



DOCUMENTO DE TRABAJO  
N.º 009 | 2003

## **Dinámica inflacionaria y la nueva Curva de Phillips Neokeynesiana en Costa Rica**

Carlos Torres G.

Fotografía de portada: "Presentes", conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

# Dinámica inflacionaria y la nueva Curva de Phillips Neokeynesiana en Costa Rica

Carlos Torres G.<sup>§</sup>

Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

## Resumen

El documento revisa la evolución histórica de la Curva de Phillips, pues ésta ha evolucionado mucho (ahora se concibe como la oferta agregada de corto plazo de la economía o como un modelo microeconómico de inflación no monetario de corto plazo). Luego, utiliza datos trimestrales del periodo 1989.I – 2002.I para estimar la Nueva Curva de Phillips Neokeynesiana (NKPC) para Costa Rica.

La revisión histórica revela que la Curva de Phillips continúa sujeta a un amplio debate y la evidencia empírica comprueba la aplicabilidad de la NKPC para Costa Rica. En el corto plazo ésta es relativamente elástica, indicando que políticas monetarias expansivas que impulsen el producto o el empleo pueden lograr efectos reales solo a corto plazo, a un cierto costo inflacionario y bajo una política monetaria subóptima. Pero en el largo plazo la NKPC es perfectamente inelástica, dejando poco espacio para explotar tales políticas temporalmente inconsistentes, pues serán inefectivas y absolutamente inflacionarias, concordantes con el “Principio Acelerador de la Inflación”.

Una implicancia del importante efecto hallado de la devaluación sobre las expectativas inflacionarias, es que una forma relativamente inmediata para influir en la inflación en el corto plazo es inducir una pauta de devaluación consistente con la meta inflacionaria anunciada. Así, ante holguras en las reservas monetarias internacionales y en el déficit en cuenta corriente, una opción viable para abatir la inflación en el corto plazo, ceteris paribus, sería reducir la pauta de devaluación, aunque ello implique presiones sobre el déficit en cuenta corriente y eventuales pérdidas de reservas.

**Palabras clave:** Inflación, Nueva Curva de Phillips, Neokeynesianismo.

**Clasificación JEL:** B4, C5, E3, E5

---

<sup>§</sup> Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR.

# Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve for Costa Rica

Carlos Torres G\*\*

The ideas expressed in this paper are those of the authors and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

## Abstract

This paper reviews the historic evolution of the literature on the Phillips Curve, highlighting the significant changes experienced over time, and estimates a New Keynesian Phillips Curve (NKPC) specification for Costa Rica using quarterly data over the period 1989-2002.

Our literature review reveals an ongoing debate in relation with the existence of a Phillips Curve. The empirical evidence gathered in this document proves the applicability of the NKPC specification for Costa Rica. Our estimates show that the Phillips Curve is relatively elastic in the short run, indicating that expansive monetary policies can stimulate output growth in the short run at the cost of higher inflation and a sub-optimal monetary policy. But, in the long run, the NKPC is perfectly inelastic, leaving almost no space for such dynamically inconsistent policies, since they would prove ineffective in terms of output and absolutely inflationary according to the “Inflation Accelerator Principle”.

An implication of the large effect that devaluation has (according to our estimates) on inflationary expectations, is that setting the exchange rate peg at a level consistent with inflationary targets is a fast and effective way of controlling inflation. Hence, assuming some slack in the international monetary reserves level and the current account deficit, reducing the devaluation rate is a viable option to reduce inflation in the short run, ceteris paribus, even if this implies pressures on the current account and eventual losses in monetary reserves.

**Key words:** Inflation, Curve of Phillips, Neo-Keynesianism.

**JEL codes:** B4, C5, E3, E5.

---

\*\* Department of Economic Research. Email address. [@bccr.fi.cr](mailto:@bccr.fi.cr)

## TABLA DE CONTENIDO

<b>I.</b>	<b>INTRODUCCIÓN .....</b>	<b>2</b>
<b>II.</b>	<b>MARCO TEÓRICO .....</b>	<b>6</b>
2.1.	Evolución histórica de la Curva de Phillips .....	6
2.2.	La Nueva Curva de Phillips en el marco de la Nueva Síntesis Keynesiana.....	19
2.3.	Debate conceptual y empírico respecto a la NKPC .....	24
<b>III.</b>	<b>ESTIMACIÓN EMPÍRICA DE LA NKPC.....</b>	<b>26</b>
3.1.	Aspectos metodológicos.....	26
3.2.	Análisis (preliminar) gráfico y de raíz unitaria .....	28
3.3.	Modelo de expectativas de inflación .....	28
3.4.	Estimación empírica de la NKPC .....	32
<b>IV.</b>	<b>CONSIDERACIONES FINALES.....</b>	<b>38</b>
<b>V.</b>	<b>REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>40</b>
<b>ANEXO 1 .....</b>	<b>45</b>	
1.1.	Análisis gráfico de las variables del modelo.....	45
1.2.	Análisis de raíz unitaria .....	46
1.3.	Modelo de expectativas apatativas.....	47
1.4.	Prueba de restricción de coeficientes de Wald (modelo de expectativas) .....	47
1.5.	Modelos alternativos estimados de la NKPC .....	47
1.6.	Prueba de restricción de coeficientes de Wald (modelos de la NKPC).....	51

## I. INTRODUCCIÓN

La sociedad costarricense le ha encargado a la Autoridad Monetaria, como uno de los objetivos centrales, el mantener la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda nacional. Para ello es esencial mejorar su conocimiento sobre el fenómeno inflacionario, con el fin de poder influirlo y pronosticarlo apropiadamente.

No obstante, la inflación es un fenómeno complejo, pues tiene múltiples facetas y existen distintos modelos alternativos o complementarios para explicarlo, cada uno de los cuales tiene ventajas en ciertos contextos y plazos, así como críticas de las diversas escuelas de pensamiento económico. Por ejemplo, se pueden citar los siguientes modelos de inflación:

- por presión monetaria (con énfasis en el papel de los excesos en la cantidad de dinero ofrecida, en relación con la cantidad demandada por la economía);
- por presión fiscal (basada en la forma de financiamiento del déficit fiscal);
- por presión de costos (considerando un margen o *markup* sobre los costos de producción de las empresas);
- importada (basada en el componente importado de la producción doméstica y su efecto en los costos de las firmas y en el efecto traspaso *-pass-through-* de la devaluación a precios).

Una explicación no monetaria, alternativa, del fenómeno inflacionario que ha venido tomando popularidad en el contexto de economías que experimentan bajo dinamismo en la actividad o en el empleo en conjunto con bajas presiones inflacionarias es el modelo de corto plazo de inflación por presión de demanda, sustentado en los postulados de la escuela keynesiana y asociados fundamentalmente con el efecto que ejerce sobre el nivel de precios internos el desequilibrio real de corto plazo entre el producto observado y su potencial (brecha del producto)<sup>3</sup>, basado en el modelo de la Nueva Curva de Phillips Neokeynesiana (NKPC). Este modelo es una reinterpretación de la antigua relación entre el cambio en los salarios nominales y la tasa de

---

<sup>3</sup> Las expectativas inflacionarias también ejercen un efecto sobre el nivel de precios interno.

desempleo, expresada empíricamente por A. W. Phillips (1958) y elaborada con más detalle, posteriormente, tanto por economistas nekeynesianos como por neoclásicos.

En este sentido, el objetivo principal de la presente investigación es determinar la aplicabilidad para Costa Rica de un modelo de inflación de corto plazo según la NKPC, es decir, determinar si la evidencia empírica respalda el hecho de que la política monetaria puede afectar el producto solo a corto plazo (NKPC relativamente elástica), porque en el largo plazo ésta será inflacionaria (NKPC perfectamente inelástica)<sup>4</sup>.

Aunque en el Banco Central de Costa Rica (BCCR) ya existe otro modelo de Curva de Phillips, el modelo de la presente investigación innova al considerar siete medidas alternativas de inflación (como variable dependiente) y al modelar el proceso de formación de expectativas de inflación del público (mediante una sencilla regla adaptativa). Asimismo, va más allá de los modelos de tipo autorregresivo (que dejan poco margen de explicación adicional a otras variables diferentes a la misma inflación rezagada), al considerar a las expectativas de inflación del público y al desequilibrio real entre el producto observado y su potencial como las principales variables explicativas del comportamiento de corto plazo de la inflación.

Además, el documento se centra en la interpretación económica de los coeficientes de regresión estimados, sin enfatizar en el pronóstico de la inflación, pues este no es su objetivo, aunque el modelo también puede utilizarse para proyección. Con la inclusión de la variable de expectativas inflacionarias, se inicia toda una vertiente de investigación ligada a la modelación de esta importante variable no observable.

Un objetivo subsidiario es también revisar la evolución histórica de la Curva de Phillips, para rescatar las importantes implicancias y lecciones de política que surgieron del debate teórico y empírico, con el fin de remarcar la idea de las limitaciones y costos asociados a la promoción del crecimiento por la vía exclusivamente monetaria. Por otro lado, pretende uniformar criterios en

---

<sup>4</sup> Por largo tiempo ha existido en la literatura un debate sobre la capacidad de la política monetaria para actuar en forma contra cíclica. Al respecto, existen estudios que sugieren que la política monetaria puede afectar el producto en el corto plazo, pero que en el largo plazo todo intento por incentivar el producto con estímulos monetarios será inflacionario (véanse por ejemplo: Lucas, 1975; Sargent y Wallace, 1975; Barro 1978 y 1981; Fisher 1977 y 1980; Mishkin, 1982).

torno a este modelo, el cual ha evolucionado mucho desde su idea original de la década del 50<sup>5</sup>, pues ya no se le concibe como una simple relación funcional entre la tasa de desempleo y los salarios nominales, sino como la curva de oferta agregada de corto plazo de la economía y como un modelo no monetario de corto plazo de inflación, basado en fundamentos microeconómicos.

El enfoque de la inflación desde esta perspectiva permitirá determinar para el caso costarricense si la evidencia empírica respalda dichas conclusiones, con lo que se pretende brindar una explicación neokeynesiana alternativa de la inflación, que complemente la batería de modelos de inflación que posee el BCCR<sup>6</sup> y que mejore el criterio técnico y aporte más elementos de juicio a la toma de decisiones sobre cuál sería el impacto de la política monetaria en la determinación de los precios internos, mediante la consideración del rol de las expectativas inflacionarias y los excesos de demanda agregada por sobre el PIB potencial.

Cabe señalar que esta no es la única ni la mejor explicación del fenómeno inflacionario en Costa Rica, pues es factible considerar explicaciones alternativas o complementarias en otros contextos y horizontes. Tampoco se espera que esta explicación keynesiana de la inflación agote el tema, pues aún subsisten importantes vertientes de investigación por explorar, tales como modelos híbridos de NKPC (que incluyen adelantos y rezagos de la inflación como variables explicativas), considerar el efecto de modificaciones en la productividad de los factores de producción, la incorporación de variables de presión fiscal y consideraciones de la economía abierta.

Los resultados principales de este estudio son:

- La revisión histórica de la Curva de Phillips reveló que ésta es una pieza de la literatura económica que ha evolucionado mucho. Ahora se le considera como la curva de oferta

---

<sup>5</sup> De hecho, Barro (1986) considera que muchas de las macro teorías desde la década de los 30's son intentos de explicar las distintas versiones de la Curva de Phillips (y de explicar la ausencia de neutralidad monetaria, como un tema relacionado). Según él, esta perspectiva es aplicable tanto a la teoría keynesiana como a las teorías monetarias más recientes de las fluctuaciones económicas.

<sup>6</sup> Se pueden citar al menos los siguientes modelos: modelo monetario de largo plazo; modelo de efecto traspaso del tipo de cambio a precios (*pass-through*); modelo VAR no lineal de precios del petróleo; modelo VAR lineal de mecanismos de transmisión; modelo ARMA(6,3), Curva de Phillips implícita en el Modelo Macroeconómico de Pequeña Escala y modelo autorregresivo "ingenuo".



agregada de corto plazo de la economía y como un modelo de inflación no monetario de corto plazo, basado en fundamentos microeconómicos y en el comportamiento optimizador de precios a nivel de empresas individuales. La Curva de Phillips continúa estando sujeta de un amplio debate teórico y empírico.

- La evidencia empírica comprueba la aplicabilidad para Costa Rica de un modelo de inflación de corto plazo según la Nueva Curva de Phillips Neokeynesiana (NKPC), el cual tiene como principales determinantes, en su orden, a las expectativas de inflación de los agentes económicos y al desequilibrio real entre el producto observado y su potencial (“brecha” del producto). Es decir, la evidencia respalda la existencia de una NKPC de corto plazo relativamente elástica, indicando que la inconsistencia temporal detrás de una política monetaria expansiva, que pretenda impulsar el producto o el empleo, puede lograr efectos reales solo a corto plazo, aunque incurriendo en un cierto costo inflacionario y bajo una política monetaria subóptima. Pero que en el largo plazo la NKPC es perfectamente inelástica (vertical), por lo que la permanencia de tal política será absolutamente inflacionaria, lo que respalda la vigencia del “*Principio Acelerador de la Inflación*” para el país.
- Se destaca la importancia del efecto de la pauta de devaluación del tipo de cambio sobre la formación de expectativas de inflación del público, las cuales están detrás de los sucesivos desplazamientos de la NKPC de corto plazo que van generando su verticalidad en el largo plazo. Así, una forma relativamente inmediata que tienen a su alcance las autoridades monetarias del país para influir en la inflación en el corto plazo es inducir una pauta de devaluación consistente con la meta de inflación anunciada. Lo anterior sugiere que en un escenario de holguras en las reservas monetarias internacionales y en el déficit en cuenta corriente de la balanza de pagos, una opción viable para abatir la inflación en el corto plazo, *ceteris paribus*, sería la reducción de la pauta de devaluación, aunque ello implique un costo de oportunidad en términos de reducciones de reservas y presiones sobre el déficit en cuenta corriente.

La investigación se estructura de la siguiente manera. En la segunda parte del marco teórico se revisa la evolución histórica de la Curva de Phillips, desde finales de la década del 50 (con los estudios de A.W. Phillips) hasta desembocar en la Nueva Curva de Phillips en el marco de la

Nueva Síntesis Neokeynesiana, destacándose sus principales implicaciones económicas y críticas. En la tercera parte de la estimación empírica se esbozan los aspectos metodológicos, el análisis gráfico preliminar y se postula un modelo de expectativas adaptativas para aproximar la formación de expectativas inflacionarias de los agentes económicos. Luego se estiman siete modelos alternativos de la NKPC y sus variantes para el caso de Costa Rica. La cuarta sección contiene las consideraciones finales.

## II. MARCO TEÓRICO

En esta sección se revisa la evolución histórica de la Curva de Phillips, para rescatar las importantes implicancias y lecciones de política que surgieron del debate teórico y empírico y para uniformar criterios en torno a este modelo, el cual ha evolucionado mucho desde su idea original de la década del 50.

### 2.1. *Evolución histórica de la Curva de Phillips*<sup>7</sup>

La Curva de Phillips tradicional se asocia al trabajo empírico de A. W. Phillips (1958) en la década del 50, quien postuló una relación funcional inversa entre los cambios en los salarios nominales ( $\hat{W}$ ) y la tasa de desempleo efectiva ( $U$ ), dando lugar a una Curva de Phillips de pendiente negativa<sup>8</sup>, según la siguiente ecuación:

$$\hat{W} = a - bU \quad (1)$$

Donde  $a$  es una constante y  $b$  es un coeficiente que recoge la respuesta de los cambios en el salario nominal a la tasa de desempleo corriente<sup>9</sup>.

---

<sup>7</sup> Basada en Sachs y Larraín (1994) y Desormeaux (2000).

<sup>8</sup> Basada en la ley de la oferta y la demanda (de trabajo). Cuando la demanda excede a la oferta, la tasa de desempleo cae y viceversa, por lo que se argumentó que el desempleo debía estar negativamente relacionado con los excesos de demanda de trabajo. Pero si estos últimos están a su vez relacionados positivamente con la tasa de inflación salarial, entonces ésta estará relacionada negativamente con la tasa de desempleo, sustentando así la pendiente negativa de la Curva de Phillips (Santomero y Seater, 1978).

<sup>9</sup> Hay acuerdo entre la mayoría de los autores en el uso de la tasa de desempleo como una *proxy* de los excesos de demanda de trabajo (Santomero y Seater, 1978).

Sin embargo, a comienzos de la década del 70 tuvo lugar una fuerte crítica de Friedman y Phelps a esta relación entre una variable real y otra nominal, la cual según ellos impedía una relación estable entre ambas e ignoraba que lo que verdaderamente interesaba a los trabajadores no era su salario nominal sino su poder adquisitivo (salario real), por lo que propusieron corregir el cambio en los salarios nominales de acuerdo con la inflación futura ( $\hat{P}_{t+1}$ ) y tomar en cuenta la “brecha” de desempleo, obteniéndose una relación como<sup>10</sup>:

$$\left(\frac{\hat{W}}{\hat{P}}\right)_{t+1} \approx \log \hat{W}_{t+1} - \log \hat{P}_{t+1} = -b(U_t - U_n) \Leftrightarrow \hat{w}_{t+1} = \hat{p}_{t+1} - b(U_t - U_n) \Leftrightarrow \hat{w}_{t+1} = \pi_{t+1} - b(U_t - U_n) \quad (2)$$

Donde  $U_n$  es el concepto de “*tasa natural de desempleo*” acuñada por Friedman (1968) y que se refiere a la tasa de desempleo de equilibrio en el largo plazo. La ecuación (2) indica que el cambio en los salarios nominales para el próximo periodo se fijará o dependerá de la inflación futura y de la brecha entre la tasa de desempleo observada y su tasa natural. Pero si el salario nominal se fija de acuerdo con la inflación esperada,  $E_t\{\pi_{t+1}\}$ , se tiene:

$$\hat{w}_{t+1} = E_t\{\pi_{t+1}\} - b(U_t - U_n) \quad (3)$$

Para buscar una relación que conecte los salarios con los precios, supóngase<sup>11</sup> que el producto ( $Q$ ) es una función lineal del factor trabajo ( $L$ ), tal que se necesitan  $\alpha$  unidades (constantes) de trabajo para producir una unidad de producto:  $Q = \frac{L}{\alpha}$ . Entonces, el producto marginal del

trabajo será:  $PMgL = \frac{\partial Q}{\partial L} = \frac{1}{\alpha}$ . En equilibrio en el mercado de trabajo, se cumple que el salario

real será igual al PMgL,  $\Rightarrow \frac{w}{P} = \frac{1}{\alpha} \Leftrightarrow P = \alpha w$ . Diferenciando logarítmicamente respecto al

tiempo a ambos lados de la igualdad se tiene que la tasa porcentual de cambio en los salarios será igual a la tasa porcentual de cambio en los precios:

<sup>10</sup> Donde el cambio porcentual (“^”) de la constante  $a$  es cero.

<sup>11</sup> Este supuesto se basa en Sachs y Larrain (1994)

$$\hat{W} = \hat{P} \quad (4)$$

Si la ecuación (4) es válida en el periodo  $t$ , debería serlo también en  $t+1$ , por lo que, sustituyéndola en (3), se obtiene la siguiente Curva de Phillips aumentada por las expectativas de inflación, libre de la crítica de Friedman y Phelps:

$$\pi_{t+1} = E_t\{\pi_{t+1}\} - b(U_t - U_n) \quad (5)$$

De acuerdo con esta ecuación, el “*trade-off*” entre inflación y desempleo depende de las expectativas de inflación que se forman los agentes económicos. Suponiendo que éstos usan expectativas adaptativas, se tiene lo siguiente:

$$E_t\{\pi_{t+1}\} = E_t\{\pi_t\} + \gamma(\pi_t - E_t\{\pi_t\}) \quad (6)$$

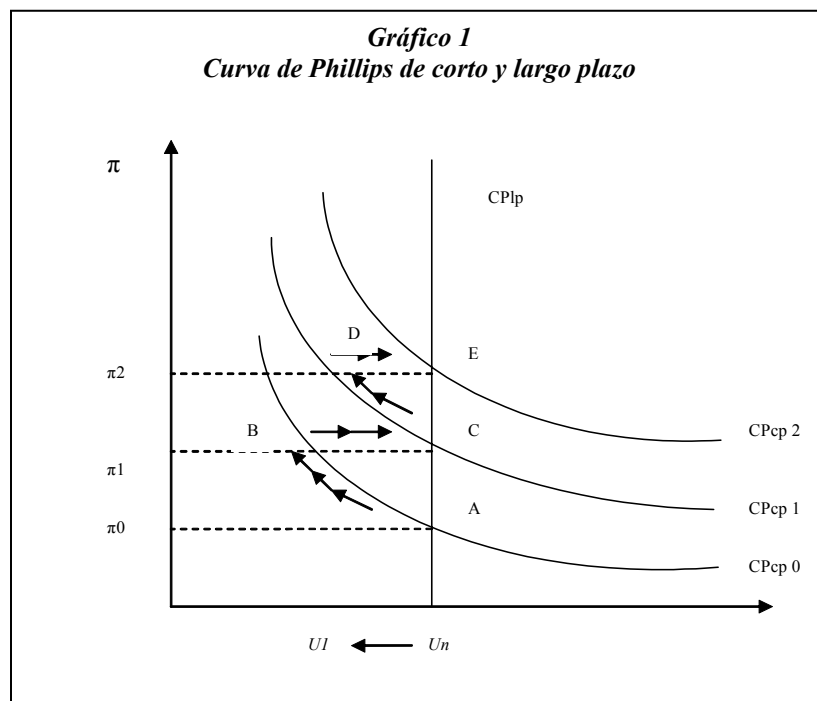
Esta ecuación indica que las expectativas de inflación que se tienen para el próximo periodo,  $E_t\{\pi_{t+1}\}$ , son iguales a las expectativas de inflación presentes,  $E_t\{\pi_t\}$ , ajustadas por una fracción  $\gamma$  del error de predicción de la inflación del periodo anterior,  $(\pi_t - E_t\{\pi_t\})$ ; donde  $\gamma$  mide la velocidad con que se corrigen las expectativas. Es decir, con información disponible hasta el presente, los agentes formulan sus expectativas de inflación para el próximo año, actualizando sus expectativas de inflación para el presente; pero a la vez evaluando qué tan precisos han sido en el pasado y ajustando la expectativa de acuerdo con el error de predicción reciente, en una fracción  $\gamma$  de la cantidad en que el pronóstico pasado resultó equivocado.

Si  $\gamma$  tiende a uno, las expectativas se corregirán más rápidamente; en el límite, cuando  $\gamma = 1 \Rightarrow E_t\{\pi_{t+1}\} = E_t\{\pi_t\} + \pi_t - E_t\{\pi_t\} \Leftrightarrow E_t\{\pi_{t+1}\} = \pi_t$ . Entonces se puede sustituir  $E_t\{\pi_{t+1}\} = \pi_t$ , en la ecuación (5), dando origen a la Curva de Phillips con expectativas estáticas:

$$\pi_{t+1} = \pi_t - b(U_t - U_n) \quad (7)$$

De acuerdo con la ecuación (7), la inflación será estable ( $\pi_{t+1} = \pi_t$ ) solo cuando el desempleo observado esté en su nivel natural ( $U_t = U_n$ ). En particular, si  $U_t < U_n \Rightarrow \pi_{t+1} > \pi_t$ , lo cual se interpreta como que el costo económico de mantener una tasa de desempleo corriente inferior a la tasa natural de desempleo, mediante políticas expansivas, es una inflación creciente. A este importante resultado se le conoce como el “Principio Acelerador de la Inflación”, el cual llevó a Friedman a postular el concepto de la “Tasa de Desempleo de Inflación Estable” (o *NAIRU*), que denota el nivel de desempleo justo a partir del cual la inflación tiende a acelerarse.

El resultado anterior modificó la interpretación tradicional del *trade-off* entre inflación y desempleo que se tenía a la fecha, según la cual las autoridades podían seleccionar una tasa de desempleo permanentemente menor a  $U_n$  (como  $U_l$ , como en el Gráfico 1), al costo de una inflación más alta pero estable (como  $\pi_1$ ), tal que estáticamente se podía avanzar del punto *A* al punto *B* a lo largo de la Curva de Phillips de corto plazo de pendiente negativa CPcp 0 en el Gráfico 1.



Sin embargo, dinámicamente el Principio Acelerador de la Inflación ocasiona que a largo plazo no haya tal *trade-off*, porque la inflación no solo será alta sino que se acelerará, como resultado del proceso continuo de modificación de las expectativas del público (traslado de la Curva de Phillips de corto plazo de pendiente negativa hasta los puntos *C* y *E*). Para ver esto

con más detalle, supóngase que se parte de un equilibrio de largo plazo en el punto A, donde  $U_t = U_n$  y  $\pi_t = E_t \{ \pi_t \}$ . Si las autoridades económicas intentan alcanzar una tasa de desempleo menor a la natural, impulsando el producto mediante una política monetaria expansiva (que incrementa la oferta monetaria, para motivar una disminución de las tasas de interés) o mediante una política fiscal expansiva (que incrementa el gasto público para incentivar la demanda agregada), esto lo logrará sólo a corto plazo, pero incurriendo en una mayor inflación, como la implícita en el punto B. Pero cuando los agentes económicos observan ese comportamiento de las autoridades, incrementan sus expectativas inflacionarias, haciendo que se traslade la Curva de Phillips de corto plazo (CPcp 1), al avanzar del punto B al punto C. Si las autoridades persisten en su intento por alcanzar un menor desempleo en el punto D, nuevamente se incrementarán las expectativas inflacionarias y se trasladará la curva al punto E. Dado que no es posible reducir permanentemente el desempleo por debajo de  $U_n$ , una vez que la inflación alcanza su nivel final, la tasa de desempleo observada ( $U_t$ ) regresa a su tasa natural ( $U_n$ ) y la economía termina con una aceleración de la inflación, generando una Curva de Phillips de largo plazo (CPlp) vertical, denotando que la economía se encuentra en equilibrio de pleno empleo.

Los resultados anteriores tienen una fuerte implicancia de política: la Curva de Phillips vertical de largo plazo reduce severamente las opciones de política de las autoridades, porque la política monetaria por sí sola no puede determinar la tasa natural de desempleo (Santomero y Seater, 1978).

Con estos elementos en boga, hasta los primeros años de la década del 70 el consenso del análisis macroeconómico era la combinación de las herramientas del modelo IS-LM<sup>12</sup> y la Curva de Phillips tradicional, en el supuesto de que existía una relación negativa de corto plazo entre la tasa de inflación y el desempleo, gobernada por esta Curva.

Pero a mediados del 70 ocurrió un *shock* en el precio internacional del petróleo y la pérdida del ancla cambiaria, con motivo de la ruptura del sistema de Bretton Woods<sup>13</sup> a inicios de esa

---

<sup>12</sup> Pero bajo la óptica de determinación de la demanda agregada, porque el nivel de precios se asumía constante, resultando una oferta agregada horizontal (caso keynesiano extremo).

<sup>13</sup> Acuerdo que rigió las relaciones monetarias internacionales entre los países industrializados hasta 1971, según el cual todos los países operaban con fijación cambiaria unilateral al dólar norteamericano.

década, lo cual llevó a un fuerte incremento de la inflación y del desempleo (“estanflación”), lo que ocasionó la pérdida de poder explicativo del consenso del análisis macroeconómico imperante hasta ese momento. En efecto, bajo precios no estables, ocasionados por la persistencia asociada a la indexación salarial (generada a partir del *shock* petrolero) y por el efecto traspaso de la devaluación a precios (*pass-through*), a raíz de la ruptura de las fijaciones cambiarias, el primer miembro del lado derecho de la ecuación (6) dejó de ser considerado como constante y, por tanto, el caso extremo keynesiano de curva de oferta agregada horizontal, a un cierto nivel de precios rígido, perdió la capacidad de predicción y quebró el consenso logrado, pues los economistas estaban acostumbrados a concebir *shocks* de demanda y no de oferta agregada, como fue el caso del *shock* petrolero.

Posteriormente, en 1972 surgió la crítica a las expectativas adaptativas<sup>14</sup> al liderar Lucas y Sargent la revolución de las expectativas racionales<sup>15</sup>, según la cual el mercado de trabajo siempre se hallaba en pleno empleo y los agentes económicos usaban toda la información que tenían a su disposición, tanto pasada como presente (e incluso eran capaces de hacer proyecciones económicas para el futuro), para construir sus expectativas con base en valores futuros de otras variables (*forward-looking*), comportándose como si conocieran el mejor modelo económico disponible.

Para observar cómo se incorporaron las expectativas racionales a la Curva de Phillips, debe tomarse en cuenta que en ésta los salarios nominales se establecían en cada periodo para mantener el equilibrio en el mercado laboral en el próximo periodo (salario real esperado para el próximo periodo igual al salario real de equilibrio de pleno empleo del mercado), con base en las expectativas sobre las condiciones futuras de la economía. Así, se establecía la siguiente relación funcional (donde  $wp^f$  es el salario real de equilibrio):

$$E_t \left\{ \frac{W_{t+1}}{P_{t+1}} \right\} = wp^f \quad (8)$$

---

<sup>14</sup> Fundamentalmente, la crítica se refiere a que el sistemático y lento proceso de ajuste de los salarios hacia el equilibrio implícito en la ecuación (3) es inconsistente con la racionalidad de los agentes económicos, los cuales no cometen sesgos permanentes.

<sup>15</sup> Sin embargo, las expectativas racionales ya habían sido originalmente concebidas por Muth desde inicios de los 60s.

Si los agentes aciertan sus pronósticos sobre el nivel de precios del próximo periodo,  $E_t\{\pi_{t+1}\} = \pi_{t+1}$ , entonces el salario real alcanzará el nivel de equilibrio del mercado. Así, a partir de la ecuación (8) se llega a:

$$\left(\frac{W_{t+1}}{P_{t+1}}\right) = wp^f - wp^f \left(\pi_{t+1} - E_t\{\pi_{t+1}\}\right) \quad (9)$$

Donde  $wp^f$  se supone constante. Esta ecuación indica que una inflación efectiva mayor que la esperada ( $\pi_{t+1} > E_t\{\pi_{t+1}\}$ ) reduce el salario por debajo de su nivel de equilibrio ( $\left(\frac{W_{t+1}}{P_{t+1}}\right) < wp^f$ ) y viceversa. Es decir, en ausencia de errores de pronóstico, la economía alcanzará el pleno empleo (salario real observado igual al salario real de equilibrio) y la tasa de desempleo coincidirá, en promedio, con la tasa *natural* de desempleo<sup>16</sup>.

Considerando que el nivel de empleo es una función inversa del salario real, en el marco de una curva de demanda de trabajo típica, las relaciones anteriores se resumen en:

$$U_{t+1} = U_n + g\left(\frac{W_{t+1}}{P_{t+1}} - wp^f\right) \quad (10)$$

Donde el parámetro  $g$  recoge el efecto de las desviaciones del salario real (respecto de su nivel de pleno empleo) sobre la tasa de desempleo. Entonces, la ecuación (10) indica que cuando el salario real observado es mayor que el de equilibrio de pleno empleo, la tasa de desempleo observada será mayor que la tasa natural y viceversa.

---

<sup>16</sup> Los mercados se ajustarán rápidamente a su equilibrio en un contexto de salarios flexibles y precios determinados por agentes racionales bien informados.



Sustituyendo la ecuación (9) en la (10)<sup>17</sup> se llega a la Curva de Phillips basada en las expectativas racionales:

$$U_{t+1} = U_n - h \left( \pi_{t+1} - E_t \{ \pi_{t+1} \} \right) \quad (11)$$

Donde  $h = g(wp^f)$ .

De acuerdo con (11), el desempleo en el próximo periodo será una función del error de pronóstico de la inflación en el mismo período ( $\pi_{t+1} - E_t \{ \pi_{t+1} \}$ ). Entonces, cuando la inflación es mayor que la esperada ( $\pi_{t+1} > E_t \{ \pi_{t+1} \}$ ), la tasa de desempleo observada será menor que la tasa natural, porque el salario real observado será también menor al de equilibrio y viceversa.

Aplicando la *Ley de Okun*<sup>18</sup> para hacer uso del marco de análisis de oferta y demanda agregadas se tiene que

$$Q_{t+1} = Q_{t+1}^f + j \left( \pi_{t+1} - E_t \{ \pi_{t+1} \} \right) \quad (12)$$

Donde  $j$  es una constante, y  $Q_{t+1}$  y  $Q_{t+1}^f$  son el producto observado y su nivel de equilibrio, respectivamente. Para Sachs y Larraín (1994), la ecuación (12) dice que la inflación es mayor que la esperada cuando el producto observado es mayor que su nivel de pleno empleo y viceversa. Por tanto, los agentes se forman sus expectativas de precios basándose en una expectativa abstracta sobre la posición de la curva de demanda agregada en el próximo periodo. Lo anterior significa que bajo expectativas racionales no existe *trade-off* entre producto e

$$^{17} U_{t+1} = U_n + g \left( \frac{W_{t+1}}{P_{t+1}} - wp^f \right) \Leftrightarrow U_{t+1} = U_n + g \left[ wp^f - wp^f \left( \pi_{t+1} - E_t \{ \pi_{t+1} \} \right) - wp^f \right] \Leftrightarrow$$

$$U_{t+1} = U_n + g \left[ -wp^f \left( \pi_{t+1} - E_t \{ \pi_{t+1} \} \right) \right] \Leftrightarrow U_{t+1} = U_n - gwp^f \left( \pi_{t+1} - E_t \{ \pi_{t+1} \} \right)$$

<sup>18</sup> En forma genérica, la *Ley de Okun* postula que una reducción del 1% en la brecha de desempleo incrementa la brecha del producto en  $j\%$ . Algebraicamente:

$$j(U_t - U_{t+1}) = Q_{t+1} - Q$$

Partiendo de pleno empleo ( $Q^f$ ) y del desempleo en su tasa natural:

$$j(U_n - U_{t+1}) = Q_{t+1} - Q_{t+1}^f \Leftrightarrow j(U_n - U_{t+1}) + Q_{t+1}^f = Q_{t+1}$$

inflación, pues si los salarios nominales se fijan según las expectativas de inflación que miran hacia delante (*forward-looking*), la inflación pasada será irrelevante en tales fijaciones.

Para sustentar la revolución de las expectativas racionales, Lucas (1972) se refirió a la alegoría sobre una economía compuesta por una gran cantidad de productores que tenían poca comunicación entre sí, porque se encontraban dispersos en múltiples islas y no sabían contemporáneamente cuál era el nivel general de precios pero sí conocían el precio que estaban enfrentando por la demanda de su producto. En este contexto, él supuso un modelo con información perfecta en el que la parte cíclica del producto se modificaba solo como consecuencia de *shocks* de oferta<sup>19</sup>. El modelo resultó en una Curva de Phillips vertical tanto a corto como a largo plazo. Así, solo la cantidad de dinero no anticipada (sorpresa monetaria generada por la autoridad monetaria) podía reducir el desempleo transitoriamente por debajo de  $U_n$ .

Ante este resultado extremo, Lucas posteriormente postuló una segunda versión con información imperfecta, en la cual los agentes desconocían el *shock* de demanda y la regla de política monetaria, por lo que la autoridad poseía una ventaja de información que podía usar a su favor para tratar de sorprender a los agentes y obtener un desempleo menor a  $U_n$  (es decir, las autoridades económicas podrían tratar deliberadamente de sorprender a los agentes, anunciando una política creíble por parte de éstos últimos, que los indujera a ajustarse en la dirección deseada, pero luego cambiar su compromiso e implementar otra política, dando origen a lo que se conoce como el problema de la *inconsistencia temporal*).

Así, la implicancia era que la política monetaria era efectiva en el corto plazo sólo porque los agentes temporalmente la percibían mal o la interpretaban erróneamente, lo que significaba que ésta era efectiva sólo en la medida en que engañaba a los agentes (es decir, la política era efectiva sólo cuando hacía que los agentes tomaran decisiones subóptimas debido a la información imperfecta). Pero aún en esta versión del modelo la política monetaria no podía usarse permanentemente para impulsar el producto, porque el abuso de esa estrategia haría que

---

<sup>19</sup> Tales como factores climáticos o modificaciones de la tecnología; considerando irrelevante los factores de demanda (tal como los gustos y preferencias de los agentes) en la determinación del producto.

los agentes aprendieran a desconfiar de los anuncios de la autoridad, llevándolos a formular sus expectativas según la actuación de la autoridad y de acuerdo con la efectividad histórica de la política monetaria.

Por las importantes implicaciones de política de este modelo, conviene hacer un paréntesis para examinarlas más detalladamente. En efecto, bajo expectativas racionales, los cambios anticipados en la oferta monetaria no tendrían ningún efecto sobre el producto, sino sobre el nivel de precios de la economía; solo los cambios no anticipados podrían afectar transitoriamente el producto. Más aún, si el productor percibía una alta correlación histórica entre los aumentos de la demanda por su producto y la generación de *shocks* monetarios por parte de la autoridad, haría poco caso (baja reacción en empleo y producción) a los incrementos de su demanda y mucho caso cuando esa correlación había sido históricamente baja.

La implicancia de lo anterior es que, bajo estabilidad macroeconómica, se espera que el productor reaccione si experimenta un incremento en su demanda, pero si hay inestabilidad y mucho “ruido” introducido por la autoridad, el productor no reaccionará. Esto significa que en economías históricamente inestables es más probable que la autoridad no logre efectos reales (incentivar el producto) al generar una sorpresa monetaria, pero sí lo puede hacer en países históricamente estables, aunque no durante mucho tiempo, porque bajo expectativas racionales los agentes no se equivocan constantemente.

A mediados de la década del 70 las conclusiones que se desprendían del modelo de Lucas resultaron un tanto desoladoras para los economistas que apoyaban las políticas de estabilización, puesto que no dejaban espacio útil a la política monetaria para ser utilizada en forma contra cíclica y estabilizar el producto. En efecto, el modelo sugería a las autoridades preocuparse más bien por fomentar mercados más eficientes y no pretender explotar las políticas expansivas, las cuales en el mejor de los casos tendrían efectos solo transitorios, lo cual desaconsejarían su uso. De hecho, Santomero y Seater afirman que *“En la medida en que el trade-off de corto plazo entre inflación y desempleo exista, este no debe ser explotado en un mundo caracterizado por fricciones, si es que la política quiere ser socialmente óptima. Tal*

*explotación podría requerir una política basada en el incumplimiento de anuncios o metas inflacionarias y por tanto sería necesariamente subóptima”.*

Sin embargo, a principios de la década del 80 el enfoque de Lucas empezó a perder terreno, al cuestionarse el supuesto de que los agentes desconocían el nivel general de precios y que por tanto confundían cambios en precios absolutos con cambios en precios relativos. Además había cierto escepticismo sobre la irrelevancia del efecto de los cambios anticipados en el dinero, pues se observaba una gran reacción del mercado ante los anuncios que formulaba la autoridad monetaria (en particular la reacción que suscitaban las opiniones de Greenspan, de la Reserva Federal en Estados Unidos).

La contrapuesta teórica al enfoque de Lucas surgió hasta finales del 70, cuando Fisher (1977) postuló un modelo de contratos salariales multiperiodos, basado en la existencia de rigideces nominales de corto plazo en tales contratos, en el que era posible recuperar un espacio para la política monetaria contra cíclica, cuando el banco central posee mayor información que los agentes del mercado y la usa para influir sobre el producto. El sustento empírico a esta idea lo proporcionó Mishkin (1982) varios años después, al utilizar datos subanuales y considerar rezagos apropiados para observar el efecto de las variables. Él demostró empíricamente que los cambios anticipados en la cantidad de dinero explicaban la mayor proporción de las modificaciones en el producto, en comparación con los cambios no anticipados en la oferta monetaria.

Sobre la posibilidad que tienen las autoridades para utilizar una política monetaria contra cíclica, véase el recuadro adjunto.

## ***Un espacio para la política monetaria contra cíclica***

*En los últimos años se ha llegado a un cierto consenso entre los economistas acerca de lo que puede y no puede hacer la política monetaria. Corbo (2003) argumenta que, dado el costo de la inflación en términos de eficiencia, crecimiento y equidad, el principal objetivo (pero no el único) de la política monetaria debe ser el logro y el mantenimiento de una inflación baja.*

*En los últimos años algunos bancos centrales han practicado una forma de hacer política monetaria que tiene como componentes fundamentales el compromiso de mantener una inflación baja y estable (en un rango meta) y la discreción para adaptarse a shocks inesperados, tanto financieros como reales, que lleven a un producto distinto del potencial.*

*Según él, en una economía con sólidas cuentas fiscales (por ejemplo, institucionalizadas a través de una regla de superávit estructural); con tipo de cambio flexible (aunque con intervenciones esporádicas); con una inflación en torno a su meta y con una alta credibilidad (ganada a través de los años) en la capacidad del banco central para mantenerla en esos niveles, la política monetaria adquiere un espacio para desarrollar políticas contra cíclicas, pero este es un lujo que no todos los bancos centrales tienen a su alcance. En este caso, frente a un shock inesperado - especialmente de demanda-habrà espacio para que la política monetaria procure acercar la demanda agregada a la capacidad productiva de la economía.*

*Pero el autor previene que la sobreexplotación de este mecanismo erosiona la credibilidad de la institución y, con ello, la efectividad de la política monetaria, pues la política monetaria no puede afectar en forma permanente las variables reales de la economía.*

*En particular, la política monetaria no puede resolver problemas estructurales de desempleo y de bajo crecimiento potencial; no puede aumentar la tasa de crecimiento potencial ni tampoco reducir en forma permanente la tasa de desempleo, más allá de la influencia positiva que tiene una inflación baja y predecible (a través de una menor incertidumbre macroeconómica y una mayor estabilidad de precios relativos) sobre el crecimiento y el empleo de largo plazo (el crecimiento de largo plazo depende principalmente de instituciones que favorezcan un ambiente propicio para las decisiones de contratación de trabajadores, de inversión, de formación de capital humano, y para las mejoras en la productividad y la innovación). La política monetaria tampoco debe intentar contrarrestar los movimientos del tipo de cambio real de equilibrio, o los movimientos de la cuenta corriente a mediano plazo.*

*Según Corbo, los intentos de utilizar la política monetaria para lograr esos objetivos terminarán desestabilizando la economía, la que requerirá de ajustes posteriores que probablemente sean más costosos para la actividad y el empleo.*

Por otro lado, al final de esa década Ball, Mankiw y Romer (1988) dieron una interpretación keynesiana distinta a la explicación neoclásica de la Curva de Phillips dada por Lucas en su modelo de información imperfecta<sup>20</sup>. Para estos autores una mayor variabilidad de la demanda, típico de una alta inflación promedio, guiaba a una mayor frecuencia en el ajuste de los precios, postulando que la inflación promedio afectaba la pendiente de la Curva de Phillips (es decir, sostenían que la inflación promedio afectaba el *trade-off* de corto plazo entre inflación y producto). En estas circunstancias, se empezó entonces a concebir que la teoría de Lucas a lo sumo pudiera explicar una parte muy pequeña de las fluctuaciones económicas.

En años recientes la Curva de Phillips tradicional se ha especificado comúnmente como una relación funcional entre la inflación observada y sus valores rezagados, así como con algún indicador del ciclo económico, tal como la siguiente (véase Galí y López-Salido, 2001; López y Misas, 1999):

$$\pi_t = \sum_{i=1}^h \varphi_i \pi_{t-i} + \delta \hat{y}_{t-i} + \varepsilon \quad (13)$$

Donde

- $\pi_t$  Inflación observada en el periodo t
- $\hat{y}_{t-i}$  Logaritmo de la desviación del producto real de su tendencia de largo plazo
- $\varepsilon_t$  Disturbio aleatorio

Sin embargo, nuevamente esta versión ha sido sujeta de una fuerte polémica, por considerarse que a nivel teórico carece de fundamentos microeconómicos<sup>21</sup>, lo que la hace blanco de la “Crítica de Lucas” y porque a nivel empírico su desempeño ha sido insatisfactorio, al ser incapaz de explicar también por qué la expansión económica de fines de la década del 90 en Estados Unidos no fue acompañada por alguna presión inflacionaria significativa<sup>22</sup>.

---

<sup>20</sup> Tal como se mencionó, Lucas postuló que países con una demanda agregada altamente variable tienen una Curva de Phillips empinada (casi vertical), en la que los *shocks* nominales tienen poco efecto en el producto, por lo que sugirió que una demanda altamente variable reduce la percepción de los cambios en precios relativos resultantes de los *shocks* nominales.

<sup>21</sup> Según Mankiw (2000) su visión de la inflación como un proceso que mira hacia atrás (*backward-looking*) no proviene de un comportamiento optimizador microeconómico, basado en el ajuste de precios óptimo de las empresas.

<sup>22</sup> No captura los cambios en la productividad de los trabajadores, como la importante mejora ocurrida desde mediados de la década del 90 en Estados Unidos, asociada a la denominada “Nueva Economía”. En efecto, según Ball y Moffitt (2001), los cambios en la productividad afectan la Curva de Phillips porque las aspiraciones salariales de los trabajadores se ajustan lentamente a los cambios en el crecimiento de la productividad, ocasionando periodos en los cuales tales aspiraciones se desalinean de la productividad, lo cual afecta el *trade-off* inflación-desempleo.

Más recientemente, investigaciones del ciclo monetario han guiado al desarrollo de la llamada Nueva Curva de Phillips en el marco de la Nueva Síntesis Keynesiana, la cual se expone a continuación.

## **2.2. *La Nueva Curva de Phillips en el marco de la Nueva Síntesis Keynesiana***<sup>23</sup>

En los últimos años se ha generado una línea de pensamiento común acerca del comportamiento de la política monetaria para optimizar el desempeño macroeconómico, llegándose a cierto consenso en los bancos centrales de que la política se realice estableciendo reglas sencillas de retroalimentación, sobre una tasa de interés de política monetaria. El origen de este nuevo consenso en macroeconomía está asociado con la teoría Neokeynesiana<sup>24</sup>, a partir de la actualización del instrumental IS-LM y de la inclusión de las expectativas racionales en la Nueva Curva de Phillips de corto plazo<sup>25</sup>, lo cual sustituye al antiguo consenso monetarista de la década del 70, intensivo en el uso de metas monetarias en economías con tipo de cambio fijo.

Este consenso tiene dos elementos básicos: el supuesto de un grado importante de inflexibilidad de precios y salarios en el corto plazo<sup>26</sup>, lo cual impide que la economía reaccione con ajustes en los precios relativos ante *shocks* inesperados de oferta o demanda agregada<sup>27</sup>; y el supuesto de inestabilidad de la demanda por dinero, lo que hace desaconsejable el uso de la cantidad de dinero como indicador u objetivo intermedio de la política monetaria. Además, se ha observado una repopularización del instrumental IS-LM actualizado, el cual constituye un ingrediente esencial dentro de la “Nueva Síntesis Keynesiana”.

---

<sup>23</sup> Basado en Rosende (2002)

<sup>24</sup> Mankiw y Romer (1991), Clarida, Gali y Gertler (1999), citados por Rosende (2002).

<sup>25</sup> A este nuevo consenso se le suele denominar condensadamente como IS-LM-AS, donde AS denota la Curva de Phillips expectacional.

<sup>26</sup> Véase Mankiw y Romer (1991), citado por Rosende (2002).

<sup>27</sup> Como consecuencia de ello, la política monetaria tiene que optar entre una mayor variabilidad del producto y de la inflación (Taylor, 1979, citado por Rosende, 2002). En el marco del modelo de Barro y Gordon (1983), esta consideración ha dado origen recientemente a la estimación de la Curva de Phillips en segundos momentos (véase García, Herrera y Valdés (2000).

Un bloque importante de la estructura de la Nueva Síntesis Keynesiana<sup>28</sup> es la Nueva Curva de Phillips Neokeynesiana (NKPC) de corto plazo, a la que también la literatura económica ha denominado ecuación de oferta agregada de corto plazo de la economía<sup>29</sup>.

Fueron las recientes investigaciones relacionadas con la teoría del ciclo monetario las que guiaron el desarrollo de la NKPC de la ecuación (14), en la cual la dinámica de la inflación observada puede ser entendida con modelos derivados de fundamentos microeconómicos, pues emerge de la respuesta óptima de las empresas a los obstáculos que enfrentan para ajustar precios nominales sobrelapados (*staggered*) del tipo ideado por Taylor (1980) y Calvo (1983). En relación con el desarrollo de la NKPC bajo este nuevo enfoque, véase el recuadro adjunto.

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \kappa(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad (14)$$

Donde:

Se ha suprimido el término constante

$E_t\{\pi_{t+1}\}$	Esperanza, con información disponible hasta el periodo t, de la inflación esperada en el próximo periodo. Aproxima las expectativas de inflación <i>forward-looking</i> del público para el próximo periodo
$(y_t - y_t^*)$	Brecha del producto (o <i>output gap</i> ).
$\beta$	Factor de descuento que teóricamente debe ser cercano a uno
$\kappa$	Medida de rigidez de los precios
$\varepsilon_t$	<i>shock</i> en el nivel de precios

<sup>28</sup> Para un mayor detalle ver Rosende (2002).

<sup>29</sup> Despejando para  $\hat{y}_{t-i}$  en la ecuación (13), ésta se puede reescribir como  $\hat{y}_{t-i} = \frac{\pi_t - \sum_{i=1}^h \varphi_i \pi_{t-i} - \varepsilon}{\delta}$ , lo cual es la expresión de una curva de oferta típica, que indica que la cantidad ofrecida depende de los precios y de otros factores; por esta razón algunas veces se llama a esta ecuación “esquema de oferta agregada” de corto plazo (King, 2000). Además, Rosende (2003) sostiene que una ecuación como (13) es una expresión alternativa de la conocida curva de oferta agregada propuesta por Lucas (1973).



## La Nueva Curva de Phillips Neokeynesiana con fundamentos microeconómicos

Una diferencia clave con respecto a la Curva de Phillips tradicional es que en la NKPC la dinámica de la inflación mira hacia delante (forward-looking) y el cambio en los precios es el resultado de decisiones de optimización de empresas que operan en competencia monopolística y que están sujetas a restricciones en la frecuencia de los ajustes en precios.

Según Galí y López-Salido (2001), dos hechos distintos caracterizan la relación entre la inflación y la actividad económica en la NKPC: una inflación que mira hacia delante, lo cual es una consecuencia de que el conjunto de empresas basan los precios de sus productos en sus expectativas acerca de la evolución futura de la demanda y en los costos de los factores; y un ligamen entre la inflación y la actividad económica, el cual se da a través de los potenciales efectos de esta última sobre los costos marginales de las empresas<sup>30</sup>. Esos autores postulan que el primer bloque de la estructura de la NKPC es una ecuación que relaciona la inflación contemporánea a la inflación esperada y al costo marginal de producción (agregando decisiones de precios óptimos de empresas individuales):

$$\pi_t = \beta E_t \{\pi_{t+1}\} + \lambda \hat{m}c_t + v_t \quad (i)$$

Donde:

$E_t \{\pi_{t+1}\}$  Esperanza, con información disponible hasta el periodo  $t$ , de la inflación esperada en el próximo periodo. Aproxima las expectativas de inflación

forward-looking del público para el próximo periodo

- $\hat{m}c_t$  Costo marginal promedio, en porcentaje de desviación de su nivel de steady state
- $\beta$  Factor de descuento que teóricamente debe ser cercano a uno
- $\lambda$  pendiente de corto plazo de la NKPC y una medida del grado de rigidez de precios, tal que  $\lambda > 0$ .
- $v_t$  Término de error "bien comportado".

El segundo bloque de la estructura es una ecuación que relaciona el costo marginal a la brecha del producto. Bajo los supuestos típicos de los modelos basados en la optimización estándar sujeto a rigideces de precios nominales, es posible derivar la siguiente relación simple entre el costo marginal y la brecha del producto (véase Rotemberg y Woodford, 1997)<sup>31</sup>:

$$\hat{m}c_t = \delta (y_t - y_t^*) \quad (ii)$$

Donde:

- $y_t$  Logaritmo del producto real
- $y_t^*$  Logaritmo del nivel del producto potencial<sup>32</sup>.
- $(y_t - y_t^*)$  Brecha del producto (o output gap).

La idea básica detrás de la NKPC es que la respuesta maximizadora de beneficios de las empresas, a los obstáculos que enfrentan para ajustar precios en el corto plazo, consiste en resolver un problema de optimización dinámico, cuyas condiciones de primer orden implican que la situación (futura) esperada del mercado es importante para las decisiones actuales de precios. En el agregado, combinando las ecuaciones (i) y (ii) y suponiendo un mercado de

<sup>30</sup> Sbordone (1999), Galí y Gertler (1999) y Galí et. al. (2000) proporcionan evidencia a favor de la inflación que mira hacia delante y a favor de que los costos marginales proporcionan información útil para entender la dinámica de la inflación, tanto en Estados Unidos como en la zona Euro.

<sup>31</sup> Citados por Galí y López-Salido (2001).

<sup>32</sup> Cuya contraparte teórica es la máxima producción que se puede lograr cuando la dotación de recursos con que cuenta la economía está plenamente empleada.

factores competitivo, se llega a la siguiente ecuación (iii) de la NKPC, que describe el comportamiento de la inflación corriente en el corto plazo<sup>33</sup>:

$$\pi_t = \beta E_t \{ \pi_{t+1} \} + \kappa(y_t - y_t^*) + v_t \quad (iii)$$

Donde:

Se ha suprimido el término constante

$k = \lambda \delta$  Medida de rigidez de los precios

$v_t$  Shock en el nivel de precios

---

<sup>33</sup> Véase por ejemplo a Roberts (1995), Walsh (1998) o Sbordone (2002) para las derivaciones pertinentes.

La ecuación (14) relaciona en el corto plazo la tasa de inflación corriente con la inflación esperada, con la brecha entre el producto corriente y el producto potencial y con un *shock* inflacionario. Dicha ecuación se inserta en la tradición keynesiana, pues considera que el nivel de precios (y por tanto la inflación) está determinado por dos elementos: uno de expectativas de inflación del público y otro real asociado al desequilibrio de corto plazo entre el producto efectivo y su potencial (brecha del producto). Esta relación funcional no ocurre en la tradición de la escuela clásica, porque para ellos las modificaciones en la brecha solo detonan cambios en los precios relativos y no afecta los precios absolutos. Para la escuela Keynesiana, las desviaciones del producto respecto de su potencial son el determinante básico del comportamiento de la inflación. Así, la inflación observada ( $\pi_t$ ) excede a la tasa de inflación esperada ( $E_t\{\pi_{t+1}\}$ ) cuando el producto observado crece por encima de su potencial y a la inversa cuando el producto crece por debajo de su potencial.

El parámetro  $\beta$  es un factor de descuento que Barro (1997) considera como la tasa de variación esperada en el precio de equilibrio general del mercado. Teóricamente este parámetro estimado debe satisfacer  $0 \leq \beta \leq 1$ , aunque se suele suponer que es arbitrariamente cercano a 1; inclusive Clarida, Galí y Gertler (1999) concuerdan en imponer que  $\beta=1$ .

El parámetro  $k > 0$  es la pendiente de corto plazo de la NKPC e indica cómo responde la inflación a las desviaciones de corto plazo entre el producto observado y su potencial. Conforme mayor sea el valor de  $k$ , mayor será el efecto de la brecha del producto sobre la inflación. En ese sentido, es una medida del grado de rigidez de los precios, porque es una función de la estructura de las empresas y de los costos de ajuste en los precios. Los precios se ajustan más rápidamente, llegando a ser más flexibles, a medida que  $k$  sea más grande, lo cual va reduciendo la posibilidad de alcanzar efectos reales mediante la política monetaria, al hacerse más empinada la pendiente de la Curva de Phillips de corto plazo o curva de oferta agregada de corto plazo de la economía.

La pendiente de largo plazo de la NKPC es  $\frac{\kappa}{(1-\beta)}$ . Es posible derivarla en un enfoque de equilibrio estacionario (*steady-state*), en el que se asume que las variables económicas crecen a

una tasa constante y en el que, una vez alcanzado, habrá suficiente información para saber cómo funciona la economía, porque sus fuerzas ya se han acomodado a los *shocks* inesperados de corto plazo<sup>34</sup>.

La curva de oferta agregada de equilibrio estacionario de largo plazo será:

$$\begin{aligned}\pi_t \equiv P_t - P_{t-1} &= \frac{\kappa}{1-\beta}(y_t - y_t^*) \Leftrightarrow 0 = \frac{\kappa}{1-\beta}(y_t - y_t^*) \Leftrightarrow 0 = \frac{\kappa}{1-\beta}y_t - \frac{\kappa}{1-\beta}y_t^* \Leftrightarrow \\ \frac{\kappa}{1-\beta}y_t^* &= \frac{\kappa}{1-\beta}y_t \Leftrightarrow y_t^* = y_t\end{aligned}\quad (15)$$

Lo anterior demuestra que en el equilibrio estacionario de largo plazo la curva de oferta agregada es vertical al nivel del producto potencial y que este nivel es independiente de los precios.

### 2.3. *Debate conceptual y empírico respecto a la NKPC*

La NKPC especificada en la ecuación (14) ha sido sujeta de considerable controversia, tanto a nivel conceptual como empírico.

A nivel conceptual se le ha criticado porque supone que la inflación es enteramente un proceso que mira hacia adelante, lo cual implica que una economía puede alcanzar la desinflación sin la necesidad de que el banco central induzca una recesión. Muchos autores han apuntado que esa predicción entra en conflicto con la evidencia de la sustancial pérdida de producto asociada con la desinflación<sup>35</sup> (Galí y López-Salido, 2001). No obstante, Ball (1995) explica la ausencia de

<sup>34</sup> En el equilibrio estacionario, la tasa de inflación de hoy es la misma que la de ayer y la misma que la de mañana, restando utilidad informacional a las expectativas inflacionarias. Entonces, se cumple que:

$$\pi_t = E_t\{\pi_{t+1}\}$$

Sustituyendo esta expresión en la ecuación (14) se tiene la siguiente ecuación de la NKPC de equilibrio estacionario de largo plazo:

$$\pi_t = \beta\pi_t + \kappa(y_t - y_t^*) \Leftrightarrow \pi_t - \beta\pi_t = \kappa(y_t - y_t^*) \Leftrightarrow \pi_t(1 - \beta) = \kappa(y_t - y_t^*)$$

$$\Leftrightarrow \pi_t = \frac{\kappa}{(1 - \beta)}(y_t - y_t^*)$$

Derivando esta expresión respecto a la brecha se obtiene la pendiente de la Curva de Phillips de largo plazo.

<sup>35</sup>Véase por ejemplo el estudio de 28 episodios desinflacionarios analizados por Ball (1994), citado por Mankiw (2000).

recesión o incluso la generación de un *boom* a partir de un proceso desinflacionario en el hecho de que el programa fue anunciado y creíble por parte de los agentes económicos<sup>36</sup>.

Además, se le cuestiona teóricamente porque no logra explicar la baja inflación que acompañó el sorprendente desempeño de la economía norteamericana a finales de la década del 90<sup>37</sup>. Eller y Gordon (2002) mencionan que las posiciones más radicales en torno a este aspecto consideran que la NAIRU y la Curva de Phillips de corto plazo nunca existieron o, en el mejor de los casos, que “la Curva de Phillips ha muerto”, porque la previa restricción de capacidad asociada a la Curva de Phillips tradicional se volvió obsoleta, con el advenimiento de la “Nueva Economía”<sup>38</sup>. No obstante, las posiciones contrarias argumentan que “la Curva de Phillips sigue viva” y que la baja inflación se explica porque la tasa de utilización de la capacidad fue también baja y que la declinación de la tasa de desempleo observada fue más que compensada por la declinación de la NAIRU. Además, la reanudación del crecimiento de la productividad y los *shocks* de oferta beneficiosos<sup>39</sup> ayudan a explicar por qué la inflación no se aceleró aún cuando la tasa de desempleo observada cayó.

A nivel empírico, la estimación de la NKPC de la ecuación (14) también ha sido blanco de controversia. Por un lado Roberts (1995) encontró un valor estimado positivo y significativo de  $k$  usando datos anuales para Estados Unidos, pero con datos trimestrales sus resultados no fueron favorables. Estrella y Fuhrer (1999) estimaron la ecuación (14) con datos trimestrales para Estados Unidos y aunque encontraron un valor positivo de  $k$ , éste fue altamente insignificante. También hallaron un pobre ajuste de la NKPC de la especificación que mira hacia atrás (*backward-looking*).

---

<sup>36</sup> En el esquema de precios del modelo que mira hacia adelante, si una desinflación es anunciada y es creíble, las empresas deberían reducir el tamaño de sus aumentos de precios aún antes de que la oferta monetaria baje, ocasionando un aumento del balance monetario real que guía a un incremento del producto y a una caída del desempleo, generándose el *boom* mencionado (Mankiw, 2000).

<sup>37</sup> En efecto, a pesar de la declinación del desempleo entre 1996 y 1998, la inflación rehusó acelerarse, tal como hubiese predicho el *trade-off* inflación desempleo de la Curva de Phillips tradicional.

<sup>38</sup> En esta economía, el rápido crecimiento de la producción de los bienes de alta tecnología disfrutaron de una continua reducción de precios, al tiempo que la globalización proporcionó grandes cantidades de productos de baja tecnología a precios siempre menores (Eller y Gordon, 2002).

<sup>39</sup> Especialmente la caída en el precio de las importaciones reales (en parte originada por la crisis asiática de 1997-1998), la acelerada deflación del precio de las computadoras entre 1995 y 1999 y la pérdida de dinamismo de los precios de los cuidados médicos y los moderados precios de la energía durante 1999.

Por otro lado, estudios recientes de Galí y Gertler (1999), Galí, Gertler y López-Salido (2001) y Sbordone (2001, 2002) han argumentado que la NKPC es empíricamente válida cuando el costo marginal, en vez del producto sin su tendencia, es usado como la variable que conduce la inflación.

Con esta evidencia internacional en mente, a continuación se explica la forma como fue estimada la NKPC en esta investigación.

### III. ESTIMACIÓN EMPÍRICA DE LA NKPC

En la sección anterior quedó de manifiesto la amplia polémica que rodea al modelo de la Curva de Phillips. No obstante lo anterior, y siguiendo a Neiss y Nelson (2002), en esta investigación se asumirá que la Curva de Phillips especificada en la ecuación (14), basada en la brecha del producto, ...”es una razonable aproximación a la modelación de la inflación y no es grandemente inferior a la ecuación [(i)] en su desempeño empírico”<sup>40</sup>, por lo que es la especificación que se adopta en esta sección. Además, actualmente no es posible estimar alternativamente la ecuación (i) porque se carece de datos a nivel microeconómico para poder aproximar apropiadamente el costo marginal promedio y los costos laborales unitarios de las empresas.

#### 3.1. Aspectos metodológicos

Es conveniente prevenir que los resultados empíricos de la modelación de la Curva de Phillips pueden ser bastante sensibles a la técnica de estimación elegida<sup>41</sup>, por lo que se recomienda tener una buena razón *a priori* para preferir una técnica de estimación sobre otras (Santomero y Seater, 1978). En ese sentido, en esta investigación se estima la NKPC mediante el método de mínimos

---

<sup>40</sup> Neiss y Nelson (2002). “*Inflation Dynamics, Marginal Cost, and the Output Gap: Evidence from three Countries*”, pp. 5 (traducción libre).

<sup>41</sup> Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos, Mínimos Cuadrados en Dos Etapas y en Tres Etapas, Mínimos Cuadrados en Dos Etapas por Componentes Principales, Mínimos Cuadrados con Información Limitada, Máxima Verosimilitud, Mínimos Cuadrados Ordinarios Reducidos, etc.

cuadrados ordinarios (OLS). Para enfrentar la existencia de dinámica en el modelo<sup>42</sup>, se vigila el cumplimiento de la ausencia de correlación serial de los residuos de regresión y para neutralizar la probable endogeneidad de los regresores se aplica una estructura apropiada de rezagos a éstos<sup>43</sup>.

Originalmente se utilizan datos trimestrales del periodo 1989.I a 2002.I, cuya fuente es el Banco Central de Costa Rica (BCCR). La variable dependiente que aproxima la tasa de inflación considera alternativamente tasas de variación interanual, según diferenciales logarítmicos  $T(1,4)$ <sup>44</sup> de los siguientes siete índices de precios<sup>45</sup>: 1) índice de precios al consumidor (IPC); 2) deflator de precios implícito del PIB trimestral (DEFPIB); 3) índice del núcleo inflacionario (INI); 4) índice de precios de los bienes no transables (BNT); 5) índice de precios de los bienes no regulados (BNR); 6) índice de precios al productor industrial (IPPI) e 7) índice subyacente de inflación (ISI).

La variable explicativa que aproxima las expectativas de inflación de los agentes económicos (EXPEC1) se modeló con un enfoque de expectativas adaptativas y la variable explicativa que aproxima la brecha del producto (OUTPUT\_GAP\_FP) se calculó como la diferencia logarítmica entre el PIB trimestral a precios de 1991 (excluyendo el valor agregado de la Industria Electrónica de Alta Tecnología)<sup>46</sup> y el PIB potencial. Este último se aproximó a partir de una función de producción, estimando la participación de la remuneración del capital en el producto y suponiendo rendimientos constantes a escala para derivar la participación correspondiente al trabajo<sup>47</sup>.

---

<sup>42</sup> Evidenciada en el hecho de que la variable dependiente rezagada es estadísticamente significativa, como lo encontró Muñoz et. al, 2002 en un enfoque alternativo de Curva de Phillips para Costa Rica.

<sup>43</sup> Aunque normalmente en un enfoque de equilibrio de largo plazo de estado estacionario y con una serie suficientemente larga de datos anuales no cabría usar rezagos de los regresores, en esta oportunidad éstos se justifican porque se emplearon datos trimestrales y una limitada longitud de la muestra.

<sup>44</sup> Por ejemplo, para el IPC, la tasa de inflación se calculó como:  $\Pi_q = \ln(\text{IPC}_q) - \ln(\text{IPC}_{q-4})$ , donde  $q$  denota un trimestre cualquiera.

<sup>45</sup> Previamente se aplicaron promedios aritméticos trimestrales a los distintos índices de precios mensuales.

<sup>46</sup> Las observaciones del Producto Interno Bruto trimestral anteriores a 1991 fueron generados encadenando la serie nueva a precios de 1991 con las tasas de variación de la serie a precios de 1966.

<sup>47</sup> Algebraicamente:  $\text{OUTPUT\_GAP\_FP} = \ln(Y) - \ln(Y_{\text{pot}})$ . La actualización de cifras para 2001 y 2002, así como la obtención del PIB potencial, se hizo como parte del trabajo del Equipo de Modelación Macroeconómica del BCCR. Mayores detalles sobre esta metodología pueden consultarse en Rodríguez, A., Sáenz, M., y A. Trejos (2003). Cabe señalar que existen diversas medidas alternativas para aproximar el PIB potencial, algunas de las cuales se ensayaron sin resultados estadísticos significativos; por ejemplo las que utilizan filtros (como el de Hodrick- Prescott o el de Baxter-King) para identificar el componente de tendencia de la serie.

### **3.2. *Análisis (preliminar) gráfico y de raíz unitaria***

Los gráficos de las variables involucradas (véase Anexo 1) revelan un comportamiento marcadamente cíclico en las medidas alternativas de inflación hasta finales de 1995. Posterior a ese año todas esas variables muestran una tendencia declinante, la cual sugiere podría asociarse con la ganancia de importancia del objetivo de inflación en la conducción de la política monetaria, posterior a la promulgación de la nueva Ley Orgánica del Banco Central de Costa Rica a finales de 1995 (Flores et. al., 1999). La variable de expectativas de inflación también sigue en general un comportamiento parecido al descrito y la brecha del producto es cíclica y con cierta erraticidad.

Como la mayoría de las series son tasas de variación interanual, no se prevé que estén afectadas por el fenómeno estacional, por lo que no se desestacionalizan las series.

Por otro lado, el análisis de raíz unitaria revela que, con excepción de la inflación según el BNT, todas las restantes variables fueron estacionarias (véase Anexo 2). Afortunadamente, la estacionariedad permite aplicar directamente la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, minimizando la probabilidad de establecer relaciones funcionales espurias.

### **3.3. *Modelo de expectativas de inflación***

Los estudios empíricos a nivel internacional suelen utilizar datos provenientes de encuestas periódicas sobre expectativas económicas para computar las expectativas de inflación de los agentes económicos. Sin embargo, en el caso del BCCR se tiene información a partir del cuarto trimestre del 2002, por lo que se carece todavía de una serie larga útil para la estimación.

Debido a esta falencia, se modeló esa variable no observable<sup>48</sup> suponiendo que los agentes económicos formaban sus expectativas de inflación para el próximo año siguiendo una regla empírica simple de expectativas adaptativas, aún reconociendo sus limitaciones y críticas<sup>49</sup>.

---

<sup>48</sup> Una forma técnica de modelar este tipo de variables es utilizar el Filtro de Kalman, tal como lo hicieron Misas y Vásquez (2002) para el caso colombiano, apoyándose en la identidad de Fisher (1930) para generar las expectativas de inflación a partir de



La regla adaptativa trata de explotar la idea de que en Costa Rica el régimen cambiario reptante (*crowling peg*) vigente y el relativo cumplimiento que se ha venido observando en las metas de devaluación e inflación declaradas a inicio de cada año en el Programa Monetario del BCCR, le imprimen una alta dosis de predictibilidad a la pauta de deslizamiento cambiario y al comportamiento de los precios internos. Además, los estudios de efecto traspaso de la devaluación a precios (*pass through*) para el país muestran que el tipo de cambio precede a la inflación (León, Morera y Ramos, 2001; Durán, Laverde y León, 2002).

En estas circunstancias, se utiliza la ecuación (6) para estimar un modelo adaptativo de expectativas inflacionarias, basadas en las expectativas cambiarias, ajustadas por una fracción de los errores de predicción pasados<sup>50</sup>. Así, con información disponible hasta el periodo actual, las expectativas se formulan en las siguientes dos etapas:

- En la primera, se formulan las expectativas cambiarias para el año actual, según la tasa de crecimiento del tipo de cambio del último trimestre,  $E_{t,q} \{e_{t+1,q}\}$ .
- Una vez que se tiene la expectativa cambiaria, en la segunda etapa se utiliza esta información para formular las expectativas inflacionarias, de forma tal que las expectativas de inflación para el próximo año,  $E_{t,q} \{\pi_{t+1,q}\}$ , son una función de las expectativas cambiarias previamente calculadas y de un ajuste por los errores de pronóstico cometidos en el pasado reciente,  $(\pi_{t-1,q} - e_{t-1,q})$ .

---

información observada de la inflación y de la tasa de interés nominal. No obstante, se enfrentaron limitaciones en el programa econométrico seleccionado para seguir tal metodología. También fue infructuoso el uso de la actualización del índice sintético adelantado para la inflación (Kikut y Muñoz, 1999), como *proxy* de las expectativas inflacionarias, dada su pérdida de capacidad para anticipar los cambios de comportamiento de la inflación.

<sup>49</sup> Entre otras, que es un esquema muy mecánico e incapaz de reflejar que los agentes económicos no cometen errores sistemáticos. Un esquema alternativo más apropiado y que goza de gran popularidad es el de expectativas racionales, sin embargo, requiere técnicas de análisis y estimación relativamente sofisticados, que sobrepasan el propósito central de esta investigación. Si bien en los modelos de expectativas racionales los agentes toman decisiones hoy basados en lo que estiman que será la inflación en el futuro, estos modelos terminan siendo de “racionalidad acotada” (*bounded rationality*); es decir, de expectativas condicionales al conjunto de información disponible, la cual siempre termina siendo información actual y pasada. Aunque Lucas y Sargent fueron los que ayudaron a popularizar las expectativas racionales, este último adoptó luego la racionalidad acotada, postulada originalmente por Herbert Simon (1972) como una crítica a la clásica racionalidad. La racionalidad acotada se basa en nociones de comportamiento y en observaciones de las formas por las cuales se toman las decisiones presentes en la práctica. Asume que la racionalidad humana tiene límites, especialmente cuando opera en condiciones de considerable incertidumbre.

<sup>50</sup> Una estrategia alternativa que se ha sugerido, pero que no se aborda en esta oportunidad, es la inclusión de una variable de inflación externa relevante para el país, con lo cual el modelo adaptativo de expectativas inflacionarias se basaría tanto en las expectativas cambiarias como en las expectativas de inflación externa.

Algebraicamente:

$$E_{t,q} \{\pi_{t+1,q}\} = E_{t,q} \{e_{t+1,q}\} + \gamma(\pi_{t-1,q} - e_{t-1,q}) + v_t \quad , \quad \forall 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (6')$$

Donde:

Los subíndices  $t$  y  $q$  indican un cierto año y trimestre cualquiera, respectivamente.

$E_{t,q} \{\pi_{t+1,q}\}$  Expectativas de inflación para el próximo año, con información disponible hasta en el año actual<sup>51</sup>.

$E_{t,q} \{e_{t+1,q}\}$  Expectativas cambiarias para el año actual, aproximadas anualizando la devaluación observada en el último trimestre.

$(\pi_{t-1,q} - e_{t-1,q})$  Error de predicción cometido el año anterior pero que se revela hasta el año actual, aproximado como la diferencia de rezagos anuales entre la tasa de inflación y la tasa de variación interanual del tipo de cambio nominal promedio.

$v_t$  Término de error aleatorio

La ecuación (6') se estimó para el periodo 1993 al 2002, para obviar el año 1992, en el cual prevaleció brevemente otro régimen cambiario (de flotación administrada). El resultado empírico de la estimación se presenta en el siguiente Cuadro 1 (véase Anexo 3 para mayores detalles).

Cabe señalar que la variable *dummy* D2001 captura el ajuste inesperado por la mayoría de los agentes en la pauta de devaluación diaria en ese año, con el fin de reducir el rezago observado del tipo de cambio real, a raíz de los acontecimientos del 11 de setiembre del 2001 en Nueva York (Banco Central de Costa Rica, 2002). Además, el modelo incluye un término autorregresivo, para corregirlo por la presencia de correlación serial de primer orden en los residuos.

---

<sup>51</sup> Únicamente para efectos de estimación econométrica, se supuso previsión perfecta, es decir, que  $E_t(\pi_{t+1}) = \pi_{t+1}$ , pero una vez estimado el modelo, esta variable es generada a partir de los coeficientes de regresión obtenidos.

**Cuadro 1**  
**Enfoque de expectativas adaptativas**  
**para modelar las expectativas de inflación**

Variable dependiente	INF(4)
Variables explicativas	Coefficiente
<i>DEV_TRI_ANUALI(4)</i>	1.079703 (17.4337)
<i>INF(-4)-DEV_INTER(-4)</i>	0.258659 (2.7556)
<i>D2001</i>	-0.035724 (-2.4208)
AR(1)	0.536596 (4.1846)
R <sup>2</sup> ajustado	0.79
Durbin-Watson	1.56

Estadístico *t* entre paréntesis

Fuente: elaboración propia

Los coeficientes estimados son todos significativos y con los signos esperados. Se descarta el problema de regresión espuria<sup>52</sup>. Los residuos se distribuyen normalmente y no están autocorrelacionados. El modelo estimado logra explicar casi un 80% de la variabilidad de las expectativas de inflación para el próximo año.

Los resultados empíricos anteriores sugieren que, dada la predictibilidad cambiaria e inflacionaria prevaleciente, los agentes económicos basan sus expectativas de inflación para el próximo año casi

exclusivamente en la tasa de devaluación trimestral observada, la cual anualizan para generalizar ese comportamiento para el próximo año. Lo anterior se refleja en un coeficiente estimado de la variable *DEV\_TRI\_ANUALI(4)* igual a 1 en términos estadísticos<sup>53</sup>, lo cual es consistente con el valor teórico postulado en la ecuación (6'). Sin embargo, conforme pasa el tiempo los agentes se dan cuenta que cometieron un error de predicción, por lo que ajustan sus expectativas de inflación actuales en una proporción cercana al 26% del error cometido en el pasado (obsérvese que el coeficiente estimado  $\gamma=0.258659$  cumple  $0 < \gamma < 1$ ).

Conviene prevenir que el coeficiente unitario estimado para *DEV\_TRI\_ANUALI(4)* (que aproxima el traspaso de las expectativas cambiarias a las expectativas inflacionarias) no es comparable, en rigor, con los coeficientes de *pass through* calculados para Costa Rica en las investigaciones de León, Morera y Ramos (2001) y de Durán, Laverde y León (2002)<sup>54</sup>.

<sup>52</sup> Como todas las variables son estacionarias, el "balance" de la ecuación permite expresar el residuo de regresión como una combinación lineal de ellas, haciendo que éste también sea estacionario.

<sup>53</sup> De hecho, la prueba de restricción de coeficientes de Wald no logra rechazar la hipótesis nula de que el valor estimado de este coeficiente es estadísticamente uno (ver Anexo 4).

<sup>54</sup> En efecto, diferencias en objetivos, metodologías, frecuencia de datos, medición de variables, periodos muestrales, así como determinantes teóricos del *pass through* impiden establecer comparaciones entre tales coeficientes estimados (véase Torres, 2004).

Con los coeficientes estimados del modelo empírico de expectativas adaptativas del Cuadro 1 se construyó la variable de expectativas de inflación (EXPEC1), la cual se utiliza como un regresor del modelo de la NKPC, el cual se estima en la siguiente sección.

### 3.4. *Estimación empírica de la NKPC*

Como se mencionó, el modelo de la Nueva Curva de Phillips Nekeynesiana (NKPC) se estima según la ecuación (14):

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \kappa(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t$$

Donde:

Se ha suprimido el término constante.

$\pi_t$	Tasa de inflación contemporánea, aproximada por la tasa de variación interanual de las siete medidas alternativas de inflación mencionadas en la Sección III.1.
$E_t\{\pi_{t+1}\}$	Expectativas de inflación para el próximo periodo, generadas con el modelo de expectativas adaptativas explicado en la Sección III.3.
$(y_t - y_t^*)$	Brecha del producto; aproximada como la diferencia logarítmica entre el PIB real trimestral (sin la Industria Electrónica de Alta tecnología) y el PIB potencial; aproximado mediante una función de producción con rendimientos constantes a escala <sup>55</sup> .
$\varepsilon_t$	Término de error que contempla la ocurrencia de eventuales <i>shocks</i> inflacionarios.

Se incorporó la variable *dummy* d98 para capturar los aumentos en el precio relativo del dólar, que buscaban corregir la sobrevaluación real de la moneda nacional observada el año anterior, y las modificaciones al Reglamento para las Operaciones Cambiarias, que pretendían una mayor participación en el mercado cambiario (Banco Central de Costa Rica, 1998). También se incorporó la *dummy* D2001 mencionada.

Originalmente se consideró toda la muestra (1989 a 2002) para la modelación pero, como fue evidente en el análisis gráfico de la Sección III.2, se observó una alta volatilidad de las distintas medidas de inflación entre 1989 y 1995; periodo que coincide con los siguientes eventos

---

<sup>55</sup> Aunque se ensayó como *proxy* del PIB potencial el componente de tendencia de la serie del PIB real, identificado con el filtro de Hodrick-Prescott, ésta no resultó estadísticamente significativa.

económicos y financieros: en el lapso 1989-1990 hay indicios de efectos del ciclo político sobre la inflación<sup>56</sup>; en 1992 hubo un cambio de régimen cambiario, al adoptarse un sistema de mayor flotación<sup>57</sup>; y en 1994 ocurrió la quiebra del Banco Anglo Costarricense<sup>58</sup>. Todos estos eventos contribuyeron a introducir una mayor volatilidad a la inflación, por cuestiones de índole cambiaria y monetaria, no necesariamente justificadas en expansiones de la producción. Una vez que se excluye el lapso en el cual ocurrieron esos eventos y se toma una muestra donde ha prevalecido una mayor continuidad de la política monetaria y un mayor compromiso por reducir la inflación, se trabaja con datos a partir de 1995<sup>59</sup>.

Los resultados de la estimación empírica de todos los modelos se presenta en el siguiente Cuadro 2 (ver Anexo 5). En resumen los mejores resultados econométricos y estadísticos los mostraron los modelos 4, 8 y 9<sup>60</sup>.

---

<sup>56</sup> Prácticamente la mitad del crecimiento bruto del crédito observado en 1989 se debió a la adquisición de bonos fiscales por parte de los bancos estatales, financiados con recursos del encaje mínimo legal, lo que significó un debilitamiento de ese instrumento de política monetaria (Banco Central de Costa Rica, 1989).

<sup>57</sup> De hecho, se observó un dato fuera de serie en el segundo trimestre de 1992, asociado a una sobrevaluación cambiaria.

<sup>58</sup> La política monetaria se debilitó en la segunda mitad del año por el deterioro de las finanzas públicas y los cuantiosos créditos otorgados como consecuencia del cierre de dicho banco, cuyas pérdidas se estimaron en 1.8% del PIB de ese año (Banco Central de Costa Rica, 1989).

<sup>59</sup> Una excepción la constituyen las estimaciones del modelo que utiliza el Índice Subyacente de Inflación (ISI), las cuales se hicieron a partir de 1996, pues fue en ese año que se inició el cómputo de tal índice.

<sup>60</sup> Los restantes modelos presentaron algunas debilidades econométricas. En particular, en los modelos 1, 2 y 5 no se descartan problemas de especificación en la relación funcional y hay indicios de inestabilidad en los parámetros de regresión estimados. En los modelos 3 y 7, aunque el coeficiente estimado de la brecha del producto mostró el signo correcto, no se rechaza la hipótesis de que éste sea estadísticamente nulo. Además, en este último modelo, así como en el modelo 7, hay problemas de correlación serial de primer orden en los residuos. Por otro lado, el modelo 10 evidencia correlación serial de primer orden en los residuos, aunque no para mayores órdenes y tampoco se descartan problemas de especificación.

**Cuadro 2**  
**Resumen de la estimación empírica de la ecuación (14)**

Mod	Variable dependiente	Variables independientes					R <sup>2</sup>	DW	F estadíst.
		C	EXPEC1	OUTPUT_GAP_FP	D2001	D1998	ajust.		
1	IPC	0.005584 (0.33)	1.102832 (7.39)	0.434938 (2.00)			0.69	1.36	32.15
2	IPC	0.009413 (0.56)	1.064157 (7.24)	0.512028 (2.43)			0.71	1.42	35.04
3	DEFPIB	0.018600 (1.51)	1.015536 (9.43)	0.212259 (1.38)	-0.039116 (-3.40)		0.80	1.60	37.24
4*	INI	0.014352 (1.10)	0.944427 (8.28)	0.327658 (2.01)	-0.033220 (-2.73)		0.76	1.10	30.22
5	BNT	0.019780 (0.98)	1.062884 (6.00)	0.512220 (1.98)			0.60	1.25	22.19
6	BNR	-0.005208 (-0.36)	1.220652 (9.60)	0.346139 (1.87)	-0.046117 (-3.34)		0.80	1.17	37.47
7	BNR		1.176637 (37.83)	0.354595 (1.96)	-0.046329 (-3.42)		0.80	1.11	N.D.
8*	IPPI	-0.019816 (-1.28)	1.276493 (9.42)	0.527349 (2.68)		-0.046664 (-3.22)	0.80	1.70	39.28
9*	ISI		1.084194 (40.63)	0.327064 (2.33)	-0.034204 (-3.46)		0.69	1.22	N.D.
10	ISI	0.007965 (0.53)	1.008918 (7.00)	0.316828 (2.20)	-0.033539 (-3.31)		0.68	1.10	18.10

Estadístico t entre paréntesis  
N.D. Dato no disponible  
Fuente: elaboración propia

Prácticamente todos los coeficientes estimados fueron significativos y con los signos teóricos esperados y se descarta el problema de regresión espuria<sup>61</sup>. La bondad de ajuste en las diferentes estimaciones va de aceptable a muy buena, pues mientras algunos modelos alcanzan a explicar el 80% de la variabilidad de la medida de inflación correspondiente, otro lo hace en un 60%<sup>62</sup>.

El coeficiente estimado de corto plazo de la variable que aproxima las expectativas inflacionarias se estima con bastante precisión<sup>63</sup>. En relación con los tres mejores modelos, éste está en un rango entre 0.94 y 1.28 y en promedio<sup>64</sup> es 1.1. Sin embargo, la prueba de restricción de coeficientes de Wald (ver Anexo 6) no logra rechazar la hipótesis de que ese coeficiente estimado

<sup>61</sup> Como se mencionó, dado que todas las variables son estacionarias (excepto la inflación según el BNT), el “balance” de la ecuación permite expresar el residuo de regresión como una combinación lineal de ellas, haciendo que éste también sea estacionario. En el modelo que utiliza el BNT, se comprobó también la cointegración, según el estadístico de Durbin-Watson y los valores críticos de Sargan y Bhargava.

<sup>62</sup> Debe prevenirse que en rigor, como las variables explicativas y los tamaños de muestra son diferentes, los R<sup>2</sup> ajustados no son enteramente comparables.

<sup>63</sup> Los estadísticos t asociados son en algunos casos “supersignificativos”.

<sup>64</sup> Para promediar los coeficientes medios estimados se contemplaron solo los modelos que mostraron los mejores resultados.

es estadísticamente igual a uno en los modelos 4 y 8<sup>65</sup>, lo que ratifica la presunción teórica que admite que sea arbitrariamente cercano a ese valor. También avala el argumento de Clarida, Galí y Gertler (1999), quienes concuerdan en imponer que  $\beta=1$ .

La interpretación económica de este coeficiente estadísticamente 1 es que si los agentes económicos utilizan la información disponible hasta el año actual (la tasa de devaluación) para formar sus expectativas de inflación para el próximo año, cuando éstas se incrementan en 1 punto porcentual, *ceteris paribus*, la inflación (interanual) se incrementará en promedio 1 punto porcentual el presente año (según lo respalda la prueba de Wald)<sup>66</sup>.

El coeficiente estimado de 1 está en línea con el rango de coeficientes estimados para Costa Rica que se deducen indirectamente del trabajo de Muñoz et. al. (2002) (entre 0.952 y 1.218; que en promedio es 1.1)<sup>67</sup>; sin embargo, debe prevenirse que provienen de una especificación econométrica diferente. Por otro lado, los resultados encontrados por Azofeifa et. al. (2000) (coeficientes estimados en un intervalo entre 0.20 y 0.23) no son comparables con los anteriores, porque estos autores usaron datos anuales, por lo que sus coeficientes son interpretados como de largo plazo<sup>68</sup>.

Por su parte, el coeficiente estimado de corto plazo de la brecha del producto fue significativo y también se estimó con gran precisión. Para los mejores modelos, su rango de variación está entre 0.33 y 0.53 y en promedio es 0.39, cuando se especificaron entre tres y cinco trimestres de rezago en la brecha. El valor es positivo, indicando que en este caso particular la Curva de Phillips de corto plazo tiene pendiente positiva, debido a la forma en que se definió la brecha del producto, lo cual hace que cuando el producto observado crece por encima del potencial, la brecha positiva genera presiones inflacionarias. Su interpretación económica es que si todo lo

---

<sup>65</sup> En general, en ocho de los diez modelos estimados no se rechaza tal hipótesis.

<sup>66</sup> Alternativamente, en una especificación de largo plazo, Barro interpreta el coeficiente estimado como que la tasa de variación esperada en el precio de equilibrio general del mercado será mayor en un punto porcentual el próximo año.

<sup>67</sup> Dicho rango se deduce indirectamente al sumar los coeficientes estimados de la devaluación, la inflación externa y la inflación rezagada (alternativamente también la variable denominada "GAMA"), porque los autores usan esas variables como método alterno para no trabajar directamente con las expectativas inflacionarias.

<sup>68</sup> En rigor, también debe prevenirse sobre la no comparabilidad de este coeficiente estimado de traspaso de las expectativas inflacionarias (basadas en las expectativas cambiarias) a la inflación observada con los coeficientes de *pass through* calculados para Costa Rica en los trabajos mencionados (Léon et. al. y Durán et. al.). Las razones que impiden tal comparación son las mismas que se adujeron en la nota al pie de página No. 54.

demás permanece constante, ante un aumento contemporáneo de la brecha del producto de 1%, la inflación (interanual) se incrementará en promedio 0.39 puntos porcentuales al cabo de tres a cinco trimestres. Una interpretación alternativa es que, *ceteris paribus*, un exceso de producto corriente de 1% respecto de su nivel potencial generará entre tres y cinco trimestres después un incremento medio de 0.39 puntos porcentuales en la inflación observada respecto de la esperada por parte de los agentes económicos.

Comparativamente, la pendiente de la Curva de Phillips de corto plazo obtenida en esta investigación es relativamente parecida a la obtenida por Muñoz et. al. (coeficientes estimados asociados al OUTPUT\_GAP\_FP en un rango entre 0.33 y 0.53, en comparación con el rango entre 0.34 y 0.38, respectivamente).

En los modelos estimados en la presente investigación, el bloque estructural de las variables explicativas fue fundamental en la explicación del comportamiento de corto plazo de la inflación, destacándose la relativamente alta elasticidad de las expectativas inflacionarias del público (de hecho, su coeficiente estimado fue en algunos modelos supersignificativo) y en menor medida la elasticidad de la brecha del producto<sup>69</sup>. Este resultado destaca la importancia del efecto que ejerce la devaluación de la moneda sobre las expectativas de inflación del público y por esa vía sobre la inflación. Pero no apoya el postulado keynesiano de que las desviaciones del producto respecto de su potencial son el determinante básico del comportamiento de la inflación en el corto plazo.

El tiempo que demoran las expectativas en ajustarse (recuérdese que según el Cuadro 1 éstas se actualizan solo un 26% en cada trimestre) y las fricciones en el mercado de trabajo, tal como rigideces en los salarios nominales o reales, son los factores que pueden en principio explicar la posibilidad de un *trade-off* de corto plazo entre la inflación y el producto (Erceg, Enderson y Levin, 2000). Aún cuando las autoridades intentaran explotar este *trade-off* de corto plazo, ello no tendría efectos duraderos, porque luego de un cierto periodo en el cual las autoridades no

---

<sup>69</sup> El bloque de las variables deterministas auxiliares consideradas, aunque son significativas, poseen una elasticidad muy baja, lo que pone todo el acento de la explicación del comportamiento de la inflación en el bloque estructural del modelo.



cumplan su meta inflacionaria, los agentes aprenderán a no creerle a sus anuncios y la política monetaria perderá credibilidad<sup>70</sup>.

Desde una perspectiva de equilibrio estacionario (*steady state*) de largo plazo y según se deduce de la ecuación (15), la relación entre la brecha del producto y la “brecha” de la tasa de inflación

de *steady state* viene dada por:  $y_t - y_t^* = \frac{1-\beta}{\kappa} \pi_t$ . Si  $\beta$  en promedio fue 1.1 pero no se rechazó

la hipótesis de que es 1, entonces, el coeficiente que acompaña a la inflación será pequeño y concordará con el argumento de King (2000), quien sugiere un efecto insignificante en el contexto de inflaciones moderadas, como sería el caso de la economía de Costa Rica. Alternativamente, despejando para la inflación y derivándola respecto a la brecha del producto

se obtiene la pendiente de la Curva de Phillips de largo plazo:  $\frac{\kappa}{1-\beta}$ . Nuevamente, si  $\beta$  es estadísticamente uno, la pendiente de la Curva de Phillips de largo plazo tiende a infinito (curva vertical a largo plazo), lo que tiene un correlato de una curva de oferta agregada de largo plazo de la economía perfectamente inelástica. Esto significa que, controlando por otros factores, una política monetaria que persiga un aumento permanente de un 1% en la brecha del producto se traduce conceptualmente en una tasa de inflación que tiende a infinito en el largo plazo. Es decir, cualquier intento por crecer “permanentemente” a una tasa superior a la potencial se traduciría en un proceso hiperinflacionario. Lo anterior sustenta la vigencia del *Principio Acelerador de la Inflación* para el caso de Costa Rica.

Los resultados anteriores sugieren que en el largo plazo las autoridades no tienen posibilidades para aprovechar la política monetaria con el fin de obtener efectos reales, a través de incentivar el producto o el empleo, ya que en el límite, el coeficiente estimado permite prever un efecto absolutamente inflacionario, haciendo que desaparezca el *trade-off* entre inflación y producto en el largo plazo.

---

<sup>70</sup> Aunque algunos autores sostienen que hay espacio para las políticas contra cíclicas en presencia de rigideces de precios, Barro (1997) argumenta que bajo expectativas racionales la rigidez es insuficiente para darle un espacio útil a la política.

#### **IV. CONSIDERACIONES FINALES**

La Curva de Phillips es una pieza de la literatura económica que ha evolucionado mucho, desde que se la asoció al trabajo empírico de A.W. Phillips en la década del 50. En efecto, ya no se le considera con una simple relación funcional entre la tasa de desempleo y los salarios nominales, sino que las concepciones más modernas la consideran ahora como la curva de oferta agregada de corto plazo de la economía y como un modelo de inflación no monetario de corto plazo, basado en fundamentos microeconómicos y en el comportamiento optimizador de precios a nivel de empresas individuales, como respuesta a las rigideces de precios nominales que ellas enfrentan para ajustar sus precios en el corto plazo.

La Curva de Phillips continúa estando vigente, pues es la forma como a menudo los economistas organizan sus ideas sobre la relación entre las variables reales y las nominales. También sigue sujeta de un amplio debate teórico y empírico, pues aunque algunos autores han reportado pobres estimaciones de este modelo, otros sostienen que es una razonable aproximación a la modelación de la dinámica inflacionaria en el corto plazo.

En la presente investigación se estima un modelo no monetario de inflación que destaca a las expectativas de inflación del público y al desequilibrio real entre el producto observado y su potencial, como las principales variables explicativas del comportamiento de la tasa de inflación interanual. Tal modelo de tradición keynesiana es una herramienta alternativa de análisis complementaria a otros modelos de inflación disponibles en el BCCR.

La principal conclusión que sustentan los resultados empíricos es la aplicabilidad para Costa Rica de un modelo de inflación de corto plazo según la Nueva Curva de Phillips Neokeynesiana (NKPC); es decir, no hay conflicto entre la teoría y el hallazgo empírico para el caso del país. En efecto, la evidencia respalda la existencia de una NKPC relativamente elástica en el corto plazo, indicando que la inconsistencia temporal detrás de una política monetaria expansiva, que pretenda impulsar el producto o el empleo, puede logra efectos reales solo a corto plazo, aunque incurriendo en un cierto costo inflacionario y bajo una política monetaria subóptima. Pero, tal

como lo predice la teoría, la NKPC es perfectamente inelástica (vertical) en el largo plazo, por lo que la permanencia de tal política será absolutamente inflacionaria, lo que respalda la vigencia del “*Principio Acelerador de la Inflación*” para el país. Por tanto, existe poco espacio para que las autoridades traten de explotar la información imperfecta que tienen los agentes económicos acerca de la política monetaria e incentivar de esa forma efectos reales en el producto o el empleo, pues ello se traduciría en inflación luego de un periodo corto.

Las expectativas de inflación del público y el desequilibrio real entre el producto observado y su potencial son, en ese orden, las principales variables explicativas del comportamiento de corto plazo de la inflación.

En este contexto, se destaca la importancia del efecto de la devaluación de la moneda sobre la formación de expectativas de inflación del público, las cuales están detrás de los sucesivos desplazamientos de la NKPC de corto plazo, que van generando su perfecta inelasticidad en el largo plazo. Así, una forma relativamente inmediata que tienen a su alcance las autoridades monetarias para influir en la inflación en el corto plazo es inducir una pauta de devaluación consistente con la meta de inflación anunciada. Una vez que se haya logrado reducir la inflación, las autoridades puede retomar su regla usual de ajuste cambiario, según la diferencia entre la inflación doméstica y la internacional. Naturalmente, durante este periodo de transición se daría una apreciación cambiaria que presionaría un mayor déficit en cuenta corriente de la balanza de pagos y, eventualmente, una caída en las reservas internacionales. Tales consecuencias pueden considerarse como los costos asociados a la ubicación de la economía en una senda de menor inflación.

Lo anterior sugiere que en un escenario de holguras en las reservas monetarias internacionales y en el déficit en cuenta corriente, una opción viable para abatir la inflación en el corto plazo, *ceteris paribus*, sería la reducción de la pauta de devaluación, aunque ello implique un costo en términos de reducciones de reservas y presiones sobre el déficit en cuenta corriente.

## V. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Azofeifa, Hoffmaister, Madrigal, Rojas, Segura y Tenorio (2000), “*Inflación y brecha en la producción*”, Nota de Investigación No. 1-00, División económica, Banco Central de Costa Rica, abril
- Ball (1994), “*Credible Desinflation with Staggered Price Setting*”, American Economic Review, Vol 84, march, pp. 282-289
- Ball (1995), “*Desinflation with Imperfect Credibility*”, Journal of Monetary Economics , Vol 35. No. 1, pp. 5-23
- Ball, Mankiw y Romer (1988), “*The New Keynesian Economics and the output-inflation Trade-Off*”, Brookings Papers on Economic Activity, Vol 1, pp. 1-82.
- Ball y Moffitt (2001), “*Productivity Growth and the Phillips Curve*”, Johns Hopkins University, June
- Banco Central de Costa Rica (1999) “Memoria anual del Banco Central de Costa Rica 1998”
- Banco Central de Costa Rica (2002) “Memoria anual del Banco Central de Costa Rica 2001”
- Barro (1978), “*Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States*”, Journal of Political Economy
- Barro (1997), Macroeconomía, McGraw Hill
- Barro (1981), “*Rational Expectations and the Role of Monetary Policy*”, Journal of Monetary Economics, Vol 2, pp 1-32.
- Barro y Gordon (1983) “*A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural rate Model*”, Journal of Political Economy, Vol. 91, No. 4, august, pp. 589-619
- Calvo (1983) “*Staggered Prices in a utility-maximizing Framework*” Journal of Monetary Economics, Vol 12, No. 3, pp. 383-398
- Clarida, Gali y Gertler (1999), “*The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*”, Journal of Economic Literature, Vol.37, no. 4, December
- Corbo (2003), “*El rol de la política monetaria*”, Economía y Negocios, El Mercurio, Santiago de Chile, abril
- Desormeaux (2000) Apuntes de clase de Macroeconomía II, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, segundo semestre.

- Durán, Laverde y León (2002), “*El pass Through del tipo de cambio: un análisis para la economía costarricense*”, . Documento de Investigación DIE-DM-11-2001-DI, Banco Central de Costa Rica, Junio
- Erceg, Enderson y Levin (2000), “*Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts*”, Journal of Monetary Economics, Vol 46 pp.281 313.
- Estrella y Fuhrer (1999), “*Are “Deep” Parameters Stable? The Lucas Critique as an Empirical Hypothesis*”, Manuscript, FRB Boston.
- Fisher (1930). “*The Theory of Interest*”, New York.
- Fisher (1977) “*Long Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule*”, Journal of Political Economy, febrero.
- Fisher (1980), “*On Activist Money Policy with Rational Expectations*” En Fisher (ed.) Rational Expectations and Economic Policy, Chicago University Press.
- Flores et al. (1999), “*Función de reacción de la tasa de interés en Costa Rica*”, En Ciencias Económicas, Vol XIX, No. 1 y 2, pp. 59-86
- Friedman (1968) “*The Role of Monetary Policy*”. *American Economic Review*, Vol 58, pp 1-17
- Fuhrer (1997), “*The (Un) Importance of Forward –Looking Behavior in Price Specifications*”, Journal of Money. Credit, and Banking, Vol. 29, pp. 338-350.
- Fuhrer y Moore (1995),”*Inflation Persistence*”, Quarterly Journal of Economics, Vol 110, No. 1, February pp. 127-160.
- Galí y Gertler (1999), “*Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis*”, Journal of Monetary Economics, Vol 44, pp. 195-222.
- Galí, Gertler y López-Salido (2001), “*European inflation Dynamics*”, European Economic Review, Vol 45, pp. 1237-1270.
- Galí y López-Salido (2000) “*A New Phillips Curve for Spain*”, Versión en ingles del documento presentado en el XIII Simposio de Moneda y Crédito. En “El análisis económico frente a los problemas de la sociedad moderna”.
- García, Herrera y Valdés (2000), “*New Frontiers of Monetary Policy in Chile*”, IV Conference of the Central Bank of Chile, Central Bank of Chile.
- Kikut y Muñoz (1999), “*Diseño de un índice sintético adelantado para la inflación: el caso de Costa Rica*”, Estudio EEI-07-99, Equipo Estudio Inflación, Banco Central de Costa Rica, febrero.

- King (2000), “*The New IS-LM Model: Language, Logic, and Limits*”, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, Vol 83, No. 3, Summer
- León, Morera y Ramos (2001) “*Pass Through del tipo de cambio en los precios de bienes transables y no transables en Costa Rica*”. Documento de Investigación DIE-05-2002-DI, Banco Central de Costa Rica, Junio.
- López y Misas (1999) “*Un examen empírico de la Curva de Phillips en Colombia*”. Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República de Colombia, marzo.
- Lucas (1972) “*Expectations and the Neutrality of Money*”, Journal of Economic Theory, Vol 4, No 2, pp 103-124, April.
- Lucas (1975) “*An Equilibrium Model of the Business Cycle*”, Journal of Political Economy No. 83, pp 1113-1144.
- Mankiw (2000), “*The Inexorable and Mysterious Trade-off Between Inflation and Unemployment*”, Working Papers 7884, National Bureau of Economic Research, September.
- Mankiw y Romer (1991), “*New Keynesian Economics: Imperfect Competition and Sticky Prices*”. The MIT Press.
- Misas y Vásquez (2002), “*Expectativas de inflación en Colombia: un ejercicio econométrico*”, Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República de Colombia, junio
- Mishkin (1982), “*Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation*”. Journal of Political Economy, febrero.
- Muñoz, Rojas, Sáenz y Tenorio (2002), “*La Curva de Phillips en Costa Rica: estimación de un modelo de corrección de errores con datos trimestrales*”, Documento de Investigación DIE-DM-10-2002-DI, Banco Central de Costa Rica, noviembre.
- Neiss y Nelson (2002). “*Inflation Dynamics, Marginal Cost, and the Output Gap: Evidence from three Countries*”,
- Phillips (1958) “*The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957*”. *Economica* Vol. 25, pp 283-289, November.
- Roberts (1995), “*New Keynesian Economics and the Phillips Curve*”, Journal of Money, Credit, and Banking, Vol 27, pp. 975-984
- Rodríguez, A., Sáenz, M., y A. Trejos (2003). “*Análisis del crecimiento económico en Costa Rica*”. Serie Estudios Económicos y Sectoriales No. RE2-03-001, Banco Interamericano de Desarrollo, agosto-

- Rosende (2002), “*La nueva “Síntesis keynesiana”. Análisis e implicancias de política*”, Documento de trabajo No. 199, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Rosende (2003), “*¿El fin del monetarismo?*”. Cuadernos de Economía, Año 40, No. 121, pp. 681-689, diciembre.
- Rotemberg y Woodford (1977), “*An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy*”, NBER Macroeconomics Annual, No. 12, pp 297-346.
- Sachs y Larraín (1994) Macroeconomía en la economía global. Primera edición en español, Prentice Hall Hispanoamericana
- 
- Santomero y Seater (1978), “*The Inflation–Unemployment Trade-Off: A Critique of the Literature*”, Journal of Economic Literature, Vol. 16, No. 2, pp 499-544, June
- Sargent y Wallace (1975), “*Rational Expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule*” Journal of Political Economy No. 83, April.
- Sbordone (1999), “*An Empirical Investigation of Models of Pricing Behavior*”, December
- Sbordone (2002), “*Price and Unit Labor Costs: A New Test of Price Stickiness*”, Journal of Monetary Economics, Vol 49, pp. 265-292.
- Simon, H.A. (1972). “*Theories of bounded rationality*”. In C.B. McGuire and R. Radner (Eds.), Decision and organization: A volume in honor of Jacob Marschak (Chap. 8). Amsterdam: North-Holland
- Solow (1976), “*Down the Phillips Curve with Gun and Camera*”, In Inflation, Trade and Taxes: Essays in Honor of Alice Bourneuf Belsey (ed), Columbus, Ohio State University Press.
- Taylor (1979), “*Estimation and Control of Macroeconomic Model with Rational Expectations*”, Econometrica, Vol 47, No 4,
- Taylor (1980), “*Aggregate Dynamics and Staggered Contracts*”. Journal of Political Economy, Vol 88, No. 1, pp. 1-23
- Torres (2004), “*Comparabilidad de los coeficientes de traspaso de la devaluación a precios (pass through) estimados para Costa Rica*”. Informe Técnico DIE-36-2004-IT, Departamento Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica, Febrero.
- Walsh (1998), Monetary Theory and Policy. MIT Press.

[torresgc@bccr.fi.cr](mailto:torresgc@bccr.fi.cr)

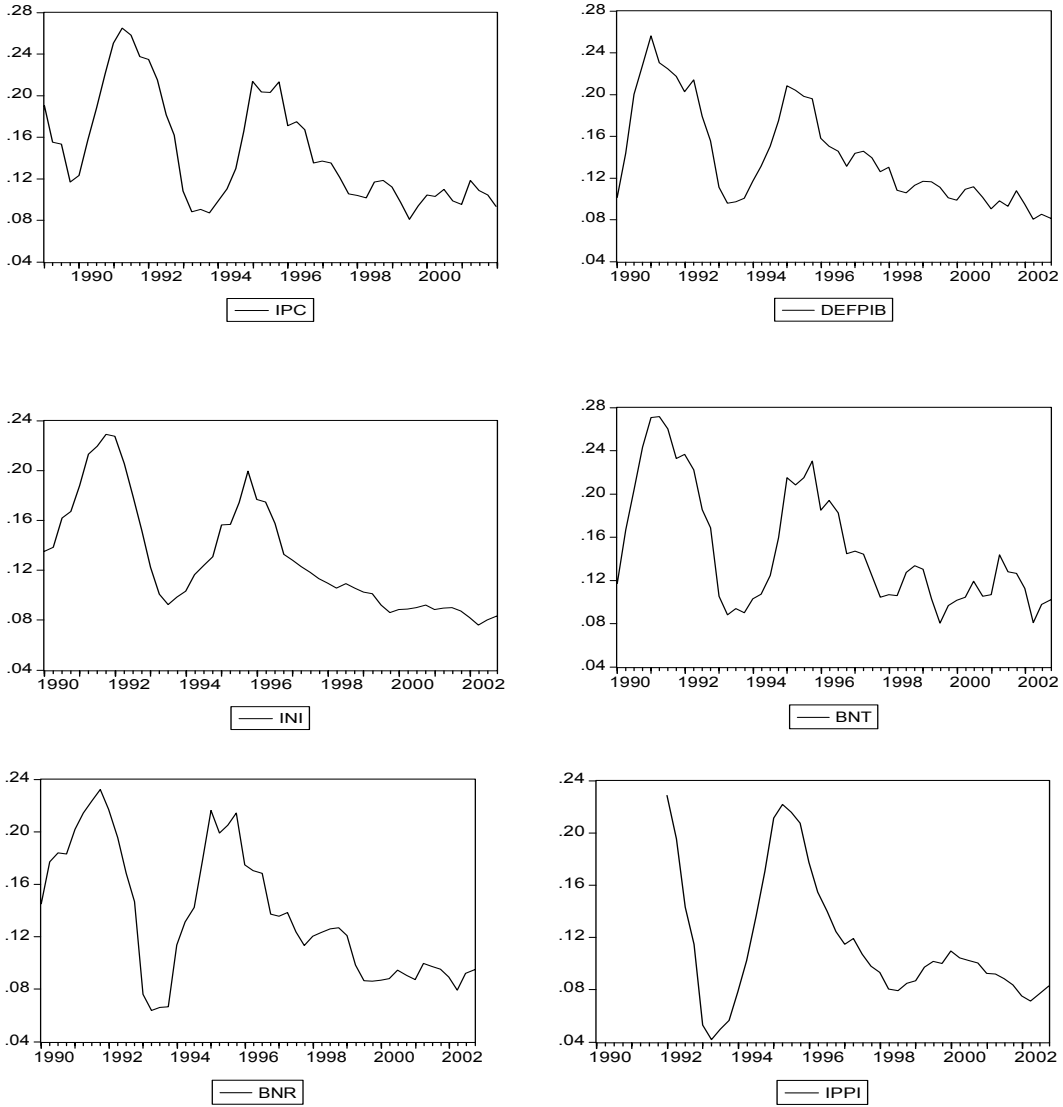
## **ANEXOS**



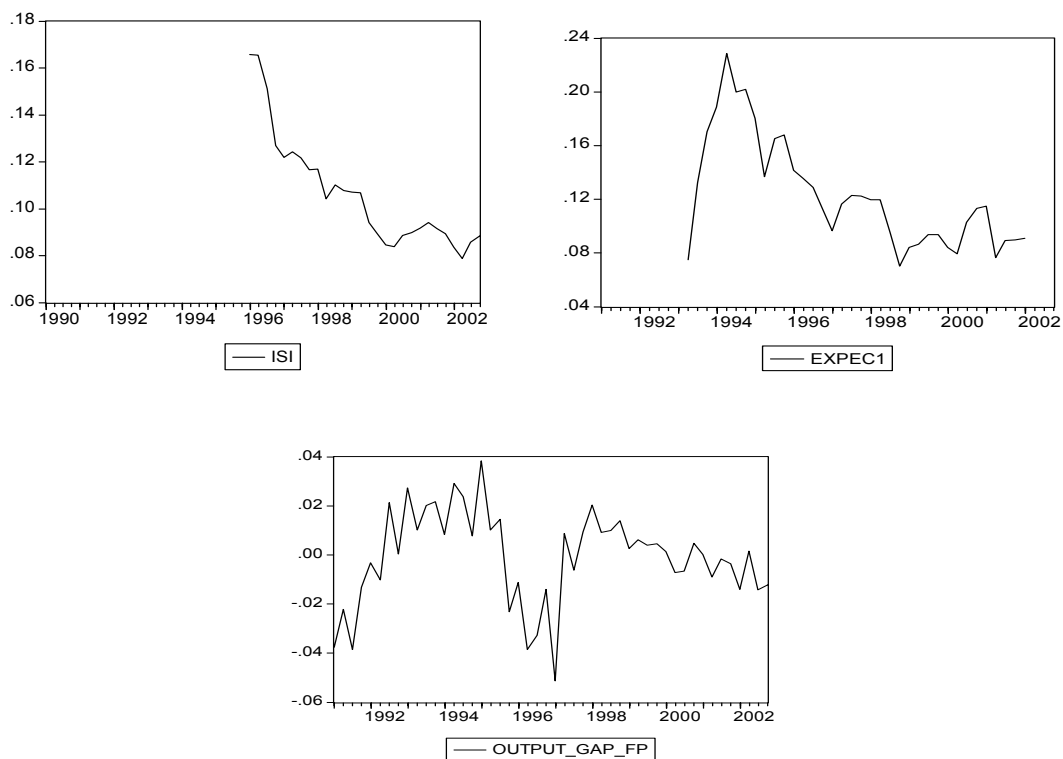
## ANEXO 1

### 1.1. Análisis gráfico de las variables del modelo

Gráficos 1  
Variables utilizadas en la investigación<sup>71</sup>



<sup>71</sup> En el caso de las siete medidas alternativas de inflación, éstas se refieren a las tasas de variación interanuales (en logaritmos) de los índices de precios respectivos.



## 1.2. Análisis de raíz unitaria

**Cuadro 1**  
**Análisis de raíz unitaria según la prueba**  
**de Dickey-Fuller Aumentada (ADF)**

Variable <sup>1/</sup>	ADF	
IPC	CCCT	I(0)
DEFPIB	CCCT	I(0)
INI	CCCT	I(0) <sup>2/</sup>
BNT	CCCT	I(1)
D(BNT)	SCST	I(0)
BNR	CCCT	I(0)
IPPI	CCCT	I(0)
ISI	CCST.	I(0)
EXPEC1	CCCT	I(0)
GAP	SCST	I(0)

<sup>1/</sup>Tasa de inflación interanual según el índice de precios respectivo.  
 Todas las pruebas fueron significativas al menos al 5% de significancia.

<sup>2/</sup> Prueba significativa al 10% y marginalmente significativa al 5%.

*Fuente: elaboración propia*

### 1.3. Modelo de expectativas a patativas

Dependent Variable: INF(4)  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/02/04 Time: 13:04  
 Sample(adjusted): 1993:1 2002:1  
 Included observations: 37 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEV_TRIM_ANUALI(4)	1.079693	0.061931	17.43386	0.0000
INF(-4)-DEV_INTER(-4)	0.258560	0.093858	2.754796	0.0095
D2001	-0.035695	0.014756	-2.419086	0.0212
AR(1)	0.536653	0.128224	4.185278	0.0002
R-squared	0.802926	Mean dependent var		0.124114
Adjusted R-squared	0.785010	S.D. dependent var		0.038424
S.E. of regression	0.017816	Akaike info criterion		-5.115629
Sum squared resid	0.010475	Schwarz criterion		-4.941476
Log likelihood	98.63914	Durbin-Watson stat		1.555237
Inverted AR Roots	.54			

### 1.4. Prueba de restricción de coeficientes de Wald (modelo de expectativas)

Wald Test:  
 Equation: ALTERNATIVA1

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.655885	(1, 33)	0.2071
Chi-square	1.655885	1	0.1982

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(1)	0.079693	0.061931

Restrictions are linear in coefficients.

### 1.5. Modelos alternativos estimados de la NKPC

#### MODELO 1

Dependent Variable: IPC  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/02/04 Time: 14:03  
 Sample(adjusted): 1995:1 2002:1  
 Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005584	0.017092	0.326686	0.7465
EXPEC1	1.102832	0.149255	7.388905	0.0000
OUTPUT_GAP_FP(-4)	0.434938	0.217754	1.997382	0.0563
R-squared	0.712072	Mean dependent var		0.129010
Adjusted R-squared	0.689923	S.D. dependent var		0.039671
S.E. of regression	0.022091	Akaike info criterion		-4.689628
Sum squared resid	0.012688	Schwarz criterion		-4.548184
Log likelihood	70.99960	F-statistic		32.15012
Durbin-Watson stat	1.362189	Prob(F-statistic)		0.000000

## MODELO 2

Dependent Variable: IPC

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1995:1 2002:1

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009413	0.016774	0.561170	0.5795
EXPEC1	1.064157	0.147082	7.235121	0.0000
OUTPUT_GAP_FP(-5)	0.512028	0.210581	2.431499	0.0222
R-squared	0.729419	Mean dependent var		0.129010
Adjusted R-squared	0.708605	S.D. dependent var		0.039671
S.E. of regression	0.021415	Akaike info criterion		-4.751767
Sum squared resid	0.011923	Schwarz criterion		-4.610323
Log likelihood	71.90063	F-statistic		35.04473
Durbin-Watson stat	1.419622	Prob(F-statistic)		0.000000

## MODELO 3

Dependent Variable: DEFPIB

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1995:1 2002:1

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.018600	0.012298	1.512376	0.1430
EXPEC1	1.015536	0.107745	9.425348	0.0000
OUTPUT_GAP_FP(-5)	0.212259	0.154289	1.375723	0.1811
DUMMY	-0.039116	0.011502	-3.400741	0.0023
R-squared	0.817159	Mean dependent var		0.129481
Adjusted R-squared	0.795218	S.D. dependent var		0.034660
S.E. of regression	0.015685	Akaike info criterion		-5.344830
Sum squared resid	0.006150	Schwarz criterion		-5.156238
Log likelihood	81.50004	F-statistic		37.24364
Durbin-Watson stat	1.597661	Prob(F-statistic)		0.000000

## MODELO 4\*

Dependent Variable: INI

Method: Least Squares

Sample: 1995:1 2002:1

Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014352	0.013019	1.102350	0.2808
EXPEC1	0.944427	0.114059	8.280133	0.0000
OUTPUT_GAP_FP(-5)	0.327658	0.163331	2.006099	0.0558
DUMMY	-0.033220	0.012176	-2.728282	0.0115
R-squared	0.783853	Mean dependent var		0.117948
Adjusted R-squared	0.757916	S.D. dependent var		0.033746
S.E. of regression	0.016604	Akaike info criterion		-5.230929
Sum squared resid	0.006892	Schwarz criterion		-5.042336
Log likelihood	79.84847	F-statistic		30.22074
Durbin-Watson stat	1.103747	Prob(F-statistic)		0.000000

## MODELO 5

Dependent Variable: BNT

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1995:1 2002:1

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.019780	0.020284	0.975160	0.3385
EXPEC1	1.062884	0.177131	6.000549	0.0000
OUTPUT_GAP_FP(-4)	0.512220	0.258423	1.982100	0.0581
R-squared	0.630580	Mean dependent var		0.138853
Adjusted R-squared	0.602164	S.D. dependent var		0.041564
S.E. of regression	0.026216	Akaike info criterion		-4.347161
Sum squared resid	0.017870	Schwarz criterion		-4.205717
Log likelihood	66.03384	F-statistic		22.19034
Durbin-Watson stat	1.249122	Prob(F-statistic)		0.000002

## MODELO 6

Dependent Variable: BNR

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1995:1 2002:1

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005208	0.014567	-0.357500	0.7237
EXPEC1	1.220652	0.127117	9.602568	0.0000
OUTPUT_GAP_FP(-4)	0.346139	0.185453	1.866450	0.0738
DUMMY	-0.046117	0.013792	-3.343771	0.0026
R-squared	0.818068	Mean dependent var		0.128055
Adjusted R-squared	0.796236	S.D. dependent var		0.041669
S.E. of regression	0.018809	Akaike info criterion		-4.981484
Sum squared resid	0.008845	Schwarz criterion		-4.792892
Log likelihood	76.23152	F-statistic		37.47123
Durbin-Watson stat	1.165672	Prob(F-statistic)		0.000000

## MODELO 7

Dependent Variable: BNR

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1995:1 2002:1

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPEC1	1.176637	0.031105	37.82815	0.0000
OUTPUT_GAP_FP(-4)	0.354595	0.180827	1.960965	0.0607
DUMMY	-0.046329	0.013546	-3.420157	0.0021
R-squared	0.817138	Mean dependent var		0.128055
Adjusted R-squared	0.803071	S.D. dependent var		0.041669
S.E. of regression	0.018491	Akaike info criterion		-5.045350
Sum squared resid	0.008890	Schwarz criterion		-4.903906
Log likelihood	76.15758	Durbin-Watson stat		1.110937

## MODELO 8\*

Dependent Variable: IPPI

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1995:1 2002:1

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.019816	0.015467	-1.281148	0.2119
EXPEC1	1.276493	0.135537	9.418043	0.0000
OUTPUT_GAP_FP(-3)	0.527349	0.196683	2.681212	0.0128
D98	-0.046664	0.014513	-3.215276	0.0036
R-squared	0.824979	Mean dependent var		0.119545
Adjusted R-squared	0.803976	S.D. dependent var		0.044583
S.E. of regression	0.019739	Akaike info criterion		-4.884987
Sum squared resid	0.009741	Schwarz criterion		-4.696395
Log likelihood	74.83232	F-statistic		39.27998
Durbin-Watson stat	1.696385	Prob(F-statistic)		0.000000

## MODELO 9\*

Dependent Variable: ISI

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1996:1 2002:1

Included observations: 25 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPEC1	1.084194	0.026685	40.62901	0.0000
OUTPUT_GAP_FP(-5)	0.327064	0.140173	2.333286	0.0292
DUMMY	-0.034204	0.009898	-3.455778	0.0023
R-squared	0.717318	Mean dependent var		0.109116
Adjusted R-squared	0.691619	S.D. dependent var		0.023886
S.E. of regression	0.013264	Akaike info criterion		-5.695341
Sum squared resid	0.003871	Schwarz criterion		-5.549076
Log likelihood	74.19177	Durbin-Watson stat		1.219794

## MODELO 10

Dependent Variable: ISI

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1996:1 2002:1

Included observations: 25 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007965	0.014986	0.531517	0.6006
EXPEC1	1.008918	0.144201	6.996591	0.0000
OUTPUT_GAP_FP(-5)	0.316828	0.143811	2.203079	0.0389
DUMMY	-0.033539	0.010141	-3.307320	0.0034
R-squared	0.721070	Mean dependent var		0.109116
Adjusted R-squared	0.681223	S.D. dependent var		0.023886
S.E. of regression	0.013486	Akaike info criterion		-5.628705
Sum squared resid	0.003819	Schwarz criterion		-5.433684
Log likelihood	74.35881	F-statistic		18.09591
Durbin-Watson stat	1.104821	Prob(F-statistic)		0.000005

## 1.6. Prueba de restricción de coeficientes de Wald (modelos de la NKPC)

### MODELO 4

Wald Test:

Equation: INI

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.237389	(1, 25)	0.6303
Chi-square	0.237389	1	0.6261

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(2)	-0.055573	0.114059

Restrictions are linear in coefficients.

### MODELO 8

Wald Test:

Equation: IPP1

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.161525	(1, 25)	0.0521
Chi-square	4.161525	1	0.0414

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(2)	0.276493	0.135537

Restrictions are linear in coefficients.

### MODELO 9

Wald Test:

Equation: ISI

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	9.954636	(1, 22)	0.0046
Chi-square	9.954636	1	0.0016

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(1)	0.084194	0.026685

Restrictions are linear in coefficients.