

cuadernos  
de  
investigación

**RIGIDECES NOMINALES Y  
DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN  
EL PERÚ: 1950-1990. UNA  
APROXIMACIÓN EMPÍRICA**

**Jorge Fernández-Baca  
Lorena Canalle**



UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO  
CENTRO DE INVESTIGACION (CIUP)



consorcio  
de investigación económica

Rigideces nominales y dinámica de la inflación en el Perú:  
1950-1990. Una aproximación empírica

**Jorge Fernández-Baca  
Lorena Canalle**

**RIGIDECES NOMINALES Y  
DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN  
EL PERÚ: 1950-1990. UNA  
APROXIMACIÓN EMPÍRICA**



**UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO**  
CENTRO DE INVESTIGACION (CIUP)



**consorcio  
de investigación económica**

**LIMA - PERÚ**

**1993**

© Universidad del Pacífico  
Centro de Investigación  
Avenida Salaverry 2020  
Lima 11, Perú

**RIGIDECES NOMINALES Y DINÁMICA DE LA INFLACIÓN EN EL PERÚ:  
1950-1990. UNA APROXIMACIÓN EMPÍRICA**

**Jorge Fernández-Baca**  
**Lorena Canalle**

1a. Edición: Junio de 1993

Esta publicación ha sido hecha con el auspicio del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (CIID) y de la Agencia Canadiense para el Desarrollo Internacional (ACDI).

BUP - CENDI

**Fernández-Baca, Jorge**

Rigideces nominales y dinámica de la inflación en el Perú: 1950-1990. Una aproximación empírica / Jorge Fernández-Baca y Lorena Canalle. - Lima : Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico, 1993.

/INFLACIÓN/PRECIOS/MICROECONOMÍA/PERÚ /

336.748.12 (CDU)

Miembro de la Asociación Peruana de Editoriales Universitarias y de Escuelas Superiores (APESU) y miembro de la Asociación de Editoriales Universitarias de América Latina y el Caribe (EULAC).

El Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico no se solidariza necesariamente con el contenido de los trabajos que publica.

Derechos reservados conforme a ley.

## INDICE

<b>Introducción .....</b>	<b>11</b>
<b>1. Planteamiento del Problema.....</b>	<b>13</b>
<b>2. La Posición Neokeynesiana sobre las Rigideces de Precios y sus Efectos en las Políticas de Estabilización .....</b>	<b>15</b>
<b>3. Fundamentos Microeconómicos del Modelo de Gordon .....</b>	<b>20</b>
<b>4. La Evidencia Empírica sobre las Rigideces de Precios en el Perú: 1952-1990 .....</b>	<b>25</b>
4.1 El Nivel General de Precios .....	25
4.1.1 Análisis de la Estabilidad de las Series de Precios .....	25
4.1.2 Análisis de Series de Tiempo .....	26
4.1.3 Aplicación del Modelo de Gordon .....	31
4.2 Los Precios Sectoriales .....	34
4.2.1 Análisis de Series de Tiempo .....	34
4.2.2 Aplicación del Modelo de Gordon a Nivel Sectorial .....	41
4.2.3 Análisis de Causalidad .....	45
<b>5. Conclusiones .....</b>	<b>48</b>
<b>Bibliografía .....</b>	<b>50</b>
<b>Anexos .....</b>	<b>53</b>
1. Índices de Precios y Tasas de Crecimiento a Nivel Global y Sectorial: 1950-1990	
2. Estimación del PBI Real Natural y de las Variables del Modelo de Gordon	

## INDICE DE CUADROS

1.	Principales Indicadores Macroeconómicos Pre y Post el Ajuste de Agosto 1990 .....	14
2.	Primera Estimación Simple del Grado de Rigidez de Precios .....	16
3.	Segunda Estimación Simple del Grado de Rigidez de Precios .....	16
4.	Análisis de Estabilidad de las Series de Precios Estadísticos de Dickey-Fuller .....	26
5.	Análisis de Series de Tiempo de las Variaciones de Primer Orden de la Tasa de Inflación .....	26
6.	Análisis de Series de Tiempo de las Variaciones de Segundo Orden de la Tasa de Inflación .....	29
7.	Análisis del Nivel General de Precios: Estimaciones del Modelo de Gordon .....	32
8.	Análisis del Nivel General de Precios: Coeficientes de Rigidez de Precios .....	32
9.	Nueva Estimación del Modelo de Gordon .....	33
10.	Nuevos Coeficientes de Rigidez de Precios: 1976-1990 .....	33
11.	Análisis de Series de Tiempo de las Variaciones de Primer Orden de la Tasa de Inflación del Sector Manufactura .....	34
12.	Análisis de Series de Tiempo de las Variaciones de Primer Orden de la Tasa de Inflación del Sector Minería .....	35
13.	Análisis de Series de Tiempo de las Variaciones de Primer Orden de la Tasa de Inflación del Sector Construcción .....	37
14.	Análisis de Series de Tiempo de las Variaciones de Primer Orden de la Tasa de Inflación del Sector Agricultura.....	37
15.	Análisis de Series de Tiempo de las Variaciones de Primer Orden de la Tasa de Inflación del Sector Pesquería .....	40
16.	Análisis de Series de Tiempo de las Variaciones de Primer Orden de la Tasa de Inflación del Sector Servicios .....	40
17.	Análisis por Sectores: Estimaciones con las Variables del Modelo de Gordon a Nivel Global y Sectorial .....	42
18.	Análisis por Sectores: Mejores Regresiones del Modelo de Gordon Empleando Exclusivamente Variables Sectoriales .....	44
19.	Análisis por Sectores: Coeficientes de Rigidez de Precios y Elasticidades de Oferta y de Salarios .....	44
20.	Coeficientes de Probabilidad de Error del Test de Causalidad de Granger: 1952-1975, con un Rezago .....	46
21.	Coeficientes de Probabilidad de Error del Test de Causalidad de Granger: 1976-1990, con un Rezago .....	46

## INDICE DE GRÁFICOS

1.	Variación Anual del Nivel General de Precios y de las Desviaciones del PBI Nominal con Respecto al PBI Natural: 1952-1975 .....	17
2.	Variación Anual del Nivel General de Precios y de las Desviaciones del PBI Nominal con Respecto al PBI Real Natural: 197-6-1990 .....	18
3.	Trayectoria Observada y Estimada de la Primera Diferencia de la Tasa de Inflación: 1952-1990 .....	27
4.	Trayectoria Observada y Estimada de las Variaciones de Segundo Orden de la Tasa de Inflación: 1976-1990 .....	29
5.	Efecto de un Shock de 1% sobre la Tasa de Inflación: 1952-1975	30
6.	Efecto de un Shock de 1% sobre la Tasa de Inflación: 1976-1990	30
7.	Efecto de un Shock de 1% sobre la Tasa de Crecimiento de la Inflación: 1976-1990	31
8.	Trayectoria Observada y Estimada de la Primera Diferencia de la Tasa de Inflación del Sector Manufactura: 1952-1990 .....	35
9.	Trayectoria Observada y Estimada de la Primera Diferencia de la Tasa de Inflación del Sector Minería: 1952-1990	36
10.	Trayectoria Observada y Estimada de la Primera Diferencia de la Tasa de Inflación del Sector Construcción: 1952-1990	38
11.	Trayectoria Observada y Estimada de la Primera Diferencia de la Tasa de Inflación del Sector Agricultura: 1952-1990 .....	38
12.	Trayectoria Observada y Estimada de la Primera Diferencia de la Tasa de Inflación del Sector Pesquería: 1952-1990 .....	39
13.	Trayectoria Observada y Estimada de la Primera Diferencia de la Tasa de Inflación del Sector Servicios: 1952-1990	41

## INTRODUCCIÓN

Una de las principales razones por las que no existe un debate serio en el Perú respecto a los grandes temas de la política económica, es la ausencia de estudios empíricos que permitan corroborar la validez de los supuestos con que trabajan los macroeconomistas. Esto ha determinado que los macroeconomistas de orientación nekeynesiana y clásica suelen terminar casi siempre en un diálogo de sordos, puesto que cada uno prefiere tomar como dados los supuestos de su propia escuela, sin tomar en cuenta su validez para el caso peruano.

Así, por ejemplo, mientras que los nekeynesianos consideran que los precios son siempre rígidos, los clásicos postulan que éstos siempre son flexibles. No es extraño, por lo tanto, que los primeros insistan en el carácter necesariamente recesivo de los programas de ajuste ortodoxos, basados en el control de la demanda agregada. Los segundos, en cambio, señalan que cuando un programa de ajuste es bien conocido por el público y éste confía en la seriedad de los encargados de aplicarlo, dicho programa no tiene por qué ser recesivo, independientemente de la magnitud de las correcciones.

El presente documento trata justamente de contribuir a llenar este vacío, estudiando la evidencia empírica sobre los precios en el Perú. Sobre la base del comportamiento de los precios durante el período 1952-1990, se tratará de determinar cuándo y en qué magnitud se han presentado rigideces. Asimismo, el análisis no sólo se limitará a señalar la existencia de rigideces en nuestra economía durante esa etapa, sino que pretende, a su vez, indagar sobre sus posibles causas.

Dado el carácter eminentemente macroeconómico de este estudio, se ha trabajado con el deflactor implícito del PBI como indicador del nivel general de precios de la economía. Asimismo, se ha analizado el comportamiento de los precios de los seis grandes sectores de las Cuentas Nacionales, medidos a través de sus respectivos deflatores implícitos.

Uno de los principales resultados a los que se llega al final del documento es que a partir de 1976, la ley de formación de los precios sufre un profundo cambio estructural. La hipótesis que aquí se trabaja es que este punto de quiebre se produce, en primer lugar, por el paso de un sistema de tipo

de cambio fijo a uno flexible; y, en segundo lugar, por la progresiva pérdida de disciplina monetaria que va caracterizando a los sucesivos equipos económicos hasta julio de 1990.

Debido a este cambio fundamental en el comportamiento de los precios, el período de análisis ha sido dividido en dos subperíodos: 1952-1975 y 1976-1990. Cada uno de ellos ha sido analizado utilizando un modelo diseñado por Robert Gordon (1990) para Estados Unidos. Este modelo tiene la ventaja de que no sólo permite detectar las rigideces, sino también identificar sus causas, que pueden ser de tres tipos: rigidez pura inercia y efecto curva de Phillips.

La rigidez pura puede ser consecuencia de los costos de menú (Mankiw, 1985; Akerloff y Yellen, 1985; Ball y Romer, 1990), la presencia de mercados de competencia imperfecta (Blanchard y Kiyotaki, 1987; Mankiw, 1988; Hall, 1986), fallas de coordinación (Diamond, 1982; Cooper y John, 1988), salarios de eficiencia (Shapiro y Stiglitz, 1984; Azaradis y Stiglitz, 1983; Yellen, 1984) y las imperfecciones del mercado crediticio (Bemanke y Blinder, 1988) o del mercado de bienes (Stiglitz, 1984; Bils, 1987).

La inercia de precios refleja la dependencia de la inflación de un cierto año respecto a la inflación del año anterior, lo cual puede deberse a diversas causas, como la existencia de contratos de largo plazo (Fischer, 1977) y los contratos superpuestos (Taylor, 1979).

El efecto curva de Phillips refleja el grado en el que una posición fuera del nivel de pleno empleo puede influir sobre el comportamiento de los precios ante un shock de demanda. Así, por ejemplo, el hecho de que la economía se encuentre en una situación de desempleo tiende a debilitar el efecto de un shock positivo de demanda sobre los precios. Ello debido a la débil capacidad de negociación de los trabajadores para incrementar los salarios nominales, situación que se acentúa cuanto mayor sea el desempleo.

Queremos agradecer en primer lugar a Armando Morales, quien leyó los primeros manuscritos de este trabajo y cuyos comentarios fueron de gran utilidad para formular la estructura y el contenido final del documento que aquí se presenta. También hacemos extensivo nuestro reconocimiento a Bruno Seminario por sus sugerencias sobre el manejo e interpretación de los datos. Estamos seguros de que Bruno, pese a no compartir nuestros planteamientos teóricos, estará de acuerdo con los principales resultados que aquí se presentan.

El presente documento es el primer resultado del proyecto "Reformas Microeconómicas para un Programa de Estabilización Exitoso", financiado por el Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (CIID en castellano, IDRC en inglés) de Canadá, en el marco del Consorcio de Investigación Económica.

## 1. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

Los programas de estabilización ortodoxos, basados en el control de la demanda nominal, vienen siendo criticados desde hace tiempo por un sector de economistas de orientación nekeynesiana, que cuestionan su eficacia y enfatizan su carácter necesariamente recesivo. Sobre la base de la hipótesis fundamental keynesiana de que los precios son rígidos, ellos proponen que el ajuste debe ser gradual y que debe venir acompañado de una política de ingresos para evitar el deterioro de la capacidad de gasto.

A primera vista, la evidencia empírica para América Latina parecería confirmar la idea de que las políticas de ajuste suelen controlar la inflación menos rápidamente de lo que sugiere la teoría ortodoxa y que, en el intermedio, ellas contraen, inevitablemente, la producción, el empleo y los salarios. Para el caso peruano, las cifras sobre los meses anteriores y posteriores al programa de ajuste del 8 de agosto de 1990 (ver Cuadro 1) son elocuentes.

De acuerdo con este cuadro, el reajuste de tarifas públicas y la liberalización de precios, junto con la reducción del gasto público y el control de

la emisión monetaria, que fueron los principales componentes de dicho programa, no sólo elevaron el ritmo inflacionario del mes de agosto, muy por encima de los niveles experimentados en los meses anteriores, sino que produjeron una contracción de casi 30% en el PBI y de más del 50% en los sueldos y salarios. Si bien la inflación se redujo y los índices de producción y remuneraciones mejoraron en los meses siguientes, el proceso de recuperación fue bastante lento.

Cabe remarcar, sin embargo, que el hecho de que las predicciones de una teoría se vean respaldadas por la evidencia empírica, no significa necesariamente que esta teoría sea conceptualmente correcta. Hay muchas otras variables que pueden estar en juego, que no están consideradas por dicha teoría, y que pueden determinar que el fenómeno bajo estudio sea mucho más complicado de lo que parece.

El marco teórico que está detrás de la posición nekeynesiana sobre las políticas de ajuste es la rigidez de los precios y salarios, por diversas razones sobre las cuales no existe todavía consenso. El objetivo de este documento no es discutir la

validez teórica de estos planteamientos, puesto que ello es materia de otro trabajo, sino comprobar empíricamente si hay razones de peso para sostener que existen rigideces de precios y que éstas han

estado presentes en los programas de estabilización aplicados desde la segunda mitad de la década del 70.

**Cuadro 1**

**PRINCIPALES INDICADORES MACROECONÓMICOS PRE Y POST EL AJUSTE DE AGOSTO 1990**

	INFLACIÓN (1)	PBI (2)	SUELDOS (3)	SALARIOS (4)
1990				
Febrero	30.5	287	75.5	1.3
Abril	37.3	277	72.2	1.5
Junio	42.6	302	64.6	1.4
Agosto	397.0	247	30.4	0.6
Octubre	9.6	220	56.7	1.0
Diciembre	23.7	267	57.2	1.1

(1) Tasas mensuales de variación del IPC en Lima Metropolitana.

(2) Miles de nuevos soles a precios de 1979.

(3) Remuneración mensual en nuevos soles de 1990 en Lima Metropolitana.

(4) Remuneración diaria en nuevos soles de 1990 en Lima Metropolitana.

## 2. LA POSICIÓN NEOKEYNESIANA SOBRE LAS RIGIDECES DE PRECIOS Y SUS EFECTOS EN LAS POLÍTICAS DE ESTABILIZACIÓN

Para entender la importancia que tiene para los neokeynesianos la hipótesis de la rigidez de precios, podemos utilizar la siguiente formulación propuesta por R. Gordon (1990). Si  $X$ ,  $P$  e  $Y$  son los logaritmos del PBI nominal, el deflactor implícito y el PBI real, respectivamente, se cumple la siguiente identidad:

$$X = P + Y \quad (1)$$

Si derivamos todos los términos de la ecuación (1) con respecto al tiempo, y denotamos las tasas de crecimiento instantáneo de cada variable con letras minúsculas, se debe cumplir que:

$$x = p + y \quad (2)$$

Enseguida, podemos sustraer de cada lado de esta última ecuación la tasa natural de crecimiento del PBI real (la tendencia de crecimiento de largo plazo), que será denotada como ( $y^*$ ), para obtener:

$$x - y^* = p + (y - y^*) \quad (3)$$

Y si usamos un sombrero (^) para denotar la desviación de una variable con respecto a la tasa

natural de crecimiento, la ecuación (3) se convierte en:

$$\hat{x} = p + \hat{y} \quad (3)$$

Es decir, un crecimiento excesivo del PBI nominal con respecto a la tasa de crecimiento de largo plazo del PBI real, que puede ser interpretado como un incremento exógeno en la demanda agregada, viene siempre acompañado de una combinación de inflación ( $p$ ) y una desviación de la tasa de crecimiento de largo plazo respecto a su tendencia ( $\hat{y}$ ).

Supongamos que una fracción ( $\alpha$ ) de la desviación del PBI nominal se transforma siempre en aumento de los precios, y que la fracción restante ( $1-\alpha$ ) se transforma en movimientos cíclicos del PBI:

$$p = \alpha \hat{x} \quad (4)$$

$$\hat{y} = (1-\alpha)\hat{x} \quad (4)$$

En una economía con precios relativamente rígidos (un  $\alpha$  pequeño), las fluctuaciones cíclicas

ocasionadas por variaciones exógenas de la demanda agregada (cambios en  $x$ ) van a ser importantes.

Como bien señala Gordon<sup>1</sup>, uno podría verse tentado de estimar una ecuación de regresión como (4) o (4)' para estimar el parámetro ( $a$ ), y obtener de esta manera un indicador del grado de rigidez de los precios. A manera de ensayo se han hecho estimaciones para la economía peruana con ambas ecuaciones, distinguiendo diferentes cortes de tiempo, que aparecen en los Cuadros 2 y 3.

De acuerdo con los resultados que aparecen en ambos cuadros, sólo para el período 1952-1966 se podría decir a primera vista, que existió cierta rigidez de precios en la economía peruana, dado que el  $a$  estimado (o lo que es lo mismo,  $1 - \alpha$ ) toma un valor de 0.46. Esto quiere decir que por cada incremento de la demanda agregada de 1% (es decir, un aumento de 1% en el PBI nominal por encima de la tasa de crecimiento natural), los precios tienden a incrementarse en sólo 0.46%, mientras que la producción tiende a desviarse en

**Cuadro 2**

**PRIMERA ESTIMACIÓN SIMPLE DEL GRADO DE RIGIDEZ DE PRECIOS**

modelo $p = a + \alpha \hat{x}$			
Coeficientes	52-66	67-80	67-90
a	0.037 (3.47)	0.013 (1.24)	0.002 (0.19)
$\alpha$	0.464 (4.06)	0.966 (24.49)	1.000 (116.56)
R <sup>2</sup>	0.53	0.98	0.99

**Cuadro 3**

**SEGUNDA ESTIMACIÓN SIMPLE DEL GRADO DE RIGIDEZ DE PRECIOS**

modelo $\hat{y} = \gamma + \delta \hat{x}$			
Coeficientes	52-66	67-80	67-90
$\gamma$	-0.037 (3.47)	-0.013 (1.24)	-0.002 (0.19)
$\delta$	0.536 (4.70)	0.034 (0.86)	0.000 (0.04)
R <sup>2</sup>	0.60	-0.02	-0.05

Gordon, Robert J., 1990, p. 1119.

0.54% por encima de su tasa de crecimiento natural. Sin embargo, para los años posteriores (1967-1980 y 1967-1990), a toma un valor demasiado próximo de la unidad como para seguir hablando de rigideces.

La relativa rigidez de precios que parece existir durante el primer período (1952-1966) puede ser apreciada con mayor claridad en el Gráfico 1, donde se observan discrepancias apreciables entre los cambios de la demanda agregada y las variaciones del nivel general de precios. Es decir, en épocas de expansión de la demanda agregada, los precios crecen pero no tan rápidamente, de tal manera que el resto del impulso de demanda recae sobre la producción, generando un período de auge, donde la producción crece más rápidamente que la tasa tendencial normal. Del mismo modo, en épocas de contracción de la demanda agregada, los precios no caen tan rápidamente, de tal manera que el resto del impulso se traslada a la producción, ocasionando un período de recesión.

Sin embargo, para el resto del periodo analizado se observa que las trayectorias de ambas

variables son coincidentes y no dejan margen para efectos reales (ver Gráficos 1 y 2).

Es importante señalar que las estimaciones que se acaban de mostrar de los parámetros ( $\alpha$ ) y ( $\delta$ ) están sujetas a diversos problemas de corte conceptual y empírico. Estos problemas se derivan del hecho de que tanto la tasa de variación de los precios, como las desviaciones de la producción respecto a su tendencia, pueden deberse a factores totalmente ajenos a la demanda agregada. Los cuatro factores más importantes que se están dejando de tomar en cuenta son los siguientes:

- a. La situación de desempleo o sobreempleo en la que se encuentra la economía implica una situación de sobreoferta o sobredemanda de factores productivos, de tal manera que los costos de producción pueden estar subiendo más o menos rápido y generando el mismo efecto sobre los precios, a pesar de que  $\hat{x} = 0$ . Este es un efecto tipo curva de Phillips.
- b. Los precios pueden estar también subiendo o bajando por factores puramente inerciales.

Gráfico 1

VARIACIÓN ANUAL DEL NIVEL GENERAL DE PRECIOS Y\*  
DE LAS DESVIACIONES DEL PBI NOMINAL  
CON RESPECTO AL PBI REAL NATURAL: 1952-1975

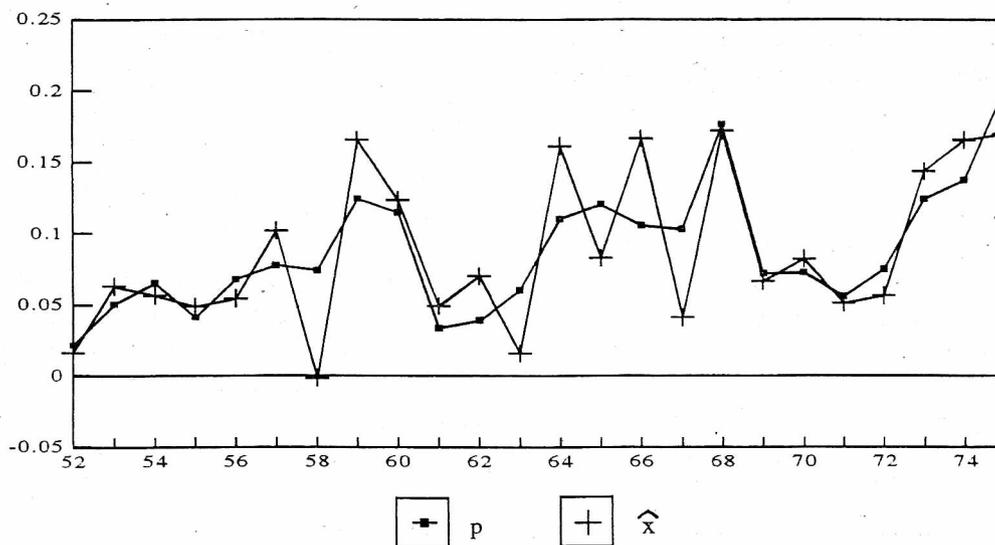
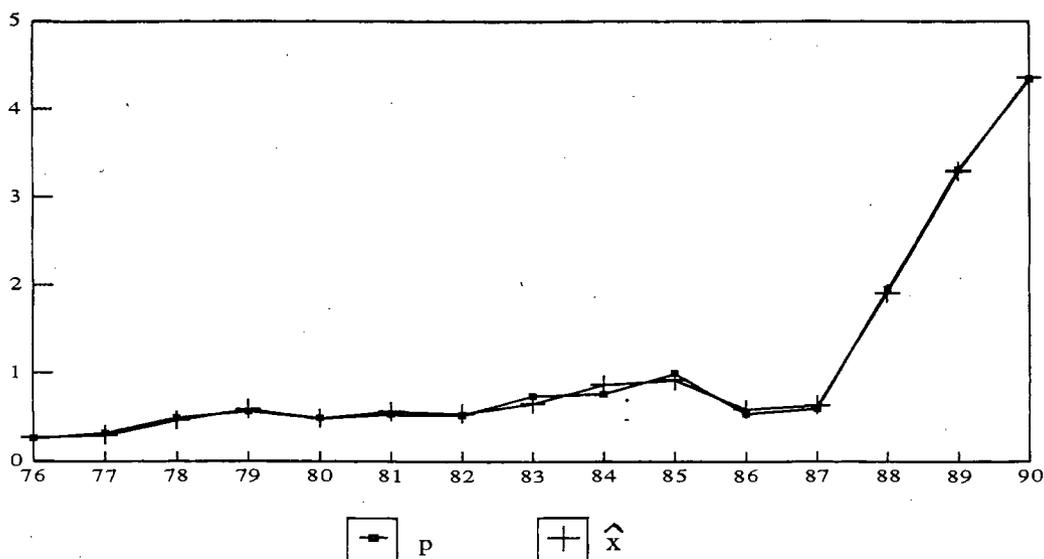


Gráfico 2

VARIACIÓN ANUAL DEL NIVEL GENERAL DE PRECIOS  
Y DE LAS DESVIACIONES DEL PBI NOMINAL CON RESPECTO AL  
PBI REAL NATURAL: 1976-1990



Es decir, la inflación (o deflación) pasada pueda estar afectando a la inflación (o deflación) presente.

- c. Existe la posibilidad de *feedback* de ( $p$ ) hacia ( $\hat{x}$ ); por ejemplo, cuando la oferta monetaria es endógena, o cuando el gobierno aumenta el gasto nominal debido a que los precios han subido.
- d. Los shocks de oferta también pueden afectar a los precios y hacer que éstos se comporten de una manera distinta a la predicha por la ecuación  $p = \alpha \hat{x}$ .

El modelo de Gordon trata de resolver, en primera instancia, los problemas (a), (b) y (d), planteando una ecuación de precios de la siguiente forma:

$$p_t = \lambda p_{t-1} + \alpha \hat{x}_t + \gamma Q_t + z_t$$

donde,  $p_t$  es la variación porcentual del deflactor implícito del PBI;  $\hat{x}_t$ , la desviación de la variación porcentual del PBI nominal con respecto a la tasa natural de crecimiento;  $Q_t$ , la desviación absoluta del PBI real con respecto al natural<sup>2</sup> y  $z_t$ , el shock de oferta.

Estas tres variables están definidas de la siguiente manera:

$$p_t = P_t - P_{t-1}$$

$$Q_t = Y_t - Y_t^*$$

$$\hat{x}_t = x_t - y_t^*$$

El coeficiente ( $\alpha$ ), asociado a la variable  $\hat{x}_t$ , muestra la elasticidad de la tasa de inflación frente a los shocks de demanda que se producen en la economía. En la medida en que este coeficiente sea menor que la unidad, se tendrá una primera

2. El lector interesado en el procedimiento del cálculo del PBI real natural y de la tasa natural de crecimiento puede consultar el Anexo 2.

evidencia de rigidez pura de precios; y cuanto más pequeño sea este coeficiente, mayor será el grado de rigidez. Las razones por las cuales se puede presentar este tipo de rigidez son las imperfecciones en los mercados de bienes, que se expusieron en la introducción de este documento.

Los dos coeficientes restantes permiten detectar los otros dos casos más comunes de rigidez de los precios, que tienen que ver con la inercia inflacionaria (por imperfecciones en el mercado laboral) y los cambios en la tasa de desempleo (efecto curva de Phillips). El coeficien-

te asociado a  $p_{i,t}$  ( $\lambda$ ) trata de medir el grado de inercia que tienen los precios, es decir, qué fracción de la inflación de un determinado año tiende a perdurar en el año siguiente. En cambio, el coeficiente asociado a  $Q_t$  ( $\gamma$ ) indica cómo la trayectoria de la tasa de inflación se ve afectada por las variaciones en el nivel de empleo.

A primera vista, este modelo no considera el problema (c), es decir, el *feedback* de ( $p$ ) hacia ( $\hat{x}$ ). Sin embargo, éste puede resolverse fácilmente considerando una ecuación adicional que tome en cuenta este *feedback*, como se verá en el Capítulo 3.

### 3. FUNDAMENTOS MICROECONÓMICOS DEL MODELO DE GORDON

El modelo original de Gordon tiene la limitación de que no permite entender el origen y el significado de cada uno de los tres coeficientes básicos ( $A$ ,  $a$  y  $y$ ). Para tratar de superar esta limitación se ha formulado un modelo muy simple de equilibrio general, inspirado en los modelos de Fischer (1977) y Taylor (1979) sobre rigideces de precios y salarios.

El modelo consiste en una ecuación de demanda global, otra de oferta global y una tercera que describe un proceso de determinación de los salarios nominales. Las tres ecuaciones están expresadas en términos de variaciones porcentuales.

La ecuación de demanda del modelo se deriva de la ecuación cuantitativa:  $M+V = P+Y$ , donde cada variable se encuentra expresada en logaritmos, bajo el supuesto de que  $V$  tiene un valor esperado constante, pero puede estar sujeta a shocks aleatorios independientes, con valor esperado cero y varianza constante. En términos de variaciones porcentuales la ecuación puede expresarse de la siguiente manera:

$$y_t = m_t - p_t + \mu_t \quad (5)$$

donde  $y_t$  es la variación porcentual de la demanda agregada real de la economía;  $m_t$ , la variación porcentual de la cantidad nominal de dinero;  $p_t$  la variación porcentual del nivel general de precios, y un shock aleatorio que afecta a la demanda de dinero (cambios en los costos de transacción y en las costumbres de pagos y de ahorros, incertidumbre, etc.). De acuerdo con esta ecuación, el principal determinante de la demanda agregada es la variación de la liquidez real. Así, por ejemplo, si la oferta monetaria crece más rápidamente que los precios, se produce un aumento de la liquidez real que abarata el costo del crédito y favorece de esta manera el gasto con fines tanto de consumo como de inversión.

La ecuación de oferta agregada establece que en períodos normales, cuando los salarios crecen al mismo ritmo que los precios, la producción real sigue la tendencia impuesta por la tasa natural de crecimiento de la economía. Si los salarios crecen menos rápidamente que los precios, el costo de

producir se abarata<sup>3</sup> y la producción puede crecer, por lo tanto, a un ritmo mayor que la tasa natural. Esta idea queda descrita por la siguiente ecuación:

$$y_t = y_t^* - \delta(w_t - p_t) + \varepsilon_t, \quad \delta > 0 \quad (6)$$

donde  $y_t$  e  $y_t^*$  son la tasa de crecimiento de la oferta agregada real y la tasa de crecimiento natural (que se supone constante) de la economía, respectivamente;  $w_t$  es la tasa de crecimiento del salario nominal y  $(w_t - p_t)$  es la tasa de variación del salario real; y  $\varepsilon_t$  es un shock de oferta.

Los trabajadores tratan de mantener constante su salario real esperado. Sin embargo, dado que ellos tienen expectativas "miopes", sus negociaciones sobre el incremento del salario nominal se realizan principalmente sobre la base de la variación pasada del nivel general de precios. De esta manera, se incorpora un primer factor inercial al modelo. Por otro lado, el hecho de que el nivel de producción sea superior o inferior al nivel de pleno empleo también influye en la negociación salarial, fortaleciendo o debilitando la capacidad de los trabajadores para lograr un mayor salario real esperado. Este argumento es el mismo que está detrás de la curva de Phillips con expectativas: dada una tasa de inflación esperada por los trabajadores, su salario real esperado tiende a mejorar o empeorar en función de que la tasa de desempleo se encuentre por debajo o por encima de su nivel natural. De esta manera, la trayectoria del salario nominal puede ser representada por la siguiente ecuación:

$$w_t = p_{t-1} + \beta(Y_t - Y_t^*), \quad \beta > 0 \quad (7)$$

donde  $p_{t-1}$  es la tasa de variación del nivel general de precios del período anterior;  $Y_t$  e  $Y_t^*$  son los logaritmos del nivel de producción observado y de pleno empleo, respectivamente.

Definamos  $Q_t$  como el logaritmo de la desviación del PBI real respecto al nivel de pleno empleo del mismo período; es decir,  $Q_t = Y_t - Y_t^*$ . Dado que las dos variables de producción están definidas en términos de logaritmos, un valor de  $Q_t$  igual a cero estaría indicando que la tasa de desempleo se encuentra a nivel de la tasa natural. Del

mismo modo, valores positivos o negativos de  $Q_t$  indican que la tasa de desempleo es menor o mayor que la tasa natural, respectivamente. En otras palabras,  $Q_t$  puede ser considerado como un indicador de la tasa de desempleo.

Tomando en cuenta la definición de  $Q_t$ , podemos realizar la siguiente transformación:

$$Q_t = \log \frac{PBIR_t}{PBIRN_t} = \log \left[ \frac{PBIR_{t-1}(1+y_t)}{PBIRN_{t-1}(1+y_t^*)} \right]$$

$$Q_t = Q_{t-1} + \log(1+y_t) - \log(1+y_t^*)$$

$$Q_t = Q_{t-1} + y_t - y_t^*$$

de esta manera, la ecuación (7) puede quedar reescrita como:

$$w_t = p_{t-1} + \beta Q_{t-1} + \beta y_t - \beta y_t^* \quad (7)'$$

La obtención de una situación de equilibrio es decir, donde la oferta se iguala con la demanda equivale a despejar  $y_t$  de las ecuaciones (5) y (6) para luego igualar ambos resultados:

$$y_t = y_t^* - \delta(p_{t-1} + \beta Q_{t-1} + \beta(y_t - y_t^*) - p_t) + \varepsilon_t = m_t + \mu_t - p_t$$

Si hacemos que  $y_t - Y_t^*$  tome el resultado que se obtiene al reemplazar (7)' en la ecuación (6) para luego despejar este término:

$$y_t - y_t^* = \frac{1}{(1+\delta\beta)} (-\delta p_{t-1} - \delta\beta Q_{t-1} + \delta p_t + \varepsilon_t)$$

esta sustitución permite despejar  $p_t$  de la ecuación (8), obteniendo el siguiente resultado:

$$p_t = \frac{1}{(1+\delta+\delta\beta)} [\delta p_{t-1} + (1+\delta\beta)(m_t + \mu_t - y_t^*) + \delta\beta Q_{t-1} - \varepsilon_t] \quad (8)'$$

3. Se está suponiendo que el único factor variable es la mano de obra.

Si se toma en cuenta la ecuación de demanda (5), se puede verificar que:

$$m_t + \mu_t = y_t + p_t = x_t \quad (5)$$

es decir, la suma de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria y del shock de demanda es igual a la variación del producto nominal de la economía, la cual será expresada como  $x_t$ .

Por otro lado, si definimos  $\hat{x}_t$  como la desviación de la tasa de crecimiento del producto nominal con respecto a la tasa de crecimiento natural de la producción real, se puede obtener una ecuación similar a la de Gordon, pero con una ligera diferencia:

$$p_t = \frac{1}{(1+\delta+\delta\beta)} [\delta p_{t-1} + (1+\delta\beta)\hat{x}_t + \delta\beta Q_{t-1} - \varepsilon_t] \quad (9)$$

donde,

$$\hat{x}_t = x_t - y_t^*$$

Nótese que, a diferencia de la ecuación original de Gordon, la tasa de desempleo aparece como variable explicativa, pero rezagada de un período. Debe remarcar, sin embargo, que Gordon deriva una ecuación similar, tomando en cuenta que  $Q_t$  y  $\hat{x}_t$  no son independientes. En efecto, como ya se verificó más arriba:

$$Q_t = Q_{t-1} + (y_t - y_t^*) \quad \text{y} \quad \hat{x}_t = p_t + \hat{y}_t = p_t + (y_t - y_t^*)$$

Mediante esta segunda ecuación, Gordon está considerando la posibilidad de *feedback* de  $p$  hacia  $\hat{x}$ , y resuelve de esta manera el problema (c), mencionado en el Capítulo 2.

Despejando  $(y_t - Y_t^*)$  de la segunda ecuación y reemplazando este valor en la primera, se obtiene:  $Q_t = Q_{t-1} + \hat{x}_t - p_t$ . Finalmente, al reemplazar este valor de  $Q_t$  en la ecuación original de Gordon:

$$p_t = \lambda p_{t-1} + \alpha \hat{x}_t + \gamma Q_t + z_t$$

y al despejar  $p_t$ , se obtiene el siguiente resultado:

$$p_t = \frac{1}{(1+\gamma)} [\lambda p_{t-1} + (\alpha+\gamma)\hat{x}_t + \gamma Q_{t-1} + z_t] \quad (10)$$

comparando las ecuaciones (9) y (10), se verifican las siguientes identidades:

$$\frac{\lambda}{1+\gamma} = \frac{\delta}{1+\delta+\delta\beta}$$

$$\frac{\alpha+\gamma}{1+\gamma} = \frac{1+\delta\beta}{1+\delta+\delta\beta}$$

$$\frac{\gamma}{1+\gamma} = \frac{\delta\beta}{1+\delta+\delta\beta}$$

$$\frac{z_t}{1+\gamma} = -\frac{\varepsilon}{1+\delta+\delta\beta}$$

A partir de estas cuatro identidades, se pueden deducir los coeficientes del modelo original de Gordon:

$$\lambda = \frac{\delta}{1+\delta} \quad (10a)$$

$$\alpha = \frac{1}{1+\delta} \quad (10b)$$

$$\gamma = \frac{\delta\beta}{1+\delta} \quad (10c)$$

$$z_t = -\frac{\varepsilon}{1+\delta} \quad (10d)$$

El procedimiento que se ha elegido para derivar el modelo de Gordon hace que los coeficientes  $\delta$  y  $\beta$ , que son las elasticidades de las funciones de oferta y salarios, respectivamente, cobren especial interés, dado que ellas son las que determinan, en última instancia, los coeficientes  $\lambda$ ,  $\alpha$  y  $\gamma$ .

Así, por ejemplo, el coeficiente de los shocks de demanda ( $\alpha$ ), es una función inversamente proporcional de la elasticidad de la función

de oferta ( $\delta$ ), como se puede apreciar en la ecuación 10b. En cambio, los coeficientes de inercia ( $\lambda$ ) y de la curva de Phillips ( $\gamma$ ) son directamente proporcionales a esta elasticidad<sup>4</sup>. Por otro lado, el coeficiente de la curva de Phillips es directamente proporcional a la elasticidad de la función de salarios.

Algunas de estas relaciones son obvias y otras no lo son tanto. A manera de ilustración podemos poner el caso de una economía cuya tasa natural de crecimiento es ( $\rho$ ) y donde la autoridad monetaria ha elegido seguir una regla fija, que consiste en emitir al mismo ritmo de la tasa natural de crecimiento. En ausencia de shocks que afecten la demanda de dinero y la producción y suponiendo que la economía se encuentra en pleno empleo, tanto la inflación como la tasa de crecimiento de los salarios deben ser cero.

Supongamos ahora que esta economía sufre un aumento sorpresivo de 1% en la oferta monetaria, de tal manera que ésta crece a la tasa de ( $\rho+1$ ). Si no se producen cambios en la velocidad del dinero, de acuerdo con la ecuación (5) se tendría que:

$$p_t = \rho + 1 - y_t \quad (11)$$

En la ecuación (6) se tendría, asimismo, que:

$$y_t = \rho - \delta(-p_t) \quad (12)$$

Reemplazando el valor de  $y_t$  de la segunda ecuación en la primera, se obtiene:

$$p_t = \rho + 1 - \rho - \delta p_t$$

despejando  $p_t$ :

$$p_t = \frac{1}{1+\delta} \quad (13)$$

del mismo modo, se puede obtener el valor de  $y_t$ :

$$y_t = \rho + \frac{\delta}{1+\delta} \quad (14)$$

4. Nótese que  $\frac{\partial \lambda}{\partial \delta} = \frac{1}{(1+\delta)^2} > 0$ ;  $\frac{\partial \gamma}{\partial \delta} = \frac{\beta}{(1+\delta)^2} > 0$ .

es decir, los efectos de un aumento sorpresivo de la oferta monetaria, que equivale a un shock de demanda, se distribuyen entre un aumento en los precios y un aumento en la tasa de crecimiento del producto (por encima de la tasa natural) en las proporciones  $1/(1+\delta)$  y  $\delta/(1+\delta)$ , respectivamente. Es precisamente por ello, que se observa que el coeficiente relacionado con la variable  $\hat{x}_t$  en el modelo original de Gordon es  $\alpha=1/(1+\delta)$ . Esto significa que cuánto más elástica sea la función de oferta ante un cambio en los precios, manteniendo constante  $w_t$ , mayor será la capacidad del aparato productivo para responder a un shock de demanda incrementando la oferta, y menor será, por lo tanto, el impacto sobre los precios.

Veamos ahora cómo se origina el coeficiente de inercia. Para ello tomemos el mismo shock de demanda y analicemos sus efectos en el período  $t+1$ , suponiendo que la tasa de crecimiento de la emisión retorna a su nivel normal  $\rho$ . Recuerdese que  $\lambda$  es la derivada parcial de  $p_t$  con respecto a  $p_{t-1}$ ; es decir, se supone que tanto  $\hat{x}_t$  como  $Q_t$  permanecen constantes. De acuerdo con la ecuación (5), tendríamos ahora:

$$p_{t+1} = m_{t+1} - y_{t+1} = \rho - y_{t+1} \quad (15)$$

Para analizar el proceso inercial en forma aislada de los cambios en la tasa de empleo, cuyo efecto se mide a través del coeficiente  $\gamma$ , vamos a suponer que la economía regresa al pleno empleo, o sea:  $Y_{t+1} = Y_{t+1}^*$ . De esta manera, de acuerdo con la ecuación (7) y considerando el resultado obtenido en (13):

$$w_{t+1} = p_t + \beta(Y_{t+1} - Y_{t+1}^*) = p_t = \frac{1}{1+\delta} \quad (16)$$

Por otro lado, de acuerdo con la ecuación (6):

$$y_{t+1} = \rho - \delta(w_{t+1} - p_{t+1}) \quad (17)$$

Despejando el valor de  $y_{t+1}$  de la ecuación (15) y tomando en cuenta que  $w_{t+1} = p_t$  para luego reemplazar ambos valores en la ecuación (17), se puede verificar que:

$$\rho - p_{t+1} = \rho - \delta p_t + \delta p_{t+1}$$

de donde finalmente se obtiene:

$$p_{t+1} = \frac{\delta}{1+\delta} p_t \quad (18)$$

o, lo que es lo mismo:

$$p_t = \frac{\delta}{1+\delta} p_{t-1} \quad (19)$$

La relación directa que aquí estamos obteniendo entre  $p_t$  y  $\delta$  se explica por el siguiente mecanismo: como ya hemos visto, cuánto mayor sea  $\delta$ , más rápida será la respuesta del producto ante los shocks de demanda, lo que a su vez afectará los salarios del siguiente período. Sin embargo, el alto valor de  $\delta$  ha determinado que el crecimiento inicial de los precios sea pequeño. La combinación de ambos factores propiciará una caída del producto en el siguiente período, dado que los salarios tenderán a crecer más rápidamente que los precios. Para evitar una reducción en el nivel de empleo que genere un efecto tipo curva de Phillips, los precios del siguiente período deben subir lo suficiente como para que los salarios reales regresen a su nivel inicial. En otras palabras, cuánto más elástica sea la función de oferta, mayor será el incremento de los precios requerido, en el período siguiente al shock de demanda, para garantizar que la tasa de empleo se mantenga a su nivel natural.

La identificación de las variables que determinan la magnitud del efecto curva de Phillips es más simple. Cuánto mayor sea la elasticidad-producto de los salarios, mayor será el efecto de un cambio en el nivel de empleo sobre los salarios nominales, lo que a su vez repercutirá negativamente en la producción y, por ende, sobre los precios. Asimismo, cuánto más sensible sea la producción respecto a las variaciones del salario real, mayor será el impacto negativo de un cambio en los salarios sobre la producción. La mayor

caída de la oferta, con una demanda constante, tenderá a producir a su vez un mayor incremento de los precios.

En efecto, si partimos de una situación previa de pleno empleo ( $Q_{t-1} = 0$ ) y la economía experimenta en el instante  $t$  una desviación de 1% en la tasa de empleo respecto de su nivel natural; entonces, sabiendo que:

$$Q_t = Q_{t-1} + y_t - y_t^*$$

Luego,

$$Q_t - Q_{t-1} = y_t - y_t^* = 1 \quad (20)$$

Considerando la ecuación (7), tendremos que:

$$w_t = \beta \quad (21)$$

Reemplazando (21) en la ecuación (6), considerando que no ha habido shock de oferta:

$$y_t = y_t^* - \delta(w_t - p_t) = \rho + \delta w_t - \delta p_t \quad (22)$$

Por otro lado, considerando la ecuación (5) sin shocks de demanda:

$$y_t = m_t - p_t = \rho - p_t \quad (23)$$

Reemplazando (23) en (22) se obtiene:

$$\rho - p_t = \rho - \delta\beta + \delta p_t$$

$$(1+\delta)p_t = \delta\beta$$

y, finalmente:

$$p_t = \frac{\delta\beta}{1+\delta}$$

donde se verifica que el coeficiente  $\gamma$ , asociado a  $Q_t$ , es directamente proporcional a  $\beta$  y a  $\delta$ .

## 4. LA EVIDENCIA EMPÍRICA SOBRE LAS RIGIDECES DE PRECIOS EN EL PERÚ: 1952-1990

### 4.1 El Nivel General de Precios

#### 4.1.1 Análisis de la Estabilidad de las Series de Precios

Para analizar si la trayectoria del nivel de precios ha sido estable o explosiva durante el período de 1952-1990, se ha utilizado el test de la raíz unitaria de Dickey-Fuller. El período de análisis ha sido dividido en dos subperíodos: 1952-1975 y 1976-1990. El Cuadro 4 muestra los resultados obtenidos:

donde  $P_t$  es el logaritmo del deflactor del PBI;  $p_t$  es la tasa de crecimiento de los precios, es decir, la variación de primer orden del logaritmo del nivel de precios ( $P_t - P_{t-1}$ );  $\Delta p_t$  es la variación de primer orden de la tasa de crecimiento de los precios ( $p_t - p_{t-1}$ ) y, por último,  $\Delta^2 p_t$  es la variación de segundo orden de la misma variable ( $\Delta p_t - \Delta p_{t-1}$ ).

Como se puede observar, el estadístico de Dickey-Fuller para la tasa de inflación, o sea la

primera diferencia del nivel de precios ( $p_t$ ), es mayor que todos los valores críticos, en los dos subperíodos analizados. En consecuencia, se acepta la hipótesis nula de que la serie tiene una raíz unitaria, lo que en otras palabras significa que el nivel general de precios tiene una trayectoria explosiva.

La variación de primer orden ( $\Delta p_t$ ), que mide la tasa de variación de la inflación, tiene una trayectoria explosiva cuando se analiza todo el período 1952-1990. Sin embargo, para el primer subperíodo 1952-1975, sí se puede hablar de una trayectoria estable.

Recién cuando se toma la variación de segundo orden ( $\Delta^2 p_t$ ), se puede obtener una trayectoria estacionaria para todo el período analizado. Cabe remarcar, sin embargo, que para el segundo subperíodo 1976-1990 esta afirmación sólo es cierta para niveles de significación de 5% o más (ver el estadístico de Dickey-Fuller en el Cuadro 4).

Cuadro 4

**ANÁLISIS DE ESTABILIDAD DE LAS SERIES DE PRECIOS  
ESTADÍSTICOS DE DTCKEY-FILLER**

	$P_t$	$P_t$	$\Delta p_t$	$\Delta^2 p_t$
<b>SMPL 52-90</b>				
Dickey-Fuller t-stat(*)	1.701	1.045	-2.501	-6.063
1%	-3.607	-3.612	-3.617	-3.623
5%	-2.938	-2.940	-2.942	-2.945
10%	-2.607	-2.608	-2.609	-2.611
<b>SMPL 52-75</b>				
Dickey-Fuller t-stat(*)	2.522	-1.826	-3.833	-6.071
1%	-3.734	-3.750	-3.767	-3.786
5%	-2.991	-2.997	-3.004	-3.011
10%	-2.635	-2.638	-2.642	-2.646
<b>SMPL 76-90</b>				
Dickey-Fuller t-stat(*)	1.467	0.096	-1.780	-3.795
1%	-3.964	-3.964	-3.964	-3.964
5%	-3.082	-3.082	-3.082	-3.082
10%	-2.683	-2.683	-2.683	-2.683

(\*) Incluye constante.

**4.1.2 Análisis de Series de Tiempo**

Si se trata de explicar el comportamiento de la variación de primer orden de la tasa de inflación, jurante el periodo 1952-1975, únicamente median-

te series de tiempo, se puede comprobar que dicha variable sigue un proceso de media móvil de primer orden de la forma:  $\Delta p_t = \varepsilon_t - 0.79\varepsilon_{t-1}$  (ver Cuadro 5).

Cuadro 5

**ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DE LAS  
VARIACIONES DE PRIMER ORDEN DE LA TASA DE INFLACIÓN**

SMPL range: 1952 - 1975				
Convergence achieved after 20 iterations				
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
MA(1)	-0.7904068	0.1711366	-4.6185731	0.0001
R-squared	0.141567	Mean of dependent var		0.002923
Adjusted R-squared	0.141567	S.D. of dependent var		0.046712
S.E. of regression	0.043279	Sum of squared resid		0.043081
Log likelihood	41.81823	Durbin-Watson stat		1.053160

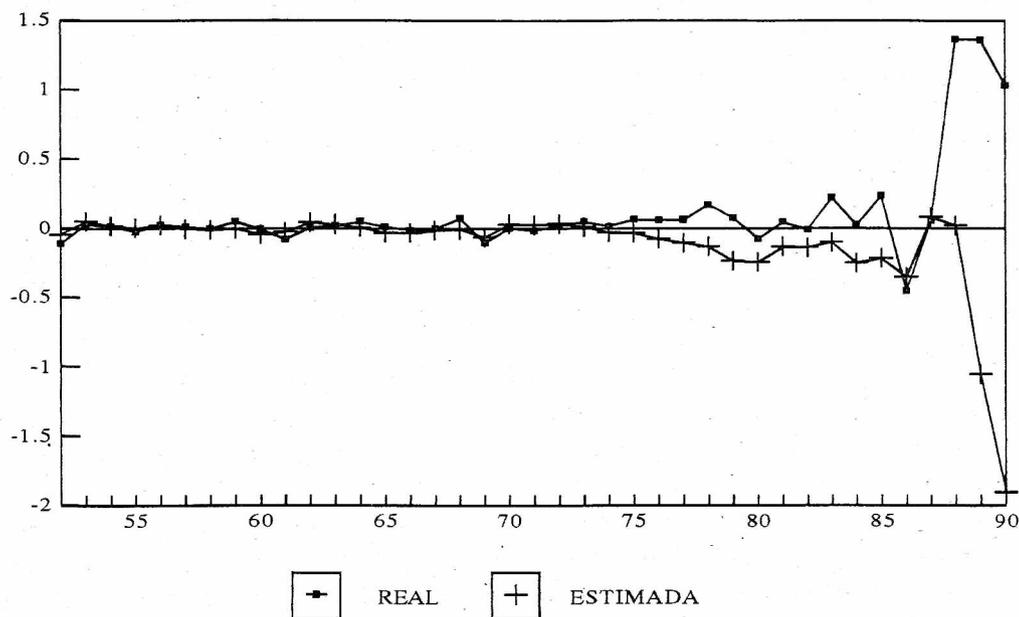
Llama la atención el hecho de que el modelo no tenga intercepto, lo que significa que la variación esperada de la tasa de inflación anual es cero y que cualquier tasa positiva es por efecto de shocks de oferta o de demanda. Ello no es, sin embargo, muy extraño en un sistema de tipo de cambio fijo como el que prevaleció durante todo el subperíodo. En realidad, con un sistema de tipo de cambio fijo lo esperable es una tasa de inflación igual a cero. Lo que aquí estamos obteniendo es que si la inflación de un cierto año es positiva, al año siguiente esta tasa tiende a mantenerse, de tal manera que la variación esperada de la inflación es cero. Esto nos estaría diciendo que la acumulación de una serie de inflaciones positivas tiende a sancionarse, tarde o temprano, mediante una devaluación que permite restablecer el equilibrio de la balanza de pagos. El lapso entre cada reajuste del tipo de cambio está en función de la capacidad del país para mantener reservas internacionales en un contexto donde el tipo de cambio real está contrayéndose.

El coeficiente negativo de la ecuación indica que cualquier shock de oferta o de demanda que afecte a la primera diferencia de la tasa inflacionaria en un determinado período, se va a revertir un período más tarde, produciendo el efecto contrario. Esto significa que el año siguiente a un shock, los efectos de éste tienden a operar en sentido opuesto, aunque siempre hay que tomar en cuenta el nuevo shock que se introduce en dicho año.

En el Gráfico 3, se muestra la trayectoria de la variación de primer orden de la tasa de inflación para el período 1952-1990, junto con los valores esperados de la misma variable, sobre la base de la ecuación obtenida con los datos del período 1952-1975. El contraste entre ambas series permite apreciar cómo ya desde el inicio de la década del 70, la trayectoria de los precios se comienza a desviar de la tendencia de las dos anteriores décadas. En la segunda mitad de la década del 70 dichas desviaciones se hacen cada vez más fuertes para terminar divergiendo totalmente de la tendencia.

Gráfico 3

TRAYECTORIA OBSERVADA Y ESTIMADA DE LA PRIMERA DIFERENCIA DE LA TASA DE INFLACIÓN: 1952-1990



Este cambio de comportamiento tiene mucho que ver, en primer lugar, con el paso de un sistema de tipo de cambio fijo a uno flexible. Hasta el mes de mayo de 1976, existió en el Perú un sistema de tipo de cambio fijo en donde la oferta monetaria, o al menos una parte de ella, era endógena. La libre convertibilidad entre el sol y el dólar, mientras estuvo garantizada por el Banco Central de Reserva (como ocurrió hasta 1970), actuó como un mecanismo de autocontrol para evitar que el gobierno recurra a la emisión como medio para financiar sus déficits. De esta manera, el sistema de tipo de cambio fijo proporcionó el marco adecuado para que la inflación tenga un comportamiento relativamente estable durante las décadas del 50 y del 60.

La ruptura con el sistema de tipo de cambio fijo y el paso a un sistema de minidevaluaciones, iniciada en junio de 1976 e intensificada a partir de mayo de 1978, significó la desaparición total del mecanismo de autocontrol antes mencionado. La oferta monetaria dejó de ser endógena para quedar totalmente subordinada a la política monetaria del Banco Central y a los requerimientos de financiamiento del gobierno central.

Cabe remarcar, sin embargo, que esta "exogenización" de la oferta monetaria no comenzó en junio de 1976, sino varios años antes, prácticamente desde los inicios del gobierno militar del general Velasco. En efecto, en 1969, el gobierno militar realizó una conversión forzosa de los depósitos en dólares a soles, con el fin de aplicar un control de cambios y una estricta política proteccionista. A partir de ese momento, cualquier persona que necesitaba comprar moneda extranjera tenía que pedir autorización al Banco Central de Reserva y demostrar ante el respectivo ministerio que dicha compra era para una importación justificada.

En una economía con tipo de cambio fijo, pero con control de cambios y de las importaciones, como ocurrió en el Perú entre 1969 y 1976 (y posteriormente entre 1985 y 1990), la oferta monetaria es en parte exógena, dentro de los límites permitidos por la disponibilidad de reservas internacionales. Es decir, una expansión no deseada de la oferta monetaria, se traduce en primera instancia en un aumento en la demanda de moneda extranje-

ra. Pero este exceso de demanda puede ser manejado por un efectivo sistema de control de cambios y de autorización de las importaciones.

La experiencia peruana demostró que dichos controles no pudieron ser muy efectivos ante aumentos significativos de la demanda agregada, como los que tuvieron lugar en 1974 y 1975 y que originaron la caída estrepitosa de las reservas en 1976.

Por esta razón es que, como ya se señaló anteriormente, desde los inicios de la década del 70, la trayectoria observada de la variación de primer orden de la tasa de inflación comienza a pasar totalmente por encima de la trayectoria esperada, situación que posteriormente va alcanzando dimensiones mayores.

Para poder aplicar un análisis de series de tiempo al comportamiento de los precios durante el período 1976-1990, se ha tenido que recurrir a las terceras diferencias del nivel de precios, o lo que es lo mismo, las segundas diferencias de la tasa de inflación. En efecto, como ya se había podido observar en el Cuadro 4, sólo de esta manera se puede obtener una serie estacionaria con 5% de significancia.

Debido a que la magnitud de las fluctuaciones durante el período 1988-1990 no guarda relación con la trayectoria anterior de los precios, se ha limitado el análisis de series de tiempo al período 1976-1987.

Dicho análisis muestra que las diferencias de segundo orden de la tasa de inflación siguen un proceso ARMA(1,2), cuya trayectoria se muestra en la siguiente ecuación:

$$\Delta^2 p_t = -0.995 \Delta^2 p_{t-1} + \epsilon_t + 0.293 \epsilon_{t-1} + 0.821 \epsilon_{t-2}$$

(ver Cuadro 6).

En el Gráfico 4 se puede apreciar la trayectoria observada y la estimada de los precios, incluyendo las proyecciones para los años posteriores a 1987, con la tendencia del período 1976-1987. Allí se observa claramente la incapacidad de predecir el comportamiento de los precios para los tres últimos años de la década del 80 sobre la base de la tendencia anterior.

**Cuadro 6**

**ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DE LAS  
VARIACIONES DE SEGUNDO ORDEN DE LA TASA DE INFLACIÓN**

SMPL range: 1976 - 1987			
Convergence achieved after 6 iterations			
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR T-STAT.	2-TAIL SIG.
MA(1)	0.2927813	0.1450331 2.0187206	0.0743
MA(2)	0.8210823	0.1402703 5.8535731	0.0002
AR(1)	-0.9947629	0.2315439 -4.2962164	0.0020
R-squared	0.685549	Mean of dependent var	-0.000674
Adjusted R-squared	0.615671	S.D. of dependent var	0.290150
S.E. of regression	0.179876	Sum of squared resid	0.291199
Log likelihood	5.284658	F-statistic	9.810667
Durbin-Watson stat	1.665981	Prob (F-statistic)	0.005483

**Gráfico 4**

**TRAYECTORIA OBSERVADA Y ESTIMADA DE LAS VARIACIONES  
DE SEGUNDO ORDEN DE LA TASA DE INFLACIÓN: 1976-1990**

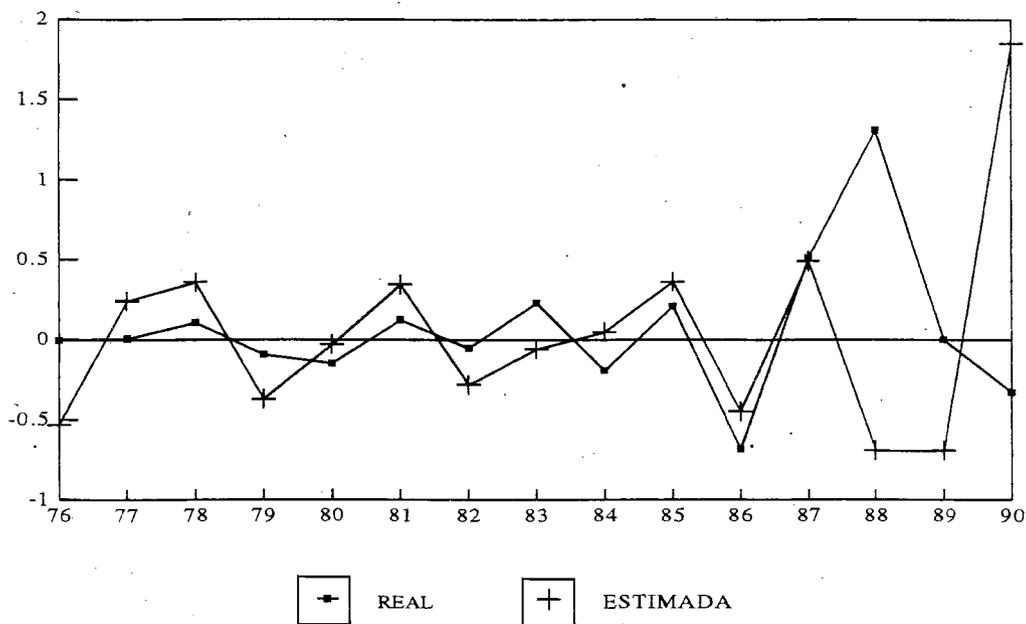


Gráfico 5

EFFECTO DE UN SHOCK DE 1% SOBRE LA TASA DE INFLACIÓN: 1952-1975

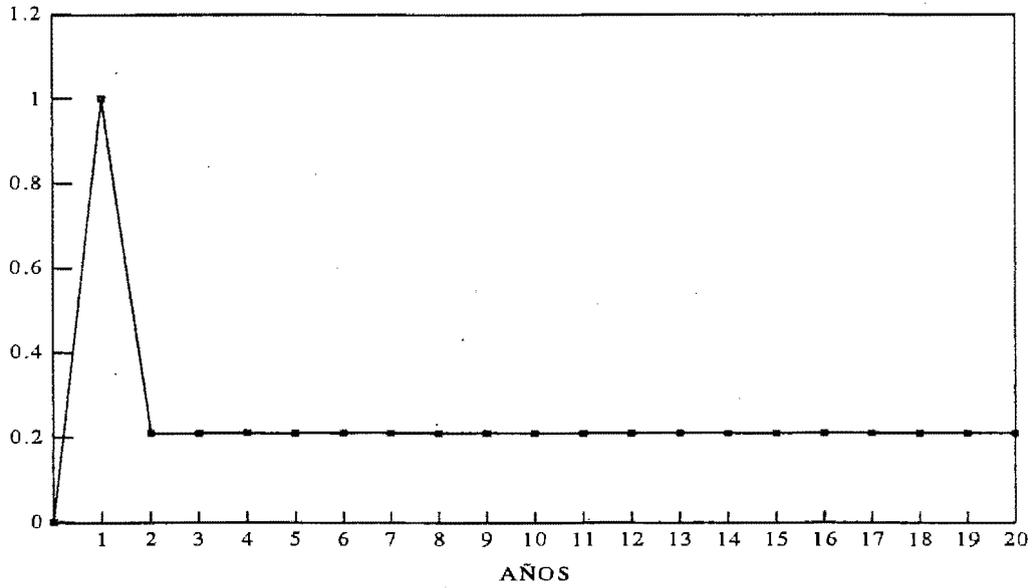
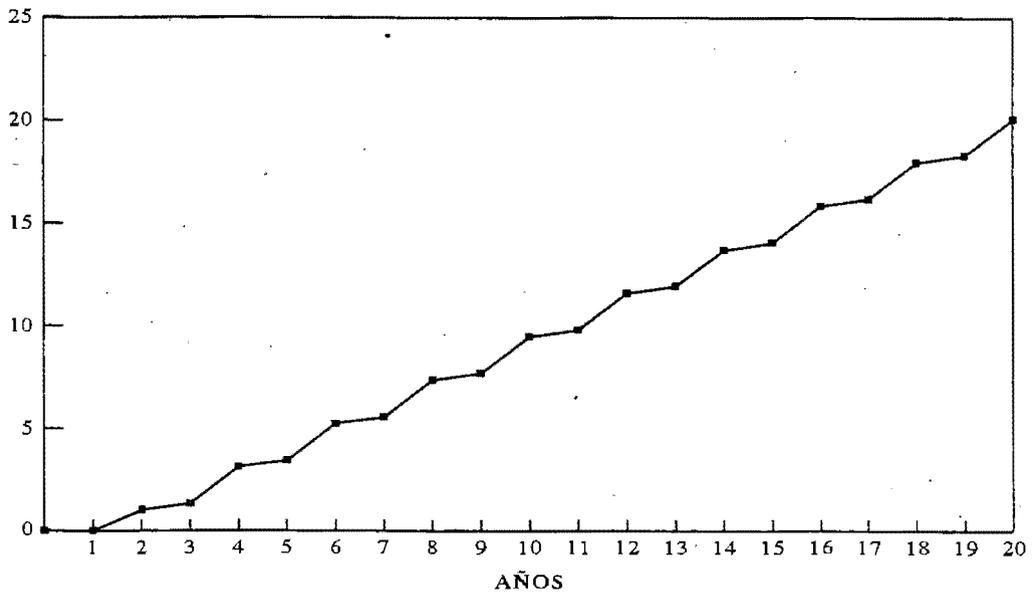


Gráfico 6

EFFECTO DE UN SHOCK DE 1% SOBRE LA TASA DE INFLACIÓN: 1976-1990



Es importante señalar que el cambio en la tendencia de los precios que se observa en el período 1976-1987, comparado con 1952-1975, tiene implicancias profundas con respecto a la manera en que un shock temporal (sea de oferta o de demanda) afecta a la trayectoria futura de la inflación.

Así, por ejemplo, para el período 1952-1975, de acuerdo con los coeficientes del Cuadro 5, un shock de 1% en el período 1, tendría un efecto duradero sobre la tasa de inflación, pero de una magnitud prácticamente despreciable (0.2%) a partir del período 2 (ver Gráfico 5).

Por otro lado, de acuerdo con los coeficientes del Cuadro 6, el mismo shock de 1% ocurrido durante el período 1976-1987, también tiene efectos duraderos pero acumulativos sobre la inflación (ver Gráfico 6). Esto se puede explicar por el comportamiento oscilante que sigue la tasa de crecimiento de la inflación, alrededor del -1%, pero manteniendo siempre valores positivos que fluctúan entre 0.25 y 1.75% (ver Gráfico 7).

#### 4.1.3 Aplicación del Modelo de Gordon

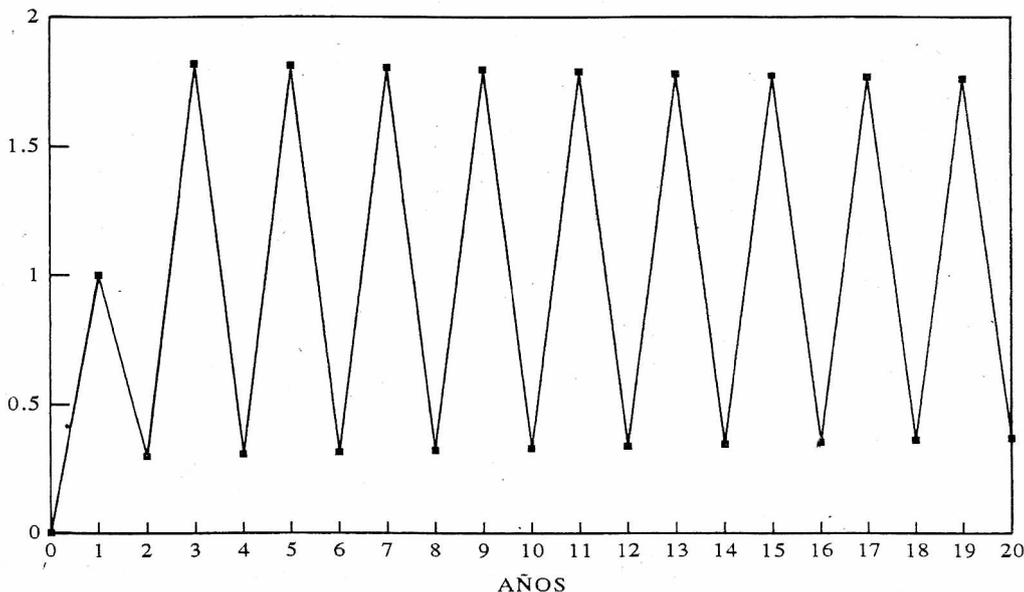
Para verificar la presencia de rigideces en los precios e identificar los factores que la originan, se ha utilizado el modelo de Gordon presentado anteriormente. El Cuadro 7 contiene los coeficientes obtenidos por mínimos cuadrados directos de la primera versión modificada del modelo, y en el Cuadro 8 se presentan los coeficientes del modelo original, es decir, los valores de  $X$ ,  $a$  y  $y$ , así como las elasticidades de oferta y salarios de las ecuaciones estructurales que dan origen al modelo.

De acuerdo con los resultados, se puede decir que sólo durante el período 1952-1975 hubo evidencia de rigidez en el nivel general de precios. En efecto, sólo el 6.8% de los shocks de demanda se trasladaron al nivel de precios, dejando un amplio margen para desviaciones del PBI respecto a su nivel natural (ver el coeficiente  $a$  en el Cuadro 8).

Los valores de los otros dos coeficientes revelan que el origen de esta rigidez reside tanto en

Gráfico 7

#### EFFECTO DE UN SHOCK DE 1% SOBRE LA TASA DE CRECIMIENTO DE LA INFLACIÓN: 1976-1990



un proceso inercial de los precios como en un efecto tipo curva de Phillips, ambos de magnitud apreciable. El valor que toma el coeficiente de inercia o persistencia ( $X$ ) del Cuadro 8, indica que el 87.2% de la tasa de inflación de un determinado período se mantiene en la tasa de inflación del siguiente.

Por otro lado, el valor del coeficiente  $\gamma$  implica que una desviación de 1 % de la producción real con respecto a su nivel tendencial, ejercía una presión de 3.3 puntos sobre la tasa inflacionaria. Ello era resultado, en primer lugar, de un mercado laboral donde los salarios nominales eran altamente sensibles a las variaciones de la tasa de desempleo.

**Cuadro 7**

**ANÁLISIS DEL NIVEL GENERAL DE PRECIOS: ESTIMACIONES DEL MODELO DE GORDON**

	SMPL 52-75	SMPL 76-90
$p_{t-1}$	0.204(*)	0.006
$\hat{x}$	0.782(*)	0.995(*)
$Q_{t-1}$	0.766(*)	1.183(*)
$R^2$ Ajustado	0.757	0.999
D-W	1.930	1.936

(\*) Coeficientes significativos al 5%.

**Cuadro 8**

**ANÁLISIS DEL NIVEL GENERAL DE PRECIOS: COEFICIENTES DE RIGIDEZ DE PRECIOS**

	SMPL 52-75	SMPL 76-90
$\lambda$	0.872	-0.033
$\alpha$	0.068	1.027
$\gamma$	3.274	-6.464
ELASTICIDADES DE OFERTA Y DE SALARIOS		
$\beta$	3.755	195.879
$\gamma$	12.750	-0.031

En efecto, por cada punto de desviación del nivel de producción real observado respecto de su valor natural, los salarios nominales tendían a crecer en 3.76 puntos.

No menos importante era la elasticidad-salario de la oferta de producción (8), que como también se puede apreciar en el Cuadro 8, tomaba un valor de 12.75. Es decir, cada vez que el ritmo de crecimiento del salario nominal se retrasaba (adelantaba) en 1% con respecto a la inflación, la tasa de crecimiento del producto global se veía incrementada (disminuida) en 12.75%.

De acuerdo con los coeficientes del Cuadro 8, no existen evidencias sobre rigideces de precios para el período 1976-1990. El coeficiente de los shocks de demanda ( $a$ ) era ligeramente superior a la unidad; lo que en otras palabras significa que cualquier expansión en la demanda agregada se traducía, única y exclusivamente, en mayor inflación. El coeficiente del efecto curva de Phillips ( $\gamma$ ) tomaba un valor incoherente, como resultado de una oferta de producción casi perfectamente inelástica respecto al salario (ver el coeficiente 8); así como una oferta de mano de obra prácticamente insensible a cambios en el producto (ver el coeficiente  $p$ ). Por otro lado, el coeficiente del componente inercial ( $X$ ) no sólo era negativo, sino que tampoco era significativamente distinto de cero.

Uno podría objetar estos últimos resultados argumentando que los residuos de la estimación del modelo de Gordon, para el período 1976-1990 son explosivos; es decir, de acuerdo con el test de Dickey-Fuller, se debe aceptar la hipótesis de la existencia de una raíz unitaria. Para salvar esta objeción se tomó la primera diferencia de la versión modificada de la ecuación de Gordon, encontrándose que esta vez los residuos sí resultaban ser estacionarios. El modelo con el que se trabajó tenía la siguiente forma:

$$\Delta p_t = \beta_1 \Delta p_{t-1} + \beta_2 \Delta \hat{x}_t + \beta_3 \Delta Q_{t-1}$$

Los estimadores mínimo cuadráticos de los coeficientes de esta ecuación aparecen en el Cuadro 9; asimismo, los valores de los coeficientes del modelo original y de las elasticidades de la oferta de producción y de trabajo son mostrados en el Cuadro 10.

**Cuadro 9**

NUEVA ESTIMACIÓN DEL MODELO DE GORDON

SMPL range: 1976 - 1990				
Number of observations: 15				
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
DDP(-1)	0.0178635	0.0351807	0.5077634	0.6208
DX	1.0069798	0.0295822	34.040003	0.0000
DQ(-1)	1.6935878	0.2478328	6.8335910	0.0000
R-squared	0.995188	Mean of dependent var		0.275496
Adjusted R-squared	0.994386	S.D. of dependent var		0.532403
S.E. of regression	0.039892	Sum of squared resid		0.019096
Log likelihood	28.71331	F-statistic		1240.849
Durbin-Watson stat	2.509730	Prob (F-statistic)		0.000000

Las cifras que aparecen en el Cuadro 10 parecerían mostrar a primera vista una evidencia casi imperceptible de rigidez de precios, dado que el coeficiente ( $\alpha$ ) toma un valor de 0.99. Sin embargo, tanto el coeficiente de inercia ( $\lambda$ ) como el de la curva de Phillips ( $\gamma$ ) son negativos, lo que permite descartar toda evidencia de rigidez.

Estos valores totalmente inconsistentes de los coeficientes de inercia y de la curva de Phillips se explican por la combinación de una elasticidad-salario de la función de producción prácticamente nula (ver Cuadro 10), con una altísima elasticidad-producto del salario. Esto último reafirma lo señalado anteriormente respecto a que la oferta de trabajo parece ser altamente inelástica respecto a los cambios en la producción.

Todos estos problemas parecen tener como origen un cambio fundamental en la función de producción durante el período 1976-1990, como de alguna manera lo sugiere el trabajo de B. Seminario y C. Bouillon (1992) sobre los ciclos y tendencias de la economía peruana:

"El resultado final de este proceso de búsqueda iterativa permitió establecer con precisión la fecha exacta del punto de quiebre estructural. Esta fecha resultó ser el año de 1976."<sup>5</sup>

**Cuadro 10**

NUEVOS COEFICIENTES DE RIGIDEZ DE PRECIOS: 1976-1990

SMPL 76-90	
$\lambda$	-0.02
$\alpha$	0.99
$\gamma$	-2.44
ELASTICIDADES DE OFERTA Y DE SALARIOS	
$\beta$	94.80
$\delta$	-0.02

5. Pág. 19.

La ausencia de rigideces para este segundo periodo se puede explicar por el abandono del sistema de tipo de cambio fijo que, como ya se ha mencionado anteriormente, ponía un tope a la emisión de dinero y a las expectativas inflacionarias del público. Al desaparecer este tope, en un marco donde los sucesivos gobiernos fueron fallando sistemáticamente en sus intentos por controlar la inflación, no es extraño que los shocks de demanda dejaran de tener efectos reales. El público iba redefiniendo sus expectativas de inflación en forma cada vez más rápida, de tal manera que el componente sorpresivo de la política monetaria terminó por desaparecer y los incrementos de la demanda agregada dejaron de ser reactivadores, para traducirse única y exclusivamente en tasas de inflación más elevadas.

#### 4.2 Los Precios Sectoriales

A continuación se analizará el comportamiento de los precios de los seis grandes sectores productivos definidos en las Cuentas Nacionales. Estos precios corresponden, en realidad, a los deflatores implícitos del PBI que el INEI emplea para convertir los índices de volumen físico de

cada sector en valores nominales. Dichos deflatores representan supuestamente el promedio ponderado de los índices de precios de los principales bienes y servicios de los que consiste la producción de cada sector.

#### 4.2.1 Análisis de Series de Tiempo

##### i. Manufactura

Las primeras diferencias de la tasa de variación de los precios del sector manufactura siguen un proceso de media móvil de segundo orden, durante el período 1952-1975, como se puede apreciar en el Cuadro 11. Cuando dicho proceso es empleado para tratar de pronosticar los movimientos posteriores a 1975, los cambios en los precios son sistemáticamente subestimados (ver Gráfico 8). Sin embargo, para el período comprendido entre 1975 y 1982, la mayor parte de las oscilaciones cíclicas (exceptuando el período 1976-1978) sí son predichas con razonable aproximación. Para los años posteriores a 1982, los movimientos de los precios siguen una trayectoria totalmente divergente de la anticipada, como se puede observar en el Gráfico 8.

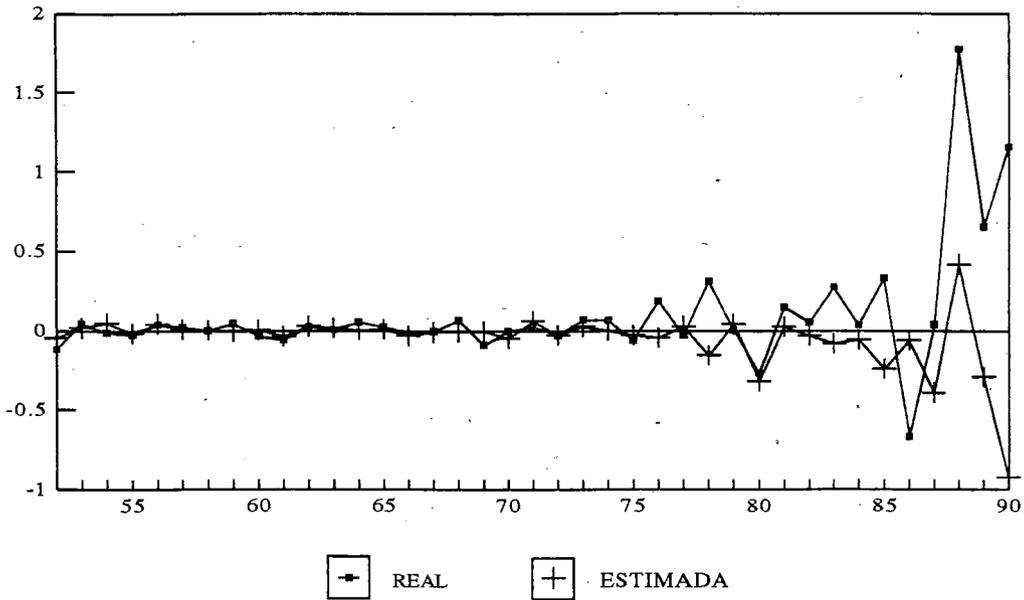
**Cuadro 11**

**ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DE LAS  
VARIACIONES DE PRIMER ORDEN DE LA TASA DE INFLACIÓN  
DEL SECTOR MANUFACTURA**

SMPL range: 1952 - 1975				
Number of observations: 24				
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
MA(2)	-0.6837511	0.1608739	-4.2502304	0.0003
R-squared	0.274148	Mean of dependent var		-6.60E-05
Adjusted R-squared	0.274148	S.D. of dependent var		0.049586
S.E. of regression	0.042246	Sum of squared resid		0.041049
Log likelihood	42.39810	Durbin-Watson stat		2.586063

Gráfico 8

TRAYECTORIA OBSERVADA Y ESTIMADA DE LA  
PRIMERA DIFERENCIA DE LA TASA DE INFLACIÓN  
DEL SECTOR MANUFACTURA: 1952-1990



Cuadro 12

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DE LAS  
VARIACIONES DE PRIMER ORDEN DE LA TASA DE INFLACIÓN  
DEL SECTOR MINERÍA

SMPL range: 1954 - 1975				
Number of observations: 22				
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
MA(2)	0.8939765	0.0627295	14.251285	0.0000
AR(2)	-1.1353955	0.1850706	-6.1349323	0.0000
R-squared	0.439320	Mean of dependent var		-0.002495
Adjusted R-squared	0.411286	S.D. of dependent var		0.124610
S.E. of regression	0.095610	Sum of squared resid		0.182826
Log likelihood	21.47627	F-statistic		15.67095
Durbin-Watson stat	2.837933	Prob (F-statistic)		0.000775

## ii. Minería

Las primeras diferencias de la tasa de variación de los precios del sector minero siguen un proceso ARMA(2,2), durante el período 1952-1975 (ver Cuadro 12). Debe remarcarse que sólo después de 1962 el ajuste comienza a ser bueno. La presencia de fuertes shocks externos durante la segunda mitad de la década del 50, parece ser la razón por la cual se producen frecuentes desviaciones de los precios esperados, como puede apreciarse en el Gráfico 9.

Cuando este proceso es empleado para pronosticar los movimientos posteriores a 1975, el ajuste es persistentemente malo (ver Gráfico 9). El problema básico no es la subestimación en los cambios en los precios, que recién se vuelve importante a partir de 1987, sino la incapacidad para predecir los movimientos ascendentes y descendentes de los precios.

## iii. Construcción

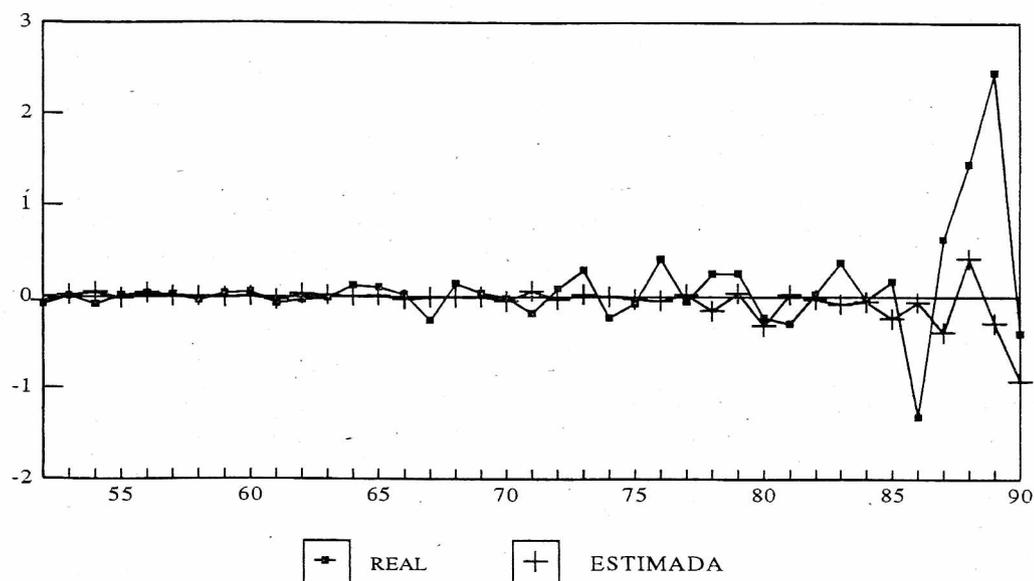
La tendencia seguida por las primeras diferencias de la tasa de variación de los precios de este sector, durante el período 1952-1975, puede ser aproximada mediante un proceso de media móvil de primer orden (ver Cuadro 13). Para los años posteriores a 1975, este proceso subestima sistemáticamente la trayectoria observada de los precios. Sin embargo, ese mismo proceso reproduce la mayor parte de las oscilaciones cíclicas del segundo período, a una escala más reducida, al menos hasta 1987 (ver Gráfico 10).

## iv. Agricultura

El comportamiento de las tasas de variación de los precios del sector agropecuario, durante el período 1952-1975, puede ser aproximado mediante un proceso de media móvil de primer orden para las primeras diferencias de esta variable (ver

Gráfico 9

### TRAYECTORIA OBSERVADA Y ESTIMADA DE LA PRIMERA DIFERENCIA DE LA TASA DE INFLACIÓN DEL SECTOR MINERÍA: 1952-1990



Cuadro 14). La capacidad de pronóstico de este proceso para el periodo posterior a 1975 es bastante similar al caso del sector construcción: una

persistente subestimación, aunque las fluctuaciones cíclicas sí están predichas razonablemente hasta 1987 (ver Gráfico 11).

Cuadro 13

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DE LAS  
VARIACIONES DE PRIMER ORDEN DE LA TASA DE INFLACIÓN  
DEL SECTOR CONSTRUCCIÓN

SMPL range: 1952 - 1975				
Number of observations: 24				
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
MA(1)	-0.7988506	0.1301455	-6.1381322	0.0000
R-squared	0.241302	Mean of dependent var		0.001303
Adjusted R-squared	0.241302	S.D. of dependent var		0.052658
S.E. of regression	0.045867	Sum of squared resid		0.048387
Log likelihood	40.42434	Durbin-Watson stat		1.186117

Cuadro 14

ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DE LAS  
VARIACIONES DE PRIMER ORDEN DE LA TASA DE INFLACIÓN  
DEL SECTOR AGRICULTURA

SMPL range: 1952 - 1975				
Number of observations: 24				
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
MA(1)	-0.7907254	0.2488146	-3.1779703	0.0042
R-squared	0.336746	Mean of dependent var		0.005529
Adjusted R-squared	0.336746	S.D. of dependent var		0.073204
S.E. of regression	0.059618	Sum of squared resid		0.081749
Log likelihood	34.13137	Durbin-Watson stat		1.652705

Gráfico 10

TRAYECTORIA OBSERVADA Y ESTIMADA DE LA PRIMERA DIFERENCIA DE LA TASA DE INFLACIÓN DEL SECTOR CONSTRUCCIÓN: 1952-1990

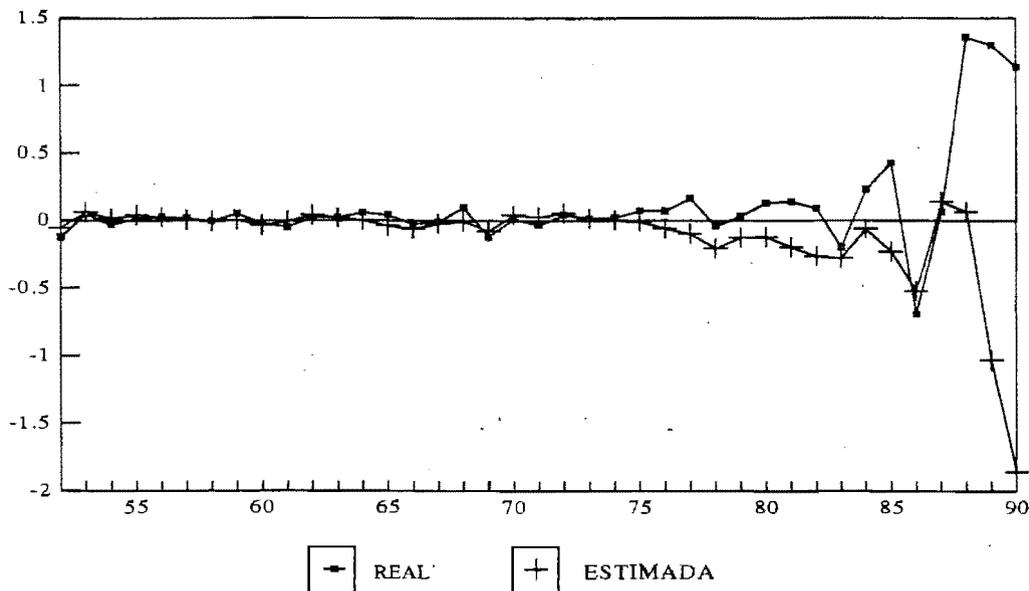
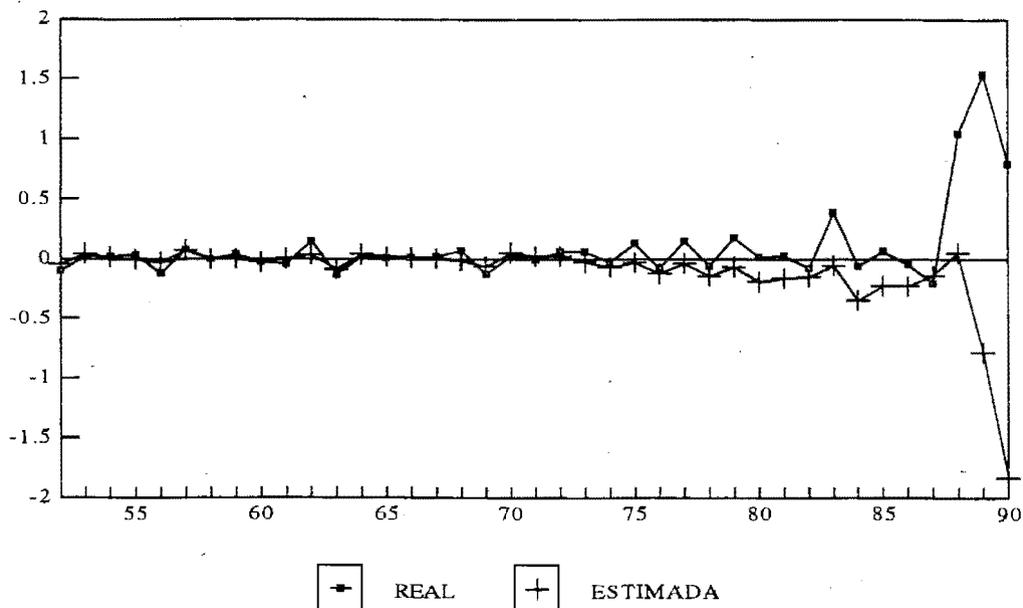


Gráfico 11

TRAYECTORIA OBSERVADA Y ESTIMADA DE LA PRIMERA DIFERENCIA DE LA TASA DE INFLACIÓN DEL SECTOR AGRICULTURA: 1952-1990



#### v. Pesquería

Al igual que en los sectores de construcción y agricultura, la trayectoria de las tasas de variación de los precios, para el período 1952-1975, puede ser razonablemente descrita por un proceso de media móvil de primer orden para las primeras diferencias (ver Cuadro 15). Del mismo modo, este proceso permite predecir con relativa precisión los movimientos de los precios posteriores a 1975, hasta 1987, a pesar de que, los valores predichos están todo el tiempo subestimando los valores observados (ver Gráfico 12).

#### vi. Servicios

La trayectoria de los precios del sector servicios puede ser descrita mediante un proceso ARMA(1,1) para todo el período 1952-1975, como se puede apreciar en el Cuadro 16. La capacidad predictiva de este proceso es inferior a la de los sectores anteriormente analizados, no sólo para los años posteriores a 1975, sino incluso para toda la

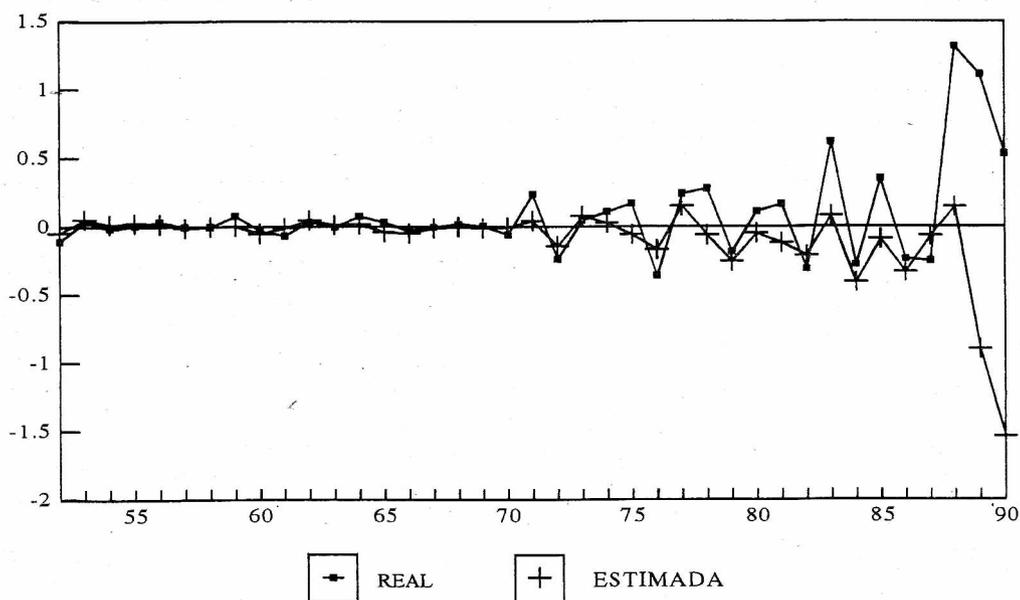
primera mitad del periodo del cual se tomaron las observaciones (ver Gráfico 13).

Resulta difícil interpretar estos resultados debido a que se trata de un sector residual cuyos precios y volúmenes son calculados sobre la base de estimaciones indirectas. Sin embargo, hay que destacar el hecho de que es justamente este sector el que ha originado grandes problemas para el cálculo del índice de precios al consumidor (IPC), durante todo el período de alta inflación 1988-1990.

De este primer análisis de las series de precios sectoriales debe destacarse el hecho de que tanto la manufactura como la agricultura, la construcción y la pesquería siguen un proceso MA(1) casi idéntico, durante el período 1953-1975, similar al del nivel general de precios. Sólo la minería y los servicios siguen procesos distintos, del tipo ARMA, lo que implica un comportamiento también distinto ante un shock de precios.

Gráfico 12

**TRAYECTORIA OBSERVADA Y ESTIMADA DE LA PRIMERA DIFERENCIA DE LA TASA DE INFLACIÓN DEL SECTOR PESQUERÍA: 1952-1990**



**Cuadro 15**

**ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DE LAS  
VARIACIONES DE PRIMER ORDEN DE LA TASA DE INFLACIÓN  
DEL SECTOR PESQUERÍA**

SMPL range: 1952 - 1975			
Number of observations: 24			
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR T-STAT.	2-TAIL SIG.
MA(1)	-0.7680754	0.2264731 -3.3914651	0.0025
R-squared	0.303456	Mean of dependent var	0.009325
Adjusted R-squared	0.303456	S.D. of dependent var	0.090977
S.E. of regression	0.075929	Sum of squared resid	0.132600
Log likelihood	28.32717	Durbin-Watson stat	1.618894

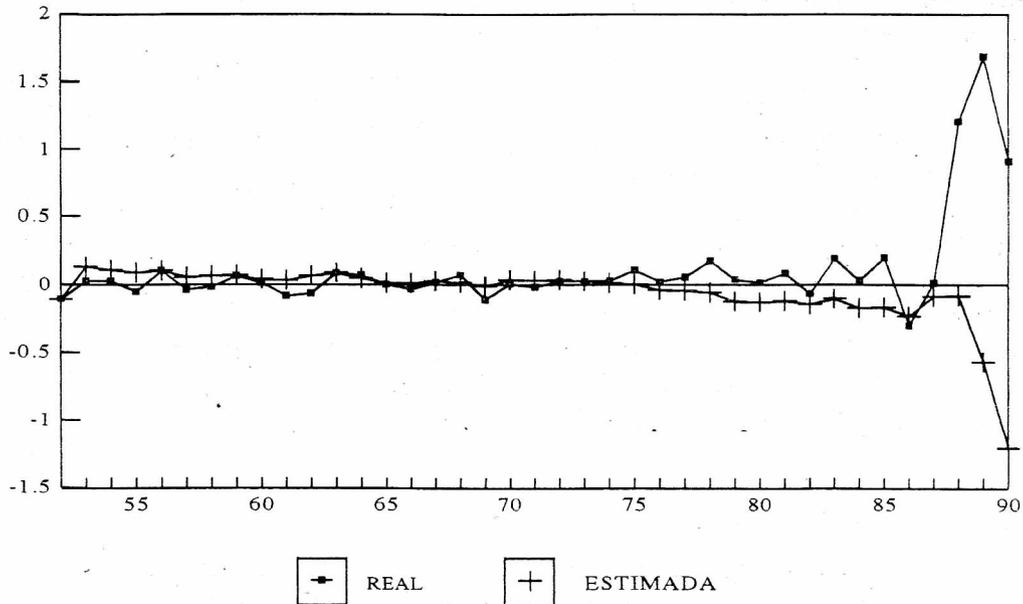
**Cuadro 16**

**ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO DE LAS  
VARIACIONES DE PRIMER ORDEN DE LA TASA DE INFLACIÓN  
DEL SECTOR SERVICIOS**

SMPL range: 1953 - 1975			
Number of observations: 23			
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR T-STAT.	2-TAIL SIG.
MA(1)	-0.9149820	0.0414551 -22.071643	0.0000
AR(1)	0.5074243	0.1947920 2.6049544	0.0165
R-squared	0.191596	Mean of dependent var	0.008730
Adjusted R-squared	0.153101	S.D. of dependent var	0.057969
S.E. of regression	0.053347	Sum of squared resid	0.059765
Log likelihood	35.82203	F-statistic	4.977122
Durbin-Watson stat	1.827837	Prob (F-statistic)	0.036719

Gráfico 13

**TRAYECTORIA OBSERVADA Y ESTIMADA DE LA PRIMERA DIFERENCIA DE LA TASA DE INFLACIÓN DEL SECTOR SERVICIOS: 1952-1990**



**4.2.2 Aplicación del Modelo de Gordon a Nivel Sectorial**

A continuación se aplicará el método de Gordon a las seis series de precios sectoriales con el fin de detectar la presencia de rigideces y sus probables causas.

Una primera duda que surge de la aplicación de este modelo se refiere a si las variables que hay que utilizar para detectar la inercia, el efecto de los shocks de demanda y el efecto curva de Phillips, son las globales o las correspondientes al sector estudiado. Para resolver este interrogante se ha realizado un primer conjunto de estimaciones que considera las dos alternativas para cada variable. Los resultados de estas estimaciones se pueden observar en el Cuadro 17, donde sólo aparecen los coeficientes significativos al 5%.

Como se puede apreciar en este cuadro, durante el período 1952-1975, el nivel general de precios no ejerce un efecto inercial sobre ninguno de los precios sectoriales. Para el período 1976-

1990, sólo los precios del sector agrícola resienten este efecto.

En lo que se refiere a las variaciones de la demanda global, éstas afectaron a los precios de la manufactura, la minería, la construcción y la pesquería durante el período 1952-1975. Los dos últimos sectores mencionados son incluso mucho más dependientes de la demanda global que de la demanda correspondiente a su propio sector.

Este hecho podría estar reflejando la mayor integración con el aparato productivo que tienen los cuatro sectores mencionados en el párrafo anterior, en comparación con la agricultura y los servicios. Un cambio en la demanda agregada global, ya sea por decisiones privadas (variaciones del consumo y/o la inversión autónomas), públicas (cambios en la política fiscal y monetaria) o externas (variaciones en la demanda internacional por productos domésticos), tiene, por consiguiente, un efecto importante sobre dichos cuatro sectores, cosa que no ocurre con la agricultura y servicios.

El caso más claro parece ser el de la construcción, que siempre se ha caracterizado por depender estrechamente del gasto agregado. En efecto, cualquier aumento (disminución) del gasto global impacta muy rápidamente sobre las decisiones de inversión en construcción, estimulando (retrayendo) los cambios en los precios de este sector.

En el caso de la pesquería y la minería, los dos sectores donde el Perú ha tenido tradicionalmente mayores ventajas comparativas, resulta curiosa esta dependencia de los precios con respecto a la demanda agregada, incluyendo la demanda externa, por cuanto se trata de un período con tipo de cambio fijo. Es decir, resulta muy difícil trasladar un shock de demanda a precios cuando el tipo de cambio no ha variado. Sin.

embargo, hay que considerar que durante el período 1952-1975 los precios internacionales de los productos mineros y pesqueros tuvieron una evolución favorable, de tal manera que los productores no habrían experimentado mayores restricciones para reajustar sus precios.

La agricultura y los servicios, en cambio, sólo vieron afectados sus precios por la demanda de su propio sector. Esto podría deberse a una escasa articulación de estos dos sectores con el resto del aparato productivo, de tal manera que los incrementos de la demanda agregada no se han traducido necesariamente en una mayor demanda por los productos que ofrecen estos dos sectores, de tal manera que no habría mayor presión sobre los precios.

**Cuadro 17**

**ANÁLISIS POR SECTORES: ESTIMACIONES CON LAS VARIABLES DEL MODELO DE GORDON A NIVEL GLOBAL Y SECTORIAL**

	pma	pag	pmi	pco	ppe	pse
<b>SMPL 52-75</b>						
C	0.023					
P <sub>t-1</sub>						
P <sub>t-1</sub> (1)				0.245		
$\hat{x}$	0.418		0.581	0.843	1.245	
$\hat{x}$ (1)	0.333	0.973	0.337			0.966
Q <sub>t-1</sub>				1.035	1.574	
Q <sub>t-1</sub> (1)	0.588	0.328				0.366
R <sup>2</sup> Ajustado	0.716	0.750	0.499	0.690	0.275	0.761
D-W	1.556	1.376	2.001	2.356	1.900	1.748
<b>SMPL 76-90</b>						
P <sub>t-1</sub>		0.116				
P <sub>t-1</sub> (1)						
$\hat{x}$	0.237			0.393	0.326	
$\hat{x}$ (1)	0.767	0.911	1.002	0.613	0.601	1.014
Q <sub>t-1</sub>	1.684					1.046
Q <sub>t-1</sub> (1)		1.014	0.526	0.474	0.689	
R <sup>2</sup> Ajustado	0.995	0.998	0.998	0.995	0.979	0.998
D-W	1.677	1.584	1.903	2.010	1.939	1.498

(1) Las variables están referidas al sector para el cual se ha hecho la regresión.

Durante el período 1976-1990, la construcción, la manufactura y la pesquería siguieron viéndose afectadas por la demanda global, aunque no en forma exclusiva, dado que la demanda de su propio sector también fue importante. Llama la atención el hecho de que, en los tres casos, los coeficientes relacionados con la demanda agregada, el global y el sectorial, sumen uno, y sean muy próximos a 0.3 y 0.7, respectivamente. Esto quiere decir que cuando la demanda agregada y la sectorial aumentan conjuntamente en un cierto porcentaje, los precios tienden a aumentar en ese mismo porcentaje, es decir, no hay efectos reales. Por otro lado, los efectos de la demanda global y la sectorial sobre los precios tienen ponderaciones de 0.3 y 0.7, respectivamente.

En lo que se refiere al efecto curva de Phillips global, es decir, la influencia del nivel de empleo promedio de la economía sobre los precios de un sector específico, éste sólo ha sido importante en los casos de la construcción y la pesquería durante el período 1952-1975. Una probable explicación a este hecho sería la fuerte dependencia de los salarios y los precios de los insumos de estos dos sectores con respecto al nivel general de actividad, reflejando no sólo un alto grado de integración con el aparato productivo, sino también una relativa escasez de mano de obra calificada y de insumos especializados.

En el siguiente período son la manufactura y los servicios los que pasan a verse afectados por el nivel promedio de empleo de la economía, en lugar de la construcción y la pesquería. Este hecho podría ser el resultado de una acentuación del proceso de urbanización, en el sentido de que el grueso de la fuerza laboral pasó a depender de estos dos sectores, tras el fracaso de la reforma agraria y la estatización de la minería y la pesca. Dentro de este contexto, cualquier elevación del nivel general de empleo se traduciría rápidamente en una escasez de mano de obra en los sectores de manufactura y de servicios.

Pasemos ahora a estudiar el impacto de las variables específicas de cada sector, sobre la base de un segundo conjunto de estimaciones, cuyos resultados aparecen en los Cuadros 18 y 19.

Los coeficientes que se observan en el Cuadro 19 revelan dos tendencias disímiles sobre el comportamiento de los precios. Una para el período 1952-1975, donde la rigidez de precios es evidente, pero la naturaleza de dichas rigideces difiere sustantivamente de un sector a otro. Y la otra para el período 1976-1990, donde ya no existe evidencia de rigidez y todos los precios sectoriales muestran un comportamiento muy similar, con trayectorias que tienden a coincidir con los cambios de la demanda agregada.

Los sectores que a primera vista presentaban mayor rigidez de precios durante el período 1952-1975, son el de la construcción, el pesquero, el minero y el manufacturero, dado que los coeficientes asociados a los shocks de demanda son significativamente menores que la unidad, como se puede apreciar en el Cuadro 19.

Destaca el caso de los sectores de construcción y pesquero, donde dichos coeficientes son muy cercanos a cero. Sin embargo, hay que tener mucho cuidado para interpretar estos resultados dado el escaso poder explicativo que tienen las variables independientes sobre los precios de ambos sectores (ver los coeficientes de determinación ajustados en el Cuadro 18). Ya anteriormente se había detectado la fuerte dependencia de estos dos precios con respecto a las condiciones generales de la economía, más específicamente la demanda agregada y el nivel de empleo global. En este sentido, habría una aparente rigidez de precios en estos dos sectores, consecuencia de su mayor dependencia respecto al resto de la economía en vez de las condiciones específicas de cada industria.

En el caso de la minería, el componente inercial es prácticamente nulo, de tal manera que en la práctica el único responsable de la rigidez de precios es el efecto curva de Phillips (ver los coeficientes  $\lambda$  y  $\gamma$  del Cuadro 19). En el caso de la manufactura, en cambio, parecen estar interactuando el componente inercial con el efecto de curva de Phillips, aunque con un claro predominio del segundo.

Cuadro 18

ANÁLISIS POR SECTORES: MEJORES REGRESIONES DEL MODELO DE GORDON EMPLEANDO EXCLUSIVAMENTE VARIABLES SECTORIALES

	pma	pag	pmi	pco	ppe	pse
<b>SMPL 52-75</b>						
C			0.039	0.052(*)	0.083(*)	
$P_{t-1}$	0.322(*)	0.091	0.050	0.448(*)	0.285	0.082
$\hat{x}$	0.646(*)	0.910(*)	0.454(*)	0.065	0.118	0.903(*)
$Q_{t-1}$	0.200	0.308	0.192	0.132	0.031	0.368(*)
R <sup>2</sup> Ajustado	0.683	0.749	0.477	0.099	0.051	0.758
D-W	1.635	1.465	1.899	1.712	1.797	1.905
<b>SMPL 76-90</b>						
$P_{t-1}$	-0.026	0.090	-0.014	0.050	0.060	-0.127
$\hat{x}$	1.035(*)	0.937(*)	1.012(*)	0.973(*)	0.938(*)	1.105(*)
$Q_{t-1}$	0.446	1.022(*)	0.554(*)	0.685(*)	1.033(*)	0.159
R <sup>2</sup> Ajustado	0.994	0.998	0.998	0.992	0.973	0.998
D-W	1.462	1.511	2.106	1.560	1.669	1.272

(\*) Coeficientes significativos al 5%.

Cuadro 19

ANÁLISIS POR SECTORES: COEFICIENTES DE RIGIDEZ DE PRECIOS Y ELASTICIDADES DE OFERTA Y DE SALARIOS

	pma	pag	pmi	pco	ppe	pse
<b>SMPL 52-75</b>						
$\lambda$	0.403	0.132	0.062	0.516	0.294	0.129
$\alpha$	0.557	0.870	0.324	-0.077	0.090	0.847
$\gamma$	0.249	0.445	0.238	0.152	0.032	0.581
$\beta$	0.618	3.368	3.840	0.295	0.109	4.487
$\delta$	0.722	0.152	0.191	-6.687	3.276	0.153
<b>SMPL 76-90</b>						
$\lambda$	-0.047	-4.022	-0.032	0.159	-1.825	-0.151
$\alpha$	1.063	3.821	1.028	0.913	2.873	1.125
$\gamma$	0.806	-45.843	1.240	2.175	-31.211	0.189
$\beta$	-17.298	11.397	-38.438	13.673	17.104	-1.252
$\delta$	-0.044	-1.053	-0.031	0.174	-0.635	-0.134

Los sectores agrícola y de servicios muestran un margen mucho menor para la presencia de rigideces, aunque de todas maneras se detecta un efecto curva de Phillips, así como un débil componente inercial.

Es interesante observar que solamente el sector de manufactura tiene un componente inercial importante durante el período 1952-1975. Ello no es extraño dado que en este sector se han combinado dos factores: una elevada protección arancelaria y una significativa concentración monopólica. La acción conjunta de estos dos factores habría permitido que la formación de precios tenga una dinámica que puede repetirse de un período a otro.

La escasa evidencia de inercia en la agricultura y los servicios parece deberse a que los mercados tienen una estructura mucho más competitiva, que desincentiva cualquier forma de indexación hacia atrás. En el caso del sector minero no es extraño que el componente inercial sea prácticamente nulo dado que, en un sistema de tipo de cambio fijo, los precios de este sector están necesariamente ligados a los precios mundiales de los metales y a las variaciones de la demanda internacional.

Por otro lado, puede observarse que sólo en el caso de la manufactura, la agricultura, la minería y los servicios hay una clara evidencia de un efecto tipo curva de Phillips. En los tres últimos sectores mencionados, la causa fundamental parece ser el alto grado de sensibilidad de los salarios respecto a variaciones de la producción real, como se puede deducir de los valores que toma el coeficiente (3 (elasticidad-producto del salario nominal) en el Cuadro 19.

En el caso de la manufactura, los salarios son relativamente inelásticos ( $\beta < 1$ ), por lo que el principal responsable de la rigidez sería el alto grado de sensibilidad de la oferta con respecto a variaciones del salario real. Como puede apreciarse en el Cuadro 19, el coeficiente  $\delta$  (elasticidad-salario real del producto) del sector manufacturero es significativamente superior al de los otros tres

sectores. Esto significa que ante un aumento en los precios de este sector, que no esté compensado por un aumento proporcional de los salarios nominales, la producción tiende a reaccionar favorablemente, de tal manera que se observa una relación estadísticamente significativa entre precio y producción, que es la que muestra la curva de Phillips.

Por último se puede observar que, al igual que en el análisis del modelo de Gordon a nivel global, se puede concluir que, durante el período 1976-1990, no hay evidencia de la presencia de rigideces de precios a nivel sectorial. Como se aprecia en el Cuadro 19, el coeficiente  $\alpha$  de cada sector es siempre mayor o muy cercano a la unidad (en el caso de la construcción), lo que significa que el efecto de un shock de demanda tiende a trasladarse completamente a un incremento de precios sin producir efectos reales.

Sólo el sector construcción parecería tener un componente inercial positivo, aunque no habría que darle mucha validez al coeficiente  $X$  que aparece en el Cuadro 19, dado que proviene de un coeficiente estadísticamente poco significativo, como lo es el que acompaña a  $p_{-j}$ , en el Cuadro 18.

En lo que se refiere al efecto curva de Phillips, éste parece ser muy importante en los sectores de construcción y minería. Sin embargo, sólo habría que darle importancia al coeficiente del sector construcción, que se deriva de una alta elasticidad de los salarios con respecto al producto, probablemente como consecuencia de la escasez de mano de obra especializada. El coeficiente del sector minero no parece ser consistente, dado que las elasticidades de los salarios y el producto no tienen valores razonables.

#### 4.2.3 Análisis de Causalidad

Finalmente, se ha procedido a estudiar las relaciones de causalidad entre el nivel general de precios y los precios sectoriales, aplicando el test de Granger. En especial, se ha querido determinar si existe un precio sectorial que tiene un efecto

6. No se menciona al sector construcción, que tiene un componente inercial incluso más alto que el del sector manufacturero (ver Cuadro 19), dado que la ecuación que regresa los precios de este sector con respecto a sus propias variables es muy poco significativa (ver Cuadro 18).

determinante sobre el nivel general de precios y sobre los demás precios sectoriales.

Dado que el test de Granger requiere que las series sean estacionarias, se han tomado las diferencias necesarias de las series de precios, hasta obtener un nivel aceptable de estacionariedad. La determinación de la estacionariedad fue obtenida utilizando el test de la raíz unitaria de Dickey-Fuller. De esta manera, se encontró que para el período 1952-1975, era necesario tomar diferencias de primer orden de la tasa de inflación; mientras

que, para el período 1976-1990, fue necesario tomar las segundas diferencias.

Los coeficientes de los Cuadros 20 y 21 muestran con qué probabilidad de error se puede rechazar la hipótesis nula de que las variables que aparecen en sentido vertical no son causadas por las variables que aparecen en sentido horizontal, considerando un período de rezago.

De acuerdo con los coeficientes del Cuadro 20, el único sector que, en el período 1952-1975,

**Cuadro 20**

**TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER: 1952-1975  
CON UN REZAGO**

COEFICIENTES DE PROBABILIDAD DE ERROR							
Causado por:							
	$\Delta p$	$\Delta pma$	$\Delta pmi$	$\Delta ppe$	$\Delta pse$	$\Delta pco$	$\Delta pag$
$\Delta p$		0.296	0.040	0.897	0.695	0.827	0.722
$\Delta pma$	0.551		0.561	0.120	0.642	0.590	0.904
$\Delta pmi$	0.448	0.875		0.381	0.186	0.226	0.873
$\Delta ppe$	0.204	0.048	0.992		0.266	0.201	0.806
$\Delta pse$	0.639	0.291	0.091	0.390		0.614	0.820
$\Delta pco$	0.789	0.279	0.020	0.447	0.450		0.574
$\Delta pag$	0.802	0.713	0.035	0.827	0.949	0.728	

**Cuadro 21**

**TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER: 1976-1990  
CON UN REZAGO**

COEFICIENTES DE PROBABILIDAD DE ERROR							
Causado por:							
	$\Delta^2 p$	$\Delta^2 pma$	$\Delta^2 pmi$	$\Delta^2 ppe$	$\Delta^2 pse$	$\Delta^2 pco$	$\Delta^2 pag$
$\Delta^2 p$		0.476	0.337	0.172	0.206	0.409	0.105
$\Delta^2 pma$	0.956		0.143	0.300	0.719	0.472	0.184
$\Delta^2 pmi$	0.229	0.042		0.749	0.914	0.386	0.882
$\Delta^2 ppe$	0.047	0.037	0.113		0.463	0.015	0.601
$\Delta^2 pse$	0.019	0.048	0.384	0.837		0.069	0.337
$\Delta^2 pco$	0.994	0.788	0.355	0.425	0.766		0.516
$\Delta^2 pag$	0.001	0.001	0.037	0.424	0.030	0.006	

tiene un efecto causal sobre el nivel general de precios es el minero. Esto no resulta extraño por cuanto siendo este sector el que provee el grueso de las divisas, y siendo éstas necesarias para respaldar el tipo de cambio, sus precios repercuten necesariamente sobre el resto de la economía. Así, por ejemplo, una elevación de los precios mineros, manteniendo constante el tipo de cambio, implica una mayor disponibilidad de divisas, lo que a su vez tiene un efecto reactivador sobre el aparato productivo en su conjunto. Este efecto reactivador estimula la demanda agregada, lo que a su vez presiona sobre los precios. Estos pueden subir en la medida en que haya aumentado la disponibilidad de divisas.

En el mismo cuadro, se aprecia que los precios del sector minero también tienen un efecto causal muy claro sobre los precios de la construcción y la agricultura, y no tan claro sobre los servicios. Otra relación causal interesante es la de los precios manufactureros sobre los pesqueros, que no resulta extraña por la importancia que tiene el primer sector como proveedor de insumos y bienes de capital al segundo.

En el Cuadro 21 se observa que, en el período 1976-1990, ningún sector tiene una relación causal significativa sobre el nivel general de precios. Esto apoya los resultados del modelo de Gordon en el sentido de que todos los precios tendieron a seguir el comportamiento de la demanda agregada.

Existen, sin embargo, algunas relaciones causales interesantes como la del nivel general de precios sobre la agricultura, pesca y servicios. Asimismo, la de los precios manufactureros sobre los del sector minero, pesquero, agrícola y servicios.

Resalta el hecho de que los precios agrícolas son fuertemente dependientes de los precios manufactureros, mineros, de la construcción y servicios; así como del nivel general de precios. Del mismo modo, los precios de la pesquería y los servicios son fuertemente dependientes de la manufactura y la construcción; así como del nivel general de precios.

## 5. CONCLUSIONES

1. La comprobación de la existencia de rigideces de precios en la economía peruana es crucial para determinar hasta qué punto se pueden atribuir las fluctuaciones cíclicas de la economía a las variaciones en la demanda agregada. Esta comprobación es especialmente importante para verificar la hipótesis de muchos economistas, de orientación neokeynesiana, quienes sostienen que todos los programas de ajuste ortodoxo son recesivos por definición.

Dado que la mayor parte de los programas de estabilización que se han venido aplicando en el Perú desde 1976 han sido de naturaleza ortodoxa, corroborar esta hipótesis implicaría que el cambio fundamental que ha experimentado la función de producción de la economía peruana, desde dicha fecha (ver Seminario, B. y Bouillon, C., 1992), se debe precisamente a estos programas de ajuste.

2. El modelo de Gordon es particularmente útil para identificar no sólo la existencia de rigideces, sino también sus posibles causas. Estas pueden ser de tres tipos: (i) rigidez pura, producida por la presencia de imperfecciones en los mercados de

bienes, (ii) rigidez por inercia de precios, producida por imperfecciones en el mercado laboral y (iii) rigidez por efecto curva de Phillips.

3. El análisis de los fundamentos microeconómicos del modelo de Gordon ha permitido determinar que los tres coeficientes de este modelo dependen, en última instancia, de dos elasticidades: (i) la elasticidad-salario de la función de producción ( $\delta$ ) y (ii) la elasticidad-producto de los salarios ( $\beta$ ).

4. La aplicación del modelo de Gordon a la economía peruana muestra un cambio fundamental en el comportamiento de los precios a partir de 1976. La hipótesis que se trabaja en este documento es que dicho cambio fundamental puede ser atribuido al paso de un sistema de tipo de cambio fijo a uno flexible.

5. El comportamiento del deflactor implícito del PBI, durante el período 1952-1975, muestra una significativa rigidez de precios. En efecto, sólo el 6.8% de los shocks de demanda se trasladaron a los precios, dejando margen para amplios efectos reales.

Esta rigidez ha sido de naturaleza tanto inercial como del efecto curva de Phillips. Por un lado, el 87% de la inflación de cada año se trasladaba al año siguiente; y, por otro lado, una desviación de 1% en el crecimiento del PBI respecto a su tasa natural, tenía un impacto de 3.3 puntos porcentuales sobre la tasa de inflación.

Ambas rigideces se explican, principalmente, por la elevada elasticidad-salario del producto, de tal manera que una variación de 1% en el salario real, tenía un impacto de 12.8 puntos porcentuales sobre la tasa de crecimiento del producto global. Sin embargo, también ha sido importante la elasticidad-producto de los salarios nominales cuyo valor era de 3.8.

6. La evidencia disponible para el periodo 1976-1990 permite descartar la hipótesis de rigidez de precios. Los cambios en la demanda agregada son absorbidos completamente por los precios, sin dejar margen para la inercia y el efecto curva de Phillips.

Esto querría decir que la curva de Phillips se vuelve totalmente vertical, de tal manera que los traslados de la demanda agregada sólo afectan a los precios. Esto se explica por el hecho de que la elasticidad-salario de la producción se vuelve prácticamente nula, al mismo tiempo que la elasticidad-producto del salario nominal toma un valor extremadamente alto.

7. La aplicación del modelo de Gordon a los seis grandes sectores productivos de las Cuentas Nacionales arroja los mismos resultados. Es decir, una seria evidencia de rigidez, durante el período 1952-1975, que es especialmente marcada en los sectores minero y manufacturero. Por otro lado, se descarta totalmente la hipótesis de rigideces durante el período 1976-1990.

8. La rigidez de precios que muestra el sector manufacturero durante el período 1952-1975 es de carácter fundamentalmente inercial. En cambio, la rigidez del sector minero no tiene rastros de inercia pero sí un significativo efecto curva de Phillips,

originado por una elevada elasticidad-producto de los salarios.

9. El análisis de series de tiempo también revela un cambio fundamental en el comportamiento de los precios a partir de 1976. Una de las conclusiones más importantes de este análisis es que durante el período 1952-1975, cualquier shock de precios tenía un efecto duradero, pero muy pequeño, equivalente al 20% del shock original. En cambio, en el período 1976-1990, el mismo shock de precios tenía un efecto no sólo duradero sino creciente sobre la tasa de inflación.

10. Finalmente, el test de causalidad de Granger permite afirmar que en el período 1952-1975, el sector cuyos precios tuvieron un efecto dominante sobre el resto de la economía fue el minero. En cambio, para el período 1976-1990, ningún sector aparece teniendo un efecto dominante sobre el nivel general de precios.

Este resultado corrobora las conclusiones del modelo de Gordon, en el sentido de que, durante este segundo período, todos los precios siguieron la tendencia de la demanda agregada global o sectorial, sin que quede margen para cualquier rastro de rigidez.

11. En síntesis, el análisis de la evidencia empírica para el caso peruano, a la luz del modelo de Gordon, no permite comprobar la hipótesis nekeynesiana de que los programas de ajuste ortodoxo aplicados en el Perú desde 1976, han tenido necesariamente un carácter recesivo.

Todo parecería indicar, por lo tanto, que las cada vez más marcadas y frecuentes recesiones que ha experimentado la economía peruana después de 1976, se explican por factores distintos de la rigidez de precios. Valdría la pena ensayar, por lo tanto, otras hipótesis de corte clásico, como la de la reputación y credibilidad de Barro y Gordon; y el partidismo político, de Alesina, Havrilesky y otros. Ello será materia de un nuevo ensayo dentro del mismo proyecto con el IDRC.

## BIBLIOGRAFÍA

- Akerloff, George y Janet Yellen, "A Near-Rational Model of Business Cycle with Wage and Price Inertia". en *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, N° 5, 1975, pp. 823-838.
- Azaradis, Costas y Joseph E. Stiglitz, "Implicit Contracts and Fixed-Price Equilibria", en *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 98, 1983, pp. 1-22.
- Ball, Laurence y David Romer, "Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money", en *Review of Economic Studies*, Vol. 57, abril 1990, pp. 183-203.
- Bemanke, Ben S. y Alan S. Blinder, "Credit, Money, and Aggregate Demand", en *American Economic Review*, Vol. 78, mayo 1988, pp. 435-439.
- Bils, Mark, "The Cyclical Behavior of Marginal Cost and Price", en *American Economic Review*, Vol. 77, diciembre 1987, pp. 835-855.
- Blanchard, Oliver y Nobuhiro Kiyotaki, "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand". en *American Economic Review*, Vol. 77, N° 4, setiembre 1987, pp. 647-666.
- Cooper, Russell y David John, "Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models", en *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 103, agosto 1988, pp. 441-463.
- Diamond, Peter, "Aggregate Demand Management in Search Equilibrium", en *Journal of Political Economy*, Vol. 90, octubre 1982, pp. 881-894.
- Fischer, Stanley, "Long-Term Contracts, Rational Expectation and the Optimal Money Supply Rule", en *Journal of Political Economy*, Vol. 85, N° 1, febrero 1977, pp. 191-205.
- Gordon, Robert J., "What is Newkeynesian Economics?", en *Journal of Economic Literature*, Vol. 28, setiembre 1990, pp. 1115-1171.
- Hall, Robert, "Market Structure and Macroeconomic Fluctuations", en *Brookings Papers on Economic Activity*, N° 2, 1986, pp. 285-322.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI), *Perú: Compendio Estadístico 1991-1992*. Tomo II. Lima, mayo 1992.

- Mankiw, Gregory N., "Small Menú Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly", en *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, mayo 1985, pp. 529-539.
- Mankiw, Gregory N., "Imperfect Competition and the Keynesian Cross", en *Economics Letters*, Vol. 26, 1988, pp. 7-14.
- Mankiw, Gregory N., "A Quick Reffesher Course in Macroeconomics", en *Journal of Economic Literature*, Vol. 28, diciembre 1990, pp. 1645-1660.
- Phelps, Edmund S. y John B. Taylor, "Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations", en *Journal of Political Economy*, Vol. 85, N° 1, febrero 1977, pp. 163-190.
- Seminario, Bruno y César Bouillon, *Ciclos y Tendencias en la Economía Peruana: 1975-1989*, Serie Cuadernos de Investigación, N° 15, Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico y Consorcio de Investigación Económica, setiembre 1992, 78 pp.
- Shapiro, Cari y Joseph E. Stiglitz, "Equilibrium Unemployment as a Worker-Discipline Device", en *American Economic Review*, Vol. 74, junio 1984, pp. 433-444.
- Stiglitz, Joseph E., "Price Rigidities and Market Structure", en *American Economic Review*, Vol. 74, mayo 1984, pp. 350-355.
- Taylor, John B., "Staggered Wage Setting in a Macro Model", en *American Economic Review*, N° 69, mayo 1979, pp. 108-113.
- Webb, Richard y Graciela Fernández-Baca de Valdez, *Perú en Números 1990*. Lima: Cuánto S.A., febrero 1990.
- Webb, Richard y Graciela Fernández-Baca de Valdez, *Perú en Números 1991*. Lima: Cuánto S.A., abril 1991.
- Yellen, Janet, "Efficiency Wage Models of Unemployment", en *American Economic Review*, Vol. 74, mayo 1984, pp. 200-205.

## **ANEXOS**

## Anexo 1

### Cuadro 1

#### NDICES DE PRECIOS A NIVEL GLOBAL Y SECTORIAL: 1950 - 1990 (Deflatores implícitos del PBI: 1986=1)

Años	Global	Manufactura	Agricultura	Minería	Construcción	Pesca	Servicios
1950	0.0002	0.0002	0.0003	0.0004	0.0001	0.0002	0.0002
1951	0.0003	0.0002	0.0003	0.0005	0.0001	0.0002	0.0003
1952	0.0003	0.0002	0.0003	0.0005	0.0001	0.0002	0.0003
1953	0.0003	0.0002	0.0004	0.0006	0.0002	0.0003	0.0003
1954	0.0003	0.0002	0.0004	0.0006	0.0002	0.0003	0.0003
1955	0.0003	0.0002	0.0004	0.0006	0.0002	0.0003	0.0003
1956	0.0003	0.0002	0.0004	0.0006	0.0002	0.0003	0.0003
1957	0.0003	0.0003	0.0005	0.0006	0.0002	0.0003	0.0004
1958	0.0004	0.0003	0.0005	0.0007	0.0002	0.0004	0.0004
1959	0.0004	0.0003	0.0006	0.0007	0.0003	0.0004	0.0004
1960	0.0005	0.0004	0.0006	0.0008	0.0003	0.0005	0.0005
1961	0.0005	0.0004	0.0006	0.0008	0.0003	0.0005	0.0005
1962	0.0005	0.0004	0.0008	0.0008	0.0003	0.0005	0.0005
1963	0.0005	0.0004	0.0008	0.0008	0.0003	0.0006	0.0005
1964	0.0006	0.0004	0.0009	0.0009	0.0004	0.0007	0.0006
1965	0.0007	0.0005	0.0009	0.0012	0.0005	0.0008	0.0007
1966	0.0008	0.0006	0.0010	0.0015	0.0005	0.0009	0.0008
1967	0.0008	0.0006	0.0011	0.0014	0.0006	0.0010	0.0009
1968	0.0010	0.0008	0.0013	0.0016	0.0008	0.0012	0.0010
1969	0.0011	0.0008	0.0014	0.0019	0.0008	0.0013	0.0011
1970	0.0012	0.0009	0.0015	0.0022	0.0009	0.0014	0.0012
1971	0.0012	0.0010	0.0015	0.0021	0.0010	0.0019	0.0013
1972	0.0013	0.0010	0.0017	0.0022	0.0011	0.0021	0.0013
1973	0.0015	0.0012	0.0021	0.0030	0.0012	0.0023	0.0015
1974	0.0017	0.0014	0.0024	0.0034	0.0014	0.0028	0.0017
1975	0.0021	0.0016	0.0031	0.0035	0.0017	0.0041	0.0021
1976	0.0027	0.0023	0.0038	0.0054	0.0021	0.0041	0.0027
1977	0.0037	0.0030	0.0053	0.0079	0.0033	0.0052	0.0036
1978	0.0061	0.0055	0.0071	0.0149	0.0047	0.0087	0.0057
1979	0.0106	0.0099	0.0112	0.0362	0.0070	0.0121	0.0094
1980	0.0172	0.0138	0.0179	0.0699	0.0119	0.0185	0.0158
1981	0.0292	0.0223	0.0294	0.1002	0.0231	0.0334	0.0286
1982	0.0490	0.0378	0.0448	0.1475	0.0488	0.0439	0.0484
1983	0.1023	0.0838	0.1001	0.3134	0.0842	0.1064	0,0990
1984	0.2182	0.1921	0.2102	0.6419	0.1825	0.1936	0.2079
1985	0.5865	0.6127	0.4695	1.5519	0.6055	0.4969	0.5316
1986	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1987	1.8021	1.6891	1.7350	1.2072	1.7546	1.5566	1.9009
1988	12.6552	16.7809	8.5233	6.2330	11.9452	9.0139	12.0368
1989	345.6219	319.5495	195.1186	374.9270	297.1261	158.0913	409.8583
1990	26,325.689	19,313.820	9,839.368	15.078.460	22,971.400	4,701.225	34,557.570

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Cuentas Nacionales del Perú (INEI).

Cuadro 2

**TASAS DE CRECIMIENTO DE LOS PRECIOS A NIVEL  
GLOBAL Y SECTORIAL: 1950 - 1990  
(Primeras diferencias de los logaritmos de precios)**

Años	Global	Manufactura	Agricultura	Minería	Construcción	Pesca	Servicios
1951	0.1304	0.1349	0.1397	0.1602	0.1616	0.1484	0.1326
1952	0.0214	0.0178	0.0398	0.0756	0.0356	0.0376	0.0243
1953	0.0503	0.0627	0.0614	0.0838	0.0780	0.0720	0.0486
1954	0.0649	0.0504	0.0842	0.0001	0.0421	0.0539	0.0734
1955	0.0408	0.0224	0.1188	0.0161	0.0545	0.0563	0.0196
1956	0.0674	0.0602	-0.0017	0.0505	0.0777	0.0895	0.1196
1957	0.0773	0.0809	0.0756	0.0764	0.0915	0.0827	0.0811
1958	0.0737	0.0798	0.0725	0.0334	0.0822	0.0763	0.0605
1959	0.1240	0.1243	0.1096	0.0688	0.1273	0.1496	0.1229
1960	0.1143	0.0883	0.0826	0.1206	0.1007	0.1169	0.1306
1961	0.0333	0.0278	0.0373	0.0445	0.0465	0.0434	0.0450
1962	0.0387	0.0507	0.1851	0.0086	-0.0630	0.0735	-0.0211
1963	0.0602	0.0557	0.0507	-0.0087	0.0821	0.0645	0.0630
1964	0.1099	0.1073	0.0664	0.1147	0.1358	0.1369	0.1305
1965	0.1200	0.1305	0.0707	0.2151	0.1743	0.1641	0.1308
1966	0.1053	0.1109	0.0804	0.2353	0.1431	0.1274	0.0949
1967	0.1025	0.1064	0.0978	-0.0276	0.1287	0.1197	0.1095
1968	0.1761	0.1704	0.1675	0.1172	0.2200	0.1354	0.1797
1969	0.0717	0.0786	0.0374	0.1563	0.0942	0.1365	0.0660
1970	0.0722	0.0731	0.0620	0.1406	0.1002	0.0734	0.0685
1971	0.0556	0.0962	0.0556	-0.0429	0.0609	0.3053	0.0503
1972	0.0744	0.0664	0.1145	0.0462	0.0990	0.0613	0.0737
1973	0.1236	0.1334	0.1747	0.3377	0.1090	0.1035	0.0964
1974	0.1370	0.1985	0.1450	0.1055	0.1262	0.2081	0.1200
1975	0.2005	0.1333	0.2724	0.0289	0.1928	0.3722	0.2251
1976	0.2583	0.3180	0.1942	0.4381	0.2580	0.0069	0.2429
1977	0.3202	0.2872	0.3422	0.3827	0.4194	0.2412	0.2945
1978	0.4880	0.5956	0.2820	0.6323	0.3732	0.5148	0.4652
1979	0.5612	0.5982	0.4566	0.8903	0.3989	0.3226	0.5011
1980	0.4839	0.3303	0.4714	0.6568	0.5251	0.4286	0.5144
1981	0.5282	0.4769	0.4976	0.3609	0.6614	0.5890	0.5956
1982	0.5182	0.5272	0.4206	0.3866	0.7484	0.2740	0.5254
1983	0.7361	0.7971	0.8046	0.7536	0.5462	0.8854	0.7147
1984	0.7578	0.8299	0.7416	0.7169	0.7732	0.5987	0.7422
1985	0.9887	1.1597	0.8038	0.8827	1.1991	0.9426	0.9387
1986	0.5336	0.4898	0.7561	-0.4394	0.5017	0.6994	0.6318
1987	0.5890	0.5242	0.5510	0.1883	0.5623	0.4425	0.6424
1988	1.9491	2.2961	1.5918	1.6416	1.9181	1.7562	1.8456
1989	3.3073	2.9467	3.1308	4.0969	3.2138	2.8644	3.5278
1990	4.3330	4.1017	3.9205	3.6943	4.3479	3.3924	4.4346

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Cuentas Nacionales del Perú (INEI).

## Anexo 2

### ESTIMACIÓN DEL PBI REAL NATURAL Y DE LAS VARIABLES DEL MODELO DE GORDON

#### 1. Cálculo del PBI real natural

Para determinar el PBI natural, se ha aplicado la técnica de descomposición clásica de las series de tiempo; es decir, se supone que la trayectoria de la variable analizada tiene dos componentes: uno tendencial, que sigue una trayectoria lineal logarítmica (la variable crece a un tasa constante); y, el otro transitorio, que está formado por las desviaciones respecto a la tendencia lineal.

Sea  $Y_t$ , el logaritmo del PBI real, la descomposición clásica implica que:

$$Y_t = Y_{nt} + Y_{ct}$$

donde,  $Y_{nt}$  es el componente tendencial, que tiene la siguiente trayectoria:

$$Y_{nt} = \alpha + \beta t$$

donde,  $\alpha$  y  $\beta$  son parámetros fijos; e  $Y_{ct}$  es el componente cíclico, que se supone estacionario y tiene el siguiente proceso:

$$\phi(L) Y_{ct} = \theta(L) u_t; u_t \sim i.i.d. (0, \sigma_u^2)$$

donde,  $L$  es el operador de rezagos y  $\phi(L)$  y  $\theta(L)$  son polinomios que satisfacen las condiciones de estacionariedad e inversibilidad típicas de una serie de tiempo.

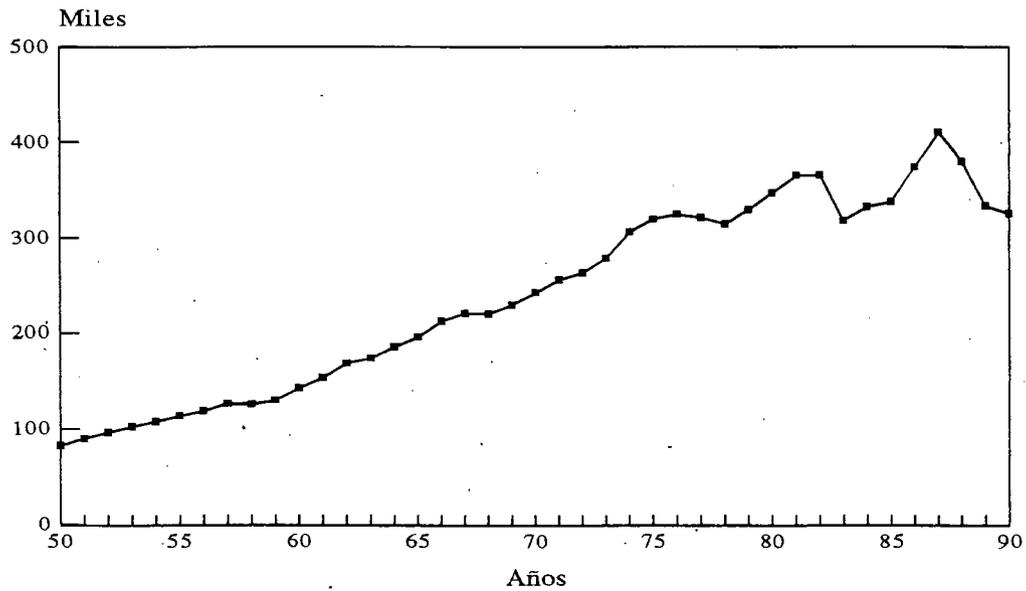
Para el cálculo de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$ , se ha tomado en cuenta que a mediados de la década del 70 el componente tendencial de la trayectoria del PBI real experimenta un cambio significativo, como ya lo han señalado anteriormente B. Seminario y C. Bouillon (1992). En el Gráfico 1, se puede apreciar claramente este cambio de tendencia. Por esta razón se ha procedido a descomponer la serie del PBI real en dos subperíodos: 1950-1975 y 1976-1990. En cada subperíodo se han estimado los valores de  $\alpha$  y  $\beta$  aplicando el método de mínimos cuadrados.

Dado que el test de Durbin-Watson revelaba un problema de autocorrelación, se procedió a resolverlo aplicando el procedimiento de corrección de Cochrane-Orcutt, tomando en cuenta que los errores seguían un proceso MA(1), para el período 1950-1975; y un proceso ARMA(2,1) para el caso de 1976-1990 (ver los Cuadros 1 y 2).

Como se puede apreciar en el Cuadro 1, durante el período 1950-1975, la economía creció a una tasa promedio de 5.1%; sin embargo, como se observa en el Cuadro 2, durante 1976-1990, esta tasa de crecimiento del PBI real cayó a un nivel promedio de 1%.

**Gráfico 1**

**TRAYECTORIA DEL PBI REAL**  
(A precios constantes de 1986)



**Cuadro 1**

**ESTIMACIÓN DEL PBI REAL NATURAL: 1950-1975**

SMPL range: 1950 - 1975

Convergence achieved after 4 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR T-STAT.	2-STAIL SIG.
C	11.338800	0.0103467 1095.8828	0.0000
TEND	0.0508735	0.0006700 75.931565	0.0000
MA (1)	0.7999295	0.1129184 7.0841407	0.0000
R-squared	0.996480	Mean of dependent var	12.02164
Adjusted R-squared	0.996174	S.D. of dependent var	0.402483
S.E. of regression	0.024896	Sum of squared resid	0.014256
Log likelihood	60.72016	F-statistic	3255.353
Durbin-Watsonstat	1.880265	Prob (F-statistic)	0.000000

**Cuadro 2**

**ESTIMACIÓN DEL PBI REAL NATURAL: 1976-1990**

SMPL range: 1976 - 1990

Convergence achieved after 11 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	12.441630	0.0922478	134.87190	0.0000
TEND	0.0091793	0.0027615	3.3240458	0.0077
MA(1)	-0.8921289	0.2641847	-3.3769131	0.0070
AR(2)	-0.9295138	0.2069394	-4.4917194	0.0012
AR(1)'	1.0091041	0.1720760	5.8642932	0.0002
R-squared	0.824406	Mean of dependent var		12.74861
Adjusted R-squared	0.754168	S.D. of dependent var		0.078365
S.E. of regression	0.038854	Sum of squared resid		0.015097
Log likelihood	30.47597	F-statistic		11.73738
Durbin-Watson stat	2.277898	Prob (F-statistic)		0.000855

Luego de realizadas las regresiones, se obtuvieron los valores estimados del PBI real para cada subperíodo, a través del comando FIT del TSP. Este comando realiza una proyección dinámica de la variable estimada; es decir, toma en cuenta los procesos autonegresivos de la regresión realizada. Esta variable ( $\hat{y}_t$ ) es la que aparece en el texto como  $Y'$ .

2. Cálculo de las variables del modelo de Gordon

Las variables del modelo de Gordon fueron calculadas de la siguiente manera:

La variación del nivel de precios ( $p_t$ ), como ya se ha mencionado, resulta de:

$$p_t = P_t - P_{t-1}$$

La variable que refleja el shock de demanda ( $\hat{x}_t$ ) resulta de la diferencia de la variación porcentual del PBI nominal y de la variación porcentual del PBI natural, es decir:

$$\hat{x}_t = x_t - y_t^*$$

donde:

$$x_t = X_t - X_{t-1}$$

y,

$$y_t^* = Y_t^* - Y_{t-1}^*$$

Finalmente, la variable que refleja el efecto curva de Phillips y que es la desviación absoluta del PBI real con respecto al natural, es decir,  $Q_t$ , resultó de:

$$Q_t = Y_t - Y_t^*$$

Recuérdese que las variables  $X$ ,  $P$ ,  $Y$  e  $Y^*$  son los logaritmos del PBI nominal, el deflactor implícito, el PBI real y el PBI real natural, respectivamente.

Es necesario señalar que todo el procedimiento anteriormente descrito fue usado para el cálculo de las respectivas variables a nivel sectorial.

**Cuadro 3**

**PRODUCCIÓN, SHOCKS DE DEMANDA Y FLUCTUACIONES CÍCLICAS  
A NIVEL GLOBAL: 1950-1990  
(En soles corrientes y soles constantes de 1986)**

Años	PBI Nominal	PBI Real Natural	PBI Real	Shock de Demanda X	Ciclo Económico Q
1950	18.28	82,890	86,310.82		-0.0404
1951	22.66	90,209	90,960.48	0.1625	-0.0083
1952	24.80	96,622	95,861.55	0.0376	0.0079
1953	27.66	102,499	101,025.70	0.0569	0.0145
1954	31.10	107,982	106,468.00	0.0645	0.0141
1955	34.10	113,673	112,204.70	0.0397	0.0130
1956	38.10	118,725	118,249.20	0.0584	0.0040
1957	43.90	126,624	124,620.70	0.0892	0.0159
1958	47.00	125,938	131,334.09	0.0158	-0.0420
1959	54.90	129,953	138,410.70	0.1029	-0.0631
1960	67.50	142,518	145,866.91	0.1541	-0.0232
1961	75.10	153,372	153,726.50	0.0542	-0.0023
1962	85.80	168,566	162,007.91	0.0807	0.0397
1963	94.00	173,895	170,737.09	0.0388	0.0183
1964	112.10	185,793	179,934.91	0.1236	0.0320
1965	133.40	196,089	189,630.00	0.1215	0.0335
1966	160.80	212,751	199,845.59	0.1343	0.0626
1967	185.00	220,921	210,613.50	0.0877	0.0478
1968	219.90	220,198	221,959.50	0.1203	-0.0080
1969	246.30	229,579	233,919.00	0.0609	-0.0187
1970	280.00	242,804	246,520.50	0.0758	-0.0152
1971	312.30	256,175	259,800.80	0.0567	-0.0141
1972	346.20	263,618	273,799.19	0.0506	-0.0379
1973	414.20	278,734	288,549.09	0.1269	-0.0346
1974	522.10	306,358	304,096.41	0.1790	0.0074
1975	665.40	319,503	320,478.50	0.1901	-0.0031
1976	875.50	324,682	326,975.50	0.2543	-0.0070
1977	1,192.70	321,123	329,364.31	0.3019	-0.0253
1978	1,901.30	314,234	331,771.00	0.4590	-0.0543
1979	3,490.10	329,093	334,194.91	0.6001	-0.0154
1980	5,968.00	346,871	336,636.81	0.5292	0.0300
1981	10,658.00	365,273	339,099.81	0.5726	0.0744
1982	17,909.00	365,561	341,577.59	0.5117	0.0679
1983	32,448.00	317.252	344,073.19	0.5871	-0.0812
1984	72,410.00	331,819	346,587.31	0.7954	-0.0435
1985	197,903.00	337,420	349,119.81	0.9981	-0.0341
1986	373,976.00	373,976	351,670.41	0.6291	0.0615
1987	739,439.00	410,312	354,240.00	0.6744	0.1469
1988	4,810,242.00	380,101	356,828.41	1.8653	0.0632
1989	115,146,000.00	333,156	359,435.41	3.1682	-0.0759
1990	8,564,351,500.00	325,323	362,061.81	4.3019	-0.1070

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Cuentas Nacionales del Perú (INEI).

**Cuadro 4**

**PRODUCCIÓN, SHOCKS DE DEMANDA Y FLUCTUACIONES CÍCLICAS  
DEL SECTOR MANUFACTURA: 1950 - 1990  
(En soles corrientes y soles constantes de 1986)**

Años	PBI Nominal	PBI Real	PBI Real Natural	Shock de Demanda X	Ciclo Económico Q
1950	2.84	16,570			
1951	3.58	18,223	18,340.90	0.1285	-0.0064
1952	3.84	19,202	20,104.10	-0.0216	-0.0459
1953	4.61	21,688	21,868.50	0.1003	-0.0083
1954	5.31	23,738	23,644.83	0.0626	0.0039
1955	5.84	25,523	25,444.64	0.0216	0.0031
1956	6.39	26,304	27,279.48	0.0207	-0.0364
1957	7.64	28,995	29,160.77	0.1117	-0.0057
1958	8.05	28,218	31,100.53	-0.0118	-0.0973
1959	9.97	30,856	33,109.00	0.1511	-0.0705
1960	12.63	35,787	35,197.15	0.1754	0.0166
1961	14.00	38,571	37,375.10	0.0426	0.0315
1962	15.94	41,741	39,652.93	0.0706	0.0513
1963	17.80	44,095	42,040.15	0.0522	0.0477
1964	21.21	47,191	44,546.99	0.1172	0.0577
1965	25.75	50,296	47,183.06	0.1367	0.0639
1966	31.00	54,189	49,958.59	0.1283	0.0813
1967	35.84	56,325	52,883.16	0.0882	0.0631
1968	43.31	57,395	55,967.13	0.1326	0.0252
1969	47.38	58,043	59,221.53	0.0333	-0.0201
1970	55.36	63,041	62,656.97	0.0993	0.0061
1971	64.42	66,629	66,285.06	0.0952	0.0052
1972	70.26	68,008	70,117.69	0.0307	-0.0305
1973	85.52	72,435	74,166.68	0.1403	-0.0236
1974	113.09	78,539	78,446.35	0.2233	0.0012
1975	133.25	80,991	82,969.64	0.1080	-0.0241
1976	189.76	83,923	82,818.81	0.3553	0.0132
1977	248.60	82,501	82,774.91	0.2706	-0.0033
1978	432.79	79,175	82,731.02	0.5549	-0.0439
1979	819.79	82,458	82,687.17	0.6393	-0.0028
1980	1,206.00	87,183	82,643.41	0.3865	0.0535
1981	1,956.00	87,771	82,599.60	0.4841	0.0607
1982	3,275.00	86,740	82,555.82	0.5159	0.0494
1983	5,949.00	71,001	82,512.06	0.5974	-0.1502
1984	14,424.00	75,070	82,468.40	0.8862	-0.0940
1985	48,066.00	78,446	82,424.68	1.2042	-0.0495
1986	90,681.00	90,680	82,380.98	0.6353	0.0960
1987	172,795.00	102,302	82,337.31	0.6453	0.2171
1988	1,538,758.00	91,697	82,293.74	2.1872	0.1082
1989	24,075,180.00	75,341	82,250.13	2.7507	-0.0877
1990	1,424,548,480.00	73,758	82,206.52	4.0810	-0.1084

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Cuentas Nacionales del Perú (INEI).

Cuadro 5

**PRODUCCIÓN, SHOCKS DE DEMANDA Y FLUCTUACIONES CÍCLICAS DEL  
SECTOR AGRICULTURA: 1950 ■ 1990  
(En soles corrientes y soles constantes de 1986)**

Años	PBI Nominal	PBI Real	PBI Real Natural	Shock de Demanda X	Ciclo Económico Q
1950	5.21	18,421			
1951	6.17	18,974	18,454.29	0.1675	0.0278
1952	6.61	19,524	18,748.18	0.0526	0.0405
1953	7.19	19,973	19,163.35	0.0622	0.0414
1954	7.98	20,373	19,639.85	0.0795	0.0366
1955	8.91	20,210	20,151.57	0.0850	0.0029
1956	8.47	19,240	20,687.02	-0.0771	-0.0725
1957	9.17	19,317	21,241.41	0.0532	-0.0950
1958	10.54	20,650	21,812.74	0.1127	-0.0548
1959	12.34	21,661	22,400.32	0.1308	-0.0336
1960	14.26	23,048	23,004.38	0.1181	0.0019
1961	15.24	23,739	23,624.75	0.0402	0.0048
1962	18.78	24,309	24,261.83	0.1822	0.0019
1963	20.06	24,674	24,916.12	0.0390	-0.0098
1964	22.48	25,883	25,588.29	0.0876	0.0114
1965	24.61	26,400	26,278.59	0.0638	0.0046
1966	28.11	27,826	26,987.26	0.1064	0.0306
1967	32.21	28,911	27,715.31	0.1094	0.0422
1968	36.79	27,928	28,462.70	0.1063	-0.0190
1969	40.71	29,771	29,230.57	0.0747	0.0183
1970	46.69	32,093	30,018.82	0.1105	0.0668
1971	50.35	32,735	30,828.65	0.0488	0.0600
1972	55.10	31,950	31,660.33	0.0636	0.0091
1973	65.89	32,077	32,514.13	0.1521	-0.0135
1974	78.99	33,264	33,391.28	0.1548	-0.0038
1975	103.68	33,253	34,292.09	0.2454	-0.0308
1976	127.80	33,752	32,205.43	0.2719	0.0469
1977	179.76	33,718	32,778.90	0.3235	0.0282
1978	234.74	33,213	33,362.91	0.2492	-0.0045
1979	385.05	34,508	33,956.98	0.4772	0.0161
1980	581.00	32,499	34,562.00	0.3937	-0.0616
1981	1,042.00	35,437	35,177.42	0.5665	0.0073
1982	1,622.00	36,221	35,804.18	0.4249	0.0116
1983	3,277.00	32,732	36,441.75	0.6856	-0.1074
1984	7,583.00	36,081	37,091.00	0.8213	-0.0276
1985	17,434.00	37,133	37,751.49	0.8149	-0.0165
1986	38,742.00	38,742	38,424.11	0.7808	0.0082
1987	71,652.00	41,299	39,108.30	0.5972	0.0545
1988	376,294.00	44,149	39,805.09	1.6409	0.1036
1989	8,304,246.00	42,560	40,513.88	3.0765	0.0493
1990	377,762,850.00	38,393	41,235.71	3.7998	-0.0714

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Cuentas Nacionales del Perú (INEI).

**Cuadro 6**

**PRODUCCIÓN, SHOCKS DE DEMANDA Y FLUCTUACIONES CÍCLICAS  
DEL SECTOR MINERO: 1950 - 1990  
(En soles corrientes y soles constantes de 1986)**

Años	PBI Nominal	PBI Real	PBI Real Natural	Shock de Demanda X	Ciclo Económico Q
1950	0.73	1,810			
1951	0.92	1,953	2,026.98	0.1230	-0.0372
1952	1.03	2,017	2,224.09	0.0151	-0.0977
1953	1.05	1,900	2,406.47	-0.0548	-0.2363
1954	1.41	2,539	2,578.95	0.2208	-0.0156
1955	1.44	2,557	2,745.71	-0.0395	-0.0712
1956	1.67	2,828	2,910.11	0.0931	-0.0286
1957	1.98	3,099	3,074.87	0.1128	0.0078
1958	1.86	2,808	3,242.10	-0.1182	-0.1437
1959	2.03	2,870	3,413.47	0.0391	-0.1734
1960	3.42	4,290'	3,590.34 •	0.4721	0.1780
1961	3.91	4,689	3,773.81	0.0836	0.2171
1962	3.75	4,459	3,964.81	-0.0911	0.1175
1963	3.96	4,745	4,164.14	0.0044	0.1306
1964	4.66'	4,982	4,372.54	0.1146	0.1305
1965	5.87	5,057	4,590.68	0.1813	0.0967
1966	8.15	5,552	4,819.20	0.2801	0.1416
1967	8.03	5,619	5,058.75	-0.0641	0.1050
1968	9.58	5,967	5,309.95	0.1288	0.1167
1969	11.13	5,925	5,573.44	0.1008	0.0612
1970	13.72	6,346	5,849.87	0.1609	0.0814
1971	12.34	5,961	6,139.92	-0.1539	-0.0296
1972	13.73	6,334	* 6,444.28	0.0585	-0.0173
1973	19.98	6,574	6,763.67	0.3265	-0.0284
1974	23.44	6,940	7,098.86	0.1113	-0.0226
1975	22.25	6,401	7,450.64	-0.1003	-0.1518
1976	36.55	6,783	7,429.65	0.4989	-0.0911
1977	64.78	8,199	9,064.19	0.3735	-0.1003
1978	160.07	10,766	10,673.95	0.7412	0.0086
1979	459.11	12,676	11,826.57	0.9511	0.0694
1980	904.00	12,941	12,390.27	0.6310	0.0435
1981	1,257.00	12,543	12,472.41	0.3230	0.0056
1982	1,873.00	12,697	12,263.88	0.4157	0.0347
1983	3,589.00	11,451	11,927.74	0.6781	-0.0408
1984	7,702.00	11,998	11,564.64	0.7945	0.0368
1985	19,513.00	12,574	11,221.65	0.9597	0.1138
1986	11,953.00	11,953	10,912.80	-0.4622	0.0910
1987	13,770.00	' 11,407	10,635.87	0.1672	0.0700
1988	59,126.00	9,486	10,383.17	1.4812	-0.0904
1989	3,658,913.00	9,759	10,146.81	4.1483	-0.0390
1990	143,185,008.00	9,496	9,920.87	3.6895	-0.0438

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Cuentas Nacionales del Perú (INEI).

Cuadro 7

**PRODUCCIÓN, SHOCKS DE DEMANDA Y FLUCTUACIONES CÍCLICAS  
DEL SECTOR PESCA: 1950-1990  
(En soles corrientes y soles constantes de 1986)**

Años	PBI Nominal	PBI Real	PBI Real Natural	Shock de Demanda X	Ciclo Económico Q
1950	0.04	174			
1951	0.04	180	228.22	-0.0889	-0.2374
1952	0.05	194	295.28	-0.1452	-0.4201
1953	0.04	169	376.86	-0.3099	-0.8020
1954	0.06	222	474.37	0.0966	-0.7593
1955	0.08	258	588.89	-0.0096	-0.8253
1956	0.10	324	720.93	0.1149	-0.7998
1957	0.13	362	870.27	0.0053	-0.8772
1958	0.20	542	1,035.80	0.3058	-0.6477
1959	0.38	871	1,215.42	0.4641	-0.3332
1960	0.58	1,186	1,405.95	0.2800	-0.1701
1961	0.85	1,671	1,603.20	0.2549	0.0414
1962	1.10	2,156	1,801.86	0.2115	0.1794
1963	1.31	2,246	1,995.94	0.0031	0.1180
1964	1.93	2,893	2,178.83	0.3024	0.2835
1965	1.89	2,393	2,343.76	-0.0986	0.0208
1966	2.53	2,824	2,484.13	0.2348	0.1282
1967	3.25	3,224	2,593.98	0.2089	0.2174
1968	3.79	3,283	2,668.49	0.1253	0.2072
1969	3.90	2,948	2,704.15	0.0156	0.0863
1970	5.58	3,918	2,699.11	0.3598	0.3727
1971	5.23	2,703	2,653.37	-0.0488	0.0185
1972	2.96	1,438	2,568.75	-0.5374	-0.5802
1973	2.37	1,041	2,448.80	-0.1718	-0.8554
1974	4.08	1,454	2,298.53	0.6056	-0.4580
1975	5.26	1,290	2,124.11	0.3315	-0.4987
1976	6.24	1,520	1,299.31	0.6625	0.1569
1977	6.93	1,327	1,396.18	0.0335	-0.0508
1978	14.64	1,676	1,500.27	0.6764	0.1108
1979	22.66	1,878	1,612.12	0.3645	0.1527
1980	29.00	1,566	1,732.31	0.1750	-0.1009
1981	57.00	1,708	1,861.46	0.6038	-0.0860
1982	88.00	2,005	2,000.24	0.3624	0.0024
1983	150.00	1,410	2,149.36	0.4614	-0.4216
1984	399.00	2,061	2,309.61	0.9064	-0.1139
1985	1,199.00	2,413	2,481.80	1.0284	-0.0281
1986	3,188.00	3,188	2,666.83	0.9060	0.1785
1987	4,371.00	2,808	2,865.65	0.2437	-0.0203
1988	30,521.00	3,386	3,079.29	1.8715	0.0949
1989	609,284.00	3,854	3,308.87	2.9220	0.1525
1990	16,270,938.00	3,461	3,555.56	3.2129	-0.0270

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Cuentas Nacionales del Perú (INEI).

Cuadro 8

**PRODUCCIÓN, SHOCKS DE DEMANDA Y FLUCTUACIONES CÍCLICAS  
DEL SECTOR SERVICIOS: 1950 ■ 1990  
(En soles corrientes y soles constantes de 1986)**

Años	PBI Nominal	PBI Real	PBI Real Natural	Shock de Demanda X	Ciclo Económico Q
1950	8.60	38,689			
1951	10.76	42,390	41,291.43	0.1588	0.0263
1952	11.75	45,199	43,925.92	0.0266	0.0286
1953	13.02	47,717	46,637.01	0.0430	0.0229
1954	14.31	48,699	49,456.57	0.0350	-0.0154
1955	15.57	51,982	52,408.81	0.0268	-0.0082
1956	18.67	55,308	55,513.43	0.1241	-0.0037
1957	21.87	59,733	58,786.05	0.1008	0.0160
1958	23.33	59,993	62,242.28	0.0077	-0.0368
1959	27.09	61,601	65,895.17	0.0923	-0.0674
1960	33.38	66,597	69,758.19	0.1516	-0.0464
1961	36.92	70,433	73,844.71	0.0441	-0.0473
1962	41.24	80,334	78,169.88	0.0536	0.0273
1963	46.29	84,685	82,746.73	0.0588	0.0232
1964	56.04	89,968	87,591.55	0.1341	0.0268
1965	67.53	95,134	92,719.14	0.1297	0.0257
1966	81.21	104,054	98,145.88	0.1276	0.0585
1967	94.58	108,646	103,891.20	0.0955	0.0448
1968	114.66	110,049	109,971.90	0.1356	0.0007
1969	129.40	116,273	116,409.60	0.0641	-0.0012
1970	141.27	118,527	123,222.90	0.0309	-0.0388
1971	159.85	127,527	130,436.20	0.0666	-0.0226
1972	179.53	133,051	138,070.50	0.0593	-0.0370
1973	210.40	141,591	146,151.59	0.1018	-0.0317
1974	261.52	156,087	154,705.70	0.1606	0.0089
1975	350.14	166,856	163,762.09	0.2349	0.0187
1976	449.41	167,970	171,747.30	0.2020	-0.0222
1977	603.79	168,099	173,223.80	0.2867	-0.0300
1978	943.34	164,934	174,713.00	0.4376	-0.0576
1979	1,622.10	171,827	176,213.20	0.5335	0.0252
1980	2,905.00	183,976	177,728.00	0.5742	0.0345
1981	5,611.00	195,887	179,256.00	0.6497	0.0887
1982	9,462.00	195,331	180,795.09	0.5140	0.0773
1983	17,311.00	174,876	182,349.41	0.5955	-0.0419
1984	37,558.00	180,619	183,917.00	0.7660	0.0181
1985	97,604.00	183,588	185,496.20	0.9465	-0.0103
1986	201,168.00	201,168	187,090.91	0.7147	0.0725
1987	416,431.00	219,065	188,699.30	0.7190	0.1492
1988	2,405,197.00	199,821	190,319.59	1.7451	0.0487
1989	71,919,888.00	175,475	191,955.70	3.3894	-0.0898
1990	5,975,350,300.00	172,910	193,603.91	4.4113	-0.1130

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Cuentas Nacionales del Perú (INEI).

Cuadro 9

**PRODUCCIÓN, SHOCKS DE DEMANDA Y FLUCTUACIONES CÍCLICAS  
DEL SECTOR CONSTRUCCIÓN: 1950 ■ 1990  
(En soles corrientes y soles constantes de 1986)**

Años	PBI Nominal	PBI Real	PBI Real Natural	Shock de Demanda X	Ciclo Económico Q
1950	0.86	7,226			
1951	1.19	8,489	9,364.19	0.0634	-0.0981
■ 1952	1.53	10,486	10,382.53	0.1436	0.0099
1953	1.74	11,052	10,988.74	0.0738	0,0057
1954	2.04	12,411	11,470.29	0.1152	0.0788
1955	2.28	13,143	11,923.60	0.0730	0.0974
1956	2.76	14,721	12,379.59	0.1536	0.1732
1957	3.11	15,118	12,848.29	0.0810	0.1627
1958	3.06	13,727	13,333.29	-0.0513	-0.0291
1959	3.06	12,094	13,836.15	-0.0364	-0.1346
1960	3.25	11,610	14,357.82	0.0229	-0.2124
1961	4.19	14,269	14,899.12	0.2157	-0.0432
1962	4.86	15,567	15,460.83	0.1131	0.0068
1963	4.56	13,450	16,043.69	-0.1011	-0.1763
1964	5.78	14,876	16,648.55	0.1996	-0.1126
1965	7.78	16,809	17,276.20	0.2595	-0.0274
1966	9.77	18,306	17,927.50	0.1914	0.0209
1967	11.05	18,196	18,603.36	0.0856	-0.0221
1968	11.78	15,576	19,304.70	0.0275	-0.2146
1969	13.81	16,619	20,032.48	0.1220	-0.1868
1970	17.34	18,879	20,787.70	0.1907	-0.0963
1971	20.13	20,620	21,571.39	0.1121	-0.0451
1972	24.62	22,837	22,384.64	0.1641	0.0200
1973	30.07	25,016	23,228.60	0.1631	0.0741
1974	41.02	30,074	24,104.18	0.2734	0.2213
1975	50.80	30,712	25,012.96	0.1768	0.2053
1976	65.79	30,734	27,829.99	0.1520	0.0993
1977	88.83	27,279	28,998.23	0.2590	-0.0611
1978	115.72	24,470	27,911.67	0.3027	-0.1316
1979	181.44	25,746	27,952.72	0.4483	-0.0822
1980	342.00	28,706	27,993.56	0.6324	0.0251
1981	737.00	31,927	28,034.76	0.7663	0.1300
1982	1,589.00	32,567	28,075.99	0.7668	0.1484
1983	2,172.00	25,782	28,117.01	0.3111	-0.0867
1984	4,744.00	25,990	28,158.37	0.7798	-0.0801
1985	14,087.00	23,266	28,199.80	1.0869	-0.1923
1986	28,244.00	28,244	28,241.28	0.6942	0.0001
1987	58,329.00	33,243	28,282.54	0.7238	0.1616
1988	375,258.00	31,415	28,324.14	1.8600	0.1036
1989	7,850,072.00	26,420	28,365.82	3.0392	-0.0711
1990	627,234,110.00	27,305	28,407.27	4.3793	-0.0396

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las Cuentas Nacionales del Perú (INEI).