c) la respuesta inicial de y_t a sí misma tiene un efecto inmediato de 40% que se desvanece rápidamente y se estabiliza en poco más del 20% después de 2 periodos, d) ΔQ_t tiene efectos marginales, muy menores (6%), desde el trimestre 6, Gráfica 6.

Gráfica 6
Descomposición de la varianza de y_t respecto a:



Fuente: estimaciones propias.

Análisis de largo plazo (SVARBQ)

Con la finalidad de tener un análisis preciso de largo plazo, utilizamos la metodología de *BQ*. De acuerdo con la econometría estándar de series de tiempo (Enders, 2010: 297-329 y Amisano y Giannini, 1997), la correcta estimación de un *SVAR* se deriva primero de la correcta especificación de un *VARI* y, segundo, de que cumpla adecuadamente con la sobreidentificación de las restricciones estructurales vinculantes con la prueba estadística Chi cuadrada (χ^2). En la medida que se cumplan todos estos estadísticos de correcta especificación, se puede asegurar que la inferencia estadística es una correcta aproximación al *PGD*.²⁵

Un *SVAR* utiliza restricciones *ad hoc* de identificación que se especifican en la matriz estructural F con lo que se transforman las innovaciones del *VARI* en choques estructurales no correlacionados. La obtención de estos choques es indispensable para hacer toda la inferencia econométrica adecuada como la respuesta al impulso, la descomposición de la varianza y el pronóstico.

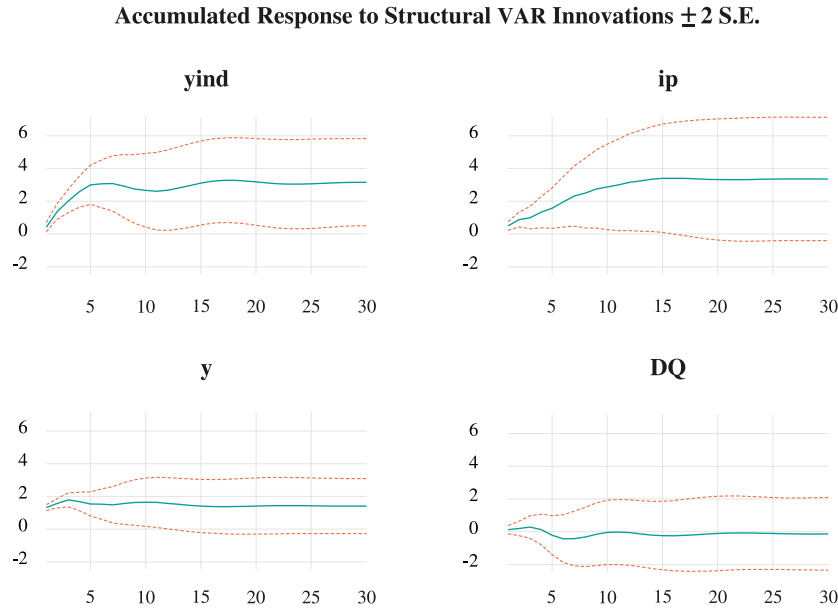
25. EViews12 (IHS Markit, 2020) reporta el estadístico *LR* (*Likelihood Ratio*) de sobreidentificación como la prueba crucial y única de contraste de un *SVAR*.

Al identificar la matriz F [ecuaciones (8) y (9)] podemos diferenciar con claridad los efectos de oferta y demanda y su permanencia temporal. De esta manera, y al especificar el sistema con siete restricciones²⁶ que lo sobreidentifican, la matriz de largo plazo, queda como:

$$\begin{bmatrix} e_{y_{ind_t}^{us}} \\ e_{\Delta Q_t} \\ e_{ip_t} \\ e_{y_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_{11} & 0 & 0 & 0 \\ f_{21} & f_{22} & 0 & 0 \\ f_{31} & 0 & f_{33} & 0 \\ f_{41} & f_{42} & f_{43} & f_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y_{ind_t}^{us}} \\ \varepsilon_{\Delta Q_t} \\ \varepsilon_{ip_t} \\ \varepsilon_{y_t} \end{bmatrix} \quad (24)$$

Con esta sobreidentificación evaluamos las respuestas acumuladas de largo plazo de y_t a los impulsos de las demás variables. Se aprecian efectos similares a los de corto plazo que validan el argumento de *BQ* en el sentido de que las variables de demanda tienen efectos menores y transitorios, en nuestro caso nulos. En términos puntuales encontramos que: a) hay efectos inmediatos y permanentes de $y_{ind_t}^{us}$, b) el efecto de ip_t sobre y_t es de magnitud semejante, pero desaparece a los 15 periodos, c) la repuesta de y_t a sí misma es mucho menor y desaparece en el periodo 12, lo que sugiere la débil dinámica del crecimiento a sí mismo, d) a diferencia del corto plazo, ΔQ_t no tiene efectos sobre y_t , Gráfica 7.

Gráfica 7
SVAR: respuestas acumuladas de y_t a:

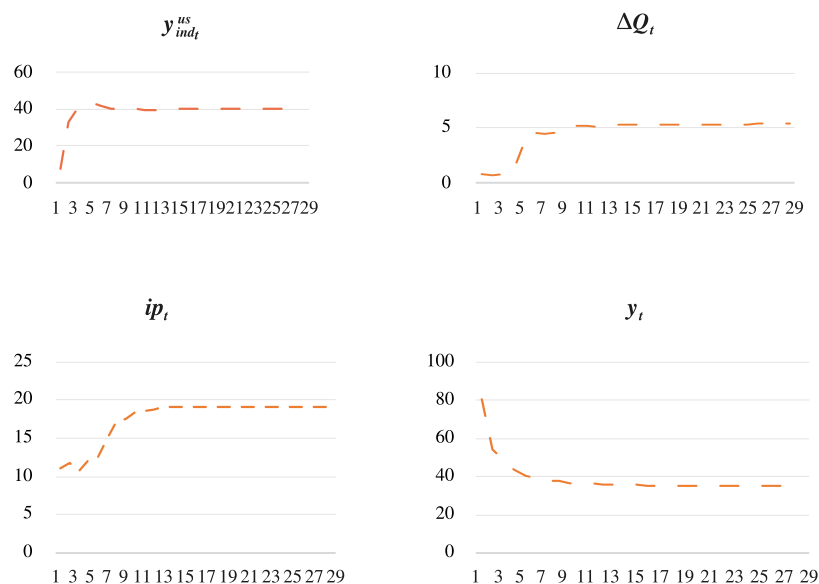


Fuente: estimaciones propias.

26. Además de utilizar, en principio, la matriz triangular superior de *BQ*, añadimos la restricción $f_{32} = 0$, que es significativa al 1% [$\chi^2 = 2.43(0.11)$], que además se comprobó al *dejar hablar libremente a los datos*, y que prueba que no hay efecto de ΔQ_t sobre ip_t .

Por último, el análisis de descomposición de varianza de y_t muestra que, desde el inicio, el efecto de $y_{ind_t}^{us}$ es mucho mayor que el de ip_t sobre y_t y, a partir del periodo 7, ambos efectos se estabilizan con una importante diferencia: 40% vs 18%, respectivamente. También se observa que desde el principio el efecto de y_t sobre sí mismo es mucho mayor, pero se disipa rápidamente y, después de 11 trimestres, se estabiliza en 38%; y nuevamente el efecto de ΔQ_t es muy bajo, Gráfica 8.

Gráfica 8
Descomposición de la varianza de y_t a:



Fuente: estimaciones propias.

IV. ANÁLISIS Y DISCUSIÓN DE RESULTADOS.²⁷

Estos resultados son intrigantes y sumamente preocupantes en la medida que advierten que los efectos de crecimiento y de volatilidad de $y_{ind_t}^{us}$, tanto de corto como de largo plazos, son más duraderos que los de ip_t sobre el crecimiento económico de México y que se ha reducido notablemente el peso de las variables domésticas medidas por ip_t .

Por esta razón, y a petición expresa de los árbitros, hicimos varios análisis econométricos adicionales que corroboran nuestros resultados. En principio, la ausencia de autocorrelación serial en el modelo original²⁸ indica que no hay evidencia estadística de falta de variables relevantes dentro del conjunto de información parsimonioso $Z_t = \{y_{ind_t}^{us}, \Delta Q_t, ip_t, y_t\}$. De cualquier manera, y por pedido expreso de los árbitros, incorporamos el consumo ($cons_t$) y el gasto del gobierno (gg_t).²⁹

27. Añadimos esta sección para atender solventemente los comentarios y cuestionamientos de los árbitros. Los resultados econométricos a detalle están a disposición bajo solicitud expresa.

28. Demostrada contundentemente con la prueba $LM(10) = 17.15(0.37)$.

29. El primero es el “gasto corriente y el segundo es el “gasto presupuestario” de la clasificación económica de los gastos presupuestales del sector público, Banco de México (2025b). Datos mensuales trimestralizados deflactados con el deflactor implícito del PIB.

A partir de la coincidencia de tres criterios de rezagos (*FPE*, *LR* y *AIC*) definimos nuevamente un *VARI*(5) que cumple con todos los requisitos estadísticos de correcta especificación³⁰ y encontramos que no se alteran nuestros resultados, debido a que el análisis de impulso-respuesta indica que, aunque ip_t tiene un efecto inicial ligeramente mayor (0.95) que $y_{ind_t}^{us}$ (0.93), se diluye en 4 periodos, mientras que el de $y_{ind_t}^{us}$ dura uno más. En cuanto a la estimación del *SVAR* ampliado con esas variables de gasto, y siguiendo con el proceso estándar de estimación, encontramos que los impulsos-respuesta acumulados a 30 periodos mantienen los mismos resultados e indican que $cons_t$ y gg_t no tienen efectos estadísticamente significativos sobre y_t . La descomposición de varianza con errores estructurales confirma que ambas variables fiscales tienen solamente efectos marginales sobre y_t , sólo superiores al del tipo de cambio, y lo más importante es que se mantienen los mismos efectos de volatilidad de $y_{ind_t}^{us}$ y de ip_t sobre y_t .

Por último, y como medida complementaria solicitada por los árbitros, estimamos un *VEC*(7) – a la Johansen (1989)– para el mismo conjunto de información original en una forma funcional doble logarítmica que arroja elasticidades constantes. Los resultados son consistentes y contundentes debido a que se cumplen todos los estadísticos de correcta especificación,³¹ además de que claramente $y_{ind_t}^{us}$ es mucho más elástica (0.62) que los otros dos regresores [IP_t (0.42) y Q_t (0.14)] lo que corrobora, ahora paramétricamente, los resultados obtenidos previamente con el *SVAR*(5) parsimonioso:

$$\begin{aligned}
 Y_t = & 7.79 + 0.42 * IP_t + 0.62 * Y_{ind_t}^{us} + 0.14 * Q_t + \varepsilon_t & (25) \\
 t & (11.51) (4.79) & (3.05) & (2.03) \\
 MCE \\
 \alpha_y = & -0.19 \\
 t & (-3.71)
 \end{aligned}$$

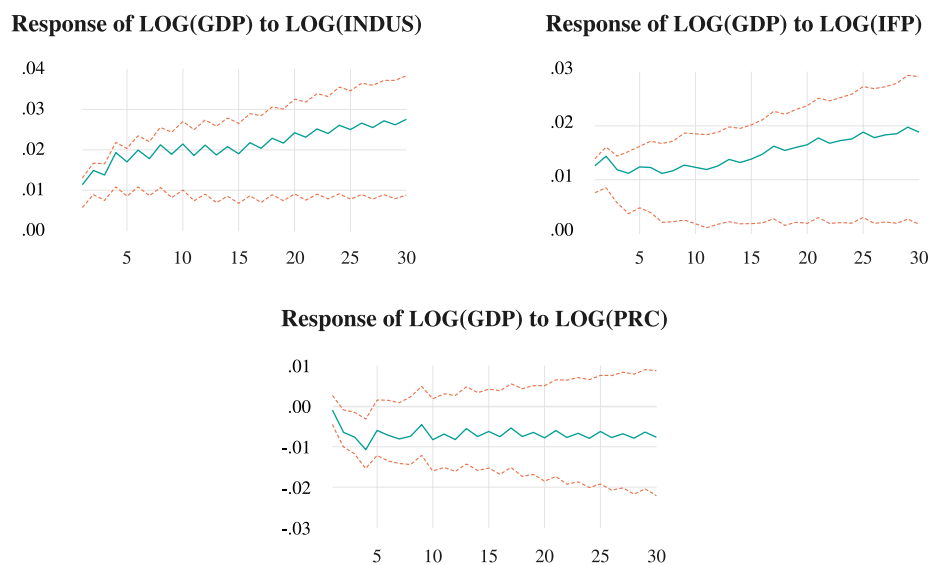
Toda la inferencia estadística del *VEC*(7) aporta evidencia contundente y es congruente con la del *SVAR*(5) original, tal como se observa en la Gráfica 9, la Gráfica 10 y la Gráfica 11.

30. Raíz Máxima = 0.88, Doornik-Hansen = 20.77(0.05), White (N.C.) = 1365.49(0.49), LM(7) = 35.68(0.48).

31. Una relación de cointegración y 3 tendencias comunes, Raíz Máxima = 0.97, Doornik-Hansen = 5.48(0.24), White(N.C.) = 619.24(0.50), LM(7) = 17.28(0.36).

Gráfica 9
VEC(7). Análisis impulso respuesta

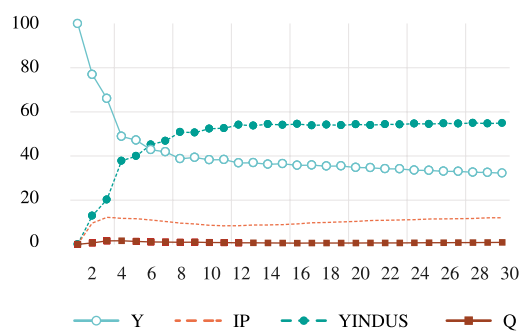
Response to Generalized One S.D. Innovations
95%CI using Standard percentile bootstrap with 999 bootstrap reps



Fuente: estimaciones propias.

Gráfica 10
VEC(7). Análisis de descomposición de varianza

Variance Decomposition of LOG(GDP)
using Cholesky (d.f. adjusted) Factors



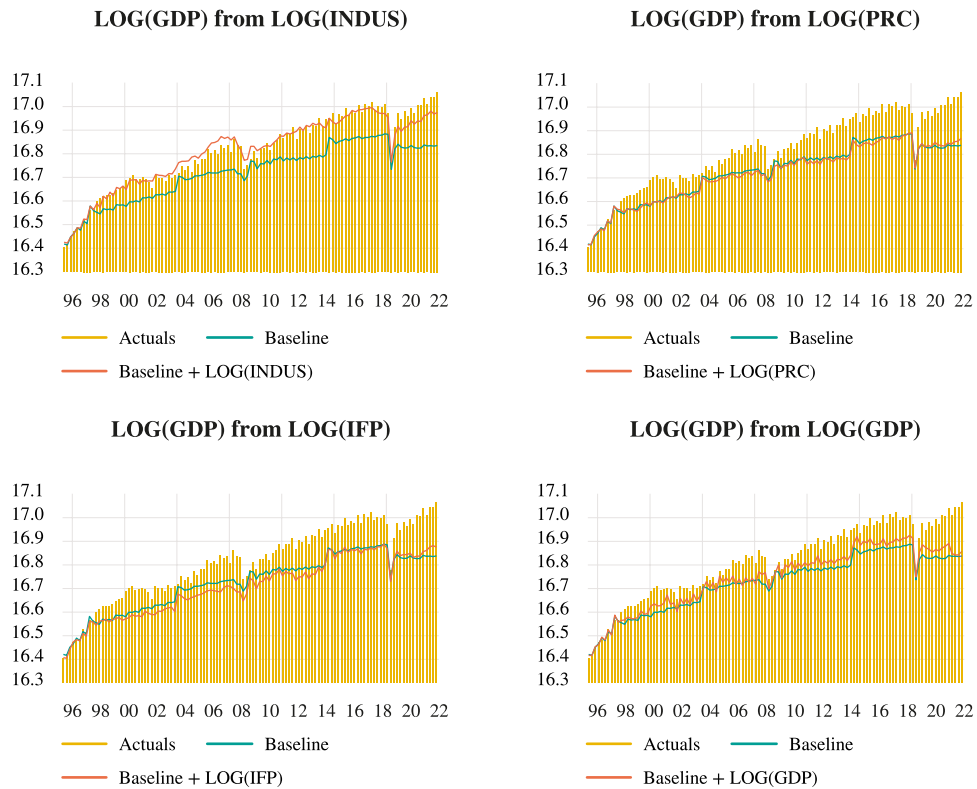
Fuente: estimaciones propias.

Para mayor contundencia, hemos incorporado ahora la descomposición histórica de la varianza (Burbidge y Harrison, 1985) que indica la contribución marginal individual de cada variable a la simulación histórica de base (*baseline*) que genera el conjunto de información. Con claridad la primera gráfica muestra que aumenta

mucho la precisión de la simulación histórica al incorporar Y_{ind}^{us} , a diferencia de las demás, cuya contribución marginal es despreciable, Gráfica 11.

Gráfica 11
Descomposición histórica de la varianza

Historical Decomposition using Cholesky (d.f. adjusted) Weights



Fuente: estimaciones propias.

Un último análisis econométrico adicional permite dar mayor fuerza explicativa a todos los resultados anteriores a partir de la *primera ley de Kaldor* (1984: 10) que establece que el crecimiento económico está asociado con el del sector secundario de la economía “... –principalmente del sector manufacturero– y esto es una particularidad de un estadio intermedio del desarrollo económico; es una característica de la transición de la inmadurez a la madurez.”

Así, estimamos al crecimiento del PIB no manufacturero ($tynm_t$) en función del manufacturero (tym_t):³²

$$tynm_t = 1.10 + 0.53 * tym_t + 4.85 * dumm + \varepsilon_t \quad (26)$$

t (7.68) (25.37) (11.90)

$R^2 = 0.91$, $DW = 1.54$, $LM(6) = 1.74 (0.11)$, $JB = 3.29 (0.19)$, $Ramsey (1) = 1.19(0.23)$, $White (TC) = 0.47(0.79)$; $dumm$ = dummy de correcta especificación sin sentido económico.³³

CONCLUSIONES

Desde principios de los años 80, y a resultas del agotamiento del modelo económico anterior, se inició un largo proceso de aplicación de reformas estructurales liberales en la economía y en la sociedad mexicanas con el fin de fundamentar sobre otras bases el curso del crecimiento económico.

Como un puntal de la nueva estrategia, se inició la integración económica, comercial y financiera –particularmente la productiva de la manufactura mexicana– con el sector industrial de Estados Unidos. Eso es lo que justifica que hayamos vinculado a ambos sectores a partir de una externalidad positiva en la función de producción de la manufactura mexicana e identificarla como una importante variable de oferta.

Un análisis *ANOVA* (de contraste de medias), prueba que después de la Gran Recesión de 2009 se redujo aún más el crecimiento del producto potencial de México que puede asociarse a la reducción del dinamismo de largo plazo de la inversión privada y del producto industrial de Estados Unidos y donde el tipo de cambio real no parece contribuir en esta explicación. El dato de crecimiento para 2019-2024 parecería indicar que sigue cayendo aún más el crecimiento potencial.

En la medida que hasta 2018 no aumentó la capacidad de crecimiento potencial, con el cambio de régimen (del nuevo gobierno) se aplicó una gran cantidad de contra reformas buscando nuevamente y con una estrategia muy distinta este objetivo; sin embargo, tampoco se logró. Peor aún, de acuerdo con CEPAL (2023) mientras que entre 2019 y 2024 América Latina creció en 1.96%, México solo lo hizo en 0.77%, solo por arriba de Argentina que decreció en (–)0.23%.

A pesar de la importancia de este grave problema de la economía mexicana –que tiene múltiples efectos en las esferas social, política y económica–, nuestro objetivo no es explicar las razones de este lento crecimiento, sino probar empíricamente la importancia de un número pequeño de variables que registra la literatura empírica en la vena de Barro (1991), Sala-i-Martin (1997) y más recientemente para México de Flores y Jiménez (2024).

Nuestro esfuerzo de investigación y su principal contribución consiste en que, en una búsqueda empírica robusta y muy parsimoniosa, utilizamos tres amplios determinantes del crecimiento que, independientemente de los distintos enfoques teóricos, son ampliamente aceptados en la literatura: el producto industrial de Estados Unidos y la inversión privada (como factores de oferta), y el tipo de cambio real binacional (como factor de demanda).

Con un *SVARBQ(5)* de largo plazo, identificado con la metodología de Blanchard-Quah (1989), probamos que entre 1995Q1 y 2024Q1 el principal motor del crecimiento de la economía mexicana es el crecimiento de la inversión privada, ligeramente por encima del crecimiento del índice de la producción industrial de Estados

32. Esta distinción de variables evita hacer una doble contabilidad.

33. Este modelo, al igual que todos los anteriores, está correctamente especificado y es consistente (aún con pequeñas diferencias numéricas por diferentes periodos y espacios geográficos) con las estimaciones y los análisis de Loría *et al.* (2019), De Jesús y Quintero (2021), Sánchez-Juárez (2012), Sánchez-Juárez y Moreno-Brid (2016) y Ocegueda (2003).

Unidos. No obstante, destaca la mucho mayor importancia de esta variable externa en la explicación de la volatilidad del crecimiento (40% vs 18%), además de que tiene efectos permanentes, a diferencia de la inversión privada cuyos efectos desaparecen después de 15 trimestres.

A pedido expreso de los árbitros de la revista para confirmar resultados, con un $SVAR(5)$, ampliado con variables de gasto público y con un $VEC(7)$, corroboramos los resultados econométricos anteriores. Más aún, al hacer análisis de cointegración, encontramos que la elasticidad de Y_{ind}^{us} al PIB de México es mayor que la de IP_t (0.62 vs 0.42).

Otro resultado empírico crucial es que con distintas estimaciones probamos categóricamente que al menos desde 1995Q1 el tipo de cambio real bilateral no tiene capacidad para explicar al crecimiento ni a su volatilidad, lo que puede deberse a la gran importancia que ha ganado el comercio intraindustrial e intrafirma. También puede asociarse a que desde 1995 el Banco de México adoptó el régimen cambiario de libre flotación con lo que el tipo de cambio dejó de ser el ancla nominal de la economía y, por tanto, el factor dominante en la estabilidad de precios (Heath y Acosta, 2019). Todo esto sugiere que puede seguir siendo la variable que absorba los choques internos y externos debido a que no tiene efectos reales.

Por otro lado, también probamos empíricamente la fuerte asociación dinámica (determinación) del ciclo de crecimiento industrial de Estados Unidos al ciclo de crecimiento del PIB total y manufacturero mexicanos, y que se ha acentuado después de 2020. Pero llama la atención que alrededor de la presidencia de Donald Trump (2016-2020) esta sincronización, perdió significancia estadística muy probablemente a consecuencia del conjunto de políticas que aplicó.

Es necesario analizar este gran resultado que constituye una importante aportación. Si bien en los últimos 30 años el PIB industrial de México ha representado alrededor del 36% del total y de que el PIB de la manufactura ha representado alrededor del 18% del PIB no manufacturero (INEGI, 2024a), la importancia crucial de este sector en la determinación del PIB debe analizarse no solo por esas contribuciones estáticas, sino por los efectos dinámicos y de derrama al resto de la economía (nacional y regional) en términos de exportaciones, generación de divisas e innovación, vinculación con la inversión extranjera directa, etc.³⁴

Lo que se ha visto hasta marzo de 2025 es la intensificación de esas medidas que se han dado en llamar *trumponomics 2.0*, lo que muy probablemente generará resultados aún más perjudiciales en la economía mexicana, con lo que se perdería mucha fuerza de crecimiento al tiempo que la volatilidad de la producción industrial de Estados Unidos se transmitirá negativamente al crecimiento del PIB manufacturero y total de México.

Por los resultados de este trabajo, es claro que las políticas públicas de crecimiento y de desarrollo económicos de México deberán concentrarse en: a) fomentar a toda costa elevar la inversión pública y privada (interna y externa), b) aumentar dramáticamente la eficiencia de la inversión pública, pero en particular de la privada, que prácticamente se ha derrumbado desde 2018, c) profundizar de una manera mucho más eficiente el encadenamiento productivo de México, ahora no solo con el sector industrial de Estados Unidos que se encuentra estancado desde hace al menos diez años y ha perdido peso en la explicación del PIB de ese país,³⁵ sino también con más sectores de mayor dinamismo y valor agregado de modo que eleve, por esta vía,

34. En forma reducida se pueden sintetizar en los siguientes datos: a) las exportaciones manufactureras mexicanas contribuyen con el 88% del total, mientras que en 1991 eran el 73%, b) la participación de la manufactura en la estructura de la producción industrial en 1993 era de 46% y en 2019 pasó a 56%, c) hacia 2024 el 42% de la IED en México fue a manufacturas y Estados Unidos ocupó el primer lugar con el 52%.

35. Mientras que en 1980 la contribución porcentual de la industria al PIB total de Estados Unidos era de 28.3%, hacia el año 2016 había caído hasta 17.3%, y el empleo de 27.8% a 15.1%, respetivamente, Our World in Data (2024a y 2024b).

el crecimiento potencial del PIB mexicano. Estas sugerencias se enfrentan a un ambiente extremadamente hostil y de proteccionismo de Estados Unidos que las dificultan enormemente.

Sin embargo, el mayor desafío actual es cómo insertar productivamente a la economía mexicana en cadenas de mayor valor de Estados Unidos, al tiempo de aumentar muy sensiblemente la inversión privada (tanto en términos reales, como en proporción del PIB) y más aún su eficiencia sobre el resto de la actividad económica, en el contexto actual externo caracterizado por los *trumponomic 2.0*.

REFERENCIAS

- Acemoglu, D., Johnson, S. & Robinson, J. A. (2001). The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *American Economic Review*, 91(5), 1369-1401. <https://doi.org/10.1257/aer.91.5.1369>
- Acemoglu, D. y Robinson, J. (2012). *Por qué fracasan los países: los orígenes del poder, la prosperidad y la pobreza*. Deusto.
- Amisano, G. & Giannini, C. (1997). *Topics in structural VAR econometrics*. Springer Nature.
- Aspe, P. (1993). *El camino mexicano de la transformación económica*. FCE.
- Banco de México. (2025a). *Sistema de Información Económica*. <https://www.banxico.org.mx/SieInternet/>
- Banco de México. (2025b). *Gastos Presupuestales del Sector Público (CG9)*. <https://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?sector=9&accion=consultarCuadro&idCuadro=CG9&locale=es>
- Barro, R. (1991). Economic Growth in Cross Section Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443. <https://www.jstor.org/stable/2937943>
- Blanchard, O. & Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review*, 79(4), 655-673. <https://www.jstor.org/stable/1827924>
- Bresser-Pereira, L. (2012). The Exchange Rate at the Center of Development Economics. *Estudos Avançados*, 26(75), 7-28. <https://www.bresserpereira.org.br/index.php/new-developmental-theory-ndt/new-developmental-economics-nde-all-texts/9538-5700>
- Burbidge, J. & Harrison, A. (1985). An historical decomposition of the Great Depression to determine the role of money. *Journal of Monetary Economics*, 16(1), 45-54. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(85\)90005-4](https://doi.org/10.1016/0304-3932(85)90005-4)
- Capriata, W. & Flauzino, L. (2021). The Exchange Rate in Orthodox, Keynesian and New Developmentalism Theoretical Models: a Literature Review. *Brazilian Journal of Political Economy*, 41(2), 220-235. <https://doi.org/10.1590/0101-31572021-3126>
- CEPAL (2023). *Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2023. El financiamiento de una transición sostenible: inversión para crecer y enfrentar el cambio climático*. Naciones Unidas.
- Cerra, V. & Saxena, S. (2008). Growth Dynamics: The Myth of Economic Recovery. *American Economic Review*, 98(1), 439-457. <https://doi.org/10.1257/aer.98.1.439>
- Cerra, V. & Saxena, S. (2017). Booms, Crises, and Recoveries: A New Paradigm of the Business Cycle and its Policy Implications. *IMF Working Paper*, 17(250). <https://doi.org/10.5089/9781484325759.001>
- Contreras, O. y Munguía, L. (2007). Evolución de las maquiladoras en México. Política industrial y aprendizaje tecnológico. *Región y Sociedad*, 19, 71-87. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1870-39252007000400005&lng=es&tlng=es
- De Jesús, L. y Quintero, A. (2021). Manufacturas y crecimiento económico. Un análisis para México, 1980-2017, en De Jesús, L., Carbajal, Y. y Torres, V. (2021) (Coordinadores). *Actividad económica en México. Un análisis sectorial*. Ediciones y Gráficos Eón, S. A. de C. V.

- De María y Campos, M., Domínguez, L., Brown, F. y Sánchez, A. (2013). *El desarrollo de la industria mexicana en su encrucijada*. Universidad Iberoamericana. México.
- Dornbusch, R., Werner, A., Calvo, G. & Fischer, S. (1994). Mexico: stabilization, reform, and no growth. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1994(1), 253-315. <https://doi.org/10.2307/2534633>
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*. 3rd ed. Wiley.
- Esquivel, G. (2010). De la inestabilidad macroeconómica al estancamiento estabilizador: el papel del diseño y la conducción de la política económica. En Lustig, N. (Coordinadora). *Crecimiento económico y equidad, Los Grandes Problemas de México* (pp. 35-78). El Colegio de México.
- Esquivel, G. (2024). *Why is Mexico not yet developed?* El Colegio de México. September. Unpublished. <https://gerardoesquivel.org/articulos-en-proceso-de-publicacion/>
- Fernández, J. (1999). *Efecto de los cambios estructurales en el análisis de series económicas no estacionarias*. Tesis doctoral, Universidad Complutense de Madrid.
- Flores, H. y Jiménez, A. (2024). Fuentes del crecimiento económico en México: aplicación del promedio de modelos bayesiano. *Análisis Económico*, 39(102), 107–133, septiembre-diciembre. <https://analisiseconomico.azc.uam.mx/index.php/rae/article/view/870/1073>
- FRED. (2024a). *Industrial Production: Total Index*. March, 28. <https://fred.stlouisfed.org/series/INDPRO>
- FRED. (2024b). *Economic Data*. <https://fred.stlouisfed.org/searchresults/?st=cpi&isTst=1>
- Furubotn, E. & Richter, R. (2005). *Institutions & Economic Theory. The Contribution of the New Institutional Economics*. 2nd ed. University of Michigan Press.
- Hanson, G. (2010). Why Isn't Mexico Rich? *NBER Working Paper Series*. <https://doi.org/10.1257/JEL.48.4.987>
- Heath, J. y Acosta, J. (2019). Reflexiones y perspectivas a 25 años de la autonomía del Banco de México. *Investigación Económica*, 78(310), 11-39. <https://doi.org/10.22201/fe.01851667p.2019.310.71545>
- Helpman, E. (2004). *The Mystery of Economic Growth*. Cambridge Mass, Belknap. Harvard University Press.
- Hendry, D. F. (1980). *Econometrics: alchemy or science? Essays in econometric methodology*. OUP Oxford.
- IHS Markit (2020). *EViews 12*. Copyright 1994-2020. IHS Global Inc.
- INEGI. (2024a). *Banco de Información Económica*. <https://www.inegi.org.mx/sistemas/biel/>
- INEGI. (2024b). *Banco de Información Económica*. <https://www.inegi.org.mx/app/indicadores/?tm=0>
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR model*. United Kingdom: Oxford University Press.
- Kaldor, N. (1984). Causas del lento ritmo de crecimiento del Reino Unido. *Investigación Económica*, 43(167), 9-27.
- Keynes, J. M. (1936) [1987]. *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*. 10ª ed. FCE.
- Krugman, P. (1994). *Peddling Prosperity*. W.W. Norton & Company.
- Loría, E. (2009). Sobre el lento crecimiento económico de México: Una explicación estructural. *Investigación Económica*, 68(270), 37-68. <https://doi.org/10.22201/fe.01851667p.2009.270.16681>
- Loría, E. y Salas, E. (2015). Mexico and the United States: cycle synchronization, 1980.1-2013.4. *Ensayos*, 31(1), 75-102. <http://ensayos.uanl.mx/index.php/ensayos/article/viewFile/22/22>
- Loría, E., Moreno-Brid, J. C., Salas, E. y Sánchez-Juárez, I. (2019). Explicación kaldoriana del bajo crecimiento económico en México. *Problemas del Desarrollo*, 50(196), 3-26. <http://dx.doi.org/10.22201/ieec.20078951e.2019.196.63506>

- Lütkepohl, H. & Krätzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. United Kingdom: Cambridge University Press.
- Martínez, S. (2024). *Tipo de cambio real y balanza de manufacturas de alta intensidad tecnológica en México: 1994Q1-2023Q2*. Tesis de Licenciatura. Facultad de Economía, UNAM. https://tesiunam.dgb.unam.mx/F/GY9D7T1DCUIU47YNEQFR48GA6RYN61FBPM2QK1JFUFQY3BKCD2-21957?func=full-set-set&set_number=071786&set_entry=000002&format=999
- Medel, C. (2015). Probabilidad clásica de sobreajuste con criterios de información: Estimaciones con series macroeconómicas chilenas. *Revista de Análisis Económico*, 30(1), 57-72.
- Mendoza, J. (2011). Impacto de la inversión extranjera directa en el crecimiento manufacturero en México. *Problemas del Desarrollo*, 42(167), 45-69. <https://www.jstor.org/stable/43839653>
- Morales, Y. (2013). En México no hay milagro económico: Paul Krugman. *El Economista*. <https://www.eleconomista.com.mx/economia/En-Mexico-no-hay-milagro-economico-Paul-Krugman--20130507-0054.html>, mayo 7.
- Neter, J., Wasserman, W. & Kutner, M. H. (1983). *Applied linear regression models*. McGraw-Hill.
- Ocegueda, J. (2003). Análisis kaldoriano del crecimiento económico de los estados de México, 1980-2000. *Comercio Exterior*, 53(11). https://www.researchgate.net/publication/237360503_Analisis_kaldoriano_del_crecimiento_economico_de_los_estados_de_Mexico_1980-2000
- Our World in Data. (2024a). *Distribution of gross domestic product by economic sector, United States, 1940 to 2016*. <https://ourworldindata.org/grapher/shares-of-gdp-by-economic-sector?time=1942..latest>
- Our World in Data. (2024b). *Employment by economic sector, United States, 1840 to 2015*. <https://ourworldindata.org/grapher/employment-by-economic-sector>.
- Rapetti, M., Skott, P. & Razmi, A. (2011). The real exchange rate and economic growth: are developing countries different? *International Review of Applied Economics*, 26(6), 735-753. <https://doi.org/10.1080/02692171.2012.686483>
- Razmi, A., Rapetti, M. & Skott, P. (2012). The real exchange rate and economic development. *Structural Change and Economic Dynamics*, 23(2), 151-169. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2012.01.002>
- Rodrik, D. (2008). The Real Exchange Rate and Economic Growth. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 365-412. <https://dx.doi.org/10.1353/eca.0.0020>
- Rodríguez, C. (2017). Un análisis dinámico de los impulsos de oferta y demanda en Puerto Rico y la política monetaria de Estados Unidos utilizando la descomposición estructural Blanchard-Quah. *Análisis Económico*, 32(81), 5-30. <https://analisiseconomico.azc.uam.mx/index.php/rae/article/view/21/20>
- Ros, J. (2008). La desaceleración del crecimiento económico de México. *El Trimestre Económico*, 75(299), 537-560. <https://www.jstor.org/stable/20857171>
- Ros, J. (2015). *¿Cómo salir de la trampa de lento crecimiento y alta desigualdad?* El Colegio de México. UNAM.
- Sala-i-Martin, X. (1997). I Just Ran Four Million Regressions. *Working Paper* 6252. NBER. <https://doi.org/10.3386/w6252>
- Sánchez-Juárez, I. (2012). Ralentización del crecimiento y manufacturas en México. *Nóesis*. 21(41), enero-junio.
- Sánchez-Juárez, I. y Moreno-Brid, J. C. (2016). El reto del crecimiento económico en México: industrias manufactureras y política industrial. *Revista finanzas y política económica*, 8(2), 271-299. <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.2016.8.2.4>
- Wackerly, D., Mendenhall, W. y Scheaffer, R. (2002). *Estadística matemática con aplicaciones*, 6ª ed. CENGAGE Learning. <https://archive.org/details/EstadisticaMatematicaConAplicacionesDennisD.Wackerly>

ANEXO

Cuadro 1A
Pruebas de raíz unitaria

		ΔQ_t	$y_{ind_t}^{us}$	y_t	ip_t
ADF	T e I (prob)	-11.588 (0.000)	-3.783 (0.020)	-4.075 (0.009)	-4.227 (0.006)
	C (prob)	-11.638 (0.000)	-3.52 (0.009)	-3.847 (0.003)	-4.259 (0.001)
	Nada (prob)	-11.690 (0.000)	-3.253 (0.001)	-2.867 (0.005)	-4.006 (0.000)
PP	T e I (prob)	-11.897 (0.000)	-3.588 (0.035)	-4.831 (0.001)	-3.737 (0.024)
	C (prob)	-11.966 (0.000)	-3.496 (0.009)	-4.971 (0.000)	-3.791 (0.004)
	Nada (prob)	-12.028 (0.000)	-3.385 (0.000)	-5.132 (0.000)	-3.834 (0.000)

H_0 : existe raíz unitaria al 95%. T e I = tendencia e intercepto, C = Constante.
Entre paréntesis, la probabilidad de rechazar H_0 . El número de rezagos de cada prueba se determinó con el criterio de optimización de Schwartz. Se concluye que las cuatro variables así expresadas son estacionarias.

Fuente: estimaciones propias.