

# Inflación y crecimiento económico en México: una relación no lineal

Ernesto Acevedo Fernández\*

Fecha de recepción: 7 de octubre de 2003; fecha de aceptación: 27 de enero de 2006.

*Resumen:* Conocer con precisión la forma en que la inflación moderada incide sobre el crecimiento económico en México cobra suma relevancia para el diseño de la política monetaria, en especial ahora que el banco central ha adoptado un esquema de objetivos inflacionarios. El propósito de esta investigación es estimar ese impacto utilizando un enfoque no lineal similar al presentado por Sarel (1996). Los resultados de esta investigación son congruentes con los hallazgos de Sarel (1996) y Judson y Orphanides (1996), y atestiguan que el ritmo de expansión de la economía mexicana podría verse alentado por la inflación cuando ésta se ubica por debajo de 8.1%, mientras que inflaciones superiores a ese umbral dañan el crecimiento de forma severa. A la luz de estos resultados, la adopción de acciones monetarias encaminadas a garantizar metas de inflación muy bajas podría no constituir una política óptima, puesto que podría resultar excesivamente costosa en términos de crecimiento económico. Es importante señalar que estos resultados deben ser interpretados con cautela debido a ciertas limitaciones inherentes a la metodología empleada.

*Palabras clave:* inflación, crecimiento económico, política monetaria.

*Abstract:* Today that Banco de México has adopted an inflation targeting scheme, it has become more relevant to know the effect that moderate inflation has on economic growth in order to design monetary policy. The purpose of this paper is to estimate that effect following a non-linear approach similar to that proposed by Sarel (1996). The results are consistent with the findings of Sarel (1996) and Judson y Orphanides (1996), and show that economic growth in Mexico might increase with higher rates

---

\* Profesor de la División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía de la UNAM. [acevedo@economia.unam.mx](mailto:acevedo@economia.unam.mx). Se agradece la eficaz asistencia de Iván Arias y los comentarios de Marlon Aguilar, Andrés Conesa, Gerardo Esquivel y un dictaminador anónimo. Un reconocimiento especial merece Agustín Maravall por sus consejos y recomendaciones para mejorar el tratamiento e identificación de los efectos estacionales en las series. También se agradecen los comentarios y sugerencias de los participantes del 23rd International Symposium on Forecasting. Las opiniones vertidas en este documento son responsabilidad exclusiva del autor.

of inflation as long as they are lower than 8.1%; inflation rates above that threshold damage severely the pace of economic expansion. In light of these findings, monetary policies aiming at very low rates of inflation may not be optimal, given the excessive costs they could imply in terms of economic growth. These results, however, should be interpreted with caution given the inherent limitations of this methodology.

*Keywords:* inflation, economic growth, monetary policy.

*Clasificación JEL:* E31, E50, 040.

## Introducción

**D**urante los últimos 40 años diversas investigaciones han tratado de esclarecer empíricamente el tipo de relación que existe entre la inflación y el crecimiento económico. Las conclusiones de estos estudios forman un abanico que va desde las que postulan la ausencia de vínculo entre ambas variables, hasta aquellas que proponen una asociación no lineal entre ellas.

Bruno y Easterly (1998) ilustran la amplitud de este abanico al mencionar que previo a 1970 no existía evidencia empírica que demostrara que la relación entre la inflación y el crecimiento económico fuera positiva o negativa (Bhatia, 1960; Dorrance, 1963 y 1966; Johnson, 1967), y que incluso la evidencia en América Latina era todavía ambigua durante esos años a pesar de ser una región que había experimentado tasas de inflación más elevadas que las registradas en las economías industrializadas (Pazos, 1972; Galbis, 1979). También señalan, en contraste, que en la década de 1990 empezaron a elaborarse estudios que encontraron un vínculo claramente negativo entre ambas variables (Fischer, 1993; De Gregorio, 1993; Barro, 1995).

La posibilidad de que la relación entre inflación y crecimiento fuera no lineal se exploró originalmente en Levine y Zervos (1993) y Fischer (1993) mediante un análisis de regresión de datos en sección cruzada y panel. A raíz de estos estudios, surgió una serie de investigaciones que enriqueció y fortaleció aún más la hipótesis de que al interior de cierto rango de inflación moderada la relación con el crecimiento económico era inexistente, o incluso positiva, pero que a tasas de inflación elevadas la relación se volvía claramente negativa (Sarel, 1996; Judson y Orphanides, 1996; Ghosh y Phillips, 1998; Bruno y Easterly, 1998; Khan y Senhadji, 2001).

Si bien el resultado común en las investigaciones recientes es que las tasas de inflación elevadas deterioran severamente el crecimiento de la economía, todavía no se llega a una conclusión definitiva y estadísticamente significativa en cuanto a la relación entre ambas variables cuando la inflación es baja. De hecho, Sarel (1996) y Judson y Orphanides (1996) encuentran un efecto ligeramente positivo de la inflación sobre el crecimiento económico cuando ésta se ubica por debajo de 8 y 10%, respectivamente. Sin embargo, en ambas investigaciones este efecto no es estadísticamente distinto de cero.

Es importante señalar que la literatura basada en estimaciones no lineales no provee explicaciones precisas sobre la forma en que operarían los mecanismos de transmisión para que en una economía la relación entre inflación y crecimiento pasara de ser positiva a negativa, y viceversa. Sin duda, esta omisión constituye un tema de investigación relevante para la teoría económica y potencialmente útil para el diseño de la política monetaria.

Conocer con precisión la forma en que la inflación moderada incide sobre el crecimiento económico en México cobra suma relevancia para el diseño de la política monetaria, en especial ahora que el banco central ha adoptado plenamente un esquema de objetivos inflacionarios (*inflation targeting*).

El Banco de México tiene como objetivo prioritario procurar la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda nacional, según se establece en el Artículo 28 de la Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos. Sin embargo, para la conducción de la política monetaria el mandato constitucional origina al menos dos ambigüedades importantes que, dependiendo de la interpretación que se dé a cada una de ellas, pueden alterar de manera sustancial el curso de la economía mexicana. La primera ambigüedad radica en precisar la existencia de sólo un objetivo prioritario, lo cual permite suponer la existencia quizás de otros objetivos que, aun no siendo prioritarios, no dejarían de ser importantes para la política monetaria (como, por ejemplo, el crecimiento económico). La segunda tiene que ver con lo que se entiende por estabilidad del poder adquisitivo. Si la estabilidad significa que la inflación debe estar cercana a cero, cabría preguntarse qué tan cerca ¿menor a 10, 5, 3 o a 1% anual?, o incluso se podría cuestionar si niveles deflacionarios de 1 o 2% al año también se considerarían adecuados para procurar la estabilidad. Las respuestas a estas preguntas no son triviales.

El propósito de esta investigación es, por una parte, estimar de

forma econométrica el impacto actual de la inflación moderada sobre el crecimiento económico de México. Por otra, propiciar el estudio en torno al papel que debería desempeñar la política monetaria en la procuración de la estabilidad de precios y, al mismo tiempo, en el crecimiento económico. Para ello, este trabajo sigue un enfoque no lineal similar al utilizado por Sarel (1996), aunque con ciertas modificaciones que adecuan el análisis econométrico a datos en series temporales.

El documento está organizado de la siguiente manera. La sección I presenta un breve recuento de los antecedentes teóricos y empíricos que han abordado el tema de la inflación y el crecimiento económico. La parte II explora el comportamiento estadístico de ambas variables y propone una estimación econométrica no lineal para el caso de México, así como una especificación dinámica. La sección III comenta a manera de conclusión las implicaciones de política económica que podrían tener los resultados que arroja esta investigación.

## **I. Antecedentes teóricos y empíricos**

La inflación persistente es un fenómeno económico relativamente reciente que apareció después de la Segunda Guerra Mundial. En los países desarrollados este fenómeno se manifestó con mayor nitidez durante la década de 1970, mientras que las economías en desarrollo padecieron de forma severa los procesos inflacionarios crónicos en la década de 1980.<sup>1</sup> Anteriormente, en cambio, el comportamiento de los precios era en general cíclico y los procesos inflacionarios estaban precedidos por periodos deflacionarios, de modo que el nivel de precios no mostraba tendencia alguna (Haslag, 1997).

El comportamiento histórico de la inflación ha ido acompañado de una amplia variedad de enfoques y perspectivas con que la teoría económica intenta explicar las consecuencias que este fenómeno tiene sobre el crecimiento económico. Por ello, no es insólito encontrar en la literatura especializada argumentos que establecen que la inflación es benéfica para el crecimiento, así como planteamientos que contrariamente enfatizan un vínculo negativo entre ambas variables.

---

<sup>1</sup> Durante la década de 1970, la inflación en las principales economías industrializadas promedió 8.7% anual, mientras que durante las dos décadas previas ésta fue de 3.3%. En América Latina, en cambio, la inflación promedio alcanzó tasas del orden de 212.3% durante la década de 1980, sustancialmente por arriba del 11.3% anual observado entre 1950 y 1970.

### *I.1. Referencias teóricas que plantean un vínculo positivo entre la inflación y el crecimiento económico*

Entre las investigaciones que proponen una relación positiva entre la inflación y el crecimiento destacan las siguientes. El trabajo original de Fischer (1926) estableció una correlación negativa entre la variación de los precios y la tasa de desempleo, lo cual se puede entender como una asociación positiva entre la inflación y el crecimiento de la economía haciendo uso del postulado de Okun (1962). Una interpretación similar tiene el planteamiento de Phillips (1958) respecto a la inflación y la tasa de desempleo, que implícitamente entraña un vínculo positivo entre la inflación y el crecimiento económico.

Los modelos de oferta y demanda agregada también son consistentes con la noción de que la inflación y el crecimiento de la economía se mueven en la misma dirección. Dentro de este esquema teórico, el exceso de demanda, ocasionado por un crecimiento más acelerado de la masa monetaria, tiende a elevar tanto el nivel general de los precios como la oferta agregada de los bienes y servicios producidos en la economía. En este sentido, la expansión de la demanda va acompañada de mayores niveles de inflación y producción.

Mundell (1963) estableció un mecanismo distinto al exceso de demanda como promotor del crecimiento económico: la acumulación de capital. Para Mundell, la inflación induce una mayor expansión de la producción debido a que indirectamente aumenta los niveles de ahorro de la economía y el acervo de capital. El mecanismo funciona de la siguiente manera. Según Mundell, la inflación reduce de forma inmediata la riqueza de las personas, por lo que éstas, para recuperar los niveles de riqueza previos, se ven obligadas a incrementar su ahorro. El aumento en el ahorro reduce las tasas de interés reales e incentiva la acumulación de capital, lo cual en última instancia acelera el ritmo de crecimiento de la economía.

Siguiendo esta misma idea, Tobin (1965) utilizó el modelo de crecimiento neoclásico (Solow, 1956; Swan, 1956) para demostrar que efectivamente la inflación tenía un efecto positivo sobre la acumulación de capital y que conducía a la economía hacia un estado estacionario con un mayor nivel de capital per cápita. Tobin consideraba que un incremento en la inflación reducía el retorno del dinero y desalentaba su tenencia, por lo que los agentes económicos se veían inducidos a adquirir mayores niveles de capital físico dentro de su portafolio.

Sin embargo, Sidrauski (1967) hizo un replanteamiento del mismo

problema y llegó a resultados claramente distintos. Para Sidrauski, un incremento en la inflación no incide sobre el acervo de capital en el estado estacionario y, por tanto, el crecimiento y el nivel del producto no se ven afectados en forma alguna. La *superneutralidad* del dinero en este modelo se deriva del hecho que la utilidad de los agentes económicos está en función tanto de las cantidades de bienes consumidos como de la tenencia de saldos reales (Blanchard y Fischer, 1989). En este sentido, bajo los supuestos de Sidrauski, la maximización de la utilidad de los agentes económicos implica la selección endógena de la tasa de ahorro de la economía, mientras que en la investigación de Tobin se supone que el ahorro es una proporción fija del ingreso.

Desde una perspectiva diferente, Lucas (1973) utilizó una muestra de 18 países para el periodo comprendido entre 1951 y 1967 con el fin de analizar la relación entre la inflación y el crecimiento implicada en el postulado de la curva de Phillips. En esa investigación, Lucas encontró que no había una asociación estadística entre la tasa promedio de crecimiento y la tasa promedio de inflación. Sin embargo, formuló un modelo con información imperfecta en el que el producto de una economía sí se ve alentado por la inflación si los agentes económicos no son capaces de distinguir los movimientos en los precios relativos de aquellos que provienen sólo del nivel general de precios. Bajo este enfoque, si los individuos interpretan que los supuestos cambios en los precios relativos los favorecen, entonces incrementarán su oferta tanto de bienes como de trabajo, teniendo por resultado un mayor crecimiento económico.

El modelo de Lucas es muy importante ya que de alguna manera implica que, si hay cierta estabilidad macroeconómica, los choques nominales pueden tener ciertos efectos reales. Alberro (1981) amplió la muestra a 48 países y llegó a resultados que confirmaron la hipótesis de Lucas. Ello le permitió aseverar que en los países con inflaciones altas los agentes económicos “afinan” más sus instrumentos para diferenciar los choques nominales de los reales, por lo que las economías de esos países tienen curvas de Phillips más verticales. En otras palabras, el hallazgo de Lucas permitiría aseverar dos cosas: que la inflación elevada es perniciosa para el crecimiento y también que en un ambiente macroeconómico estable de inflación moderada, los cambios en el nivel general de precios podrían incentivar la oferta real de bienes y servicios, puesto que los agentes tendrían una menor probabilidad de distinguir verazmente entre los cambios en los precios relativos de los puramente nominales.

Ball *et al.* (1988), bajo un enfoque nekeynesiano, construyeron un modelo que arrojó resultados similares a los de Lucas, aunque el origen de los mismos se atribuye a factores diferentes. En el modelo de Lucas, la inflación promedio es irrelevante para explicar las modificaciones que sufre la relación entre inflación y crecimiento, porque sólo la varianza de los choques aleatorios afecta la incertidumbre que enfrentan los agentes económicos. En contraste, Ball *et al.* consideran que tanto el nivel promedio de precios como la varianza de los choques nominales modifican la relación entre la inflación y el crecimiento. El razonamiento se basa, fundamentalmente, en que a mayor inflación y varianza de los choques nominales se incrementa la frecuencia con que los agentes cambian sus precios y, por tanto, se reduce la incidencia de esos choques sobre las variables reales. En este sentido, cabría esperar que procesos inflacionarios moderados no induzcan ajustes tan inmediatos en los precios y, por ende, estas tasas de inflación sí conllevarían incrementos en el producto.

### *1.2. Referencias teóricas que postulan una relación negativa*

Una cantidad importante de naciones experimentó episodios de severa y persistente inflación durante las décadas de 1970 y 1980. Estos procesos inflacionarios estuvieron asociados al deterioro macroeconómico y a las crisis de balanza de pagos que padecieron esos países, por lo que los estudios más recientes encontraron que la inflación tiene consecuencias negativas sobre el crecimiento (Sarel, 1996).

Stockman (1981) planteó que —debido a que el dinero se usa de forma complementaria al capital para financiar proyectos de inversión— un incremento en la inflación merma la capacidad de adquisición no sólo de bienes de consumo, sino también de bienes de capital, y esto último conlleva un menor ritmo de expansión de la producción. Asimismo, Cooley y Hansen (1981), al analizar los efectos de la inflación sobre la forma como los agentes económicos toman sus decisiones para determinar las horas que dedican al trabajo y al ocio, encontraron que la inflación es perjudicial para el crecimiento. El argumento de Cooley y Hansen gira en torno al menor rendimiento generado por el trabajo cuando aumenta la inflación, lo cual induce a que los individuos sustituyan cantidades de trabajo por más horas de ocio.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> Es probable que el efecto sustitución entre el trabajo y el ocio sea mayor que el efecto ingreso sólo si el aumento en la inflación es moderado. Sin embargo, cabría esperar que ante

Para algunos autores, los modelos de crecimiento endógeno propuestos por Romer (1986) y Lucas (1988) descansan sobre supuestos que implican una asociación negativa entre la inflación y el crecimiento. Los resultados de Gomme (1993) y Jones y Manuelli (1995) indican que el incremento del índice general de precios afecta negativamente al crecimiento de la economía a través de los efectos de segundo orden que la inflación tiene sobre la acumulación de capital. En Jones y Manuelli, las distorsiones generadas por una política fiscal expansiva constituyen el mecanismo mediante el cual la inflación perjudica el ritmo de crecimiento de la economía, ya que al haber un impuesto efectivo mayor sobre los ingresos provenientes del capital se desalienta la acumulación de este factor. Sin embargo, en ambas referencias la magnitud del efecto negativo de la inflación sobre el crecimiento es muy pequeña. Gomme estima que reducir la inflación de 10 a 0% aumenta el ritmo de expansión de la economía en sólo 0.01 puntos porcentuales.

### *1.3. Resultados de las investigaciones empíricas*

La presencia de procesos inflacionarios severos y persistentes propició que durante las últimas décadas muchos economistas trataran de determinar empíricamente el tipo de relación existente entre la inflación y el crecimiento. Los enfoques y los instrumentos que se han utilizado desde entonces en esta labor han sido muy diversos, aunque a grandes rasgos pueden clasificarse en dos categorías: las estimaciones lineales y las no lineales.<sup>3</sup>

En la primera mitad de la década de 1990 proliferaron las investigaciones que planteaban una relación lineal entre la inflación y el crecimiento. Estos estudios encontraron evidencia empírica de que, efectivamente, los procesos inflacionarios perjudicaban el crecimiento y el desempeño macroeconómico de los países. Mediante regresiones en sección cruzada, De Gregorio (1993) encontró una relación negativa y estadísticamente significativa entre la inflación y el crecimiento econó-

---

fuertes incrementos inflacionarios el efecto ingreso predomine sobre el efecto sustitución y los individuos se vean obligados a trabajar más horas. En una situación de esta naturaleza, no necesariamente habría una relación negativa entre la inflación y el crecimiento económico como la que plantean Cooley y Hansen.

<sup>3</sup> Los estudios empíricos realizados durante la década de 1960 y principios de la de 1970 encontraron evidencia de una relación nula o ligeramente positiva entre inflación y crecimiento. Sin embargo, algunos autores atribuyeron estos resultados a que la inflación fue muy baja durante la mayor parte del periodo analizado.

mico en una muestra de 12 países latinoamericanos durante el periodo 1950-1985. Asimismo, Barro (1995) realizó un análisis de regresión de datos en panel sobre una muestra de 100 países y estimó que entre 1960 y 1990 un incremento en la inflación promedio de 10 puntos porcentuales reducía el crecimiento del PIB per cápita entre 0.2 y 0.3 por ciento.

Sin embargo, estudios más recientes demostraron que los resultados obtenidos por Barro adolecían de robustez estadística y que la existencia de la relación negativa entre la inflación y el crecimiento económico que él había encontrado dependía de que la muestra incorporara a los países que habían experimentado tasas de inflación superiores a 40% (Bruno y Easterly, 1998).<sup>4</sup> Asimismo, otro aspecto de las estimaciones lineales que llamó la atención de los investigadores fue que los resultados mostraban una incidencia de la inflación sobre el crecimiento excepcionalmente baja. Estos dos elementos —la falta de robustez de las estimaciones y la debilidad del efecto de la inflación sobre el crecimiento— propiciaron que algunos autores plantearan la existencia de una relación no lineal entre dichas variables.

Previamente a la publicación del estudio de Barro, Fischer (1993) había contemplado la posibilidad de que la relación entre la inflación y el crecimiento fuera no lineal. Fischer utilizó datos en panel de 101 países para el periodo 1960-1989 y propuso el empleo de funciones *splines* para realizar la estimación con dos umbrales arbitrarios de inflación a tasas de 15 y 40%, respectivamente. Fischer encontró que la inflación, el déficit fiscal y las distorsiones en los mercados cambiarios afectan de forma negativa al crecimiento; además, postuló que la inflación inhibe la expansión económica porque reduce tanto la acumulación de capital como el crecimiento de la productividad.

Por su parte, Sarel (1996) desarrolló una metodología que permite encontrar de forma endógena el umbral de inflación a partir del cual la relación de ésta con el crecimiento se vuelve negativa. Utilizando un análisis de regresión con datos en panel para una muestra de 87 países, el autor encontró que inflaciones mayores a 8% están relacionadas negativamente con el crecimiento, mientras que a tasas menores la relación es positiva, pero no es estadísticamente significativa.<sup>5</sup> Una aportación sumamente relevante de este estudio fue determinar que las tasas de

---

<sup>4</sup> De hecho, Bruno y Easterly (1998) señalan que si se excluyen de la muestra las observaciones con inflaciones superiores a 40%, la relación entre la inflación y el crecimiento deja de ser negativa y pierde su significancia estadística.

<sup>5</sup> Para determinar el nivel de inflación a partir del cual ocurre el cambio de signo en la relación entre inflación y crecimiento, Sarel estimó varias regresiones similares en las que la única diferencia era el umbral de inflación y eligió aquel que maximizara la  $R^2$ .

inflación que están por encima del umbral tienen una incidencia negativa sobre el crecimiento mucho más fuerte que aquella que resulta de las estimaciones lineales. En particular, Sarel demuestra que en los modelos lineales el efecto negativo de la inflación sobre el crecimiento es subestimado por un factor de tres.

Judson y Orphanides (1996) obtuvieron un umbral inflacionario similar al de Sarel. Al dividir la muestra de países en tres grupos de acuerdo con el nivel de inflación, estos autores encontraron que la inflación y el crecimiento están relacionados de forma negativa sólo cuando las tasas de inflación son mayores a 10%. A niveles de inflación inferiores la relación es positiva pero deja de ser estadísticamente significativa. Asimismo, Judson y Orphanides demostraron que tanto la volatilidad como el nivel de inflación condicionan el ritmo de crecimiento de la economía, es decir, que incluso niveles bajos de inflación pueden ser perjudiciales para el desenvolvimiento macroeconómico si los precios cambian permanentemente de forma acelerada.

Ghosh y Phillips (1998) llegaron al mismo resultado que Judson y Orphanides al analizar mediante árboles binarios recursivos un panel de 145 países para el periodo 1960-1990. En este estudio, Ghosh y Phillips advierten que inflaciones mayores a 10% guardan una correlación negativa con el crecimiento de la economía y que su efecto marginal va disminuyendo conforme aumenta la inflación. En otras palabras, un aumento de la inflación de 10 a 20% tiene un efecto más pernicioso sobre el crecimiento que un incremento inflacionario de 40 a 50 por ciento.

Bruno y Easterly (1998) analizaron el comportamiento del crecimiento económico alrededor de las crisis inflacionarias, las cuales están definidas como periodos en los que los países experimentan tasas de inflación superiores a 40%. El resultado general de esta investigación establece una relación no lineal entre la inflación y el ritmo de expansión del producto cuando ésta se ubica alrededor de 40%, ya que mientras el crecimiento económico per cápita disminuye 2.4 puntos porcentuales previamente a la crisis, una vez que ésta finaliza el crecimiento se acelera 3.3 puntos porcentuales a pesar de estar en niveles inflacionarios superiores.

Los resultados de los estudios que incorporan la hipótesis de una relación no lineal entre inflación y crecimiento permiten explicar por qué las investigaciones de la década de 1960 identificaban un vínculo positivo entre ambas variables y por qué las realizadas en la década de 1990 hallaban una relación negativa muy pequeña. En las primeras, porque la muestra incluía observaciones que en su mayoría se ubicaban

antes del umbral a partir del cual la relación se vuelve negativa. En las segundas, porque la estimación del parámetro se ve compensada por las observaciones que están en ambos lados del umbral y ello ocasiona que el impacto lineal de la inflación sobre el crecimiento sea muy reducido.

Es importante señalar que la literatura basada en estimaciones no lineales no provee explicaciones precisas sobre la forma en que operarían los mecanismos de transmisión para que en una economía la relación entre inflación y crecimiento pasara de ser positiva a negativa y viceversa. Sin duda, esta omisión constituye un tema de investigación relevante para la teoría económica y potencialmente útil para el diseño de la política monetaria.

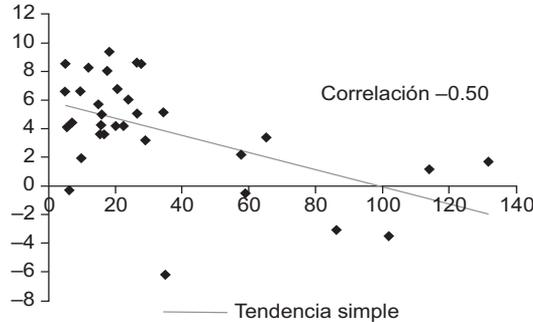
## II. Inflación y crecimiento económico en México

Las tres preguntas planteadas por Sarel (1996) pueden ser reformuladas para el caso de México: ¿existe un umbral a partir del cual la relación que guarda la inflación con el crecimiento económico cambia de signo?; de ser el caso, ¿es el nivel del umbral estadísticamente significativo?; ¿cuál es la magnitud del efecto de la inflación sobre el crecimiento en cada lado del umbral?

El propósito de esta sección es dar respuesta a cada una de estas interrogantes. La investigación que aquí se presenta es la primera que aborda el tema para México empleando un enfoque no lineal. De hecho, no se conoce estudio alguno que haya elaborado un modelo no lineal con datos en series de tiempo para evaluar el impacto de la inflación sobre el crecimiento económico.

Las referencias que existen sobre este tema para el caso de México adoptan un enfoque lineal y por ello sus resultados identifican una relación negativa entre la inflación y el crecimiento de pequeña magnitud. Por ejemplo, Mendoza (1998) estimó un sistema dinámico de ecuaciones y encontró que en el corto plazo la inflación se relaciona negativamente con el crecimiento. Sin embargo, el parámetro que captura el efecto negativo de la inflación sobre el crecimiento es completamente compensado en el trimestre subsecuente por el parámetro de la inflación rezagada, lo cual lleva a Mendoza a concluir que en el largo plazo la inflación prácticamente no tiene efecto alguno sobre el crecimiento.

En Katz (2002) se afirma que la inflación es la distorsión más grave que se puede introducir en una economía, ya que desincentiva el creci-

**Gráfica 1.** Correlación entre inflación y crecimiento, 1970-2002

miento económico y se constituye como el impuesto más regresivo que existe. Asimismo, Katz identificó una relación inversa entre la inflación y el crecimiento económico para el caso de México que deduce a partir de la correlación simple que existe entre las variables, aunque no cuantifica la magnitud de la relación funcional. La gráfica 1, similar a la elaborada en Katz (2002), muestra la correlación entre estas dos variables para una muestra de datos anuales entre 1970 y 2002.<sup>6</sup>

En efecto, cualquier estimación lineal que trate de explicar el crecimiento de la economía mexicana en función de la inflación encontrará una relación negativa entre las variables. Sin embargo, es muy probable que un resultado de esa naturaleza esté influido sobremedida por los episodios en los que se conjugaron tasas de inflación extremadamente altas con contracciones significativas del producto. Esta influencia es similar al efecto que provocaron las observaciones con inflaciones mayores a 40% en los estudios con regresiones lineales en sección cruzada o en panel que mencionan Bruno y Easterly (1998). Por ejemplo, durante 1983, 1986 y 1995 el efecto actuaría de esa forma ya que en México la inflación promedio alcanzó tasas de 101.9, 86.2 y 35.0%, mientras que la economía se contrajo a tasas anuales de 3.5, 3.1 y 6.2%, respectivamente.

A pesar de que a lo largo del periodo 1970-2002 la correlación entre las tasas de inflación y el ritmo de crecimiento de la economía mexicana

<sup>6</sup> El periodo que Katz (2002) grafica abarca de 1940 a 2000. Sin embargo, debido a que el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) empezó a construirse a partir de 1968, aquí se consideró más apropiado utilizar la muestra de 1970 en adelante y así evitar el empleo de dos definiciones de inflación distintas en una sola gráfica. Cabe comentar que antes de que se contara con el INPC la inflación era medida con el Índice de Precios al Mayoreo de la Ciudad de México.

es  $-0.50$ , es asombroso que las estimaciones lineales (como la de Mendoza, 1998) atribuyan una ponderación relativamente pequeña al efecto negativo de la inflación sobre el crecimiento.

Sólo para ilustrar lo anterior, considérese la estimación econométrica de una forma reducida similar a la planteada en Mendoza (1998), en la que la tasa anual de crecimiento del PIB real ( $y$ ) se pretende explicar en función de la inflación ( $\pi$ ), la variación anual de la inversión ( $k$ ), los términos de intercambio ( $tdi$ ) y los efectos rezagados del propio ritmo de crecimiento.<sup>7</sup> En forma de un modelo autorregresivo con rezagos distribuidos (ADL, por sus siglas en inglés) como el analizado en Hendry *et al.* (1984), se estimaría:<sup>8</sup>

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_{1,j} \pi_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{2,j} k_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{3,j} tdi_{t-j} + \varepsilon_t$$

Los resultados de la regresión para una muestra de datos anuales de 1970 a 2002 revelan que la acumulación real de capital es la variable que más incide en el ritmo de crecimiento de la economía, mientras que los efectos de la inflación y de los términos de intercambio son claramente menores.<sup>9</sup> Cabe señalar que de las variables rezagadas sólo  $k_{t-2}$  es significativa a niveles de confianza superiores a 95%, y ninguno de los coeficientes del proceso autorregresivo es estadísticamente distinto de cero. Como se aprecia en el cuadro 1, la inflación incide de manera negativa en el crecimiento pero de forma muy moderada; de hecho, con esta especificación un aumento de la inflación de 68.9% sólo reduce el ritmo de expansión del PIB en un punto porcentual.

Si bien los resultados de la regresión anterior identifican una relación negativa entre la inflación y el crecimiento de la economía, es muy probable

<sup>7</sup> La estimación dinámica del sistema de ecuaciones en Mendoza (1998) considera a los términos de intercambio sólo en la ecuación de la inflación. Sin embargo, como lo recomiendan Fischer (1993) y Sarel (1996), es necesario incluir de forma explícita los términos de intercambio en la explicación del crecimiento, para eliminar la correlación entre la inflación y el crecimiento que es causada por choques de oferta externos.

<sup>8</sup> Todas las tasas anuales de crecimiento utilizadas en las regresiones de este documento se refieren a  $x_t = (X_t - X_{t-12})/X_{t-12}$ .

<sup>9</sup> La regresión inicial incluyó tres rezagos (anuales) de cada variable, lapso que se consideró suficientemente largo para que los efectos de transmisión sean absorbidos plenamente en la economía. Cada uno de estos rezagos se fue eliminando si sus coeficientes no resultaron estadísticamente significativos al menos al 95% de confianza. El proceso de eliminación siguió el orden determinado por la evaluación de lo general a lo específico.

**Cuadro 1.** Sensibilidad del crecimiento de la economía mexicana, 1970-2002

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Coefficiente estandarizado</i>	<i>Error estándar</i>
<i>C</i>	-1.4409**	0.6156	—	—
Inflación	-0.0145*	0.0053	-0.1312*	0.0468
<i>K</i>	0.2536*	0.0143	0.8336*	0.0464
<i>k</i> (-2)	0.0318**	0.0135	0.1037**	0.0437
<i>Tdi</i>	0.0661*	0.0085	0.3249*	0.0409
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustada		0.9493		0.9509
Durbin-Watson		1.8243		1.8146
Estadístico <i>F</i>		141.43		194.85
P-valor de <i>F</i>		0.0000		0.0000

\* Significativo al 1 por ciento. \*\* Significativo al 5 por ciento.

que la magnitud del parámetro esté subestimada como consecuencia de emplear un modelo lineal. Para corregir esa situación, en la siguiente sección se adopta el enfoque utilizado por Sarel (1996) para explorar la posibilidad de que la relación existente entre ambas variables sea estimada de una forma más precisa mediante una función no lineal.

### *II.1. Estimación de una relación no lineal entre inflación y crecimiento*

Se considera que la metodología propuesta por Sarel (1996) para datos en panel es susceptible de ser empleada para analizar el caso de México si se utilizan variables para las cuales haya registros mensuales, puesto que con cifras trimestrales o anuales se reduce de manera sustancial el tamaño de la muestra y, por tanto, los grados de libertad de las regresiones.

Las estimaciones que aquí se presentan se realizaron con datos mensuales de las siguientes variables: Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE),<sup>10</sup> como una proxy del PIB mensual real; Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC); inversión fija bruta; productividad de la mano de obra en el sector manufacturero; y precio de la mezcla mexicana de petróleo crudo de exportación, en dólares estadounidenses.

<sup>10</sup> Si bien podría haberse utilizado el índice de producción industrial como indicador aproximado de la actividad económica, éste es menos representativo que el IGAE. De hecho, es importante tener en cuenta que la actividad industrial representa menos de 30% del PIB y, por tanto, su utilización en lugar del IGAE habría menospreciado el impacto de la inflación en el crecimiento del resto de los sectores económicos.

ses.<sup>11</sup> El periodo de la muestra abarca datos de enero de 1993 hasta febrero de 2003.<sup>12</sup>

Previo a la formulación y estimación del modelo no lineal es necesario hacer dos advertencias importantes. La primera tiene que ver con el soporte teórico de las variables utilizadas y la segunda, con las características estadísticas de las series.

De manera similar al procedimiento empleado en la mayoría de los ejercicios empíricos que han abordado el tema de la inflación y el crecimiento económico, en esta sección se plantea la estimación econométrica de una forma reducida para explicar la variación anual del producto en México. En otras palabras, las especificaciones formuladas en esta investigación no provienen de un modelo de crecimiento teórico en particular y tampoco pretende proponer o validar alguno, por lo que no constituyen formas estructurales. En su lugar, el enfoque adoptado aquí se concentra en evaluar distintos conjuntos de variables que están relacionados con los determinantes que la teoría económica considera potencialmente importantes para explicar el crecimiento; enfoque similar al empleado en los ejercicios empíricos para México.

Sala-i-Martin (1997) atribuye esta limitación, común en todos los estudios de esta naturaleza, a dos problemas. Primero, a que la teoría económica no es explícita sobre las variables que son realmente relevantes para el crecimiento y, segundo, a que incluso si los determinantes fueran claramente establecidos por la teoría, su estimación empírica no sería inmediata o directa. Sala-i-Martin ejemplifica esta situación al señalar que si bien la teoría establece que el capital humano y la productividad son importantes para el crecimiento, no es claro *a priori* qué indicadores son los adecuados a ser utilizados en las investigaciones empíricas; y lo mismo se cuestiona para estimar el efecto adverso que postula la teoría respecto a la ineficiencia gubernamental o la corrupción sobre el crecimiento.

---

<sup>11</sup> Este estudio también analizó otras variables que dentro de la teoría económica se consideran relevantes para explicar el crecimiento de un país, como el tipo de cambio real bilateral entre México y Estados Unidos, los costos unitarios de la mano de obra, el déficit público y el gasto gubernamental, entre otras; sin embargo, éstas no fueron estadísticamente significativas para explicar el comportamiento del crecimiento mensual de la economía mexicana.

<sup>12</sup> El periodo se determinó de acuerdo con la disponibilidad y estructura de la información, ya que las series del IGAE, la inversión y la productividad en el sector manufacturero sólo existen desde enero de 1993. La fuente de los datos de estas tres series es *Indicadores Económicos de Coyuntura e Indicadores de Competitividad del Banco de Información Económica* del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática; para el INPC, la inflación subyacente y el Índice Nacional de Precios al Productor la fuente es *Indicadores Económicos y Financieros* (precios) del Banco de México; y, para el precio de la mezcla mexicana de petróleo crudo de exportación, es *Indicadores Petroleros del Informe* de Pemex.

Por ello no resulta sorprendente el señalamiento de Levine y Renelt (1992), en el sentido de que más de 50 variables utilizadas en distintos estudios resultaron correlacionadas significativamente con el crecimiento en al menos una regresión. Sala-i-Martin (1997) indica que en la literatura económica se han empleado más de 63 variables para explicar el crecimiento desde un punto de vista empírico.

La justificación para utilizar las variables seleccionadas en este ejercicio se encuentra en un sinfín de referencias teóricas. En particular, la inversión y la productividad se consideran variables fundamentales para explicar el crecimiento económico en muchas investigaciones, como en Mundell (1963), Levine y Renelt (1992), De Long y Summers (1992, 1993) o en Sala-i-Martin (1997), por mencionar algunas. Lo mismo puede decirse del efecto que tienen los términos de intercambio (precios del petróleo en este caso) sobre el crecimiento, que al estar afectados por la paridad cambiaria tienen implícitamente una incidencia inequívoca en el desempeño de la actividad económica (Krugman y Taylor, 1978; Dornbusch, 1988). En este sentido, se esperaría que en la explicación del crecimiento los coeficientes de estas variables fueran positivos, incluso bajo una especificación no lineal del modelo.

La segunda advertencia tiene que ver con las características estadísticas de las series, ya que en sus datos originales éstas no son variables estacionarias. Ello impone ciertas restricciones a la manera econométrica de adecuar el modelo no lineal planteado por Sarel (1996) a la economía mexicana. En la siguiente sección se hace un recuento exhaustivo de las propiedades de las series, para después describir la estrategia de formulación y estimación del modelo que explica el comportamiento del crecimiento económico de México en función de la inflación con un enfoque no lineal.

### II.1.1. Características estadísticas de las series

Todas las series originales utilizadas en esta investigación no son variables estacionarias. De hecho, como lo muestran los valores de la prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF, por sus siglas en inglés), para cada serie no puede rechazarse la hipótesis nula de raíz unitaria (cuadro 2).

Asimismo, una inspección del comportamiento histórico de cada variable y de su autocorrelograma —que converge muy lentamente— confirma que efectivamente las series originales no son estacionarias. Esto se observa en las gráficas 2 a 6.

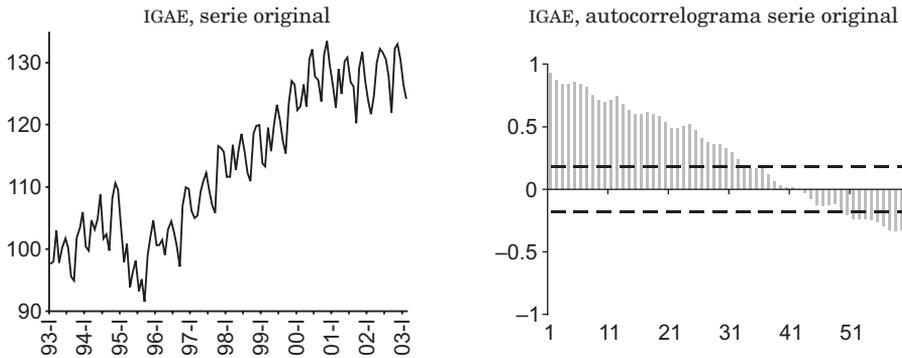
**Cuadro 2.** Pruebas de raíces unitarias en cifras originales

	<i>Dickey-Fuller Aumentada, estadísticos</i>	<i>Valor crítico al 1 por ciento*</i>
IGAE	-2.0375	-3.4852
INPC	-0.2474	-3.4852
Inversión	-3.1403	-4.0361
Productividad	-2.8506	-4.0373
Precio del petróleo	-0.5152	-2.5827

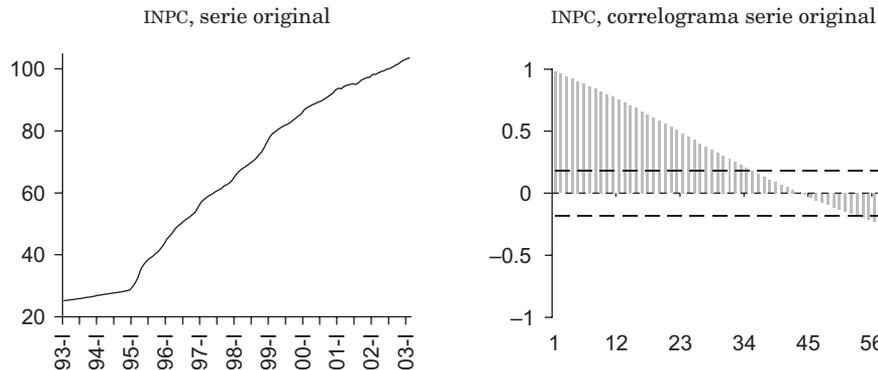
\* Valor crítico para rechazar hipótesis de raíz unitaria (MacKinnon).

Sin embargo, y esto es una peculiaridad de las series, la tasa de crecimiento anual de cada una de las variables tampoco es estacionaria. Como se muestra en el cuadro 3, los valores de la ADF advierten la presencia de una raíz unitaria en la primera diferencia estacional

**Gráfica 2**

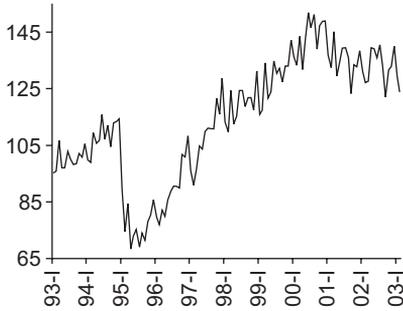


**Gráfica 3**

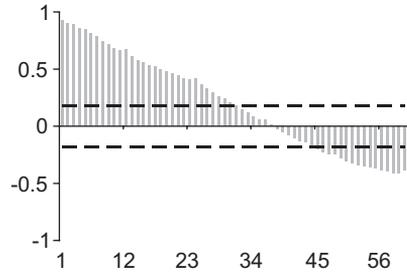


### Gráfica 4

Inversión, serie original

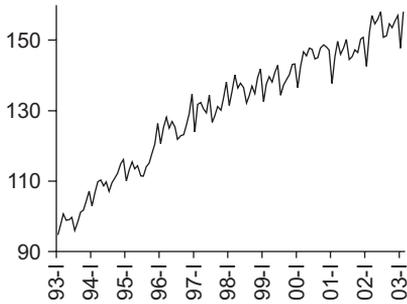


Inversión, correlograma serie original

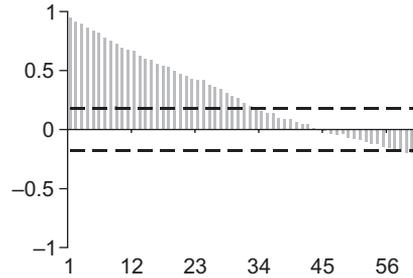


### Gráfica 5

Prod, serie original

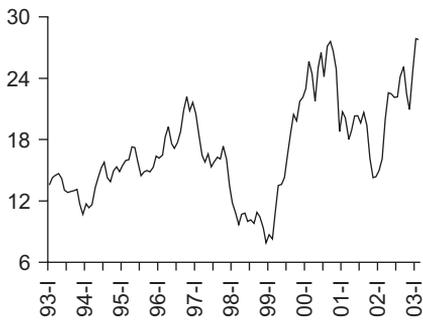


Prod, correlograma serie original

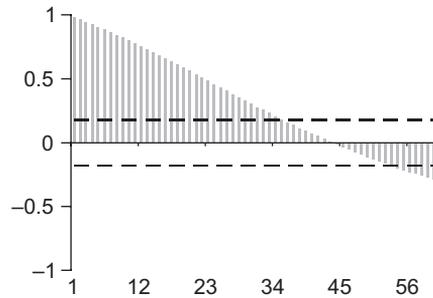


### Gráfica 6

Ppet, serie original



Ppet, correlograma serie original



**Cuadro 3.** Pruebas de raíces unitarias en tasas anuales

	<i>Dickey-Fuller Aumentada, estadísticos</i>	<i>Valor crítico al 1 por ciento*</i>
IGAE	-1.6827	-2.5848
INPC	-3.0873	-4.0460
Inversión	-2.0809	-2.5846
Productividad	-2.2280	-3.4917
Precio petróleo	-1.9693	-2.5848

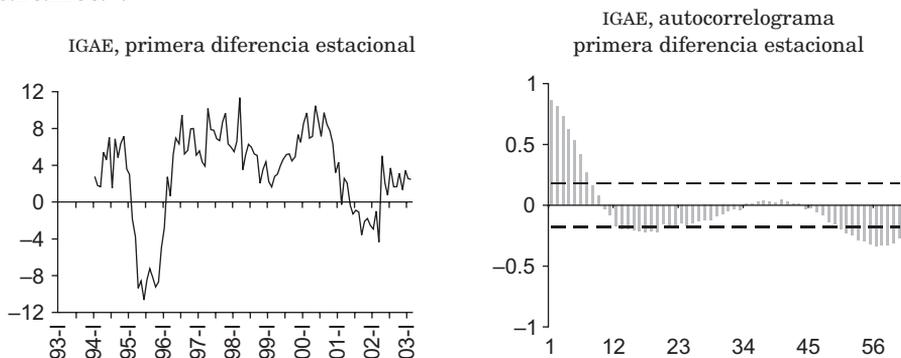
\* Valor crítico para rechazar hipótesis de raíz unitaria (MacKinnon).

$(X_t - X_{t-12})$  de cada serie. Esto no debe confundirse con la propiedad de algunas variables financieras que son integradas de orden dos y que, por tanto, necesitan dos diferencias regulares  $(X_t - X_{t-1}) - (X_{t-1} - X_{t-2})$  para ser estacionarias.<sup>13</sup>

De la misma manera que en las cifras originales, los autocorrelogramas de las tasas anuales de crecimiento de cada variable muestran un comportamiento característico de las series no estacionarias; en este caso el comportamiento es oscilatorio. Esto se observa en las gráficas 7 a 11.

Con el fin de contar con una caracterización completa de las propiedades estadísticas de las series, se realizó una identificación de los datos originales mediante modelos ARIMA estacionales multiplicativos, de acuerdo con el procedimiento estándar del TRAMO/SEATS, desarrollado por Agustín Maravall y Víctor Gómez.<sup>14</sup> El método de estimación en todos los casos es a través de máxima verosimilitud exacta. En su expresión más

**Gráfica 7**

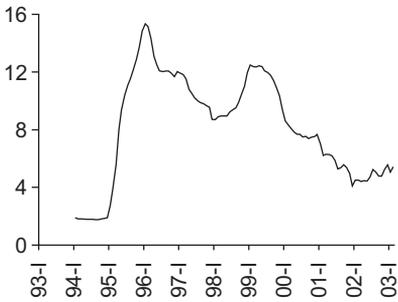


<sup>13</sup> La especificación completa de cada prueba se presenta en el Anexo A.1.

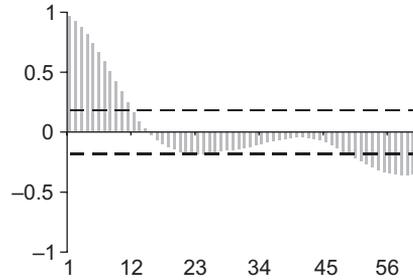
<sup>14</sup> Para el lector interesado en el análisis estacional de las series de tiempo se recomienda Ghysels y Osborn (2001).

### Gráfica 8

INPC, primera diferencia estacional

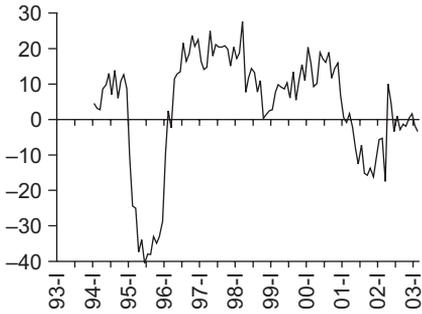


INPC, autocorrelograma  
primera diferencia estacional

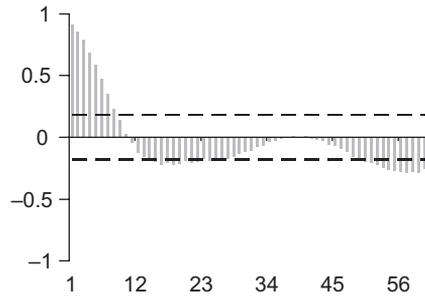


### Gráfica 9

Inversión, primera diferencia estacional

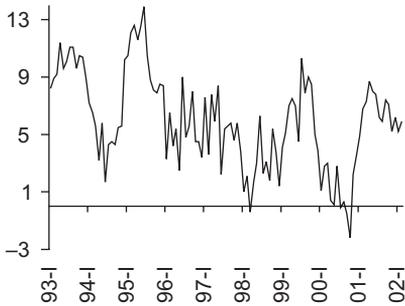


Inversión, correlograma de la primera  
diferencia estacional

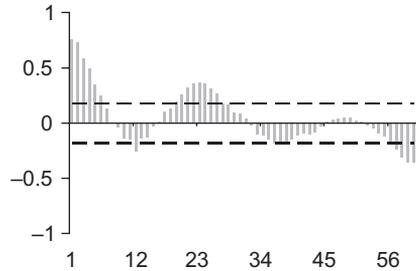


### Gráfica 10

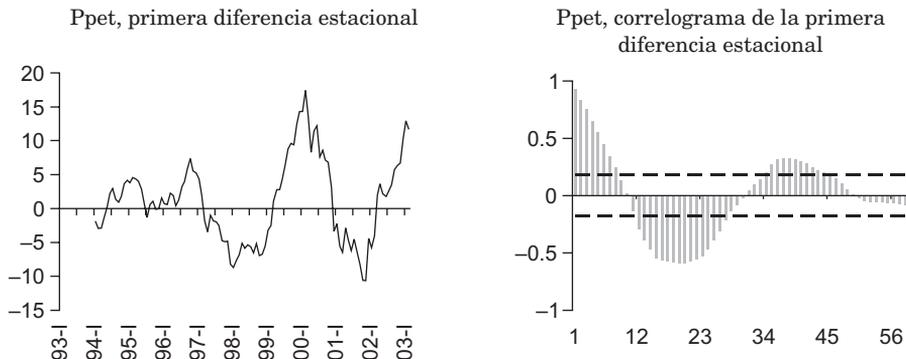
Prod, primera diferencia estacional



Prod, correlograma de la primera  
diferencia estacional



### Gráfica 11



general, el modelo se puede escribir de la siguiente manera para una variable aleatoria  $z_t$ :

$$\phi(B)\Phi(B^s)(1 - B)^d(1 - B^s)^D z_t = \theta(B)\Theta(B^s)a_t$$

en donde:  $B$  es el operador de rezago ( $Bz_t = z_{t-1}$ ),  $s$  es el periodo estacional,  $\phi(B) = (1 - \phi_1 B^1 - \dots - \phi_p B^p)$  es el operador autorregresivo (AR) de orden  $p$  en la parte no estacional,  $\phi(B^s) = (1 - \phi_1 B^s - \dots - \phi_p B^{ps})$  es el operador AR estacional,  $\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$  es el operador de promedios móviles (MA) de orden  $q$  no estacional,  $\Theta(B^s) = (1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs})$  es el operador MA estacional, y  $a_t$  es ruido blanco ( $a_t \sim (0, \sigma)$  para todo  $t$ ). Por su parte  $(1 - B)^d$  y  $(1 - B^s)^D$  implican diferencias regulares no estacionales de orden  $d$  y diferencias estacionales de orden  $D$ , respectivamente. El cuadro 4 muestra la descripción de las series.

Como se puede observar, todas las series originales requieren una diferencia regular ( $X_t - X_{t-1}$ ) y una diferencia estacional ( $X_t - X_{t-12}$ ) para que sean estacionarias, por lo que ninguna de estas diferencias de manera aislada es suficiente para lograr esta propiedad. Las series también están caracterizadas además por procesos autorregresivos o promedios móviles en la parte regular (no estacional) y/o en el segmento estacional. En este sentido, las tasas anuales de crecimiento de las variables utilizadas en este documento son integradas de orden uno  $I(1)$ .

Una alternativa para evaluar el número de raíces unitarias en las series sería emplear el procedimiento propuesto por Franses y Taylor (2000) para el tratamiento de series mensuales con efectos estacionales. Sin embargo, esta metodología, así como la planteada por Beaulieu y Miron (1993) o por Taylor (1998), requiere al menos de 240 observa-

**Cuadro 4.** Descripción de las series mediante modelos estacionales ARIMA

<i>Serie original</i>	<i>Modelo Box-Jenkins estacional multiplicativo (p,d,q)(P,D,Q)</i>	<i>Corrección por: días laborables Semana Santa</i>	<i>Observaciones aberrantes Tipo (mes, año)</i>
IGAE	(0,1,0)(0,1,1) MAS -0.592	Días laborables (S) Semana Santa (S)	AO(7,1993)
INPC	(1,1,0)(0,1,1) AR -0.858 MAS -0.562	Días laborables (NS) Semana Santa (NS)	LS(4,1995) LS(12,1996) TC(7,2001) AO(12,2001)
Inversión	(0,1,0)(0,1,1) MAS -0.632	Días laborables (S) Semana Santa (S)	LS(1,1995) LS(2,1995) AO(3,1999) LS(1,2000)
Precio petróleo	(0,1,1)(0,1,1) MA 0.677 MAS -0.534	Días laborables (NS) Semana Santa (NS)	TC(2,2000) LS(5,2000) AO(7,2000)
Productividad	(1,1,0)(0,1,1) AR 0.326 MAS -0.561	Días laborables (NS) Semana Santa (NS)	AO(6,1997)

AR(p): Autorregresivo no estacional de orden  $p$ . ARS(P): Autorregresivo estacional de orden  $P$ . MA(q): Promedio móvil no estacional de orden  $q$ . MAS(Q): Promedio móvil estacional de orden  $Q$ . S: Significativo y corrección del efecto. NS: No significativo y sin corregir por ese factor. AO: Observación aberrante aditiva (*additive outlier*). LS: Desplazamiento de nivel (*level shift outlier*). TC: Cambio temporal (*temporary change outlier*).

ciones mensuales (20 años) y en este ejercicio sólo se cuenta con 110 datos utilizables. La mayor limitación impuesta por esta restricción radica, fundamentalmente, en que la metodología de Franses y Taylor establece ajustar previamente un modelo AR de orden  $p$ , con un número de rezagos entre  $p_{\min} = 24$  y  $p_{\max} = 42$ , lo cual reduce sustancialmente los grados de libertad en el análisis de cada variable.

Sin embargo, el diagnóstico de las series mediante el TRAMO/SEATS, el análisis de los autocorrelogramas y los resultados de las pruebas ADF mostrados en el cuadro 3 se consideran complementos suficientes para asegurar que las tasas anuales de las variables no son por sí solas series estacionarias.

Sobre las pruebas ADF realizadas para cada una de las tasas anuales de crecimiento, es necesario reconocer que el nivel y la potencia de la prueba están afectados por el número de rezagos de las diferencias incluidas. Esta situación es particularmente importante cuando el pro-

ceso generador de datos tiene una raíz cercana a  $-1$  en el promedio móvil, porque ello requeriría un componente autorregresivo de orden muy elevado para que la prueba de raíz unitaria no sufriera de distorsiones en su nivel (Ng y Perron, 2001). Desafortunadamente, tanto el Criterio de Información de Akaike (AIC) como el Bayesiano de Schwarz (BIC) tienden a seleccionar un número de rezagos muy pequeño y, por tanto, las pruebas conducen erróneamente a rechazar la hipótesis nula sobremanera. Un método alternativo para seleccionar el número de rezagos es mediante la aplicación secuencial del criterio de lo general a lo específico propuesto por Hall (1994). Sin embargo, si bien con la regla de Hall se aminora la distorsión en el nivel de las pruebas, un exceso de parámetros conduce a una reducción sustancial de la potencia de la prueba. En este sentido, lo procedente sería construir una prueba bajo el Criterio de Información Modificado (MIC) planteado por Ng y Perron (2001).

No obstante, la caracterización de las series mediante el TRAMO/SEATS no contiene parámetro alguno en el promedio móvil no estacional, salvo en la serie del precio del petróleo (pero incluso ahí su valor de 0.677 no está cercano a  $-1$ ) y ninguno de los parámetros autorregresivos está por arriba de 0.9. Por esta razón, el número de rezagos utilizados en las pruebas ADF es el que resulta de aplicar el BIC, número que además coincide con el seleccionado al utilizar la regla secuencial de Hall (1994).<sup>15</sup>

Los resultados de las pruebas ADF para la primera diferencia regular de la tasa de crecimiento anual de cada variable se muestra en el cuadro 5. En todos los casos se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria y, por tanto, al igual que en la caracterización de las series mediante el TRAMO/SEATS, se concluye que las tasas anuales de crecimiento de las series son  $I(1)$ .<sup>16</sup>

---

<sup>15</sup> Se reconoce que una prueba con el MIC fortalecería la inferencia estadística y la caracterización de las series. Sin embargo, un análisis exhaustivo y preciso sobre la existencia de raíces unitarias en cada una de las series utilizadas constituye un tema de investigación en sí, por lo que rebasa los límites y objetivos de este trabajo.

<sup>16</sup> En el Anexo A.2 se presenta un conjunto de gráficas en el que se muestra el comportamiento de las series en su forma original, en primeras diferencias regulares, primeras diferencias estacionales y en la primera diferencia de la diferencia estacional. Los correlogramas muestran claramente que las series en su forma original, en tasas anuales de crecimiento y en primeras diferencias regulares no son estacionarias. La estacionariedad de las series se logra sólo en primeras diferencias de las diferencias estacionales.

**Cuadro 5.** Pruebas de raíces unitarias en primera diferencia de la tasa anual de las series

	<i>Dickey-Fuller Aumentada, estadísticos</i>	<i>Valor crítico al 1 por ciento*</i>
IGAE	-12.2761	-2.5828
INPC	-3.7795	-2.5850
Inversión	-12.5463	-2.5848
Productividad	-16.5784	-2.5848
Precio del petróleo	-8.8628	-2.5848

\* Valor crítico para rechazar hipótesis de raíz unitaria (MacKinnon).

## II.1.2. Formulación del modelo e interpretación de los resultados

En esta sección se analiza, en una primera etapa, si existe un umbral a partir del cual la relación que guarda la inflación con el crecimiento cambia de signo. Para ello se formula una especificación similar a la empleada por Sarel (1996), aunque tiene ciertas modificaciones que permiten hacer una interpretación de los resultados más directa. En una segunda etapa, y considerando las características estadísticas de las series, se plantea una especificación dinámica del modelo utilizando un ADL.

En esta primera etapa, el modelo propuesto es:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 f(\pi^*) + \beta_2 D(\pi_t - \pi^*) + \beta_3 k_t + \beta_4 ppet_t + \beta_5 prod_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

en donde  $y$ ,  $\pi$ ,  $k$ ,  $ppet$ ,  $prod$  se refieren a la tasa anual de crecimiento del IGAE, a la inflación anual medida a través del INPC, a la variación real anual de la inversión, al crecimiento porcentual del precio de la mezcla mexicana de petróleo crudo de exportación y a la tasa de crecimiento del índice de productividad de la mano de obra en el sector manufacturero, respectivamente. La función  $f(\pi^*)$  y la variable dicotómica  $D$  tienen por objeto separar con precisión el efecto de la inflación moderada de aquel que tiene la inflación elevada sobre el crecimiento. Estos componentes están definidos como:

$$f(\pi^*) = \begin{cases} \pi_t & \text{si } \pi_t \leq \pi^* \\ \pi^* & \text{si } \pi_t < \pi^* \end{cases}$$

$$D = \begin{cases} 0 & \text{si } \pi_t \leq \pi^* \\ 1 & \text{si } \pi_t < \pi^* \end{cases}$$

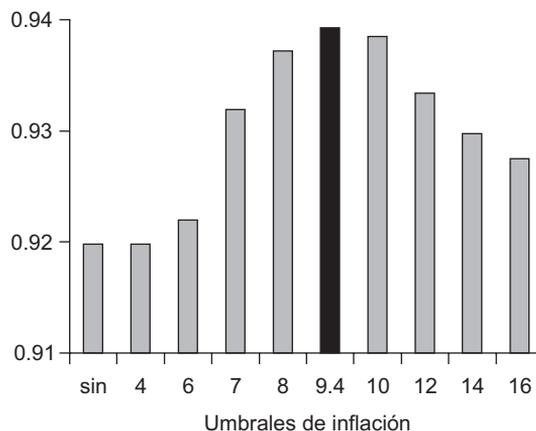
La diferencia con la especificación propuesta por Sarel (1996) radica en el tratamiento del segundo término de la ecuación, lo cual a su vez induce una cuantificación e interpretación distinta en los resultados. Bajo la formulación de Sarel, el modelo sería:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1\pi_t + \alpha_2D(\pi_t - \pi^*) + \alpha_3k_t + \alpha_4ppet_t + \alpha_5prod_t + v_t \quad (2)$$

En el caso de Sarel, para conocer el efecto de la inflación alta sobre el crecimiento es necesario sumar el valor de los coeficientes  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$ , mientras que con la especificación (1) los efectos de la inflación baja y alta son capturados de manera directa por los coeficientes  $\beta_1$  y  $\beta_2$ , respectivamente. En el Anexo A.3 se demuestra que la utilización de ambas especificaciones conduce a resultados idénticos. Esto no podría ser de otra manera, puesto que el conjunto de información empleado es exactamente el mismo.

Al igual que en Sarel (1996), el umbral de inflación a partir del cual la relación entre inflación y crecimiento cambia de signo se selecciona como aquel valor ( $\pi^*$ ) que minimiza la suma de residuos al cuadrado de la regresión no lineal especificada anteriormente. Esta condición es equivalente a encontrar el umbral que maximiza la bondad de ajuste de la regresión ( $R^2$ ). La estimación iterada de varias regresiones para el caso de la economía mexicana indica que la  $R^2$  se maximiza cuando  $\pi^* = 9.4\%$ , como se indica en la gráfica 12.

**Gráfica 12.** Bondad de ajuste a diferentes umbrales de inflación



En el cuadro 6 se presentan los resultados obtenidos mediante la especificación no lineal (1) para un valor de  $\pi^* = 9.4\%$ . Para efectos de comparación, también se incluyen los resultados que se desprenden de un modelo lineal del tipo:

$$y_t = \psi_0 + \psi_1\pi_t + \psi_2k_t + \psi_3ppet_t + \psi_4prod_t + \eta_t \quad (3)$$

Estos resultados sirven para comprobar si el umbral de inflación es estadísticamente significativo y para cuantificar el efecto que tiene la inflación sobre el crecimiento cuando ésta se ubica antes y después de  $\pi^*$ .

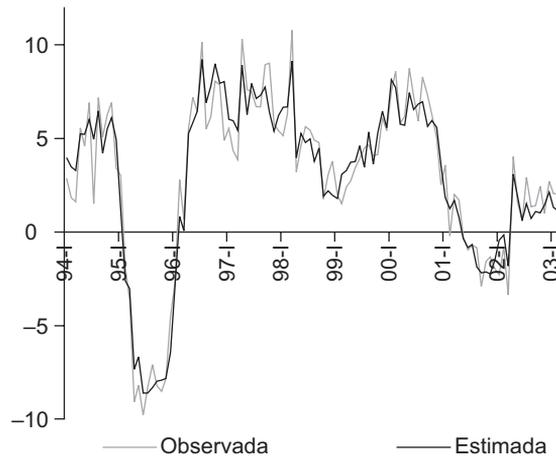
Como se observa en la gráfica 13, el comportamiento de las tasas anuales de crecimiento del IGAE es replicado de una manera aceptable por el modelo (1). Además, la  $R^2$  ajustada garantiza un mejor ajuste con la especificación no lineal (1) que el que se obtendría con el modelo lineal (3).<sup>17</sup>

**Cuadro 6.** Resultados econométricos

<i>Especificación (1) con <math>\pi^* = 9.4</math></i>		<i>Especificación (3) sin umbral</i>	
<i>C</i>	-2.1597 (0.7246)	<i>C</i>	1.7916 (0.2716)
Inflación baja ( $\pi_t \leq \pi^*$ )	<b>0.4749</b> (0.0903)	No incluida	
Inflación alta ( $\pi_t > \pi^*$ )	<b>-0.1054</b> (0.0143)	Inflación ( $\pi_t$ )	<b>-0.0437</b> (0.0110)
<i>K</i>	0.2352 (0.0088)	<i>K</i>	0.2618 (0.0086)
<i>Ppet</i>	0.0079 (0.0023)	<i>Ppet</i>	0.0105 (0.0026)
<i>Prod</i>	0.1780 (0.0396)	<i>Prod</i>	0.1058 (0.0430)
$R^2$ ajustada	0.9363	$R^2$ ajustada	0.9167
Durbin-Watson	1.7125	Durbin-Watson	1.3123

*Nota:* Error estándar entre paréntesis. Los coeficientes son significativos al 1 por ciento.

<sup>17</sup> El estadístico Durbin-Watson calculado en la especificación lineal se encuentra por debajo del límite inferior teórico  $dL$  (1.462) para una prueba al 1% de significancia con 100 observaciones, por lo que se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación  $H_0: \rho = 0$  en favor de la alternativa  $H_1: \rho > 0$ . En contraste, el Durbin-Watson calculado en la especificación no lineal se encuentra por arriba del límite superior  $dU$  (1.647), por lo que no se puede rechazar  $H_0$ .

**Gráfica 13.** Tasas anuales de crecimiento del IGAE

Para probar la robustez de estos resultados ante distintas nociones de inflación, se puede llevar a cabo un procedimiento similar utilizando las definiciones de inflación que se derivan del subíndice de inflación subyacente (*core inflation*) o del Índice Nacional de Precios al Productor (INPP).<sup>18</sup>

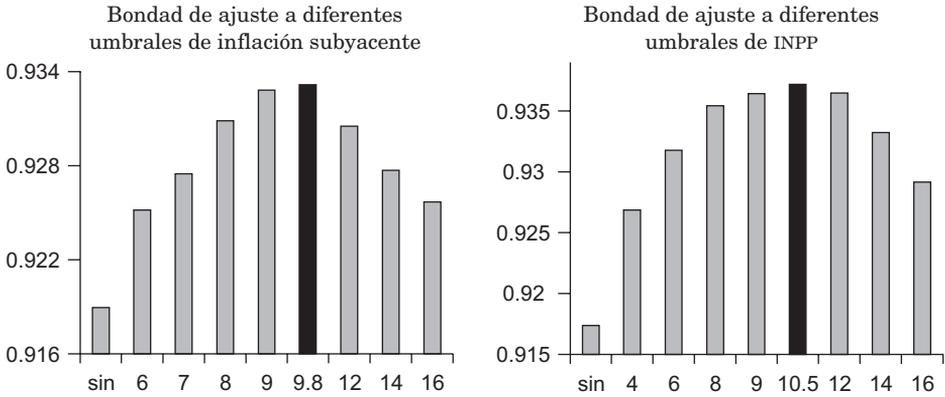
Algunos bancos centrales que han adoptado un esquema de objetivos inflacionarios para guiar el diseño de su política monetaria consideran que la inflación subyacente es un indicador más relevante que la inflación medida a través del índice general de precios. Esta consideración se basa en el hecho de que la inflación subyacente, al eliminar algunos precios que muestran un comportamiento más volátil debido a situaciones estacionales, refleja con mayor nitidez las presiones inflacionarias de mediano plazo.<sup>19</sup>

Como se observa en la gráfica 14, los umbrales de inflación que maximizan la  $R^2$  de la especificación no lineal (1) utilizando la inflación subyacente y el INPP son 9.8 y 10.5%, respectivamente. Estas cifras, a pesar de estar ligeramente por encima del umbral seleccionado con el INPC, son congruentes con los hallazgos Judson y Orphanides (1996).

<sup>18</sup> El concepto de robustez utilizado en este documento se refiere a la estabilidad de los parámetros del modelo estimados bajo distintas definiciones de inflación y periodos muestrales, por lo que no debe confundirse con la acepción de robustez en el sentido de Leamer (1983).

<sup>19</sup> En México la inflación subyacente se obtiene de eliminar del INPC los subíndices de precios de los productos agropecuarios, los bienes y servicios administrados por el sector público y los concertados, así como los precios de la educación.

**Gráfica 14**

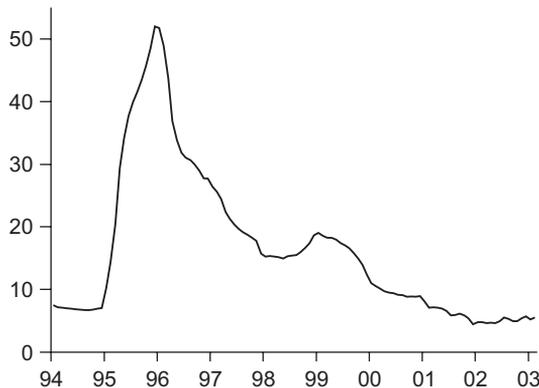


Las estimaciones econométricas del Anexo A.4 corroboran también la existencia de una relación no lineal entre el crecimiento económico en México y estas dos medidas de inflación alternativas.

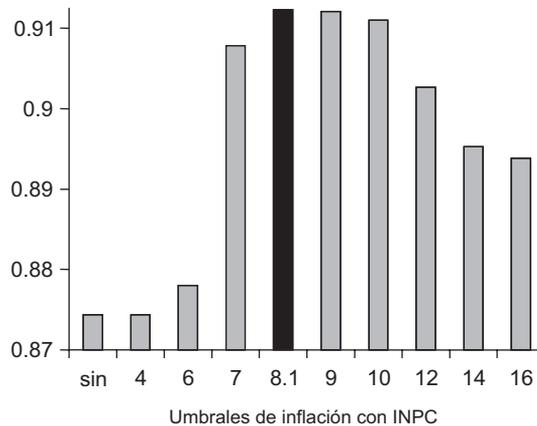
Si bien los resultados son robustos ante distintas definiciones de inflación, cabría la posibilidad de que el umbral estuviera influido de manera significativa por el periodo de la muestra en que la inflación alcanzó tasas excepcionalmente altas. La gráfica 15 muestra el comportamiento de la inflación.

Entre 1994 y 2003 la mayor tasa de inflación que registró el INPC fue de 51.96%, cifra observada en diciembre de 1995. A pesar de que desde entonces el proceso desinflacionario ha sido continuo, se considera pertinente estimar nuevamente el modelo (1) con una muestra que

**Gráfica 15.** Tasas de inflación según el INPC, 1994-2003



### Gráfica 16. Bondad de ajuste a diferentes umbrales de inflación, 1997-2003



incluya datos a partir de 1997, ya que durante los meses de 1996 la inflación promedio todavía era elevada y se encontraba por arriba de 34 por ciento.

En este caso, el umbral inflacionario que maximiza la bondad de ajuste del modelo (1) se ubica en 8.1%, como se indica en la gráfica 16.<sup>20</sup> Es decir que la crisis económica de 1995 y los niveles inflacionarios que prevalecieron hasta 1996 magnifican el umbral calculado con el INPC en 1.3 puntos porcentuales. La magnitud del umbral encontrado con la muestra reducida tiene suma relevancia e implicaciones para el diseño de la política económica.

Los resultados que se presentan en el cuadro 7 sugieren que los efectos absolutos —tanto positivos como negativos— que tiene la inflación sobre el crecimiento son mayores que con la muestra completa. Además, la existencia del umbral no se ve alterada con la variación en el tamaño de la muestra, aunque éste pasa de 9.4 a 8.1%. Asimismo, en la muestra reducida el efecto negativo que tiene la inflación sobre el crecimiento en la especificación no lineal (1) sigue siendo claramente mayor que el efecto estimado con la especificación lineal (3).

Los resultados de la especificación no lineal para la muestra reducida sugieren la existencia de un umbral inflacionario en 8.1% alrededor del cual el efecto de la inflación sobre el crecimiento cambia de signo.

<sup>20</sup> Utilizando el tamaño de muestra de 1996-2003, 1998-2003 y 1999-2003 también se obtienen umbrales de 8.1 por ciento.

**Cuadro 7.** Resultados econométricos con diferentes especificaciones y muestras

	A $\pi^* = 9.4$	B $\pi^* = 8.1$	C Sin $\pi^*$
<i>C</i>	-2.1597* (0.7246)	-2.9722* (1.0043)	1.9202* (0.5264)
Inflación baja ( $\pi_t \leq \pi^*$ )	<b>0.4749*</b> (0.0903)	<b>0.6737*</b> (0.1395)	<b>No incluida</b>
Inflación alta ( $\pi_t > \pi^*$ )	<b>-0.1054*</b> (0.0143)	<b>-0.1511*</b> (0.0353)	<b>-0.0642***</b> (0.0374)
<i>K</i>	0.2352* (0.0088)	0.2656* (0.0221)	0.3075* (0.0247)
<i>Ppet</i>	0.0079* (0.0023)	0.0076* (0.0021)	0.0099* (0.0025)
<i>Prod</i>	0.1780* (0.0396)	0.1649** (0.0731)	0.0757 (0.0847)
$R^2$ ajustada	0.9363	0.9059	0.8671
Durbin-Watson	1.7125	1.6899	1.1512
Estadístico <i>F</i>	321.68	141.54	120.04
Prob(Estadístico <i>F</i> )	0.0000	0.0000	0.0000

*Nota:* Error estándar entre paréntesis. A: Modelo no lineal (1) con muestra completa, de enero de 1993 a febrero de 2003. B: Modelo no lineal (1) con muestra reducida, de enero de 1997 a febrero de 2003. C: Modelo lineal (3) con muestra reducida, de enero de 1997 a febrero de 2003. \* Significativo al 1 por ciento. \*\* Significativo al 5 por ciento. \*\*\* Significativo al 10 por ciento.

En otras palabras, la inflación podría tener una influencia positiva sobre el crecimiento de la economía mexicana siempre y cuando ésta se ubique por debajo de 8.1%; asimismo, tasas de inflación superiores al umbral desalientan inequívocamente la expansión del producto de manera severa.

El valor del umbral para el caso de México está entre los niveles de 8 y 10% que encontraron respectivamente Sarel (1996) y Judson y Orphanides (1996) en muestras amplias de países.

Las pruebas *t* para los coeficientes tanto de la inflación baja ( $\pi_t < \pi^*$ ) como de la alta ( $\pi_t > \pi^*$ ) muestran que cada uno de estos segmentos es estadísticamente significativo para explicar el crecimiento del IGAE. Este resultado contrasta con lo encontrado por Sarel (1996) y Judson y Orphanides (1996) ya que en ambas investigaciones, a pesar de que el coeficiente para la inflación baja es positivo, éste no es estadísticamente significativo. Para el caso de México, por el contrario, con un nivel

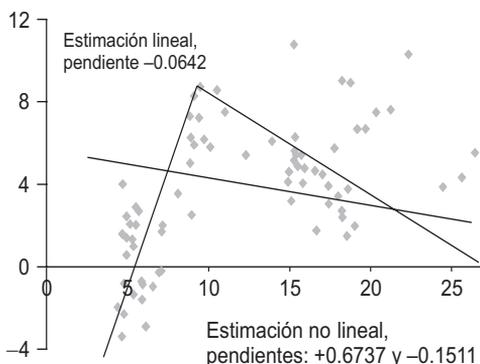
de confianza de 99% podría aseverarse que existe un intervalo dentro del cual la relación de la inflación con el crecimiento es positiva.

Los resultados también revelan que el efecto pernicioso de la inflación alta sobre el crecimiento es mucho mayor al que resulta de la estimación lineal (-0.1511 vs. -0.0642). En este caso el factor de subestimación es 2.35; es decir, en el segmento pernicioso la estimación no lineal establece que un aumento de 6.61% en la inflación tiene como efecto una reducción de un punto porcentual en el ritmo de crecimiento de la economía, mientras que para que esto suceda bajo el enfoque lineal se requiere un incremento inflacionario de 15.56%. Este resultado es sorprendentemente similar al encontrado por Sarel (1996), en donde el factor de subestimación es de 3. En la gráfica 17 se observa la relación entre la inflación y el crecimiento bajo distintas estimaciones.

Sarel (1996) explica el origen de la subestimación argumentando que cuando  $\pi_t > \pi^*$  la regresión no lineal evalúa el coeficiente utilizando sólo el rango de inflaciones altas en las que la pendiente de la función, además de ser negativa, está más inclinada, mientras que la estimación lineal calcula ese coeficiente como un promedio de las pendientes positiva y negativa que existen antes y después del umbral.

Asimismo, el hecho de que los coeficientes para la inflación baja ( $\pi_t < \pi^*$ ) y alta ( $\pi_t > \pi^*$ ) tengan signos contrarios y que sus valores sean estadísticamente distintos de cero, garantiza que el umbral inflacionario ( $\pi^*$ ) en 8.1% también sea significativo.<sup>21</sup>

**Gráfica 17.** Relación entre inflación y crecimiento, ilustración de distintas estimaciones\*



\* Se refiere a la inflación y al crecimiento anual del IGAE, 1997-2003. Esta gráfica no está a escala, las pendientes sólo son ilustrativas.

<sup>21</sup> Una manera alternativa para comprobar que el umbral en 8.1% es estadísticamente significativo es realizar una prueba *t* sobre el coeficiente  $\alpha_2$  bajo la especificación de Sarel (1996).

Al no diferenciar entre tasas de inflación bajas y altas, la especificación lineal afecta de manera sustancial la estimación del intercepto porque gran parte del comportamiento estadístico omitido se absorbe en ese parámetro. De hecho, suponer un ritmo de crecimiento de 1.92% ante la ausencia no sólo de inflación sino sobre todo de acumulación de capital y de mayor productividad resulta contradictorio a los postulados teóricos más generales.

En la gráfica 18 se observa el ajuste de la regresión no lineal (1) en la muestra reducida con un umbral inflacionario de 8.1%, así como el comportamiento del error estimado. Además, este conjunto incluye el autocorrelograma y el autocorrelograma parcial de los residuos en donde se aprecia que ninguno de los 32 rezagos se ubica por afuera de las bandas de Bartlett. Cabe señalar que el valor del estadístico  $Q$  de Ljung-Box para cualquiera de estos rezagos no rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación de orden  $K$  en los residuos. De esta manera, y considerando que los errores carecen de tendencia y se distribuyen de forma aleatoria alrededor del cero, el comportamiento de éstos sugiere que el modelo está bien especificado.

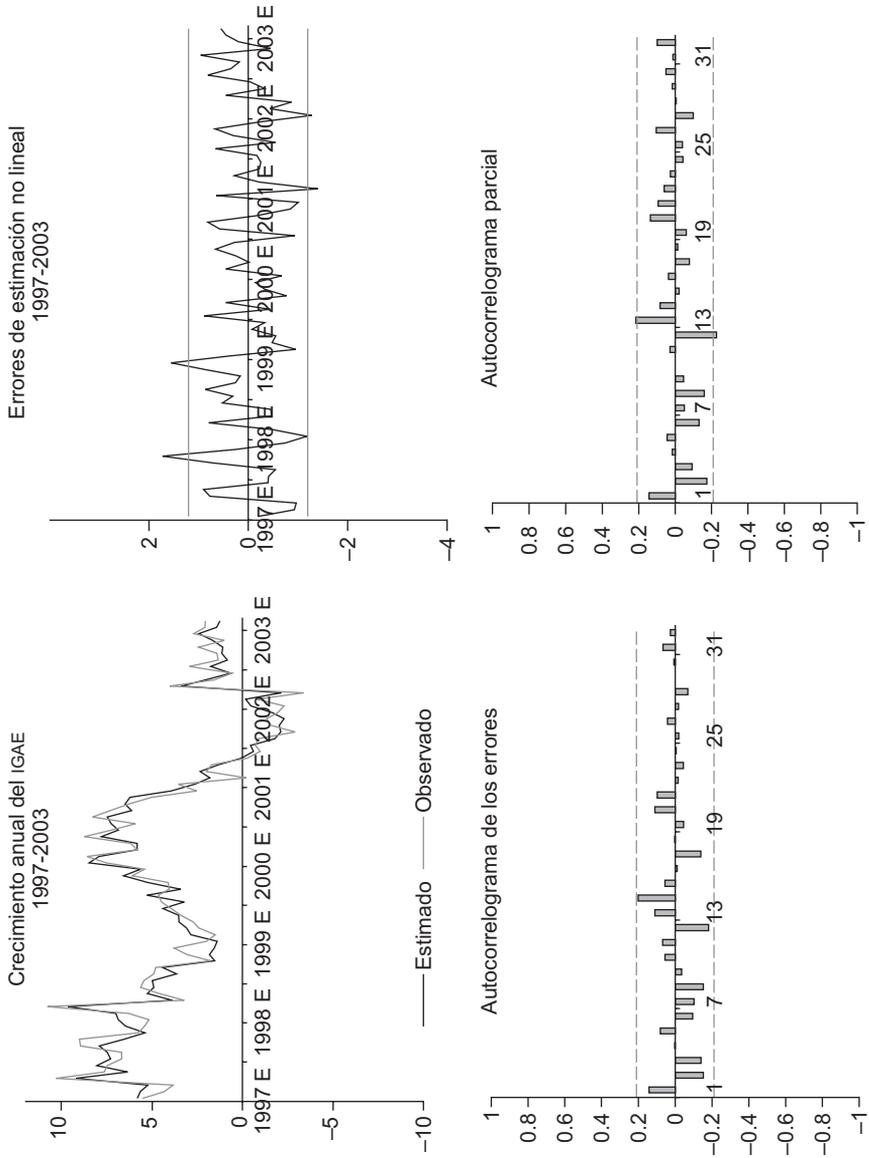
Una vez determinado el umbral inflacionario es pertinente formular el modelo de una manera dinámica. Para los objetivos de esta investigación y con el fin de preservar la sencillez, resulta conveniente proponer un modelo ADL que en su forma más general contenga 12 rezagos en cada variable. En particular, para el caso de México se evalúa el siguiente ADL(12,12;5):

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{12} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^{12} \beta_{1,j} f_{t-j}(\pi^*) + \sum_{j=0}^{12} \beta_{2,j} D(\pi_{t-j} - \pi^*) + \sum_{j=0}^{12} \beta_{3,j} k_{t-j} + \sum_{j=0}^{12} \beta_{4,j} pp_{t-j} + \sum_{j=0}^{12} \beta_{5,j} prod_{t-j} + \zeta_t$$

---

En particular, en la muestra reducida  $\alpha_2$  es igual a  $-0.8249$  y su error estándar es  $0.1519$ , por lo que el valor de  $-5.4278$  del  $t$  calculado confirma que el umbral es significativo al 99% de confianza.

**Gráfica 18**



**Cuadro 8.** Resultados econométricos del ADL(12,12;5), con  $\pi^* = 8.1$ 

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>P-Valor</i>
Inflación baja ( $\pi_t < \pi^*$ )	1.2657	0.2433	0.0000
Inflación baja ( $\pi_t < \pi^*$ )(-4)	-1.0414	0.2398	0.0000
Inflación alta ( $\pi_t > \pi^*$ )	-0.1768	0.0313	0.0000
Inflación alta ( $\pi_t > \pi^*$ )(-4)	0.1929	0.0493	0.0002
Inflación alta ( $\pi_t > \pi^*$ )(-6)	-0.1336	0.0556	0.0185
Inflación alta ( $\pi_t > \pi^*$ )(-9)	0.2141	0.0636	0.0012
Inflación alta ( $\pi_t > \pi^*$ )(-11)	-0.1864	0.0387	0.0000
<i>K</i>	0.2445	0.0169	0.0000
<i>K</i> (-11)	-0.0482	0.0257	0.0647
<i>K</i> (-12)	0.0831	0.0255	0.0016
<i>Ppet</i> (-3)	0.0112	0.0020	0.0000
<i>Prod</i> (-1)	0.1605	0.0502	0.0020
<i>y</i> (-11)	0.2110	0.0720	0.0044
<i>y</i> (-12)	-0.1983	0.0727	0.0078
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustada	0.9675		
	<i>Coefficientes de largo plazo</i>		
Inflación baja ( $\pi_t < \pi^*$ )	0.2271		
Inflación alta ( $\pi_t > \pi^*$ )	-0.0911		
<i>K</i>	0.2831		
<i>Ppet</i>	0.0114		
<i>Prod</i>	0.1626		

en donde cada variable está definida como en la especificación (1). Los resultados de la estimación del ADL y los coeficientes estadísticamente significativos se presentan en el cuadro 8.

Estos resultados muestran varios aspectos interesantes de la dinámica del crecimiento. Por una parte, es claro que los efectos de la inflación alta sobre el crecimiento tienen mayor persistencia que el impacto de la inflación baja, ya que sus coeficientes son estadísticamente significativos tanto en el componente contemporáneo como en sus rezagos 4, 6, 9 y 11. En contraste, la inflación baja sólo afecta la evolución del producto de forma contemporánea y rezagada cuatro meses. La asimetría en la persistencia de estos efectos tal vez podría servir para explicar el porqué de la asimetría en los ajustes de las expectativas inflacionarias que formula el sector privado, es decir, elevadas tasas de inflación suscitan correcciones a la alza en estas expectativas que son más que proporcionales a las rectificaciones a la baja cuando se verifican

tasas de inflación moderadas. Por otra parte, en la especificación dinámica la inversión y la productividad siguen desempeñando un papel preponderante en el comportamiento del crecimiento, la primera de estas variables con efectos que son transmitidos a la economía hasta con 12 meses de rezago. Asimismo, cabe destacar que el precio del petróleo sólo tiene un efecto marginal en la expansión del producto tanto en el corto como en el largo plazos. En la gráfica 19 se muestra el ajuste de la especificación dinámica, así como el comportamiento de sus errores.

En consecuencia, las tres preguntas planteadas al principio de esta sección se podrían responder de la siguiente manera:

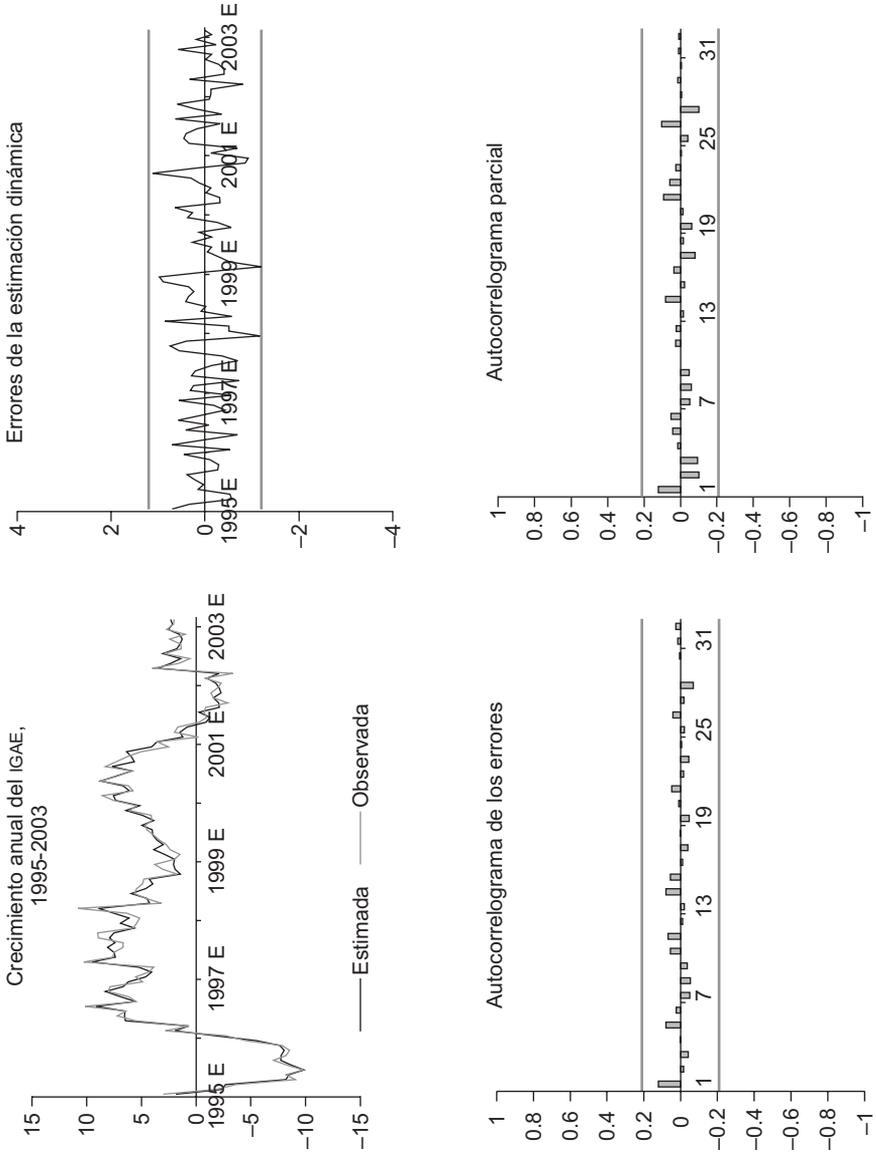
- Sí existe un umbral a partir del cual la relación que guarda la inflación con el crecimiento económico cambia de signo. Este umbral se ubica en un nivel inflacionario de 8.1 por ciento.
- El nivel del umbral sí es estadísticamente significativo.
- Desde una perspectiva estática, el ritmo de crecimiento económico de México se beneficia en 0.6737 puntos porcentuales por cada punto de inflación baja ( $\pi_t < 8.1\%$ ), y se deteriora en 0.1511 por cada punto de inflación alta ( $\pi_t > 8.1\%$ ). Ambos coeficientes son estadísticamente significativos al 99% de confianza. Asimismo, de acuerdo con una especificación dinámica, estos efectos son en el largo plazo 0.2271 y 0.0911, respectivamente. Es decir, a pesar de que la influencia de la inflación (tanto baja como alta) sobre el crecimiento en el largo plazo es menor que en el corto plazo, su efecto no deja de ser importante. Este hallazgo contrasta con los resultados obtenidos por Mendoza (1998), quien concluye que en el largo plazo la inflación prácticamente no tiene efecto alguno sobre el crecimiento.

### III. Conclusiones e implicaciones de política económica

Los resultados de esta investigación sugieren la existencia de una relación no lineal entre la inflación y el crecimiento económico en México. En este sentido, el ritmo de expansión de la economía parece ser alentado por la inflación siempre y cuando ésta se ubique por debajo de 8.1%, ya que tasas de inflación superiores dañan el crecimiento de manera severa.

El nivel del umbral inflacionario a partir del cual la relación entre las variables cambia de signo es estadísticamente significativo y se

Gráfica 19



ubica entre el 8 y el 10% encontrados por Sarel (1996) y Judson y Orphanides (1996), respectivamente. Sin embargo, a diferencia de los resultados de esas investigaciones, el efecto positivo de la inflación moderada sobre el crecimiento económico en México sí es estadísticamente significativo.

El enfoque no lineal adoptado en este trabajo revela que el efecto pernicioso sobre el crecimiento de las inflaciones superiores a 8.1% es mucho mayor que el que resulta con especificaciones econométricas lineales. Para el caso de México, se calcula que el factor de subestimación de las estimaciones lineales es de 2.35; magnitud similar a la encontrada por Sarel (1996), en donde el factor de subestimación es de 3 para una muestra amplia de países.

A la luz de estos resultados es posible aseverar que el convencimiento de muchos economistas, en el sentido de que la inflación es indeseable, es correcto sólo si la inflación está por arriba del umbral de 8.1%. Asimismo, sería pertinente revalorar las afirmaciones que postulan que “la antigua discusión sobre los posibles efectos favorables de la inflación sobre el crecimiento económico ha quedado superada” (Ortiz, 2002, p. 10). Las estimaciones econométricas presentadas en este documento sugieren que el crecimiento se favorece con niveles de inflación moderada y, por tanto, restringir severamente el aumento gradual de los precios podría limitar el ritmo de expansión de la economía mexicana. En otras palabras, el crecimiento económico podría verse desfavorecido con la aplicación de una política monetaria restrictiva si los objetivos de inflación se establecen muy por debajo del umbral de 8.1 por ciento.

Consecuentemente, la adopción de acciones monetarias encaminadas a garantizar tasas de inflación excesivamente bajas, con respecto al umbral inflacionario de 8.1%, podría no constituir una política óptima en términos de crecimiento económico. Los objetivos inflacionarios cercanos a cero imponen restricciones monetarias muy rígidas que desalientan una dinámica productiva vigorosa, ya que las empresas se ven imposibilitadas para absorber los choques de demanda a través de incrementos en sus precios y ello las obliga a incurrir en reducciones ineficientes en sus niveles de empleo y contratación (Akerlof *et al.*, 1996). En este sentido, inflaciones moderadas que no tengan su origen en la acumulación de déficit presupuestarios abultados o en políticas fiscales inconsistentes, sino que sean el resultado de la propia dinámica de los precios relativos, se deberían considerar como benéficas para el crecimiento.

En los últimos años, la política del Banco de México para abatir los índices inflacionarios ha sido muy exitosa y ha estado orientada para que éstos converjan con los niveles de inflación observados en los principales socios comerciales de México (Estados Unidos y Canadá). En este afán, la meta de inflación establecida para el mediano plazo se ubicó en 3.0%. Sin embargo, es probable que este proceso de convergencia haya sido en exceso acelerado y que la meta no sea congruente con las estructuras de mercado que prevalecen actualmente en México. Por tanto, el costo de mantener la inflación alrededor de 3.0% podría ser muy elevado en términos de crecimiento.<sup>22</sup>

A pesar de que esta investigación sugiere una relación no lineal entre la inflación y el crecimiento económico, sus resultados no permiten determinar con precisión el nivel óptimo de la inflación en el mediano plazo por varias razones. En primera instancia, porque el umbral inflacionario es dinámico y su valor está en función de la propia evolución que se observe en la estructura real de la economía. En este sentido, cabría esperar que el umbral inflacionario se reduzca a medida que la economía mexicana se vuelva más competitiva y eficiente en todos sus mercados.<sup>23</sup> En segunda instancia, el hecho de que actualmente la tasa de inflación óptima en términos de crecimiento sea 8.1% no implica que este nivel también sea el adecuado bajo otros criterios, por ejemplo ante sus efectos en la distribución del ingreso. Martínez (2002) documenta importantes beneficios del proceso desinflacionario en términos de mejoras en la distribución, aunque el impacto es ambiguo cuando los niveles de inflación son bajos. Por tanto, se requeriría una investigación más amplia que determinara el nivel de inflación óptimo mediante un análisis costo-beneficio en términos tanto de crecimiento como de empleo y

---

<sup>22</sup> De Akerlof *et al.* (1996) se desprende que entre las tasas de inflación y las estructuras reales de la economía debe existir cierta congruencia por la rigidez a la baja que existe en los salarios nominales. En este sentido, niveles de inflación de 3.0% pueden ser sustentados sin sacrificar el crecimiento en economías como la estadounidense en donde los mercados son más completos y competitivos. Sin embargo, debido a que en México las estructuras de mercado son más heterogéneas y presentan un comportamiento monopolístico más patente –además de que existen mayores problemas de información asimétrica–, un nivel inflacionario de 3.0% no sólo es más difícil de sostener, sino también podría implicar un sacrificio mayor en términos de crecimiento económico. En la literatura económica existe evidencia de que las variables financieras de dos regiones convergen con más facilidad que sus variables reales. De hecho, si estas últimas no convergen es posible que el proceso convergente de las primeras se revierta en el mediano plazo.

<sup>23</sup> Por ello es pertinente insistir en la necesidad de iniciar las reformas estructurales que incidan sobre la productividad de la mano de obra y en la eficiencia de los mercados; en este sentido, deberían impulsarse las reformas que tienen que ver con la educación y el desarrollo y adopción de nuevas tecnologías, así como aquellas que garanticen un ámbito de sana competencia entre las empresas.

distribución del ingreso. Además, como se indica en la introducción de este trabajo, los resultados de esta investigación deben interpretarse con cautela por la sensibilidad que podría tener la metodología empleada ante muestras de datos mucho más amplias.

Una línea de investigación adicional que quedará por explorar es explicar el origen de la no linealidad de la relación entre inflación y crecimiento, siguiendo quizás los enfoques teóricos de Lucas (1973) o de Ball *et al.* (1988). Sería interesante descubrir y entender el funcionamiento de los mecanismos de transmisión que permitirían que dentro de una economía la relación entre inflación y crecimiento pueda pasar de ser positiva a negativa y viceversa. Desde una perspectiva empírica se podrían formular las siguientes hipótesis: que la relación funcional entre el tipo de cambio y el crecimiento sea no lineal; que el vínculo entre la inflación y la tasa de interés real encierre una asociación más compleja que se modele apropiadamente con especificaciones no lineales; o, como lo plantea Khan (2002), que en México la profundización del sistema financiero también guarde una relación no lineal con la inflación.

## Referencias bibliográficas

- Akerlof, George, William Dickens y George Parry (1996), *The Macroeconomics of Low Inflation*, Brookings Papers on Economic Activity, vol. 1996:1.
- Alberro, José L. (1981), "The Lucas Hypothesis on the Phillips Curve", *Journal of Monetary Economics*, vol. 7.
- Ball, Laurence, Gregory Mankiw y David Romer (1988), *The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off*, Brookings Papers on Economic Activity, 1988:1.
- Banerjee, A., J. Dolado, J. Galbraith y D. Hendry (1993), *Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford, Oxford University Press.
- Barro, Robert (1995), "Inflation and Economic Growth", *Quarterly Bulletin*, Banco de Inglaterra, mayo.
- Beaulieu, J. Joseph y Jeffrey A. Miron (1993), "Seasonal Unit Roots in Aggregate US Data", *Journal of Econometrics*, vol. 55.
- Bhatia, Rattan (1960), *Inflation, Deflation and Economic Development*, IMF Staff Papers, Fondo Monetario Internacional, 8(1).
- Blanchard, Oliver y Stanley Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge, Mass., MIT Press.

- Bruno, Michael y William Easterly (1998), "Inflation Crises and Long-Run Growth", *Journal of Monetary Economics*, núm. 41.
- Cooley, Thomas y Gary Hansen (1981), "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model", *American Economic Review*, vol. 79, septiembre.
- De Gregorio, José (1993), "Inflation, Taxation and Long-Run Growth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 31.
- De Long, B. y Lawrence Summers (1992), *Equipment Investment and Economic Growth: How Strong is the Nexus?*, *Brookings Papers on Economic Activity*, otoño.
- (1993), "Macroeconomic Policy and Long-run Growth", *Federal Reserve Bank of Kansas City, Quarterly Report*.
- Dornbusch, Rudiger (1988), *Open Economy Macroeconomics*, 2a. ed., Nueva York, Basic Books.
- Dorrance, Graeme (1963), *The Effect of Inflation on Economic Development*, IMF Staff Papers, Fondo Monetario Internacional 8(1).
- (1966), *Inflation and Growth: The Statistical Evidence*, IMF Staff Papers, Fondo Monetario Internacional 13(1).
- Engle, Robert y Clive Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 35, marzo.
- Fischer, Irving (1926), "A Statistical Relationship between Unemployment and Price Changes", *International Labor Review*, vol. 13, junio.
- Fischer, Stanley (1993), "The Role of Macroeconomic Factors in Growth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, diciembre.
- Franses, P.H. y Robert Taylor (2000), "Determining the Order of Differencing in Seasonal Time Series", *Econometrics Journal*, vol. 3.
- Galbis, Vicente (1979), "Money, Investment and Growth in Latin America, 1961-1973", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 27, núm. 2.
- Ghosh, Atish y Steven Phillips (1998), *Warning: Inflation May Be Harmful to Your Growth*, IMF Staff Papers, Fondo Monetario Internacional, vol. 45, diciembre.
- Ghysels, Eric y Denise Osborn (2001), *The Econometric Analysis of Seasonal Time Series*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Gomme, Paul (1993), "Money and Growth Revisited: Measuring the Costs of Inflation in an Endogenous Growth Model", *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, agosto.
- Greene, W. (1997), *Econometric Analysis*, 3a. ed., Upper Saddle River, N.J., Prentice Hall.
- Hall, A. (1994), "Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest

- Data-Base Model Selection”, *Journal of Business and Economics Statistics*, vol. 12.
- Haslag, Joseph (1997), “Output, Growth, Welfare, and Inflation: A Survey”, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Dallas, segundo trimestre.
- Hendry, David, A.R. Pagan y J.D. Sargan (1984), “Dynamic Specification”, en Z. Griliches y M. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics II*, North-Holland, Amsterdam.
- Johnson, H.G. (1967), “Is Inflation a Retarding Factor in Economic Growth?”, en D. Krivine (ed.), *Fiscal and Monetary Problems in Developing States*, Nueva York, Praeger.
- Jones, Larry y Rodolfo Manuelli (1995), “Growth and the Effects of Inflation”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 19, noviembre.
- Judson, Ruth y Athanasios Orphanides (1996), *Inflation, Volatility and Growth*, Finance and Economics Discussion Paper No. 96-19, Board of Governors, Reserva Federal de los Estados Unidos.
- Katz, Isaac (2002), “Inflación, crecimiento, pobreza y desigualdad en México”, en *La inflación en México, Gaceta de Economía*, Instituto Tecnológico Autónomo de México, tomo I, enero.
- Khan, Mohsin (2002), “Inflation, Financial Deepening and Economic Growth”, artículo preparado para la conferencia Macroeconomic Stability, Financial Markets and Economic Development, Banco de México, noviembre.
- Khan, Mohsin y Adbelhak Senhadji (2001), *Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth*, IMF Staff Papers, Fondo Monetario Internacional, vol. 48, núm. 1.
- Krugman, P. y L. Taylor (1978), “Contractionary Effects of Devaluation”, *Journal of International Economics*, vol. 8.
- Leamer, Edward (1983), “Let’s Take the Con Out of Econometrics”, *American Economic Review*, vol. 73, marzo.
- Levine, Ross y David Renelt (1992), “A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions”, *American Economic Review*, vol. 82, septiembre.
- Levine, Ross y S. Zervos (1993), “What We Have Learned about Policy and Growth from Cross-Country Regressions”, *American Economic Review*, Papers and Proceedings 83.
- Lucas, Robert (1973), “Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs”, *American Economic Review*, vol. 63, núm. 3, junio.
- (1988), “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, julio.

- Maddala, G. S. e In-Moo Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Martínez, Lorenza (2002), “El efecto de la inflación en la distribución del ingreso”, en *La inflación en México, Gaceta de Economía*, Instituto Tecnológico Autónomo de México, tomo I, enero.
- Mendoza, Miguel A. (1998), “Inflación y crecimiento económico en México”, *Monetaria, revista del CEMLA*, vol. XXI, núm. 2, abril-junio.
- Mundell, Robert (1963), “Inflation and Real Interest”, *Journal of Political Economy*, vol. 71, febrero.
- Ng, Serena y Pierre Perron (2001), “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power”, *Econometrica*, vol. 69, núm. 6.
- Okun, Arthur (1962), “Potential GNP: Its Measurement and Significance”, reimpresso en J. Pechman (ed.), *Economics for policymaking*, Cambridge, Mass., MIT Press, 1983.
- Ortiz, Guillermo (2002), “Inflación y política monetaria en México”, en *La inflación en México, Gaceta de Economía*, Instituto Tecnológico Autónomo de México, tomo I, enero.
- Pazos, Felipe (1972), *Chronic Inflation in Latin America*, Nueva York, Praeger.
- Phillips, A.W. (1958), “The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957”, *Economica*, vol. 25, noviembre.
- Romer, Paul (1986), “Increasing Returns and Long-Run Growth”, *Journal of Political Economy*, vol. 94, octubre.
- Sala-i-Martin, Xavier (1997), *I Just Ran Four Million Regressions*, NBER Working Papers 6252, noviembre.
- Sarel, Michael (1996), *Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth*, IMF Staff Papers, Fondo Monetario Internacional, vol. 43, marzo.
- Sidrauski, Miguel (1967), “Inflation and Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, vol. 75, diciembre.
- Solow, Robert (1956), “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, febrero.
- Stockman, Alan (1981), “Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 8, noviembre.
- Swan, Trevor (1956), “Economic Growth and Capital Accumulation”, *Economic Record*, vol. 32, noviembre.

Taylor, Robert (1998), "Testing for Unit Roots in Monthly Time Series", *Journal of Time Series*, vol. 19, núm. 3.

Tobin, James (1965), "Money and Economic Growth", *Econometrica*, vol. 33, octubre.

### Anexo A.1. Pruebas ADF para la tasa de crecimiento anual de cada serie

**Cuadro A.1.1.** Prueba de raíz unitaria en IGAE (tasa anual)

	<i>Dickey-Fuller Aumentada</i>	<i>Valor crítico al 1 por ciento*</i>
Estadístico ADF	-1.6827	-2.5848
Ecuación de regresión $D(y)$ vs.	Coefficiente	P-valor
$Y(-1)$	-0.0691	0.0954
$D(y(-1))$	-0.2943	0.0020

*Nota:* El intercepto y la tendencia no son estadísticamente significativos. \* Valor crítico para rechazar hipótesis de raíz unitaria (MacKinnon).

**Cuadro A.1.2.** Prueba de raíz unitaria en inflación

	<i>Dickey-Fuller Aumentada</i>	<i>Valor crítico al 1 por ciento*</i>
Estadístico ADF	-3.0873	-4.0460
Ecuación de regresión $D(\text{inflación})$ vs.	Coefficiente	P-valor
Inflación(-1)	-0.0290	0.0026
$D(\text{Inflación}(-1))$	0.9705	0.0000
$D(\text{Inflación}(-2))$	-0.1740	0.0713
$C$	1.0756	0.0050
Tendencia	-0.0086	0.0203

\* Valor crítico para rechazar hipótesis de raíz unitaria (MacKinnon).

**Cuadro A.1.3.** Prueba de raíz unitaria en inversión (tasa anual)

	<i>Dickey-Fuller Aumentada</i>	<i>Valor crítico al 1 por ciento*</i>
Estadístico ADF	-2.0809	-2.5846
Ecuación de regresión $D(k)$ vs.	Coefficiente	P-valor
$K(-1)$	-0.0768	0.0398

*Nota:* Ninguna diferencia rezagada, así como el intercepto o la tendencia, son estadísticamente significativos. \* Valor crítico para rechazar hipótesis de raíz unitaria (MacKinnon).

**Cuadro A.1.4.** Prueba de raíz unitaria en precio de petróleo (tasa anual)

	<i>Dickey-Fuller Aumentada</i>	<i>Valor crítico al 1 por ciento*</i>
Estadístico ADF	-1.9693	-2.5848
Ecuación de regresión $D(ppet)$ vs.	Coefficiente	P-valor
$ppet(-1)$	-0.0666	0.0515
$D(ppet(-1))$	0.1919	0.0498

*Nota:* El intercepto y la tendencia no son estadísticamente significativos. \* Valor crítico para rechazar hipótesis de raíz unitaria (MacKinnon).

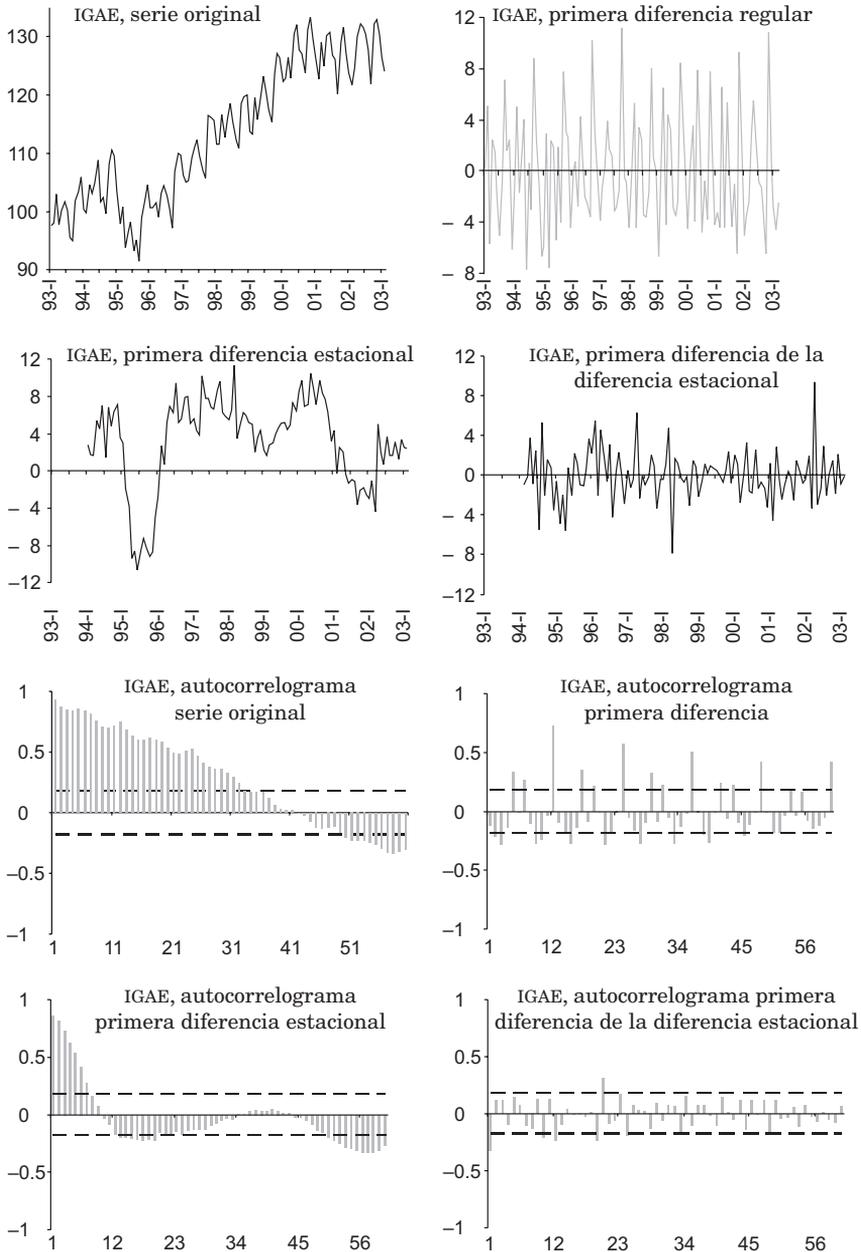
**Cuadro A.1.5.** Prueba de raíz unitaria en productividad (tasa anual)

	<i>Dickey-Fuller Aumentada</i>	<i>Valor crítico al 1 por ciento*</i>
Estadístico ADF	-2.2280	-3.4917
Ecuación de regresión $D(Prod)$ vs.	Coefficiente	P-valor
$Prod(-1)$	-0.1170	0.0280
$D(Prod(-1))$	-0.3838	0.0000
$C$	0.5058	0.0966

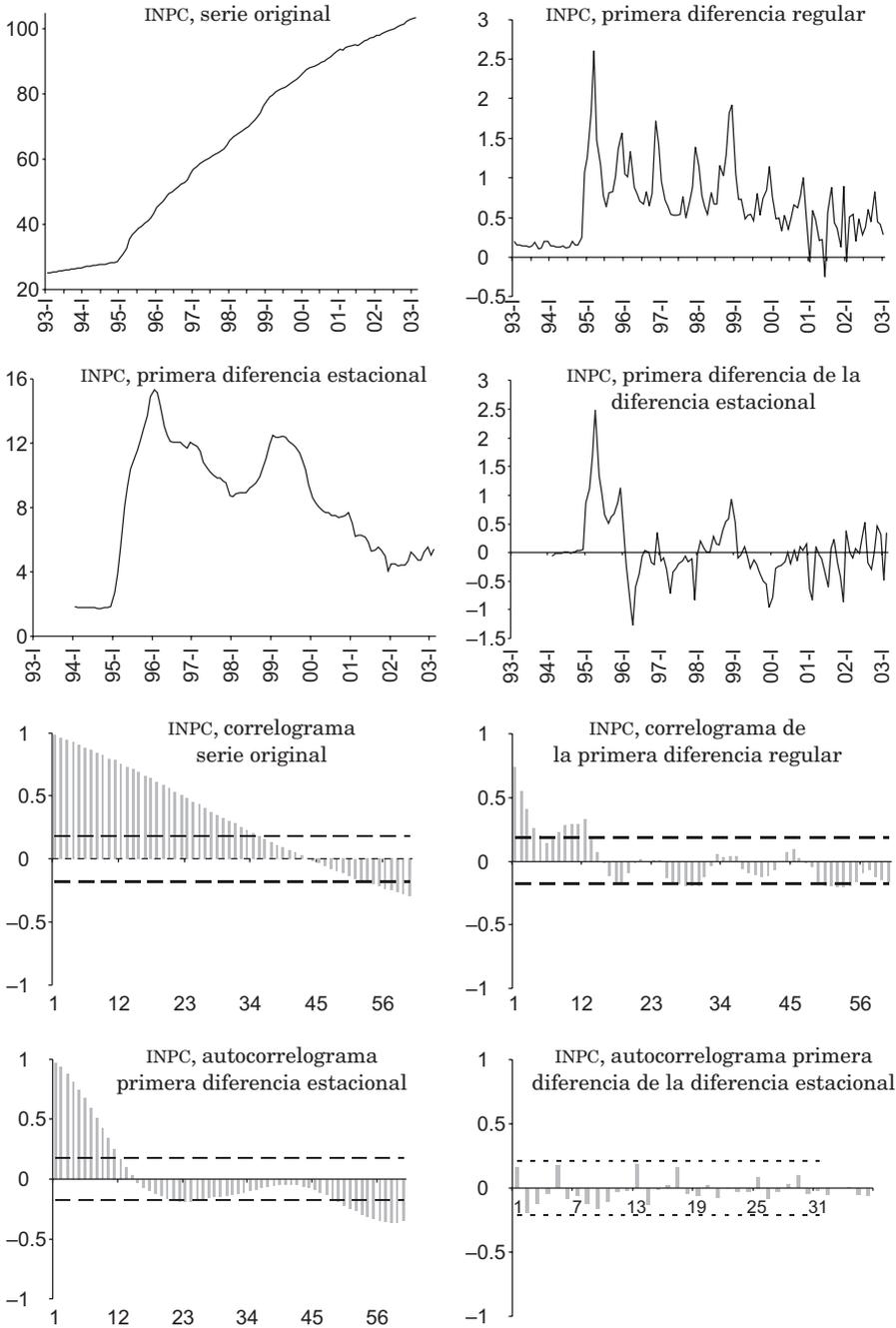
*Nota:* La tendencia no es estadísticamente significativa. \* Valor crítico para rechazar hipótesis de raíz unitaria (MacKinnon).

## Anexo A.2. Series originales, diferencias regulares, estacionales y correlogramas

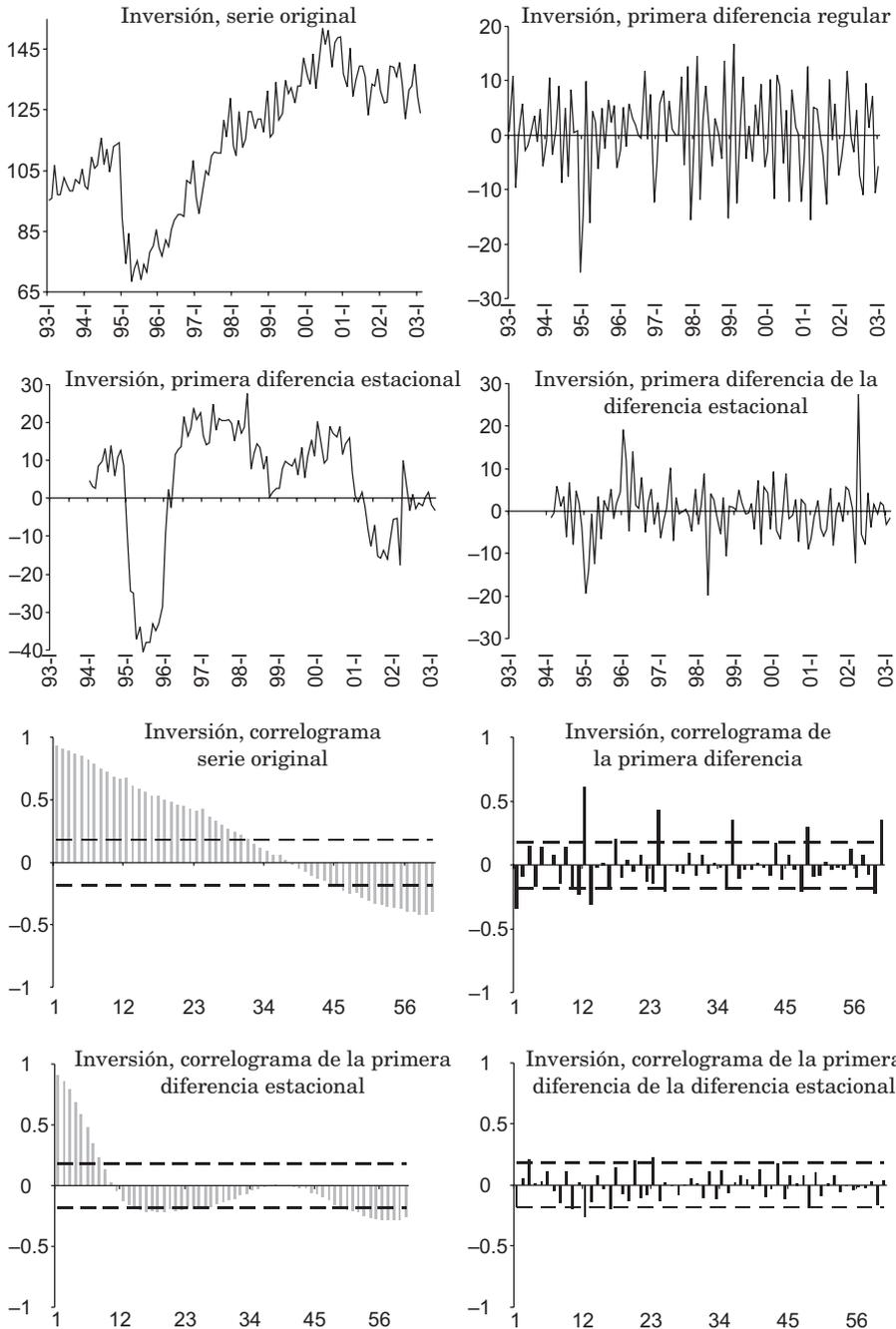
Gráfica A.2.1. Serie del IGAE



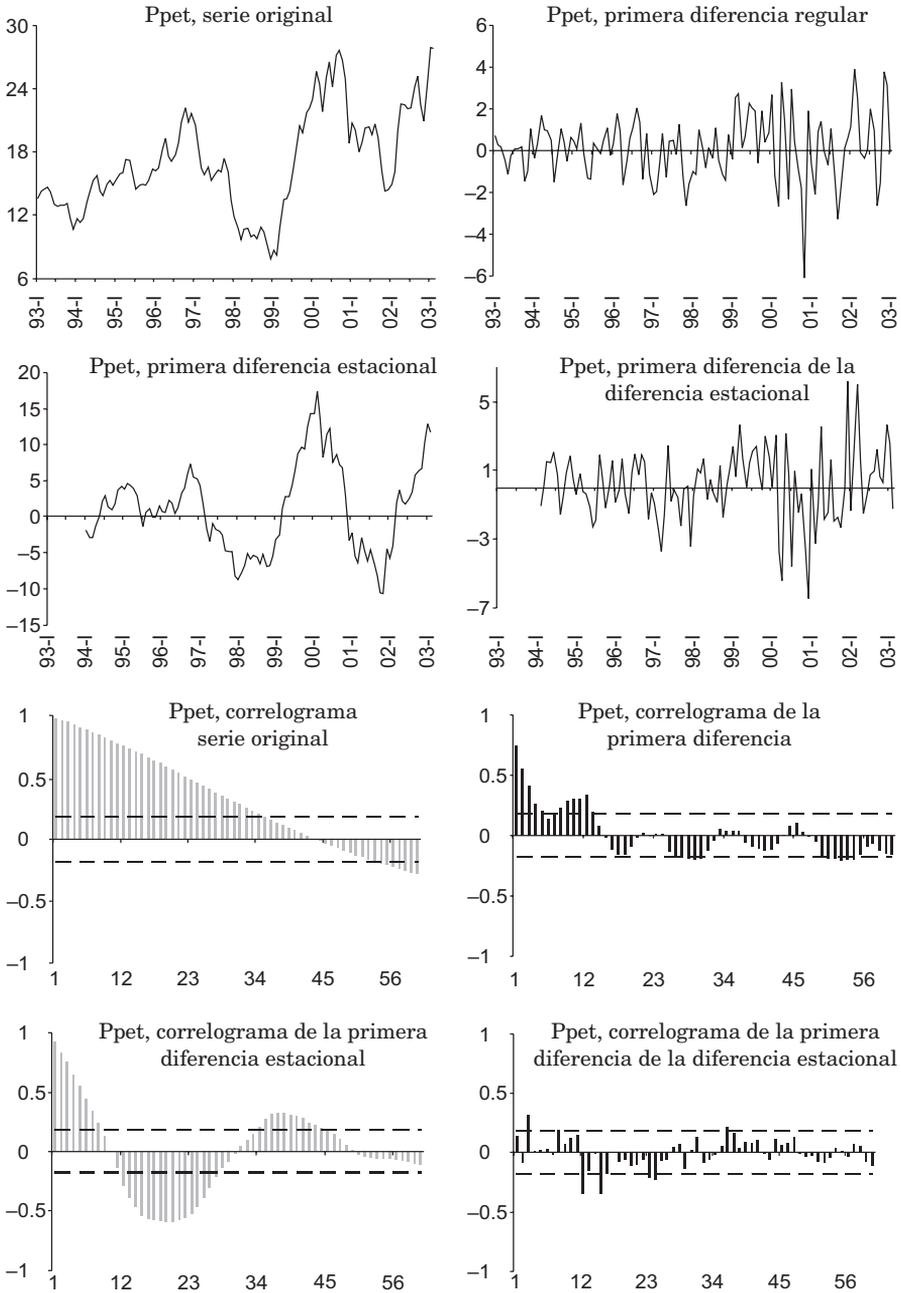
**Gráfica A.2.2.** Serie del Índice Nacional de Precios al Consumidor



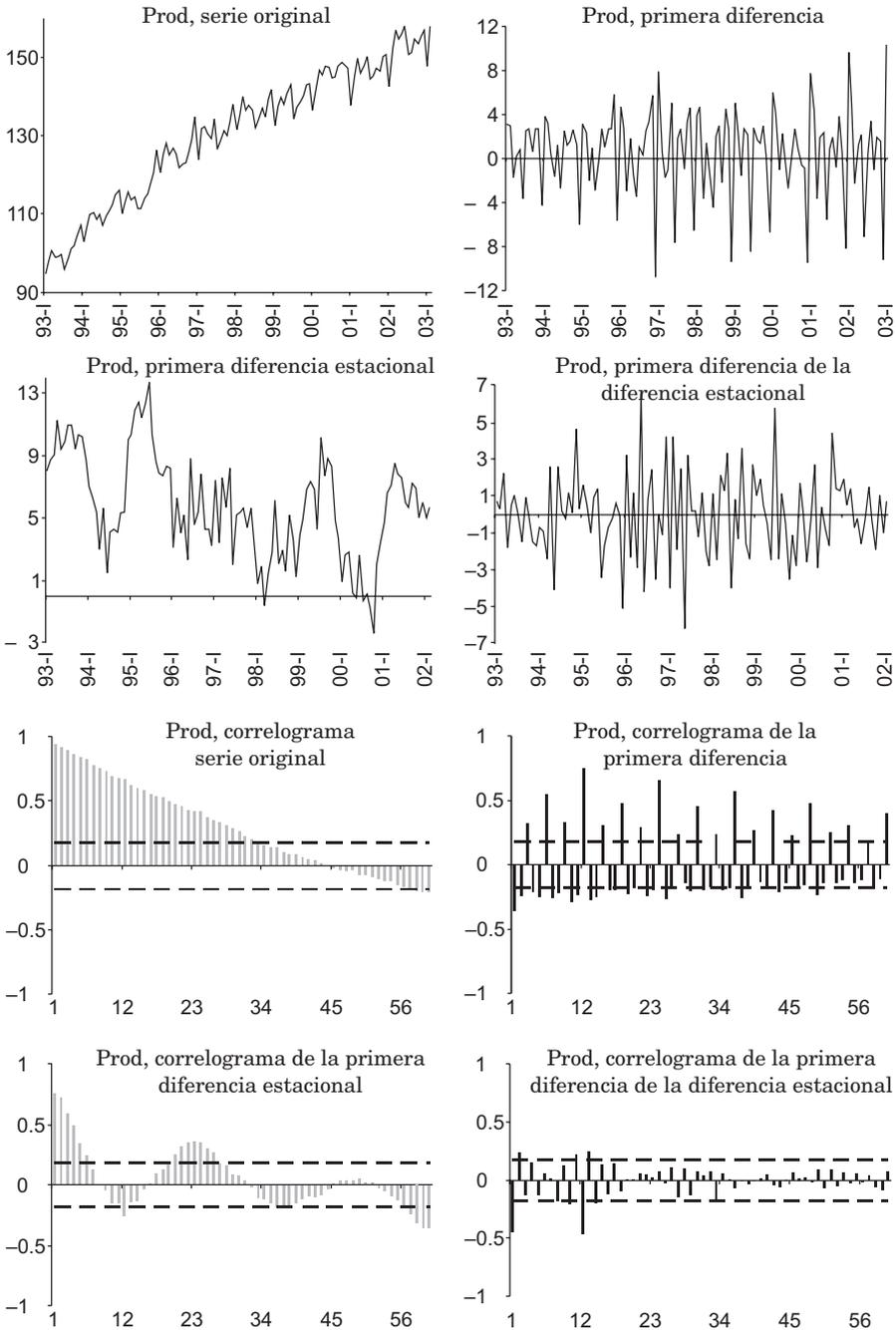
**Gráfica A.2.3. Serie de la inversión**



**Gráfica A.2.4.** Serie del precio de la mezcla mexicana de petróleo crudo de exportación



### Gráfica A.2.5. Serie de la productividad



### Anexo A.3. Similitud entre las especificaciones (1) y (2)

Como se puede comprobar de manera directa, las especificaciones (1) y (2) son exactamente las mismas cuando la inflación ( $\pi$ ) es menor o igual que el umbral inflacionario ( $\pi^*$ ). Cuando  $\pi > \pi^*$  se tiene:<sup>24</sup>

#### Especificación (1)

$$y_t = \beta_0 + \beta_1\pi^* + \beta_2(\pi_t - \pi^*) + \dots$$

$$y_t = \beta_0 + (\beta_1 - \beta_2)\pi^* + \beta_2\pi_t + \dots$$

#### Especificación (2)

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1\pi + \alpha_2(\pi_t - \pi^*) + \dots$$

$$y_t = \alpha_0 - \alpha_2\pi^* + (\alpha_1 + \alpha_2)\pi_t + \dots$$

definase la inflación alta como  $A = \pi_t - \pi^*$ , entonces

$$y_t = \beta_0 + (\beta_1 - \beta_2)\pi^* + \beta_2(\pi^* + A) + \dots \quad y_t = \alpha_0 - \alpha_2\pi^* + (\alpha_1 + \alpha_2)(\pi^* + A) + \dots$$

$$y_t = \beta_0 + \beta_1\pi^* + \beta_2A + \dots \quad y_t = \alpha_0 - \alpha_1\pi^* + (\alpha_1 + \alpha_2)A + \dots$$

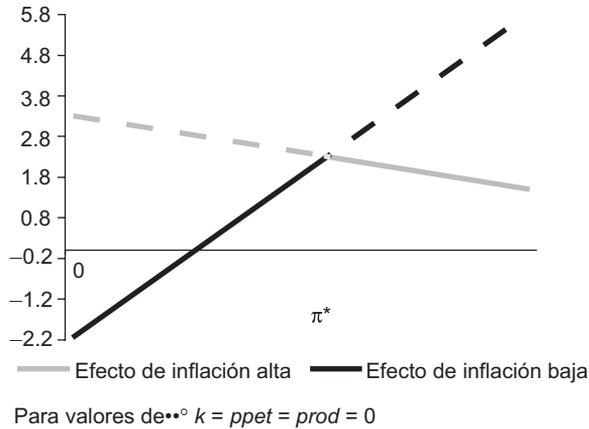
Para que ambas especificaciones sean las mismas se debe cumplir que  $\beta_2 = (\alpha_1 + \alpha_2)$ . El cuadro A.3.1 y la gráfica A.3.1 demuestran que en realidad esta condición se cumple.

**Cuadro A.3.1.** Resultados econométricos

	<i>Especificación (1) con <math>\pi^* = 9.4</math></i>		<i>Especificación (2) con <math>\pi^* = 9.4</math></i>
$\beta_0$	-2.15971	$\alpha_0$	-2.15971
$\beta_1$	<b>0.47497</b>	$\alpha_1$	<b>0.47497</b>
$\beta_2$	<b>-0.10547</b>	$\alpha_2$	<b>-0.58044</b>
$\beta_3$	0.235279	$\alpha_3$	0.235279
$\beta_4$	0.007942	$\alpha_4$	0.007942
$\beta_5$	0.178031	$\alpha_5$	0.178031
$R^2$	0.936348	$R^2$	0.936348
		$\alpha_1 + \alpha_2 =$	<b>-0.10547</b>

<sup>24</sup> Se omiten el resto de las variables explicativas y el término de perturbación estocástica para simplificar la demostración.

**Gráfica A.3.1.** Intersección de los efectos de la inflación alta y baja en el umbral



**Anexo A.4. Resultados con INPC, inflación subyacente e INPP**

**Cuadro A.4.1.** Resultados econométricos con diferentes definiciones de inflación<sup>a</sup>

	A $\pi^* = 9.4$	B $\pi^* = 9.8$	C $\pi^* = 10.5$
<i>C</i>	-2.1597* (0.7246)	-0.8661 (0.6093)	-0.4189 (0.4261)
Inflación baja ( $\pi_t \leq \pi^*$ )	<b>0.4749*</b> (0.0903)	<b>0.3107*</b> (0.0755)	<b>0.2506*</b> (0.0509)
Inflación alta ( $\pi_t > \pi^*$ )	<b>-0.1054*</b> (0.0143)	<b>-0.0967*</b> (0.0153)	<b>-0.0993*</b> (0.0142)
<i>K</i>	0.2352* (0.0088)	0.2372* (0.0095)	0.2214* (0.0103)
<i>Ppet</i>	0.0079* (0.0023)	0.0095* (0.0024)	0.0067* (0.0025)
<i>Prod</i>	0.1780* (0.0396)	0.1614* (0.0413)	0.1756* (0.0407)
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustada	0.9363	0.9299	0.9341
Durbin-Watson	1.7125	1.5905	1.8064
Estadístico <i>F</i>	321.68	290.39	310.32
Prob (Estadístico <i>F</i> )	0.0000	0.0000	0.0000

Nota: <sup>a</sup> Muestra completa: 1993:01-2003:02. A: Modelo no lineal (1) con inflación según el INPC. B: Modelo no lineal (1) con inflación subyacente C: Modelo no lineal (1) con inflación según el INPP. \* Significativo al 1 por ciento.