

ANÁLISIS DEL INTERCAMBIO ENTRE EL PRODUCTO Y LA INFLACIÓN EN LA ECONOMÍA MEXICANA

José D. Liquitaya Briceño*
Miguel Ángel Ramírez Muñoz**

Resumen

En el presente artículo se reexamina la pertinencia del modelo clásico de análisis de la escuela de las Expectativas Racionales (EER) en lo concerniente a su visión del intercambio entre el producto y la inflación, postulada originalmente por Robert Lucas Jr. Para tal efecto se realiza un recuento histórico de la evolución de las ideas respecto a la relación entre la inflación y el desempleo hasta la formulación e indagación empírica de la curva de Oferta Agregada de Lucas. A continuación se precisan los aspectos lógico-formales del modelo; luego se elucidan algunos detalles respecto de la muestra y los datos utilizados. Ulteriormente se analizan los resultados y se contrastan las hipótesis fundamentales. Por último, se presentan las conclusiones principales.

Palabras clave: curva de Phillips, expectativas racionales y tasa natural de desempleo.

Abstract

In this paper, the relevancy of the classic analysis' model of the Rational Expectations School (RES) is reexamined; mainly in the concerning to the *tradeoff's vision* between the product and inflation originally postulated by Robert Lucas Jr. For such effect, a historical recount of the ideas is made regarding the relationship inflation-unemployment until the formulation and empiric inquiry of the Luca's Aggregate Supply. Next, the logical and formal aspects of the model are specified; then, some details are elucidated

* Profesor - Investigador del Área de Teoría Económica y jefe del C.A."Modelos Macroeconómicos", Departamento de Economía, UAM -Iztapalapa.

** Profesor-Investigador y jefe del Área de Teoría Económica, Departamento de Economía, UAM-Iztapalapa

concerning the sample and used data. Ulteriorly, the results and the fundamental hypotheses are analyzed. Lastly, the main conclusions are submitted.

Keywords: Phillips curve, rational expectations and natural rate of unemployment.

Clasificación JEL: C 30, E 13, E 31.

1. Introducción

El artículo “*Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs*”¹ de Robert Lucas Jr. es, probablemente, el que más influyó en la constitución y desarrollo de la escuela de las Expectativas Racionales (EER) al suministrar a la teoría el instrumento que podía ser contrastado empíricamente. En efecto, en él, Lucas elaboró un modelo de análisis formal con base en la hipótesis de la tasa ‘natural’ de desempleo (producción) antes formulada por Friedman (1968) y examinó la influencia de las políticas de demanda sobre el producto y el empleo postulando que los trabajadores y productores, aunque forman sus expectativas racionalmente en una economía caracterizada por información incompleta e imperfecta, pueden cometer errores en la predicción de los salarios y precios si se producen cambios no anticipados en las políticas de administración de la demanda.

La evidencia obtenida por Lucas con base en información estadística de 18 países para los años 1952 - 1967 le permitió corroborar las intuiciones generales de su análisis y dio pábulo a desarrollos teóricos ulteriores (véase, por ej., Barro, 1986; Béraud, 1989) e investigaciones que confirmaron la idea básica de su modelo (véase, por ej., Barro, 1977); pero además apuntaló la implicación drástica y trascendental de que las políticas fiscales y monetarias anticipadas no tienen consecuencias reales en la economía (producto, empleo, etc.) y afectan sólo a las variables nominales (salarios monetarios, precios, etc.), aspecto que se conoce como “teorema de neutralidad fuerte” (véase Sargent y Wallace, 1975).

A tres décadas y media del estudio de Lucas, consideramos pertinente reevaluar su modelo para la economía mexicana en un lapso reciente, máxime si tomamos en

¹ American Economic Review, vol. 63, 1973, pp. 326-334.

cuenta que dicho modelo constituye una pieza clave en la teoría de los ciclos económicos de la EER (véase Barro, 1986; Lucas, 1977, 1978, 1979; Minford y Peel, 1983; y Sheffrin, 1983) y para legitimarse como tal, esta moderna corriente de pensamiento requiere verificarse en distintos ámbitos y períodos. Eso es justamente lo que pretendemos lograr con nuestro trabajo, a partir del análisis del comportamiento de los indicadores de nuestra economía entre 1980:1 y 2007:4. Cabe destacar que, durante este período México experimentó etapas de elevada inestabilidad de precios y de políticas ampliamente expansivas. Tal hecho, además de estimular la presente investigación, torna más relevantes los resultados emergentes.

El estudio está organizado en cuatro secciones. En la segunda, efectuamos un recuento histórico de la evolución de las ideas respecto a la relación entre la inflación y el desempleo hasta la formulación e indagación empírica de la curva de Oferta Agregada de Lucas. A continuación, exponemos los aspectos teóricos y formales del modelo. En la cuarta sección, efectuamos las precisiones necesarias sobre la muestra, los datos utilizados y presentamos los resultados obtenidos. Luego examinamos dichos resultados y contrastamos empíricamente las hipótesis fundamentales del modelo con el apoyo de los métodos econométricos pertinentes. Por último, presentamos nuestras conclusiones.

2. Antecedentes: de la curva de Phillips a la curva de Lucas

Como es de conocimiento en la profesión, la relación denominada curva de Phillips (C Ph) debe su nombre al economista Alban W. Phillips quién, en un artículo escrito en 1958, adujo haber constatado la existencia de una relación estable, inversa y no lineal entre el ritmo de crecimiento de los salarios monetarios y la tasa de desempleo en el Reino Unido durante el período 1861-1957.² A tono con Tobin (1972) esta curva nació como “un resultado empírico en busca de una teoría, como los personajes de Pirandello en busca de un autor”; no obstante, hubo un supuesto teórico que orientó la investigación, ya que Phillips consideró al mercado de trabajo como un mercado de un bien cualquiera, de modo compatible con la teoría neoclásica convencional: “Cuando la demanda de una mercancía o servicio es elevada

² Véase Phillips (1958). A juicio de Frisch (1983), la estabilidad de tal relación fue, en verdad, el elemento original en el estudio de Phillips, y no la correlación negativa entre ambas variables.

en relación a su oferta, debemos esperar que su precio se eleve, siendo mayor el tipo de alza cuanto mayor sea el exceso de demanda. Por el contrario, cuando la demanda es escasa en relación a la oferta, esperamos que el precio baje, siendo mayor el tipo de disminución cuanto mayor sea la deficiencia de la demanda. Parece plausible que este principio opere como uno de los factores que determinan la proporción de la variación de los salarios monetarios, que constituyen el precio de los servicios de la mano de obra”. Para Phillips la tasa de desempleo era un indicador de la presión de la demanda en el mercado de trabajo y el salario monetario en el período t , W_t , era el precio que pagaban los empleadores por los servicios de mano de obra.

Según reseñan Laidler y Parkin (1975); Frisch (1977) y Santomero y Seater (1978), la CPh parecía reflejar parcialmente los hechos en los años 60; pero en los 70's se suscitaron elevadas tasas de desempleo junto con altas tasas de inflación. Los keynesianos intentaron explicar el fenómeno aduciendo que la CPh estaba desplazándose hacia el noreste; es decir, que el desempleo crecía mientras habían mayores tasas de inflación. Pero entonces la relación inflación-desempleo no debía ser realmente negativa. A pesar de las precarias estimaciones, la mayor justificación de la CPh radicaba en su veracidad empírica. Si no aprehendía los hechos, una política basada en ella no sería eficaz ni se podría identificar el costo en términos de inflación de una particular tasa de desempleo.

A las razones empíricas que desvirtuaban la versión original de la CPh se sumó la crítica teórica. E. Phelps (1967) y M. Friedman (1968) descollaron en esta labor, inaugurando un debate con implicaciones para la política económica. En líneas generales, Phelps y Friedman cuestionaron la estabilidad de la CPh y la existencia de un *trade off* a largo plazo entre las variables involucradas. Esto se debería básicamente a que los agentes poseen expectativas inflacionarias y modifican su conducta de acuerdo con los cambios en la tasa de inflación.

Para Friedman (1968) la interpretación original de la CPh estaba mal especificada: “El análisis de Phillips de la relación entre el desempleo y el cambio en los salarios es merecidamente celebrada como una importante y original contribución. Pero, desafortunadamente, contiene un básico defecto -el no distinguir entre los salarios nominales y los salarios reales.” (p. 8)

El punto de partida de su análisis consistió en dilucidar cuál sería el efecto de un incremento inesperado de la oferta monetaria. Considera que existen dos efectos expansionistas sobre la demanda agregada: en primer lugar, se reducirá la tasa de interés, hecho que incentivará la inversión; en segundo, los agentes se sentirán más ricos, por la mayor cantidad de dinero en su cartera de activos y gastarán más. En este contexto, postula que las empresas, al percibir el aumento de la demanda y de los precios, aumentarán su oferta de productos, demandando más trabajo. Los trabajadores, por su parte, aceptarán trabajar más horas, y otros voluntariamente desempleados se sentirán estimulados para incorporarse al trabajo al nuevo salario monetario. Sin embargo, el salario real disminuirá, ya que sólo en este caso las empresas demandarán más mano de obra.

Como se deduce, la hipótesis que da pábulo a los cambios en el nivel de empleo es que los trabajadores responden a variaciones en el salario real, pero subestiman (sobreestiman) los incrementos (decrementos) reales en el nivel de precios, cuando aumenta (disminuye) la oferta monetaria de modo inesperado. Esto lleva a Friedman a plantear la distinción entre la inflación anticipada y la no anticipada, lo que le permite cuestionar la estabilidad de la relación entre la tasa de inflación-desempleo y postular implícitamente la existencia de infinito número de CPh ampliadas con expectativas.

Un ingrediente fundamental en este análisis es la hipótesis de la tasa ‘natural’ de desempleo (TND) que define como el nivel de desempleo que “sería deducible a partir de las ecuaciones del sistema walrasiano de equilibrio general, siempre que, en las mismas, estén incorporadas las características estructurales actuales de los mercados de trabajo y de bienes, incluidas las imperfecciones del mercado, la variabilidad estocástica en las demandas y ofertas, el costo de recoger información sobre las vacantes de empleo y las disponibilidades de trabajo, los costos de movilidad, etc” (p. 8). Esta tasa ‘natural’ expresaría entonces un fenómeno real, determinado por otros fenómenos también reales y que, por tanto, no puede ser alterada por el influjo de fuerzas puramente nominales.

Formalmente, la consecuencia del análisis para la CPh es que, si bien existe un *trade off* a corto plazo, éste se da entre la inflación no anticipada y la tasa de desempleo, invirtiéndose además la causalidad; no obstante, a medida que las

expectativas se ajustan, el desempleo vuelve gradualmente a su tasa 'natural'. En este contexto, la noción de *trade off* permanente tiene, como único asidero, la hipótesis de 'ilusión monetaria' de los trabajadores.

De lo señalado en el párrafo precedente deriva la hipótesis aceleracionista: si el incremento de la inflación conlleva sólo una reducción temporal de la tasa de desempleo por debajo de su tasa 'natural', la única forma de mantener permanentemente esta situación sería provocando una inflación constantemente creciente. Por tanto, el *trade off* a largo plazo al que se enfrentan las autoridades económicas se daría entre la tasa de aceleración de la inflación y la tasa de desempleo. De no suceder esto, la CPh se torna en una línea vertical en el largo plazo.

El estudio de Friedman se convirtió, por antonomasia, en el fundamento del enfoque monetarista donde la tasa de desempleo se determina por el proceso de despeje continuo del mercado de trabajo y los movimientos en el nivel de desempleo son enteramente voluntarios (como en el análisis clásico). La política monetaria tiene una influencia directa e importante en el nivel de precios y en su variación, y las vías por las que se mantiene dicha influencia atraviesan por los mercados de productos y de trabajo. Pero, como éstos se ajustan y despejan rápidamente, los cambios en la política tienen un pequeño efecto sobre ellos. La política monetaria puede afectar al desempleo solo a través de sorpresas en la inflación, pero tal impacto decrece rápidamente en el tiempo. Dado que los cambios inesperados en la tasa de inflación pueden producir pequeñas variaciones en el desempleo, la CPh es inclinada en el corto plazo. La tasa de desempleo no se distancia mucho de la tasa 'natural' y los esfuerzos continuos para mantenerlo debajo de ésta pueden acelerar la inflación.

La legitimidad teórica del análisis monetarista respecto al keynesiano radicó en su congruencia con los postulados de racionalidad de los agentes; particularmente, con la idea de que los trabajadores buscan reivindicar el poder adquisitivo de sus salarios, no únicamente sus salarios nominales (lo cual significaría crónica ilusión monetaria).

Ante la crítica monetarista y la evidencia empírica, la visión keynesiana de la CPh se mostró inconsistente, pero fue el embate teórico de la escuela de las Expectativas Racionales (EER) el que la desvirtuó de modo más contundente. Lucas (1972, 1973), Sargent (1973) y Sargent y Wallace (1975) pusieron en la mesa de la discusión académica modelos de expectativas racionales con conclusiones

drásticas para la política económica, al sostener que las políticas fiscales y monetarias anticipadas resultan ineficaces inclusive en el corto plazo³. Estos trabajos, que mantienen las hipótesis clásicas de flexibilidad perfecta de precios y salarios y de la conducta optimizadora de los agentes, concentran sus análisis en la parte de la oferta, rehabilitando el pilar fundamental de la teoría clásica: la Ley de Say. Sus autores afirman haber dado forma al armazón analítico de una teoría de la dinámica de los precios (inflación) y de la producción; concretamente, afirman haber plasmado una nueva teoría de los ciclos económicos (véase, por ej., Lucas y Sargent, 1978) donde la curva de oferta agregada de Lucas es pieza clave. Examinemos si esta reproduce adecuadamente el comportamiento histórico de la producción e inflación en la economía mexicana durante los últimos 27 años.

3. El modelo de Lucas y la relación producto-inflación

3.1. La oferta agregada

El objetivo del trabajo de Lucas fue explicar la CPh inversa en un modelo de “ilusión monetaria, compatible con un comportamiento racional y optimizador” de los agentes (Sargent, 1979), y donde los precios varían en equilibrio continuo. En la especificación de la curva, introdujo la hipótesis de las expectativas racionales con imperfecciones en la información disponible y adoptó la hipótesis de la tasa ‘natural’ de desempleo. Supuso que las decisiones de los agentes no dependen más que de los precios relativos, establecidos en un ambiente donde ellos no pueden distinguir entre cambios de los precios relativos y cambios del nivel general de precios.

En la economía representada por Lucas, los oferentes se encuentran en un gran número de mercados competitivos diseminados en el ‘archipiélago’ de Phelps (1970). La demanda, por su parte, está distribuida desigualmente entre los mercados, lo que hace que el precio del único bien que se produce varíe a través de éstos.

³ Por este motivo, Tobin (1980) considera que la verdadera “guerra” se plantea, no entre keynesianos versus monetaristas y teóricos de la EER, sino entre keynesianos y monetaristas, versus teóricos de la EER (Tobin denomina a los monetaristas friedmanianos como monetaristas *marca I*, y a los teóricos de la EER como monetaristas *marca II*).

La cantidad ofrecida en cada mercado es la suma (logarítmica) de: i) un componente normal o secular, común a todos los mercados, $y_{n,t}$, y ii) un componente específico (cíclico) que varía de mercado a mercado, $y_{c,t}$.

Formalmente, haciendo que z indexe los mercados, la oferta en el mercado z está dada por:

$$y_t(z) = y_{n,t} + y_{c,t}(z) \quad (1)$$

$$y_{n,t} = \alpha + \beta t \quad (2)$$

$$y_{c,t}(z) = \gamma [p_t(z) - E(p_t / I_t(z))] + \lambda y_{c,t-1}(z); 0 < \lambda < 1 \quad (3)$$

(Todas las variables se expresan en logaritmos. El lado derecho de (2) representa el crecimiento de la población, la acumulación tendencial del capital, etc. De acuerdo con (3) el componente del mercado z depende del precio relativo anticipado del producto y del propio valor que adquirió en el período anterior). $p_t(z)$ es el precio del bien en el mercado z , en el período t . Éste es conocido por los oferentes del mercado en cuestión; $E(p_t / I_t(z))$ es el nivel general de precios, condicionado a la información disponible en el mercado z en t , $I_t(z)$; λ es el parámetro de reacción que mide la sensibilidad del componente específico a su valor del período anterior.

De acuerdo con Lucas, un oferente mantendrá su producción exactamente en el nivel del componente normal si el precio que le ofrecen por sus mercancías es igual al nivel general de precios, p_t , que, según percibe, prevalece. Sin embargo, si tal agente estima que el precio que le ofrecen es mayor (menor) a p_t , producirá y pondrá a la venta mayor (menor) cantidad que el correspondiente al componente normal.

La dinámica cíclica de este modelo tiene como base la información imperfecta del verdadero p_t . Cada oferente define su expectativa de este precio en un período dado a partir de dos fuentes: i) de su conocimiento del componente normal y los valores pasados del componente específico para todos los mercados - información que no le permite conocer el p_t , pero determina su distribución *a priori*, de media ρ_t y variancia⁴ σ^2 que, se supone, es (estadísticamente) normal y común a los oferentes de todos los mercados-; ii) de la hipótesis de que el precio

del mercado específico se dispersa de p_t en una proporción determinada (asumiéndose que los mercados están indizados por las desviaciones de su precio respecto del promedio), y se distribuye normalmente con media 0 (cero) y variancia τ^2 . Se supone que el oferente efectúa el cálculo de su expectativa aplicando el 'filtro de Kalman'-modelo que permite ajustar reglas óptimas de decisión de período a período, a medida que se dispone de nueva información- mismo que, en su definición final para el período t , consiste en un promedio ponderado de $p_t(z)$ (precio al que se enfrenta en su propio mercado) y de ρ_t (precio promedio histórico). En este contexto, el oferente interpretará, por ejemplo, un cambio en el precio al que se enfrenta en su mercado como un cambio relativo al nivel general de precios si éste ha sido estable en el pasado, por lo que su dispersión conocida es pequeña. Sus cálculos le llevarán a asignar una ponderación nimia a $p_t(z)$ y una ponderación grande a ρ_t en la definición de sus expectativas de p_t .

Interpretando a Lucas, supongamos que la evolución de la economía estuvo caracterizada por una oferta monetaria estable hasta que, en el período t , las autoridades económicas lo aumentan inesperadamente. Los oferentes individuales deducirán que el aumento concomitante en p_t fue, fundamentalmente, un aumento de precios del mercado específico al que se enfrentan en relación a p_t ; responderán, en consecuencia, con la producción de más mercancías y seguirán haciéndolo así hasta que, mediante un proceso de afinamiento pertinaz de sus cálculos incorporando información actualizada (empleando el 'filtro de Kalman') determinen el verdadero valor de p_t .

Las siguientes ecuaciones expresan lo que acabamos de señalar:

$$p_t(z) = p_t + z \quad (4)$$

Es decir, el precio observado en z , $p_t(z)$ es una suma logarítmica. La información $I_t(z)$ consiste en $p_t(z)$ y la historia de p_t resumida por (ρ_t, σ^2) . Los oferentes utilizan (4) para calcular la distribución de p_t condicionado a lo que ellos observan $(p_t(z), \rho_t)$. Esta distribución es normal con media:

⁴ Empleamos el término variancia, en lugar de varianza, debido a que es más adecuado en español. Este último ni siquiera se consigna en los diccionarios.

$$E(p_t / I_t(z)) = E(p_t(z), \rho_t) = (1-\theta)p_t(z) + \theta\rho_t \quad (5)$$

$$\text{Donde } \theta = \frac{\tau^2}{\tau^2 + \sigma^2}; 0 \leq \theta \leq 1$$

Combinando (1), (3) y (5) se obtiene:

$$y_t(z) = y_{n,t} + \theta\gamma [p_t(z) - \rho_t] + \lambda y_{c,t-1}(z) \quad (6)$$

(Una exposición amplia para arribar a (5) se encuentra en Sargent (1979), caps. X y XIII)

En el marco de análisis de la CPh directa, se puede suponer que, luego del incremento inesperado de la oferta monetaria, los trabajadores evaluarán el aumento en los salarios nominales como un fenómeno fundamentalmente local y, por tanto, como un indicador de cambios en los precios relativos de las mercancías en los mercados donde tradicionalmente hacen sus compras; es decir, percibirán que los precios en estos mercados aumentaron en relación a los precios en otros mercados. Paralelamente, percibirán que sus salarios nominales son mayores a los que podrían obtener en otras empresas; incrementarán en consecuencia su oferta de trabajo y tratarán de efectuar sus compras en otros mercados. Sólo cuando adviertan que el aumento de precios y de salarios nominales ha sido generalizado, disminuirán su oferta de trabajo a los niveles anteriores y volverán a efectuar sus compras en los mercados donde tradicionalmente lo hacían.

Agregando los mercados; es decir, integrando respecto a la distribución de z , $y_{c,t}$ (Sargent, 1979, cap. XIII) se arriba a la función de oferta agregada:

$$y_t = y_{n,t} + \theta\gamma [p_t - \rho_t] + \lambda [y_{t-1} - y_{n,t-1}] \quad (7)$$

De acuerdo con (7) si $\tau^2=0$ (la variancia de los precios relativos es igual a cero) entonces $\theta=0$ y la oferta será prácticamente inelástica a los precios. Si la variancia del nivel general de precios es cero, entonces $\theta=1$. En el primer caso, la

función de oferta agregada (esbozada en el plano cartesiano p , y) será una línea vertical y, en el segundo, tendrá una pendiente γ .

3.2. La Demanda Agregada

A fin de completar el modelo, Lucas define la demanda agregada con base en la siguiente ecuación:

$$x_t = y_t + p_t \quad (8)$$

Donde x_t es el logaritmo observable del producto nominal. Además, $\{x_t\}$ es una secuencia de variables independientes normales con media δ y variancia σ_x^2 .

La historia relevante de la economía consiste de y_m , los desplazamientos de la demanda x_t, x_{t-1}, \dots , y de los anteriores niveles de producción real $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-(t-1)}$. Como el modelo es lineal en logaritmos, se puede conjeturar razonablemente una solución para el nivel de precios de la forma:

$$p_t = \pi_0 + \pi_1 x_t + \pi_2 x_{t-1} + \dots + \eta_1 y_{t-1} + \eta_2 y_{t-2} + \dots + \xi_0 y_m \quad (9)$$

p_t^e es la *expectativa* de p_t basada en toda la información disponible excepto x_t (el nivel actual de demanda), o:

$$p_t^e = p_0 + \pi_1(x_{t-1} + \delta) + \pi_2 x_{t-1} + \pi_3 x_{t-2} + \dots + \eta_1 y_{t-1} + \eta_2 y_{t-2} + \dots + \xi_0 y_m \quad (10)$$

Para resolver los parámetros desconocidos π_i, η_j y ξ_0 se elimina y_t igualando (7) y (8), es decir, la oferta y la demanda:

$$y_m + p_t(\theta\gamma + 1) - \theta\gamma p_t^e + \lambda y_{t-1} - \lambda y_{n,t-1} - x_t = 0 \quad (10^a)$$

Después, sustituyendo p_t^e, p_t en la función anterior, se obtiene una identidad en $\{x_t\}, \{y_t\}$ y $\{y_m\}$, que se utiliza para obtener los valores de los parámetros.

Las soluciones para niveles de precio y producción son:

$$p_t = \frac{\theta\gamma\delta}{1+\theta\gamma} - \lambda\beta + \frac{1}{1+\theta\gamma}x_t + \frac{\theta\gamma}{1+\theta\gamma}x_{t-1} - \lambda y_{t-1} - (1-\lambda)y_m$$

$$y_t = -\frac{\theta\gamma\delta}{1+\theta\gamma} + \lambda\beta + \frac{\theta\gamma}{1+\theta\gamma}\Delta x_t + \lambda y_{t-1} + (1-\lambda)y_m$$

En términos de Δp_t , y_{ct} , y haciendo $\pi = \theta\gamma/(1+\theta\gamma)$, se tiene:

$$y_{ct} = -\pi\delta + \pi\Delta x_t + \lambda y_{c,t-1} \quad (11)$$

$$\Delta p_t = -\beta + (1-\pi)\Delta x_t + \pi\Delta x_{t-1} - \lambda\Delta y_{c,t-1} \quad (12)$$

Al revisar dichas soluciones en búsqueda de consistencia interna, Lucas observa que la variancia condicional de p_t será la constante asumida anteriormente: $1/(1+\theta\gamma)^2\sigma_x^2$.

Las expresiones (11) y (12) son los *valores de equilibrio* de la tasa de inflación y de la producción real; esta última como desviación de su tendencia. Nos ofrecen puntos de intersección de un esquema de demanda agregada, que se desplaza por cambios en x_t , y un esquema de oferta agregada. Lucas adopta un método que vincula los senderos de equilibrio de los niveles de precios y de producción evitando la inclusión de un parámetro adicional de expectativas, que sería irrelevante.

Los valores-solución de la inflación y del componente cíclico de la producción real, indicados en (11) y (12) son, de acuerdo con Lucas, rezagos distribuidos de las variaciones actuales y pretéritas en la producción nominal. Un cambio en la tasa nominal de expansión, Dx_t , tiene efectos en la producción real y en el nivel de precios: primero, un efecto inmediato en el nivel de precios (en una magnitud definida por la unidad menos el efecto en el nivel de producción) y otro sobre esta misma variable que acontece en el siguiente período; posteriormente ejerce efectos rezagados que decaen geoméricamente. El efecto inmediato en el nivel de precios es la unidad menos el efecto en el nivel de producción, mientras el resto del impacto acontece en el periodo subsiguiente.

El modelo aprehende la posibilidad de que existan simultáneamente periodos de inflación y promedios bajos de producción real bajo este patrón de rezagos. Lucas lo explica arguyendo que, aunque dichos periodos se presentan a causa de los desplazamientos de la oferta, éstos a su vez son resultado de una percepción rezagada de los cambios en la demanda y no de cambios autónomos en la estructura de costos de los oferentes. Además, “... *el modelo valida de hecho la existencia de una tasa natural de producto: la tasa promedio de expansión de la demanda, δ , aparece en (11) con un coeficiente de la misma magnitud que el coeficiente de la tasa actual pero con el signo opuesto.*”⁵ De esta forma, los movimientos advertidos en la tasa promedio de crecimiento del ingreso nominal no tendrán efecto alguno en el producto real promedio; pero los desplazamientos no anticipados de la demanda sí tienen efectos en el nivel de producción, en una magnitud dada por el parámetro π . Definiendo π en términos de θ y de γ y, a su vez, definiendo θ en términos de σ^2 y τ^2 se tiene:

$$\pi = \frac{\tau^2 \gamma}{\sigma^2 + \tau(1 + \gamma)}$$

Combinando con la expresión de σ^2 , se llega a:

$$\pi = \frac{\tau^2 \gamma}{(1 - \pi)^2 \sigma_x^2 + \tau^2 (1 + \gamma)} \quad (13)$$

Para el caso en que τ^2 y γ permanecen fijos, π toma el valor $\gamma/(1 + \gamma)$ cuando $\sigma_x^2 = 0$, y tiende monótonamente a 0 cuando σ_x^2 tiende al infinito.

La predicción de que la desviación promedio del producto con respecto de la tendencia, $E(y_{ct})$, no varía bajo la instrumentación de políticas de administración de la demanda no está sujeta a prueba en el modelo de Lucas, quien enfatiza tal hecho: “la desviación con respecto a una línea apropiada de tendencia debe promediar cero”.

⁵ Cfr. *Ibidem*, p. 330.

4. Análisis Empírico

4.1. Precisiones acerca de los datos y las transformaciones

A fin de evaluar con base en una estructura más fina de rezagos la aplicabilidad del modelo de Lucas en la economía mexicana, utilizamos información de periodicidad trimestral para el período 1980:1-2007:4, procedente del Banco de Información Económica, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (BIE INEGI)⁶. En el tratamiento de la información, seguimos un procedimiento análogo al empleado por Lucas:⁷

- 1° Recopilamos los datos del Producto Interno Bruto (PIB) nominal y real. Este último tiene como base el año 1993.
- 2° Calculamos el logaritmo natural de las variables involucradas en el estudio.
- 3° Estimamos la tasa de crecimiento de los logaritmos de los precios, Δp_t , del producto real y del nominal, Δy_t e Δx_t , respectivamente.
- 4° Obtuvimos la tendencia en el crecimiento del producto real con base en el '*filtro de Hodrick y Prescott*' que, a partir de la expresión de una serie de tiempo como una suma de componentes de tendencia (g_t) y ciclo (c_t), minimiza la variabilidad de la tasa de crecimiento del componente permanente.⁸(Véase el desarrollo en el anexo)
- 5° A partir de lo anterior, calculamos la variable y_{ct} -desviación (logarítmica) del producto real respecto a su tendencia- restando al PIB real su tendencia.
- 6° Habiendo realizado las transformaciones requeridas de las series, aplicamos las regresiones para las ecuaciones (11) y (12) del modelo, con base en el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

⁶ <http://www.dgcnesy.inegi.gob.mx/>

⁷ Lucas, *op. cit.*, p. 330, nota de página 8.

⁸ Lucas estimó la tendencia con base en una regresión mínimocuadrática en función del tiempo. Nosotros, sin embargo, consideramos más adecuado aplicar este filtro.

4.2. Resultados

Los resultados se muestran en los cuadros 1 y 2. Los estadísticos 'F' validan las ecuaciones (11) y (12) al nivel de significancia del 5% y las pruebas "t" de Student corroboran la influencia que ejercen las variables explicativas sobre las dependientes. Adicionalmente, los estimadores de los parámetros π y γ tienen valores que corresponden a lo estipulado por Lucas; es decir:

$$0 < p = 0.1555 < 1 \text{ y } 0 < l = 0.2318 < 1.$$

Sin embargo, la bondad de ajuste de la relación (11) es muy pobre: el coeficiente de determinación (R^2) indica que solo el 11% de la variación del producto cíclico puede ser explicado por el comportamiento del ingreso nominal y su propia inercia. Por esta razón la soslayamos del análisis y centramos nuestra atención en el modelo (12).

Cuadro 1

Resultados de la regresión: $y_{ct} = -\pi \delta + \pi \Delta X_t + \lambda y_{ct-1}$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
$-\delta\pi$	-0.010520	0.004202	-2.503526	0.0138
δX	0.155528	0.043530	3.572888	0.0005
y_{ct-1}	0.231826	0.097301	2.382567	0.0189
R^2	0.115176	Media Var. Dep.		0.000320
R^2 Ajustado.	0.098790	Desv. E. Var. Dep.		0.032176
E.E. de la Regresión	0.030545	Crit. de Akaike		-4.112561
RSS	0.100765	Crit. de Schwarz		-4.039331
Log Máx.-verosímil	231.2472	Estad. "F"		7.029084
D-W	1.858317	Prob("F")		0.001350

Cuadro 2

Resultados de la regresión: $\Delta pt = -\beta + (1 - \pi)\Delta X_t + \pi\Delta X_{c,t-1} - \lambda\Delta y_{c,t-1}$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
$-\beta$	-0.004113	0.003708	-1.109266	0.2698
Δx_t	0.658910	0.043240	15.23846	0.0000
Δx_{t-1}	0.303556	0.047552	6.383716	0.0000
$\Delta y_{c,t-1}$	0.310134	0.075502	4.107639	0.0001
R Cuadrado	0.858799	Media Var. Dep.		0.063506
R Cuadrado Aj.	0.854803	Desv. E. Var. Dep.		0.065949
E.E. de la Regresión	0.025130	Crit. de Akaike		-4.493842
RSS	0.066940	Crit. de Schwarz		-4.395642
Log Máx.-verosímil	251.1613	Estad. "F"		214.9015
D-W	1.982453	Prob("F")		0.000000

Estadísticos suplementarios del modelo 12 (cuadro 2) y probabilidades asociadas (P):

J-B: 14.128 (P=0.000); LM(1): 0.006 (P=0.936); LM(2): 1.805 (P=0.169); ARCH(1): 2.559 (P=0.112); ARCH(2): 1.331 (P=0.269); White(nc): 5.497 (P=0.000); White(c): 4.314 (P=0.000); Reset(1): 3.403 (P=0.068); Reset(2): 2.102 (P=0.127)

Significados de los símbolos⁹

$R^2 =$	Coefficiente de determinación.
RSS =	Suma de cuadrados de los residuales
F =	Estadístico "F".
D-W =	Estadístico de Durbin y Watson
J-B =	Estadístico de Jarque y Bera para prueba de normalidad.
LM(i) =	Multiplicador de Lagrange, para correlación serial de grado i de Breusch-Godfrey.
ARCH(i) =	Estadístico para la prueba de heteroscedasticidad condicional autoregresiva de orden i
White (nc) =	Estadístico de White sin términos cruzados.
White (c.) =	Estadístico de White con términos cruzados.
RESET (i) =	Estadístico para la prueba del error de especificación en regresión, propuesto por Ramsey ¹⁰

⁹ Las siglas corresponden a su uso convencional en inglés, para facilitar su identificación.

¹⁰ "i" entre paréntesis es relativo al número de veces que el vector estimado de la variable dependiente, Dp , se agrega a la regresión para la prueba, pero elevado potencias sucesivamente mayores. Así por ejemplo si $i = 2$, se introducen los vectores Dp^2 e Dp^3 . Un examen introductorio sobre esta prueba puede verse en Gujarati (1997), pp.455-458.

La regresión de (12) arroja resultados notablemente más satisfactorios: el coeficiente de determinación es 0.8588 (Lucas postula que: $R^2_{\Delta P} H^2$); lo cual significa que las variables consideradas en el modelo determinan en alto grado la variación de la tasa de inflación. También advertimos que, excepto la constante, los coeficientes son estadísticamente significativos y con el signo correcto; asimismo, las pruebas D-W, LM (i) indican ausencia de autocorrelación hasta de segundo grado; que el modelo tiene la forma funcional correcta (por la prueba RESET), que las perturbaciones se distribuyen normalmente y que no hay problema de heteroscedasticidad (por la prueba Arch (i)). No obstante, según las pruebas de White (con y sin términos cruzados) indican que la heteroscedasticidad sí está presente en los residuales, lo cual sugiere que, si bien nuestras estimaciones por MCO son lineales e insesgadas, los errores estándar computados no son eficientes. Para corregir este problema, aplicamos al modelo el método de Newey y West (1987), que es un estimador de errores estándar y covariancias más general y consistente (que, por ejemplo, el de White), en presencia de heteroscedasticidad y autocorrelación simultánea. Los resultados que dimanaron de este procedimiento se presentan en el cuadro 3.

Cuadro 3

Resultados de la regresión: $\Delta \text{pt} = -\beta + (1 - \pi) \Delta X_t + \pi \Delta X_{c,t-1} - \lambda \Delta y_{c,t-1}$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. "t"	Prob.
$-\beta$	-0.004113	0.002355	-1.746464	0.0836
Δx_t	0.658910	0.057058	11.54806	0.0000
Δx_{t-1}	0.303556	0.067302	4.510322	0.0000
$\Delta y_{c,t-1}$	0.310134	0.121320	2.556330	0.0120
R Cuadrado	0.858799	Media Var. Dep.		0.063506
R Cuadrado Aj.	0.854803	Desv. E. Var. Dep.		0.065949
E.E. de la Regresión	0.025130	Crit. de Akaike		-4.493842
RSS	0.066940	Crit. de Schwarz		-4.395642
Log Máx.-verosímil	251.1613	Estad. "F"		214.9015
D-W	1.982453	Prob("F")		0.000000

* Aplicando el método de Newey-West (truncado en 4 rezagos¹¹).

¹¹ Este "lag truncation" es un parámetro que representa el número de autocorrelaciones usadas para la evaluación de la dinámica de los residuales derivados de aplicar el método de MCO. El programa E-Views lo establece automáticamente

Como se puede apreciar en la gráfica 1 el modelo parece reproducir adecuadamente el comportamiento histórico de la tasa de inflación.

A fin de establecer si representa una función estable, aplicamos la prueba CUSUM (*Cumulative Sum of Residuals*). Como su nombre lo indica, esta prueba se basa en la suma acumulada de los residuos normalizados. Si sus valores cambian en el tiempo de manera sistemática, será evidencia de inestabilidad. Bajo la hipótesis nula de estabilidad, el estadístico tiene media cero y una variancia aproximadamente igual al número de residuos acumulados. La evaluación se realiza graficando el estadístico CUSUM a lo largo de la serie. Si la gráfica permanece dentro de las bandas de confianza, significa que los coeficientes son estables; pero si cruza las bandas, se rechaza la hipótesis nula y se reconoce la existencia de un cambio estructural en el modelo.

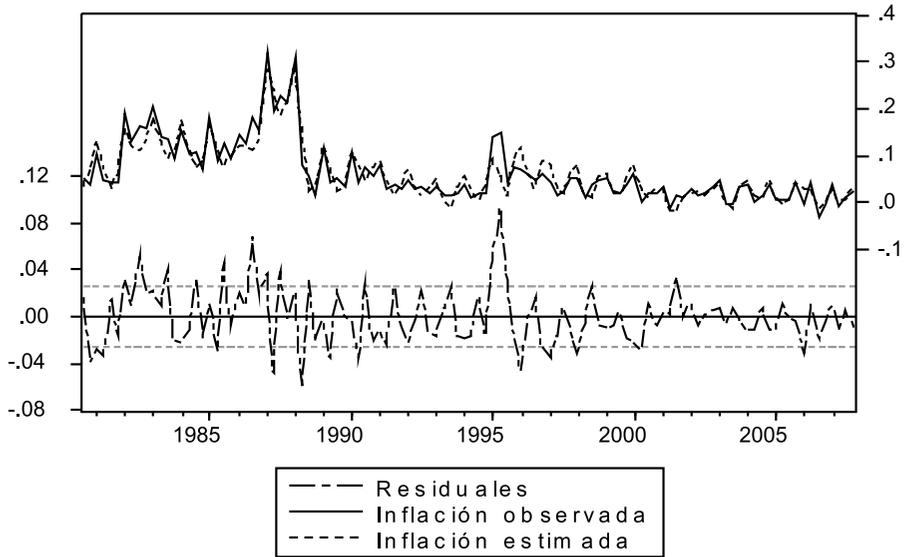
Cabe destacar que la prueba se realiza trazando la línea alrededor de la abscisa y se espera que el estadístico CUSUM fluctúe en torno dicho eje. Si eso ocurre, la línea permanecerá dentro de las bandas de confianza y se aceptará que los parámetros son estables; en otros términos, que la suma de residuos recursivos tiene esperanza cero.

Otra prueba que empleamos es CUSUM Q (*Cumulative Sum of Square Residuals*) o suma acumulada de los residuos normalizados al cuadrado. Ambas pruebas (CUSUM y CUSUM Q) dan indicios del punto de quiebre. En vista de que son pruebas gráficas, la fecha de quiebre no se identifica de modo preciso, pero lo aproxima con un margen de error aceptable.

Las gráficas 2 y 3 muestran los resultados. La prueba CUSUM revela estabilidad estructural de los parámetros, pues los residuales recursivos se encuentran dentro de sus respectivas bandas al 95% de confianza. Sin embargo, la prueba CUSUM Q (gráfica 3) indica que hubo un notable cambio estructural entre 1995 y 1996. Privilegiamos el resultado de la prueba CUSUM Q ya que, al elevar al cuadrado los errores, se elimina la posibilidad de distorsión de los signos; CUSUM sólo añade los errores de predicción que se van obteniendo a medida que se amplía la muestra; pero estos pueden tener signos contrarios e ir así cancelando el efecto.

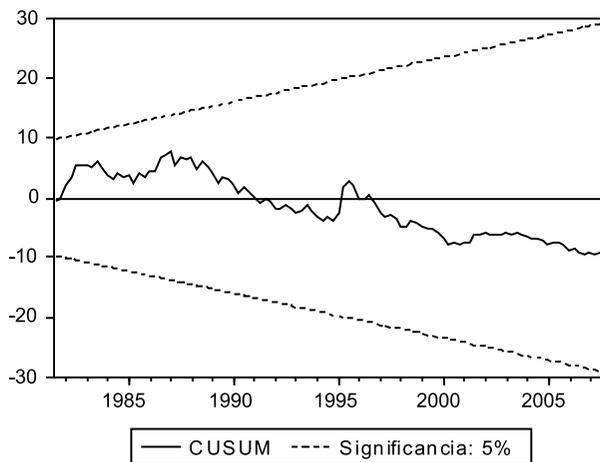
Gráfica 1

Inflación observada, inflación estimada y residuales (en logaritmos)



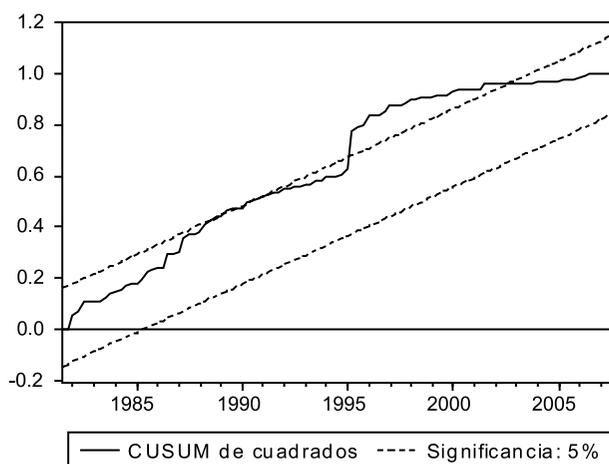
Gráfica 2

Prueba CUSUM



Gráfica 3

Prueba CUSUM Q



4.3. Contraste de las hipótesis fundamentales

En virtud de que Lucas asume que τ^2 y γ son relativamente estables, se deduce que los valores estimados de π decrecerán a medida que aumente la variancia de Δx_t (véase la función 13). De modo concomitante, los valores de π deberán decrecer a medida que aumenta la variancia de la inflación; por tanto, las variancias del ingreso nominal y de la inflación deberían estar positivamente correlacionadas. Tendríamos entonces tres implicaciones que contrastar:

1. π y σ_x^2 deben correlacionarse negativamente,
2. π y σ_p^2 deben estar negativamente correlacionados, y
3. σ_x^2 y σ_p^2 deben estar positivamente correlacionados.

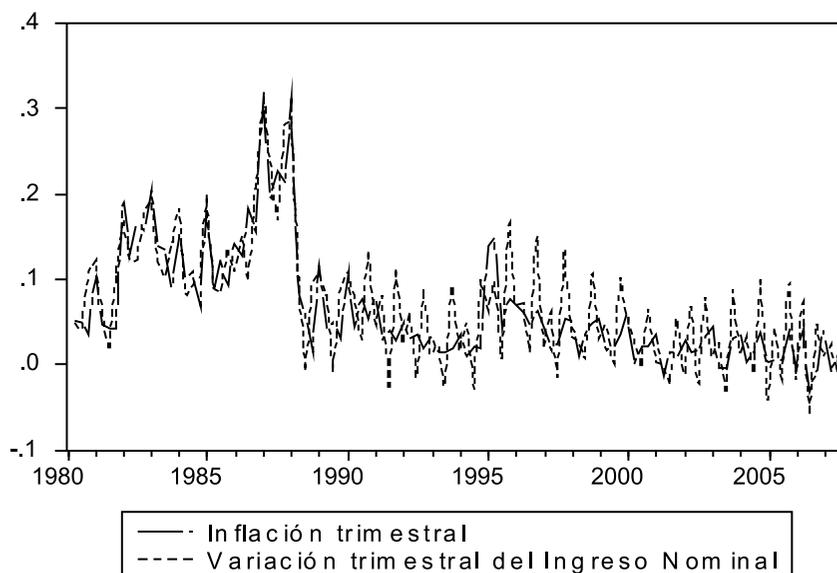
Esto nos induce a examinar el modelo en el marco de distintos regímenes de políticas de demanda. Para tal efecto, segmentamos la serie en tres subperíodos, que denominamos de “alta”, “media” y “baja” volatilidad del ingreso nominal y de los precios, de acuerdo con el grado de expansividad del ingreso nominal:

Subperíodo de alta volatilidad:	1982:1 - 1989:1
Subperíodo de mediana volatilidad:	1989:2 - 1996:4
Subperíodo de baja volatilidad:	1997:1 - 2007:4

Cabe señalar que esta segmentación por períodos se hizo con base en la variabilidad de la inflación observada numérica y gráficamente y secundariamente con la del ingreso nominal, que acusa un comportamiento similar al de la inflación (gráfica 4, cuadro 4). Privilegiamos el comportamiento de la inflación porque esta variable acusa mayor variabilidad, a juzgar por el coeficiente de variación (cuadro 4) y es la referencia acostumbrada para definir diversos períodos de volatilidad.

Gráfica 4

Tasa de inflación trimestral y tasa de variación trimestral del ingreso nominal.
Periodo 1980:1 - 2007:4



Cuadro 4

Estadística descriptiva: tasa de inflación trimestral y tasa de variación del ingreso nominal 1980:1 - 2007:4 (en logaritmos)

	Δp	Δy_n
Media	0.063390	0.070086
Mediana	0.042611	0.067777
Máximo	0.318922	0.317403
Mínimo	-0.032117	-0.059593
Desv. Estándar	0.065660	0.072059
Sesgo	1.592839	0.867373
Curtosis	5.690251	4.060786
Coef. de variación	1.035810	0.972619
Jarque-Bera	80.41025	19.12257
Probabilidad	0.000000	0.000070
Suma	7.036242	7.779529
Suma desv. al cuadrado	0.474238	0.571172
Núm. de observaciones	111	111

Los coeficientes de las ecuaciones (11) y (12) para cada subperíodo se presentan en los cuadros 5 y 6. Como se aprecia en (5), el coeficiente π acusa resultados contradictorios: su valor es bajo en el período de mayor volatilidad y llega a su mayor nivel en el lapso de mediana volatilidad. Por su parte, el coeficiente $(1-\pi)$ disminuye cuando la volatilidad de la inflación baja de “alta” a “mediana” (cuadro 6), pero luego vuelve a subir cuando dicha volatilidad es “baja”. Los únicos estadísticos que mantienen una relación positiva, de acuerdo a lo preconizado por Lucas son σ_x^2 y σ_p^2 . Pero este resultado es obvio por cuanto el nivel de precios es un componente del ingreso nominal; por tanto, tienen un elevado grado de asociación lineal, aunque no tanto como supusimos *a priori* (0.8059).

Cuadro 5

Coefficiente π estimado, por período (variable dependiente y_{ct})

1982:1 - 1989:1	1989:2 - 1996:4	1997:1 - 2007:4
$\pi = 0.1218$ (ns)	$\pi = 0.6513$	$\pi = 0.5528$
$\sigma_x^2 = 0.0046$	$\sigma_x^2 = 0.0011$	$\sigma_x^2 = 0.0004$
$\sigma_p^2 = 0.0050$	$\sigma_p^2 = 0.0027$	$\sigma_p^2 = 0.0020$

ns: Estadísticamente no significativo

Cuadro 6

Coeficiente π y $(1-\pi)$ estimados, por período (variable dependiente Δp_t)		
1982:1 - 1989:1	1989:2 - 1996:4	1997:1 - 2007:4
$1-\pi = 0.7149$	$1-\pi = 0.3502$	$1-\pi = 0.5295$
$\pi = 0.1246(\text{ns})$	$\pi = 0.4071$	$\pi = -0.1114(\text{ns})$

ns: Estadísticamente no significativo

5. Conclusiones

En general, los estadísticos validan las ecuaciones y corroboran la influencia que ejercen las variables explicativas sobre las dependientes. Sin embargo, la bondad de ajuste de la relación más importante; esto es, la función de oferta agregada es muy pobre, a juzgar por el valor del coeficiente de determinación (11%).

La ecuación de la inflación, por su parte, arroja resultados más satisfactorios en términos de bondad de ajuste y la mayoría de los estadísticos suplementarios legitiman el modelo; pero también existen indicios de heteroscedasticidad en los residuales e inestabilidad estructural, con un evidente quiebre entre los años 1995 y 1996.

Respecto a las hipótesis fundamentales, que atañen al comportamiento de las variables bajo diferentes regímenes de políticas de demanda, advertimos que los coeficientes π y $(1-\pi)$ acusan resultados contradictorios y discordantes con las predicciones de Lucas, como pusimos de relieve en la anterior sección.

Por lo señalado, consideramos que el modelo de Lucas constituye un instrumento poco confiable no solo para pronosticar el comportamiento del producto y la inflación, sino también como referente para prever en México los efectos de diversos tipos de políticas de administración de la demanda.

Referencias

- Barro, R. (1977): "Unanticipated Money, Output and the Price Level in the United States", *Journal of Political Economy*, U.S.A.
- Béraud, A. (1988): "Les Nouveaux Classiques et la Politique Monétaire", Université Paris, Dauphine, *2ème Cycle Economie Appliquée*, Dossier 7, France.
- Dornbusch, R. y Fischer, S. (2002): "Macroeconomía", *McGraw-Hill / Interamericana de España*, S. A., España.
- Friedman, M. (1968): "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. LVIII.
- Frisch, H. (1977): "Inflation Theory: A 'Second Generation' Survey", *Journal of Economic Literature*, vol. 15 (4).
- Frisch, H. (1984): "Theories of Inflation", *Cambridge University Press*. U.S.A.
- Hodrick, R., y Prescott E. (1997): "Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation"; *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, U.S.A.
- INEGI (2008): "Banco de Información Económica", Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (BIE INEGI), <http://www.dgcnesy.inegi.gob.mx/>, México.
- Laidler, D. y Parkin, M. (1975): "Inflation - A Survey", *The Economic Journal*, 85 (340).
- Lucas, R. (1972): "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, 4.
- Lucas, R. (1973): "Some International Evidence on Output-Inflation Trade Offs", *American Economic Review*, LXIII, U.S.A.
- Lucas, R., y Sargent, Th. (1978): "After Keynesian Macroeconomics", en Friedman, B.: "After the Phillips Curve: Persistence of High Inflation and High Unemployment", *Federal Reserve Bank of Boston*, Conference Series No. 19.
- Minford, P. y Peel, D. (1983): "Rational Expectations and the New Macroeconomics", *Basil Blackwell*, G.B.
- Phelps, E. (1970): "Introduction" to "Microeconomic Foundations of Unemployment and Inflation Theory", *W. W. Norton & Co.* U. S. A.

- Phillips, A.W. (1958): "La Relación entre el Paro y la Tasa de Variación de los Salarios Monetarios en el Reino Unido: 1861 - 1957" en Mueller, M. G. (comp.), *Lecturas de Macro-economía*, ed. CECOSA, México, 1985.
- Santomero, A. & Seater, J. (1978): "The Inflation-Unemployment Trade Off: A Critique of the Literature" *Journal of Economic Literature*, vol. XVI, June, pp.499-544, U.S.A.
- Sargent, Th. (1979): "Macroeconomic Theory" Academic Press. New York, U.S.A.
- Sargent, Th. Y Wallace, N. (1975): "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply", *Journal of Political Economy*, vol. 85.
- Sargent, Th. (1973): "Rational Expectations, the Real Rate of Interest and the Natural Rate of Unemployment", *Brooking Papers of Economic Activity*, 2, pp. 429-72.
- Sheffrin, S. (1983): "Rational Expectations", Cambridge Surveys of economic Literature, *Cambridge University Press*.
- Tobin, J. (1972): "Inflation and Unemployment", *American Economic Review*, LXII (1).

Anexo

El filtro de Hodrick y Prescott

El filtro de Hodrick y Prescott parte de expresar una serie de tiempo ajustada por factores estacionales como la suma de sus componentes de tendencia (g_t) y ciclo (c_t):

$$y_t = g_t + c_t; \quad t = 1, 2, \dots, T$$

De forma que el componente permanente o de tendencia está caracterizado por factores de oferta de la economía, en tanto que, al componente cíclico lo caracterizan factores de demanda agregada, por lo que pueden interpretarse como fluctuaciones o desequilibrios en torno al componente permanente.

Como medida de variabilidad del componente g_t se utiliza la suma de los cuadrados de su segunda diferencia. El componente c_t puede ser entendido como las desviaciones respecto a g_t , tal que en el largo plazo su promedio es cercano a cero. Bajo las consideraciones anteriores, para determinar el componente permanente o de tendencia se tiene el siguiente problema de minimización:

$$\text{Min}_{\{g_t\}} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \right\}$$

De este modo, se seleccionará la secuencia $\{g_t\}$ que minimice la suma de cuadrados; es decir, que minimice la variabilidad de la tasa de crecimiento del componente permanente. En este proceso de minimización, λ es una constante arbitraria que refleja el costo de la inclusión de fluctuaciones alrededor de la tendencia. Mientras mayor es el valor de este parámetro, más suave es la serie solución.

El valor sugerido para λ por el programa econométrico E-Views en las series de periodicidad trimestral es de 1400. Ese fue el que adoptamos en nuestras estimaciones.