



EL COLEGIO DE MÉXICO
CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRO EN ECONOMÍA

Biblioteca Daniel Cosío Villegas
EL COLEGIO DE MEXICO, A.C.

**INFLACIÓN Y CRECIMIENTO ECONÓMICO
EN MÉXICO:
UNA RELACIÓN NO LINEAL**

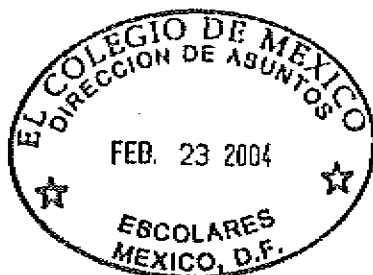
ERNESTO ACEVEDO FERNÁNDEZ

PROMOCIÓN 1991-1993

ASESOR:

DR. GERARDO ESQUIVEL HERNÁNDEZ

2004



AGRADECIMIENTOS

Se agradecen los comentarios de Iván Arias, Marlon Aguilar y Andrés Conesa. Asimismo, se agradece la asesoría de Gerardo Esquivel que sirvió para fortalecer el marco teórico de esta investigación. Un reconocimiento y agradecimiento 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 de un revisor anónimo de esta tesis así como las sugerencias de los participantes de la sesión "Inflation Forecasting II" del 23rd International Symposium on Forecasting. Las opiniones vertidas en este documento son responsabilidad exclusiva del autor.

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 con el fin de aportar elementos de análisis que sirvan al Banco de México para definir objetivos inflacionarios eficientes. Este estudio sigue un enfoque no lineal similar al utilizado por Sarel (1996). Los resultados de esta investigación, además de ser robustos, estadísticamente significativos y congruentes con los hallazgos de Sarel (1996) y Judson y Orphanides (1996), atestiguan que el ritmo de expansión de la economía mexicana se ve alentado por mayores niveles de inflación cuando ésta se ubica por debajo de 8.1 por ciento, mientras que tasas 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 no constituye una política óptima, puesto que resulta excesivamente costosa en términos de crecimiento.

Palabras clave: Inflación, crecimiento económico, política monetaria.

ABSTRACT

Nowadays that Banco de Mexico has adopted an inflation targeting scheme it has becomes 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 and provide Banco de Mexico with useful elements of analysis to define efficient inflation targets. The non-linear approach followed in this document is similar to that proposed by Sarel (1996). The results are robust and statistically significant. Moreover, they are consistent with the findings of Sarel (1996) and Judson y Orphanides (1996), and show that economic growth in Mexico increases with higher rates of inflation as long as they are lower than 8.1 percent; 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 are not optimal given the excessive costs that are implied in terms of economic growth.

Keywords: Inflation, economic growth, monetary policy.

JEL classification: E31, E50, O40

ÍNDICE

	PÁGINA
1. INTRODUCCIÓN	5
2. ANTECEDENTES TEÓRICOS Y EMPÍRICOS	7
2.1 REFERENCIAS TEÓRICAS QUE PLANTEAN UN VÍNCULO POSITIVO ENTRE LA INFLACIÓN Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO	7
2.2 REFERENCIAS TEÓRICAS QUE POSTULAN UNA RELACIÓN NEGATIVA	10
2.3 RESULTADOS DE LAS INVESTIGACIONES EMPÍRICAS	11
3. INFLACIÓN Y CRECIMIENTO EN MÉXICO	15
3.1 ESTIMACIÓN DE UNA RELACIÓN NO LINEAL ENTRE INFLACIÓN Y CRECIMIENTO	18
3.2 INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS	26
4. CONCLUSIONES E IMPLICACIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA	31
BIBLIOGRAFÍA	35
ANEXOS	38
A1. SIMILITUD ENTRE LAS ESPECIFICACIONES (1) Y (2)	38
A2. RESULTADOS CON INPC, INFLACIÓN SUBYACENTE E INPP	39
A3 CARACTERÍSTICAS ESTADÍSTICAS DE LAS SERIES	39

1. INTRODUCCIÓN

Durante los últimos cuarenta 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 amplio abanico que abarca desde aquellas que postulan la ausencia de vínculo entre ambas variables hasta las 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 (Pazos, 1972; Galbis, 1979). También señalan, en contraste, que en la década de los noventa 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 a cierto nivel de baja inflación la relación con el crecimiento económico era inexistente, o incluso positiva, pero que a tasas más elevadas la relación se volvía 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 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 por ciento, respectivamente. Sin embargo, en ambas investigaciones este efecto no es estadísticamente distinto de cero.

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 (*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, el mandato constitucional deja al menos dos ambigüedades importantes para la conducción de la política monetaria y que, dependiendo de la interpretación que se dé a cada una de ellas, pueden alterar el curso de la economía mexicana de manera sustancial. La primera ambigüedad radica en precisar la existencia de sólo un objetivo prioritario, lo cual permite suponer la existencia quizás de otros objetivos que aún 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 por ciento anual?, ¿niveles deflacionarios de 1 o 2 por ciento al año podrían también considerarse como adecuados para procurar la estabilidad?

El propósito de esta investigación es estimar de forma econométrica el impacto actual de la inflación sobre el crecimiento económico de México, con el fin de aportar elementos de análisis que sirvan al banco central para definir objetivos inflacionarios eficientes. Para ello, este estudio 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 segunda sección presenta un breve recuento de los antecedentes teóricos y empíricos que han abordado el tema de la inflación y el crecimiento económico. La tercera parte 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 cuarta sección comenta a manera de conclusión las

implicaciones de política económica de los resultados que arroja esta investigación.

2. 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 los setenta, mientras que las economías en desarrollo padecieron de forma severa los procesos inflacionarios crónicos en los años ochenta.¹ Anteriormente, en cambio, el comportamiento de los precios era en general cíclico y los procesos inflacionarios estaban precedidos por periodos deflacionarios de modo tal 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.

2.1 REFERENCIAS TEÓRICAS QUE PLANTEAN UN VÍNCULO POSITIVO ENTRE LA INFLACIÓN Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO

Entre las investigaciones que proponen directa o indirectamente 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

¹ Durante los años setenta la inflación en las principales economías industrializadas promedió 8.7 por ciento anual, mientras que durante las dos décadas previas ésta fue de 3.3 por ciento. En América Latina, en cambio, la inflación promedio alcanzó tasa del orden de 212.3 por ciento durante los años ochenta, sustancialmente por arriba del 11.3 por ciento anual observado entre 1950 y 1970.

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 tanto de inflación como de mayor 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. 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 unos años después 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, el proceso de maximización de utilidad bajo los supuestos de Sidrauski implica la selección endógena de la tasa de ahorro de la economía, mientras que en la investigación de Tobin se supone que la tasa de 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 aquéllos 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 perniciosas para el crecimiento pero 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 menos probabilidad de distinguir verazmente entre los cambios en los precios relativos de los puramente nominales.

Ball et al. (1988) bajo un enfoque neo-keynesiano 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, Mankiw y Romer 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 un ajuste inmediato en los precios y, por ende, estas tasas de inflación sí conllevarían incrementos en el producto.

2.2 REFERENCIAS TEÓRICAS QUE POSTULAN UNA RELACIÓN NEGATIVA

Una cantidad importante de naciones experimentó episodios de severa y persistente inflación durante las décadas de los setenta y ochenta. 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 las decisiones que los agentes económicos toman

para determinar las horas que dedican al trabajo y aquellas que destinan 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.²

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 cero por ciento aumenta el ritmo de expansión de la economía en sólo 0.01 puntos porcentuales.

2.3 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

² 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 fuertes incrementos inflacionarios el efecto ingreso predomine sobre el efecto sustitución y los individuos se vean obligados a trabajar más horas. Bajo 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.

han sido muy diversos, aunque a grandes rasgos pueden clasificarse en dos categorías: las estimaciones lineales y las no lineales.³

En la primera mitad de los noventa 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. De Gregorio (1993) mediante regresiones en sección cruzada encontró una relación negativa y estadísticamente significativa entre la inflación y el crecimiento económico 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 diez 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 por ciento (Bruno y Easterly, 1998).⁴ 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

³ Los estudios empíricos realizados durante los años sesenta y principios de los setenta 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.

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

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 por ciento, 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 por ciento están relacionadas negativamente con el crecimiento, mientras que a tasas menores la relación es positiva pero no es estadísticamente significativa.⁵ Una aportación sumamente relevante de este estudio fue el determinar que las tasas de inflación que están por encima del umbral tienen una relación negativa con el crecimiento mucho más fuerte que aquella que resulta de las estimaciones lineales. En particular, Sarel demuestra que el efecto negativo de la inflación sobre el crecimiento es subestimado por un factor de tres en los modelos lineales.

Judson y Orphanides (1996) obtuvieron un umbral inflacionario similar al de Sarel. Al dividir la muestra de países en tres grupos de acuerdo al 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 por ciento. 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

⁵ 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 aquél que maximizara la R^2 .

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 por ciento 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 por ciento 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 por ciento. 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 por ciento, ya que mientras el crecimiento económico per cápita disminuye 2.4 puntos porcentuales previamente a la crisis, una vez que ésta ha finalizado el crecimiento se acelera 3.3 puntos porcentuales.

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 los años sesenta identificaban un vínculo positivo entre ambas variables y por qué las realizadas en los noventa 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.

3. INFLACIÓN Y CRECIMIENTO 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, el nivel del umbral es estadísticamente significativo?; ¿cuál es la magnitud del efecto de la inflación sobre el crecimiento en cada lado del umbral?

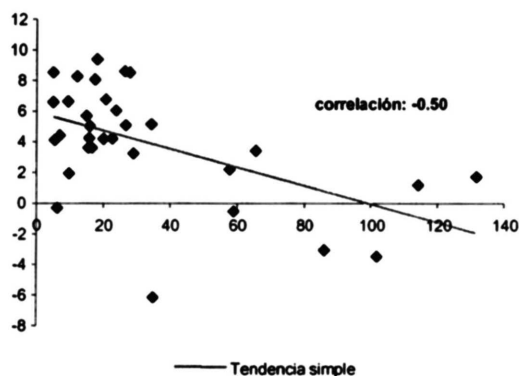
El propósito de esta sección es dar respuesta a cada una de estas interrogantes. Antes de ello resulta pertinente comentar que todas las referencias que existen sobre este tema para el caso de México adoptan un enfoque lineal y por ello sus resultados identifican una relación negativa entre la inflación 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 crecimiento 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 2002.⁶

⁶ 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.

Gráfica 1

Correlación entre inflación y crecimiento, 1970-2002



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 esta naturaleza esté influido sobremanera 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 por ciento 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 en ese sentido ya que mientras la inflación promedio alcanzó tasas de 101.9, 86.2 y 35.0 por ciento, la economía mexicana se contrajo 3.5, 3.1 y 6.2 por ciento anual, 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 es -0.50, es asombroso que las estimaciones lineales atribuyan una ponderación relativamente pequeña al efecto 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 real del PIB (y) se pretende explicar en función de la inflación (π), la variación anual de la inversión (k), los términos de intercambio

(tdi) y los efectos rezagados del propio ritmo de crecimiento.^{7, 8} 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:

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

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.⁹ Cabe señalar que de las variables rezagadas sólo k_{t-2} es significativa a niveles de confianza superiores a 95 por ciento, y ninguno de los coeficientes del proceso autorregresivo es estadísticamente distinto de cero. Como se aprecia en el siguiente cuadro, 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 por ciento sólo reduce el ritmo de expansión del PIB en un punto porcentual.

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

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

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

⁷ 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.

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

⁹ 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 por ciento de confianza. El proceso de eliminación siguió el orden determinado por la evaluación de lo general a lo específico.

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

3.1 ESTIMACIÓN DE UNA RELACIÓN NO LINEAL ENTRE INFLACIÓN Y CRECIMIENTO

Se considera que la metodología propuesta por Sarel (1996) 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. Sin embargo, previo a la formulación y estimación del modelo no lineal es necesario hacer una advertencia.

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.

Esta limitación, común en los ejercicios empíricos, Sala-i-Martin (1997) la atribuye 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.¹⁰ 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 de la ineficiencia gubernamental o la corrupción sobre el crecimiento.

En un sinfín de referencias la inversión y la productividad se consideran variables fundamentales para explicar el crecimiento económico (Levine y Renelt, 1992; Sala-i-Martin, 1997). Lo mismo puede decirse en el caso de los términos de intercambio, aunque estadísticamente el precio del petróleo tiene una influencia mayor en el desempeño mensual de la economía mexicana. 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.

Las estimaciones que aquí se presentan se realizaron con datos mensuales de las siguientes series: Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE), como una proxy del PIB mensual real; Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC); formación bruta de capital fijo; precio de la mezcla mexicana de petróleo crudo de exportación, en dólares americanos; y, productividad de la mano de obra en el sector manufacturero.¹¹ El periodo de la muestra abarca datos de enero de 1993 hasta febrero de 2003.¹²

¹⁰ 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.

¹¹ Si bien las regresiones preliminares incluyeron muchas otras variables 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, éstas no se presentan porque estadísticamente no son significativas para explicar el comportamiento del crecimiento mensual de la economía mexicana.

¹² El periodo se determinó de acuerdo con la disponibilidad y estructura de la información, ya que las series del IGAE, la inversión y de 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

La especificación formulada en esta sección es similar a la empleada por Sarel (1996), aunque tiene ciertas modificaciones que permite hacer una interpretación de los resultados más directa. En concreto, 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 , π , k , $ppet$, $prod$ se refieren a la tasa de crecimiento real anual del IGAE, a la inflación anual medida a través del INPC, a la variación real anual del acervo de capital fijo, 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 dummy D tienen por objeto separar con precisión el efecto de la inflación moderada de aquél 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. La formulación de Sarel sería:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 D(\pi_t - \pi^*) + \alpha_3 k_t + \alpha_4 ppet_t + \alpha_5 prod_t + v_t \quad (2)$$

En este caso, para conocer el efecto de la inflación alta es necesario sumar el valor de los coeficientes α_1 y α_2 , mientras que con la especificación (1) los efectos de la inflación baja y alta son capturados de manera directa por los coeficientes β_1 y β_2 , respectivamente. En el apartado A1 del anexo se demuestra

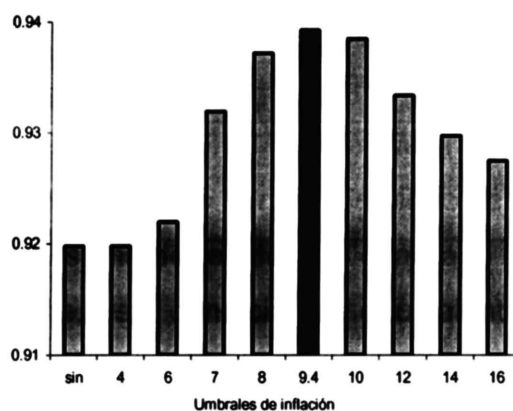
(Precios) del Banco de México; y, para el precio de la mezcla mexicana de petróleo crudo de exportación es Indicadores Petroleros del Informe de Pemex.

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 (π^*) 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 $\pi^* = 9.4$ por ciento, como se indica en la siguiente gráfica.

Gráfica 2

Bondad de ajuste a diferentes umbrales de inflación



En el cuadro 2 se presentan los resultados obtenidos mediante la especificación no lineal (1) para un valor de $\pi^* = 9.4$ por ciento. Para efectos de comparación, también se incluyen los resultados que se desprenden de un modelo lineal del tipo:

$$y_t = \psi_0 + \psi_1 \pi_t + \psi_2 k_t + \psi_3 pppt_t + \psi_4 prod_t + \eta_t \quad (3)$$

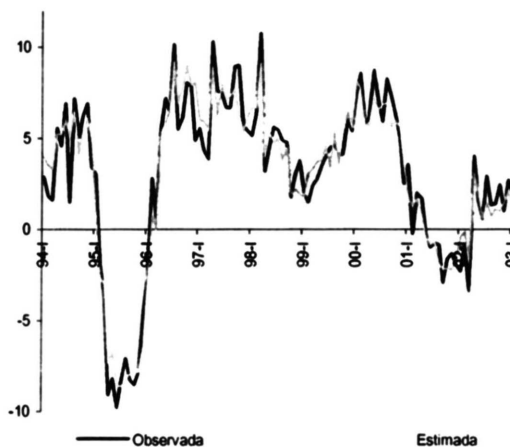
Estos resultados sirven para comprobar si el umbral de inflación es estadísticamente significativo y para cuantificar el efecto que tiene la inflación sobre el crecimiento cuando ésta se ubica antes y después de π^* .

Cuadro 2: Resultados econométricos

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

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

Como se observa en la gráfica 3, el comportamiento de las tasas de crecimiento anuales del IGAE es replicado de una manera aceptable por el modelo (1). Además, la R² ajustada garantiza un mejor ajuste con la especificación no lineal (1) que el que se obtendría con el modelo lineal (3).¹³

Gráfica 3**Tasas anuales de crecimiento del IGAE**

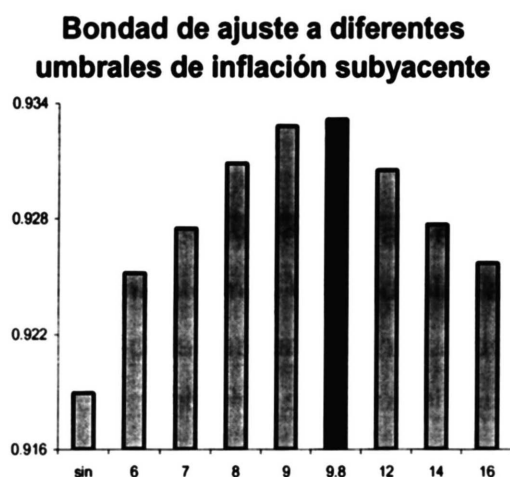
¹³ El estadístico Durbin-Watson calculado en la especificación lineal se encuentra por debajo del límite inferior teórico dL (1.462) para una prueba al 1 por ciento de significancia con 100 observaciones, por lo que se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación $H_0: \rho = 0$ en favor de la alternativa $H_1: \rho > 0$. 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 .

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).¹⁴

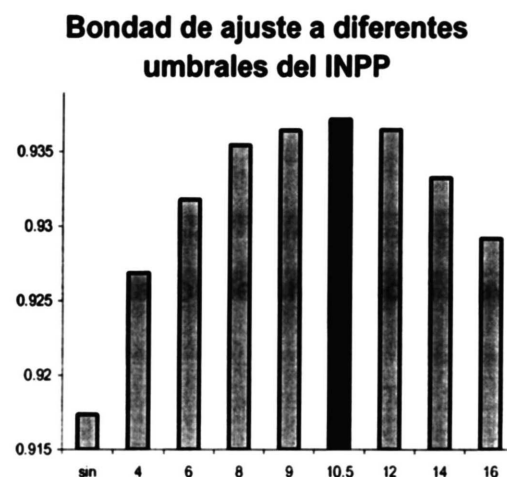
Algunos bancos centrales que han adoptado un esquema de objetivos inflacionarios para guiar el diseño de su política monetaria consideran que la inflación subyacente es un indicador más relevante que la inflación medida a través del índice general de precios. Esta consideración se basa en el hecho que 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.¹⁵

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 por ciento, 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).

Gráfica 4



Gráfica 5



¹⁴ 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).

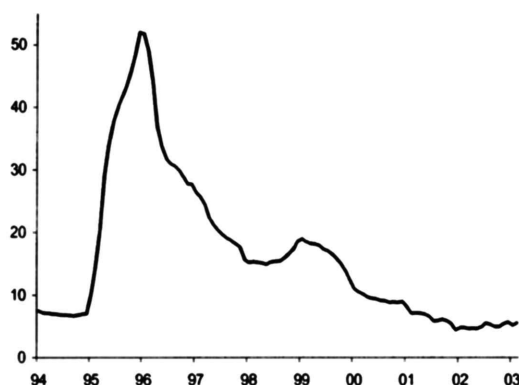
¹⁵ En México la inflación subyacente se obtiene de eliminar del INPC los subíndices de precios de los productos agropecuarios, los bienes y servicios administrados por el sector público y los concertados, así como los precios de la educación.

Las estimaciones econométricas del cuadro A2 del anexo 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 el que la inflación alcanzó tasas excepcionalmente altas.

Gráfica 6

**Tasas de inflación según el INPC,
1994-2003**



La mayor tasa de inflación registrada con el INPC entre 1994 y 2003 fue de 51.96 por ciento, 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 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.

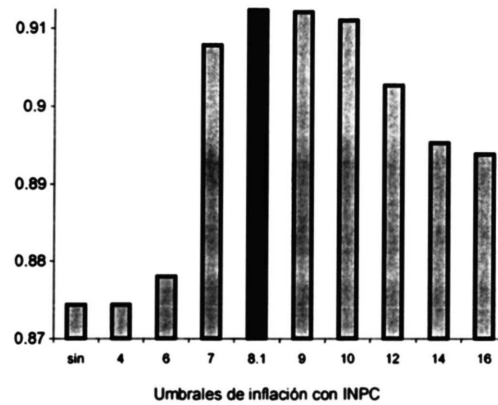
En este caso, el umbral inflacionario que maximiza la bondad de ajuste del modelo (1) se ubica en 8.1 por ciento, como se indica en la siguiente gráfica.¹⁶ Es decir que la crisis económica de 1995 y los niveles inflacionarios que prevalecieron hasta 1996 magnifican el umbral calculado con el INPC en 1.3 puntos porcentuales. No obstante, la magnitud del umbral encontrado con la

¹⁶ Utilizando el tamaño de muestra de 1996-2003, 1998-2003 y 1999-2003 también se obtienen umbrales de 8.1 por ciento.

muestra reducida tiene suma relevancia e implicaciones para el diseño de la política económica.

Gráfica 7

Bondad de ajuste a diferentes umbrales de inflación, 1997-2003



Los resultados que se presentan en el cuadro 3 sugieren que los efectos absolutos –tanto positivo como negativo– que tiene la inflación sobre el crecimiento son mayores que con la muestra completa. Sin embargo, la existencia del umbral no se ve alterada con la variación en el tamaño de la muestra. Asimismo, el efecto negativo que tiene la inflación sobre el crecimiento bajo la especificación lineal (3) es ligeramente más pronunciado en la muestra reducida, aunque sigue siendo claramente menor que el efecto estimado con la especificación no lineal (1).

Cuadro 3: Resultados econométricos con diferentes especificaciones y muestras

	A $\pi^* = 9.4$	B $\pi^* = 8.1$	C Sin π^*
C	-2.1597* (0.7246)	-2.9722* (1.0043)	1.9202* (0.5264)
Inflación baja ($\pi_t \leq \pi^*$)	0.4749* (0.0903)	0.6737* (0.1395)	No Incluida
Inflación alta ($\pi_t > \pi^*$)	-0.1054* (0.0143)	-0.1511* (0.0353)	-0.0642*** (0.0374)
K	0.2352* (0.0088)	0.2656* (0.0221)	0.3075* (0.0247)
Ppet	0.0079* (0.0023)	0.0076* (0.0021)	0.0099* (0.0025)
Prod	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 F	321.68	141.54	120.04
Prob(Estadístico F)	0.0000	0.0000	0.0000

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.

Error estándar entre paréntesis.

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

*** Significativo al 10 por ciento. **** No significativo.

3.2 INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS

Los resultados de la especificación no lineal para la muestra reducida evidencian la existencia de un umbral inflacionario en 8.1 por ciento alrededor del cual el efecto de la inflación sobre el crecimiento cambia de signo. En otras palabras, mayores niveles de inflación tienen una influencia positiva sobre el crecimiento de la economía mexicana siempre y cuando éstos se ubiquen por debajo de 8.1 por ciento; asimismo, tasas de inflación superiores al umbral desalientan la expansión del producto de manera severa.

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

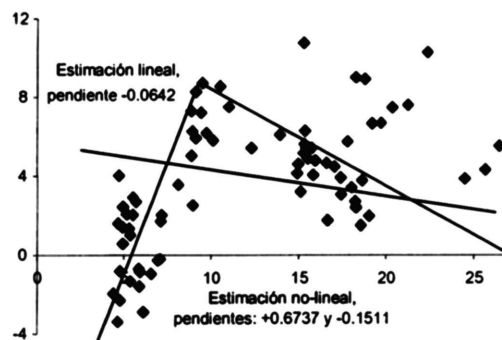
Las pruebas t para los coeficientes tanto de la inflación baja ($\pi_t < \pi^*$) como de la alta ($\pi_t > \pi^*$) muestran que cada una de estas variables es estadísticamente significativa para explicar el crecimiento del IGAE. Este resultado contrasta con lo encontrado por Sarel (1996) y Judson y Orphanides

(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, puede aseverarse a un nivel de confianza de 99 por ciento 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 por ciento 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 por ciento.¹⁷

Gráfica 9

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

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.

¹⁷ El factor de subestimación encontrado por Sarel (1996) es de 3.

Asimismo, el hecho 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, también garantiza que el umbral inflacionario (π^*) en 8.1 por ciento sea significativo.¹⁸

La especificación lineal al no diferenciar entre tasas de inflación bajas y altas 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 por ciento 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.

A pesar que los resultados de la estimación no lineal son robustos ante distintas nociones de inflación y tamaños muestrales, aún cabría la posibilidad de que hubiera alguna relación espuria entre las variables ya que las series involucradas no son estacionarias. Esto se confirma con los valores de la prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF, por sus siglas en inglés) para cada una de las variables. Un análisis estadístico de las series se presenta en la sección A3 del anexo.¹⁹

Cuadro 4: Pruebas de raíces unitarias

	Dickey-Fuller Aumentada, estadísticos	Valor crítico al 1 por ciento*
Y	-1.6827	-2.5848
Inflación baja ($\pi_t < \pi^*$)	-1.1113	-2.5827
Inflación alta ($\pi_t > \pi^*$)	-1.6625	-2.5830
K	-2.0809	-2.5846
Ppet	-1.9693	-2.5848
Prod	-2.2280	-3.4917

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

¹⁸ Una manera alternativa para comprobar que el umbral en 8.1 por ciento es estadísticamente significativo es realizar una prueba t sobre el coeficiente σ_2 bajo la especificación de Sarel (1996). En particular, en la muestra reducida σ_2 es igual a -0.8249 y su error estándar es 0.1519, por lo que el valor de -5.4278 de t calculado confirma que el umbral es significativo al 99 por ciento de confianza.

¹⁹ Cabe comentar que las series involucradas en cifras originales requieren una diferencia regular ($X_t - X_{t-1}$) así como una diferencia estacional ($X_t - X_{t-12}$) para ser estacionarias. Esto contrasta con las características de algunas variables financieras que son I(2) y que, por tanto, requieren dos diferencias regulares consecutivas. Por ello no debe confundirse el tratamiento de ambos casos.

Para descartar esa posibilidad es necesario examinar el comportamiento de los residuos de la especificación no lineal siguiendo la metodología propuesta por Engel y Granger (1987). Este enfoque requiere que las variables estén cointegradas, es decir, que al menos una combinación lineal de ellas sea estacionaria. Por lo tanto, si la serie de los residuos en (1) es estacionaria se puede descartar la presencia de una relación espuria entre las variables y, además, demostrar la existencia de un vínculo de largo plazo entre ellas. El siguiente análisis se realiza bajo la hipótesis nula de que los residuos de la especificación no lineal (1) tienen una raíz unitaria.

Cuadro 5: Prueba de residuos estacionarios, muestra reducida 1997–2003

	Dickey-Fuller Aumentada	Valor crítico al 1 por ciento*
Estadístico ADF	-7.255805	-2.5945
Ecuación de regresión D(Residuos) vs. Residuos(-1)	Coficiente -0.848847	P-valor 0.0000

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

Los resultados de la prueba ADF rechazan la hipótesis nula de que exista una raíz unitaria en los residuos obtenidos a través de la especificación no lineal a un nivel de confianza de 99 por ciento. Ello implica que la relación entre las variables no es espuria y, además, que existe una relación de largo plazo entre el crecimiento de la economía, la inflación, el incremento en el acervo de capital, la variación en el precio del petróleo y el cambio en la productividad de la mano de obra en el sector manufacturero.²⁰

Este hallazgo permitiría replantear el modelo desde una perspectiva dinámica haciendo uso del teorema de representación de Granger, el cual establece que si un conjunto de variables $I(1)$ están cointegradas, entonces se puede considerar que éstas fueron generadas por un modelo de corrección de error (ECM, por sus siglas en inglés). En este sentido, los errores estimados de

²⁰ Mendoza (1998) también encuentra una relación de cointegración similar entre las variables, aunque su análisis no incluye el comportamiento de la productividad de la mano de obra en la industria manufacturera.

la especificación (1) representarían desviaciones de la relación de equilibrio de largo plazo en un sistema dinámico. Por tanto, una alternativa para el análisis sería formular un modelo vectorial de corrección de error. Sin embargo, para los objetivos de esta investigación y con el fin de preservar la sencillez, resulta más conveniente proponer un modelo ADL que en su forma más general contendría 12 rezagos en cada variable.²¹ En particular, para el caso de México se evalúa el siguiente ADL(12,12;5):

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

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 que en el siguiente cuadro.

Cuadro 6: Resultados econométricos del ADL(12,12;5), $\pi^*=8.1$

Variable	Coefficiente	Error estándar	P-Valor
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
K	0.2445	0.0169	0.0000
K(-11)	-0.0482	0.0257	0.0647
K(-12)	0.0831	0.0255	0.0016
Ppet(-3)	0.0112	0.0020	0.0000
Prod(-1)	0.1605	0.0502	0.0020
y(-11)	0.2110	0.0720	0.0044
y(-12)	-0.1983	0.0727	0.0078
R ² ajustada	0.9675		
Coeficientes de largo plazo			
Inflación baja ($\pi_t < \pi^*$)	0.2271		
Inflación alta ($\pi_t > \pi^*$)	-0.0911		
K	0.2831		
Ppet	0.0114		
Prod	0.1626		

²¹ Maddala y Kim (1998) plantean que un ADL implica un ECM bajo ciertas transformaciones y ejemplifican el caso para un ADL(1,1;1). Los detalles para la generalización de este resultado a un ADL(m,n;p) se encuentran en Banerjee et al. (1993).

Como cabría esperar, los efectos de la inflación alta tiene mayor persistencia en la dinámica del crecimiento, 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.

En consecuencia, las tres preguntas planteadas al principio de esta sección pueden ser respondidas de la siguiente manera:

- Sí existe un umbral a partir del cual cambia de signo la relación que guarda la inflación con el crecimiento económico. 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 ($\pi_t < 8.1$ por ciento), y se deteriora en 0.1511 por cada punto de inflación alta ($\pi_t > 8.1$ por ciento). Ambos coeficientes son estadísticamente significativos al 99 por ciento de confianza. Asimismo, bajo una especificación dinámica estos efectos son en el largo plazo 0.2271 y 0.0911, respectivamente.²²

4. CONCLUSIONES E IMPLICACIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA

Los resultados de esta investigación atestiguan la existencia de una relación no lineal entre la inflación y el crecimiento económico en México. En este sentido, cabe destacar que el ritmo de expansión de la economía se ve alentado por mayores niveles de inflación siempre y cuando éstos se ubiquen por debajo de 8.1 por ciento, ya que tasas superiores dañan el crecimiento de manera severa.

²² Los resultados también indican la posible existencia de dos estados de la economía, uno con inflación alta (superior a 8.1 por ciento) y otro con inflación baja. En el primer estado los coeficientes de las variables π (-0.125), k (0.226), $ppet$ (0.006) y $prod$ (0.287) son similares a los reportados bajo la especificación no lineal en el cuadro 2, salvo que en este caso la productividad tiene mayor incidencia sobre el crecimiento económico. En el estado de baja inflación, los coeficientes significativos son π (0.247), k (0.325) y $ppet$ (0.013), es decir, se magnifica el impacto de la inversión en la explicación del crecimiento.

El nivel del umbral inflacionario a partir del cual la relación entre las variables cambia de signo es estadísticamente significativo y se ubica entre el 8 y el 10 por ciento 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 por ciento 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; mientras que en el trabajo de Sarel (1996) el factor de subestimación es de tres 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 y que debe eliminarse por completo es sólo parcialmente correcto. 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, pp. 10). Las estimaciones econométricas presentadas en este documento indican que el crecimiento efectivamente se favorece con niveles de inflación moderada y, por tanto, restringir severamente el aumento gradual de los precios sólo limitará el ritmo de la expansión económica de México. En otras palabras, el crecimiento económico es desfavorecido con la aplicación de una política monetaria restrictiva cuando los niveles de inflación se encuentran muy por debajo del umbral de 8.1 por ciento.

La adopción de acciones monetarias encaminadas a garantizar tasas de inflación excesivamente bajas, con respecto al umbral inflacionario de 8.1 por ciento, no constituye una política óptima en términos de crecimiento. Los objetivos inflacionarios cercanos a cero imponen restricciones 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 recurrir a 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 consideran 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 a 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 por ciento. Sin embargo, es probable que este proceso haya sido en exceso acelerado y que la meta no sea congruente con las estructuras de mercado que prevalecen en la actualidad en México. Por tanto, el costo de mantener la inflación alrededor de 3.0 por ciento será muy elevado en términos de crecimiento.²³

A pesar de haberse encontrado una relación no lineal entre la inflación y el crecimiento económico, los resultados de esta investigación 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 sea más competitiva y eficiente

²³ 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 por ciento pueden ser sustentados sin sacrificar el crecimiento en economías como la norteamericana 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 por ciento no sólo es más difícil de sostener sino también implica un sacrificio en términos de crecimiento mayor.

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.

en todos sus mercados.²⁴ Mientras ello no suceda el alcance de la política monetaria será limitado, por lo que por ahora sería más conveniente promover el abatimiento inflacionario bajo trayectorias de convergencia más graduales. En segunda instancia, el hecho que actualmente la tasa de inflación óptima en términos de crecimiento sea 8.1 por ciento 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 y empleo como de distribución del ingreso.

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). 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.

²⁴ 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.

Bibliografía

- Akerlof, George, William Dickens y George Parry (1996) "The Macroeconomics of Low Inflation", *Brooking Papers on Economic Activity*, vol. 1996:1.
- Alberro, José L. (1981) "The Lucas Hypothesis on the Phillips Curve" *Journal of Monetary Economics* 7.
- Ball, Laurence, Gregory Mankiw y David Romer (1988) "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol 1988:1.
- Banerjee, A., J. Dolado, J. Galbraith y D. Hendry (1993) *Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, 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*, 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*, MIT Press.
- Bruno, Michael y William Easterly (1998) "Inflation Crises and Long-Run Growth," *Journal of Monetary Economic*, no. 41.
- Cooley, Thomas y Gary Hansen (1981) "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model" *American Economic Review* 79, septiembre.
- De Gregorio, José (1993) "Inflation, Taxation and Long-Run Growth" *Journal of Monetary Economics* 31.
- 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).
- Engel, Robert y Clive Granger (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica* 35, marzo.
- Franses, P. H. y Robert Taylor (2000) "Determining the Order of Differencing in Seasonal Time Series" *Econometrics Journal* vol. 3.
- Fischer, Irving (1926) "A Statistical Relationship Between Unemployment and Price Changes" *International Labor Review* 13, junio.
- Fischer, Stanley (1993) "The Role of Macroeconomic Factors in Growth," *Journal of Monetary Economics*, vol.32, diciembre.
- Galbis, Vicente (1979) "Money, Investment and Growth in Latin America, 1961-1973" *Economic Development and Cultural Change* 27(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 University Press.
- Gomme, Paul (1993) "Money and Growth Revisited: Measuring the Costs of Inflation in an Endogenous Growth Model", *Journal of Monetary Economics* 32, agosto.
- Hall, A. (1994) "Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Base Model Selection" *Journal of Business and Economics Statistics*, 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 (editores) *Handbook of Econometrics II*, North-Holland, Amsterdam.
- Johnson, H.G. (1967) "Is Inflation a Retarding Factor in Economic Growth?" en Krivine, D (editor) *Fiscal and Monetary Problems in Developing States*. Praeger, Nueva York.
- Jones, Larry y Rodolfo Manuelli (1995) "Growth and the Effects of Inflation", *Journal of Economic Dynamics and Control* 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 y Abdelhak Senhadji (2001) "Threshold Effects in the Relationship Between Inflation and Growth" *IMF Staff Papers*, Fondo Monetario Internacional, vol. 48, no.1.
- Khan, Mohsin (2002) "Inflation, Financial Deepening and Economic Growth" Artículo preparado para la conferencia *Macroeconomic stability, financial markets and economic development* del Banco de México, noviembre.
- Leamer, Edward (1983) "Let's Take the Con Out of Econometrics" *American Economic Review* 73, marzo.
- Levine, Ross y David Renelt (1992), "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions", *American Economic Review* 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, no. 3, junio.

- (1988) "On the Mechanics of Economic Development" *Journal of Monetary Economics* 22, julio.
- Maddala, G. S. e In-Moo Kim (1998) *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. 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, num. 2, abril-junio.
- Mundell, Robert (1963) "Inflation and Real Interest" *Journal of Political Economy* 71, febrero.
- Ng, Serena y Pierre Perron (2001) "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power" *Econometrica* 69 (6).
- Okun, Arthur (1962) "Potential GNP: Its Measurement and Significance" reimpresso en J. Pechman (ed.), *Economics for policymaking*, 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", Praeger Nueva York.
- Phillips, A.W. (1958) "The Relationship Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica* 25, noviembre.
- Romer, Paul (1986) "Increasing Returns and Long-Run Growth" *Journal of Political Economy* 94, octubre.
- Sala-i-Martin, Xavier (1997) "I Just Ran Four Million Regressions" *NBER Working Papers*, WP 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* 75, diciembre.
- Solow, Robert (1956) "A Contribution to the Theory of Economic Growth" *Quarterly Journal of Economics* 70, febrero.
- Stockman, Alan (1981) "Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy" *Journal of Monetary Economics* 8, noviembre.
- Swan, Trevor (1956) "Economic Growth and Capital Accumulation" *Economic Record* 32, noviembre.
- Taylor, Robert (1998) "Testing for Unit Roots in Monthly Time Series" *Journal of Time Series*, vol. 19 no. 3.
- Tobin, James (1965) "Money and Economic Growth" *Econometrica* 33, octubre.

ANEXOS

A1. SIMILITUD ENTRE LAS ESPECIFICACIONES (1) Y (2)

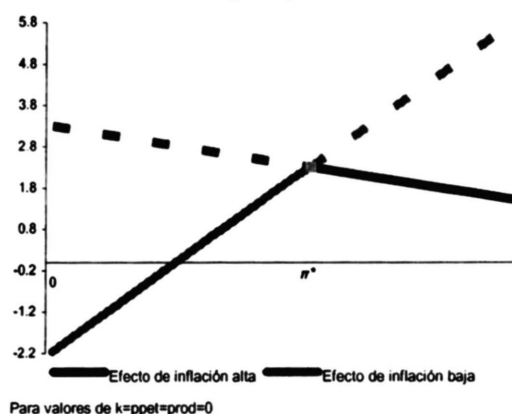
Como se puede comprobar de manera directa, las especificaciones (1) y (2) son exactamente las mismas cuando la inflación (π) es menor o igual que el umbral inflacionario (π^*). Cuando $\pi > \pi^*$ se tiene:²⁵

Especificación (1)	Especificación (2)
$y_t = \beta_0 + \beta_1 \pi^* + \beta_2 (\pi_t - \pi^*) + \dots$	$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi + \alpha_2 (\pi_t - \pi^*) + \dots$
$y_t = \beta_0 + (\beta_1 - \beta_2) \pi^* + \beta_2 \pi_t + \dots$	$y_t = \alpha_0 - \alpha_2 \pi^* + (\alpha_1 + \alpha_2) \pi_t + \dots$
defínase la inflación alta como $A = \pi_t - \pi^*$, entonces	
$y_t = \beta_0 + (\beta_1 - \beta_2) \pi^* + \beta_2 (\pi^* + A) + \dots$	$y_t = \alpha_0 - \alpha_2 \pi^* + (\alpha_1 + \alpha_2) (\pi^* + A) + \dots$
$y_t = \beta_0 + \beta_1 \pi^* + \beta_2 A + \dots$	$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi^* + (\alpha_1 + \alpha_2) A + \dots$

Para que ambas especificaciones sean las mismas se debe cumplir que $\beta_2 = (\alpha_1 + \alpha_2)$. El siguiente cuadro demuestra que en realidad esta condición se cumple.

	Especificación (1) $\pi^* = 9.4$		Especificación (2) $\pi^* = 9.4$
β_0	-2.15971	α_0	-2.15971
β_1	0.47497	α_1	0.47497
β_2	-0.10547	α_2	-0.58044
β_3	0.235279	α_3	0.235279
β_4	0.007942	α_4	0.007942
β_5	0.178031	α_5	0.178031
R^2	0.936348	R^2	0.936348
		$\alpha_1 + \alpha_2 =$	-0.10547

Intersección de los efectos de la inflación alta y baja en el umbral



²⁵ Se omiten el resto de las variables explicativas y el término de perturbación estocástica.

A2. RESULTADOS CON INPC, INFLACIÓN SUBYACENTE E INPP

Cuadro A2: Resultados econométricos con diferentes definiciones de inflación ^a

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

^a 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. ** No significativo al 10 por ciento.

A3 CARACTERÍSTICAS ESTADÍSTICAS DE LAS SERIES

El cuadro A3 muestra la identificación de las series originales mediante modelos ARIMA estacionales multiplicativos utilizando el procedimiento automático del paquete TRAMO/SEATS desarrollado por Agustín Maravall y Víctor Gómez.²⁶ El método de estimación en todos los casos es a través de máxima verosimilitud exacta. En su expresión más 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.

²⁶ Para el lector interesado en el análisis estacional de las series de tiempo se recomienda Ghysels y Osborn (2001).

Cuadro A3: Descripción de las series mediante modelos estacionales ARIMA

Serie Original	Modelo Box-Jenkins estacional multiplicativo (p,d,q)(P,D,Q)	Corrección por: Días laborables Semana Santa	Observaciones aberrantes Tipo(mes, año)
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*).

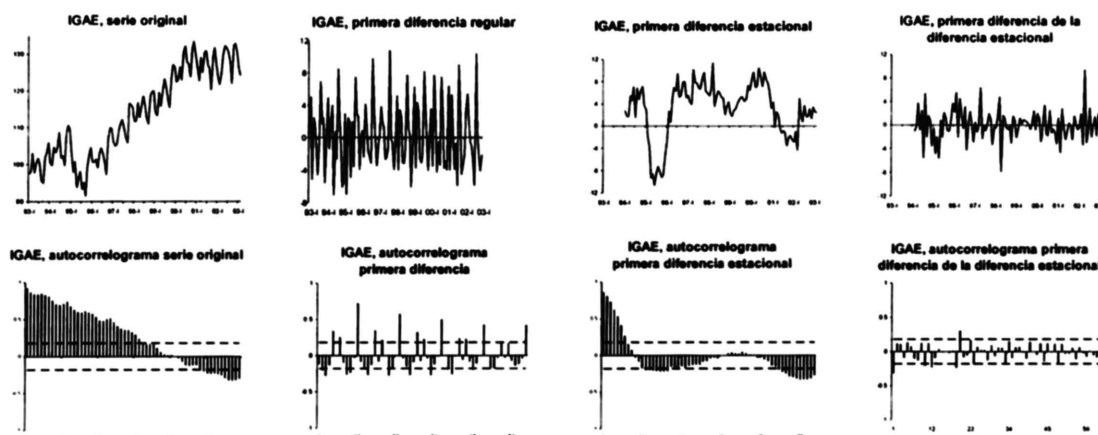
Cabe comentar que todas las series originales utilizadas en esta investigación requieren una diferencia regular y una diferencia estacional para que sean estacionarias, por lo que ninguna de estas diferencias de manera aislada es suficiente para lograr esta propiedad. Las series también están caracterizadas 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 I(1), por tanto hacer una prueba de raíz unitaria en los residuos de la especificación (1) es suficiente para comprobar si el sistema está cointegrado o no, y en caso afirmativo replantear el modelo desde una perspectiva dinámica mediante un ECM o un ADL.

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 observaciones mensuales (veinte 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 del análisis.

Sin embargo, el diagnóstico de las series mediante el TRAMO/SEATS y el análisis de los autocorrelogramas tanto de la primera diferencia regular como de la diferencia estacional, así como el autocorrelograma de la serie transformada a través de ambas diferencias, 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 hacer una advertencia. El nivel y la potencia de este tipo de pruebas están afectados por el número de rezagos de las diferencias incluidas. Esta situación es particularmente importante cuando el proceso 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 sobre manera.²⁷ 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 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).²⁸



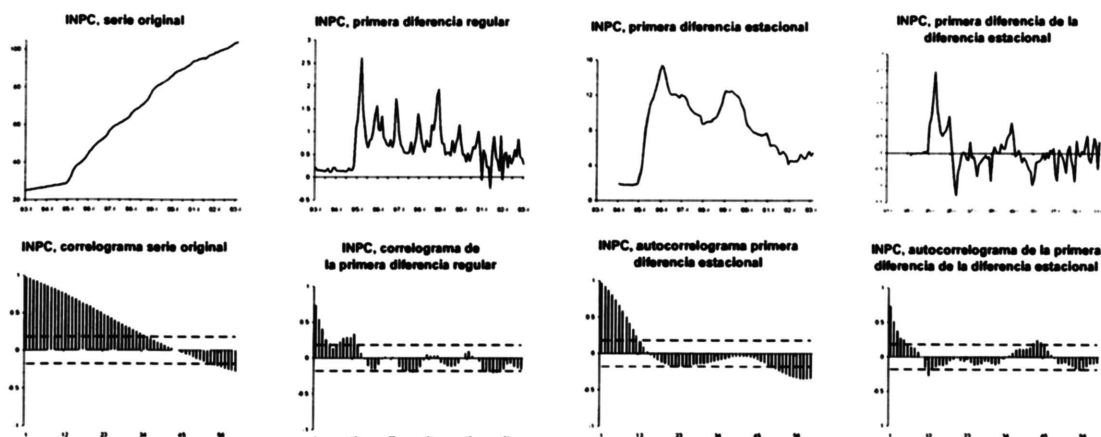
Cuadro A3.1: Prueba de raíz unitaria en IGAE (tasa anual)

	Dickey-Fuller Aumentada	Valor crítico al 1 por ciento*
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

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

²⁷ 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.

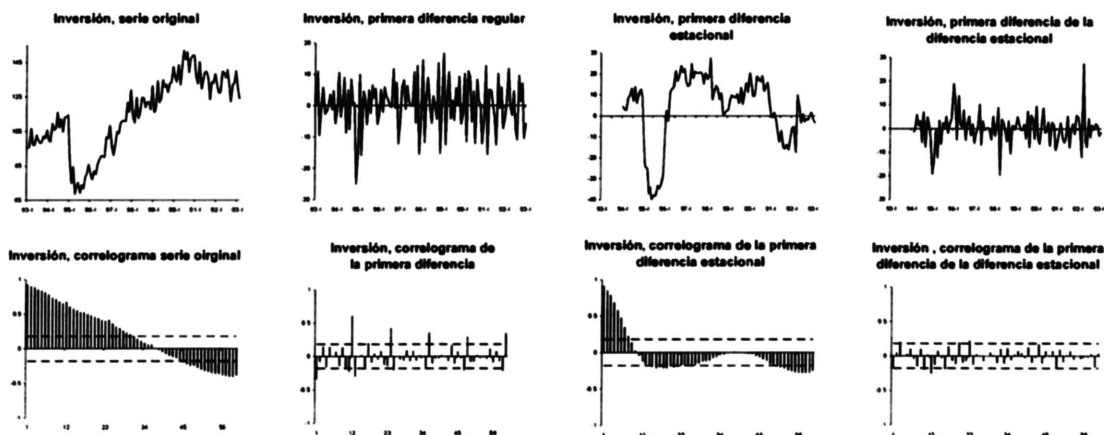
²⁸ Se reconoce que una prueba con el MIC fortalecería la inferencia estadística y la caracterización de los residuos de la especificación (1). Sin embargo, un análisis exhaustivo y preciso sobre la existencia de raíces unitarias en cada una de las series utilizadas constituye un tema de investigación en sí, por lo que rebasa los límites y objetivos de este trabajo.



Cuadro A3.2: Prueba de raíz unitaria en inflación

	Dickey-Fuller Aumentada	Valor crítico al 1 por ciento*
Estadístico ADF	-3.0873	-4.0460
Ecuación de regresión D(inflación) vs.	Coefficiente	P-valor
Inflación(-1)	-0.0290	0.0026
D(Inflación(-1))	0.9705	0.0000
D(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)

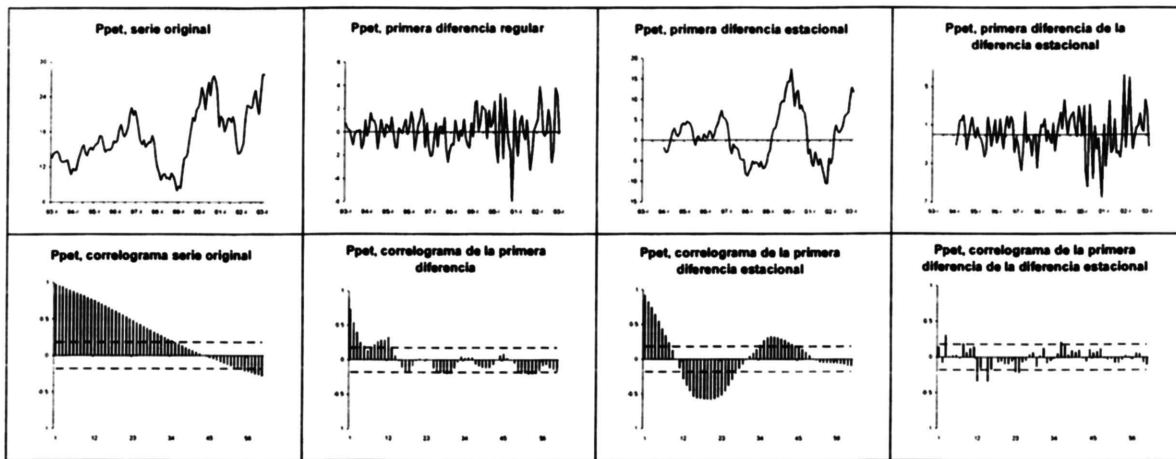


Cuadro A3.3: Prueba de raíz unitaria en inversión (tasa anual)

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

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

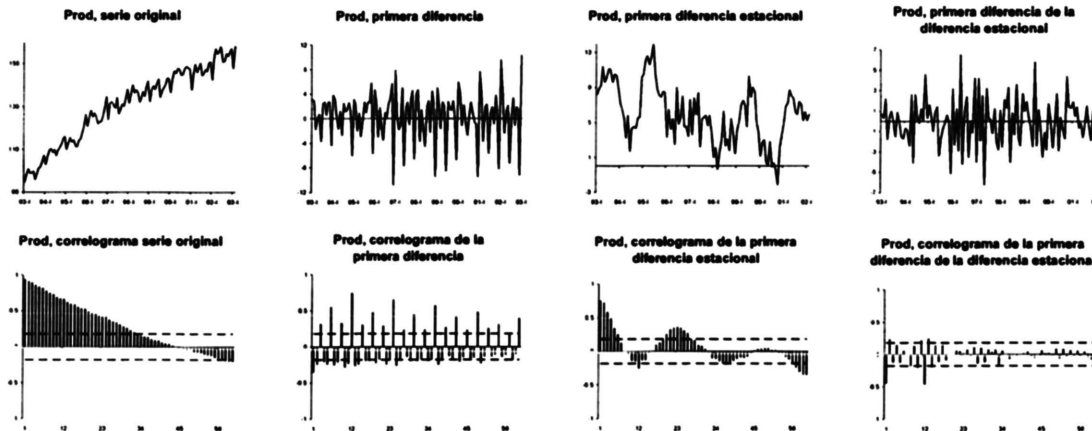
Ninguna diferencia rezagada, así como el intercepto o la tendencia son estadísticamente significativos.



Cuadro A3.4: Prueba de raíz unitaria en precio de petróleo (tasa anual)

	Dickey-Fuller Aumentada	Valor crítico al 1 por ciento*
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

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



Cuadro A3.5: Prueba de raíz unitaria en productividad (tasa anual)

	Dickey-Fuller Aumentada	Valor crítico al 1 por ciento*
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

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