

TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

Nº 23

"Choques, Política de Acomodação e Salários Relativos"

Eliana A. Cardoso

Agosto de 1980

CHOQUES, POLÍTICA DE ACOMODAÇÃO E SALÁRIOS RELATIVOS\*

Eliana A. Cardoso

INPES, agosto de 1980

Este ensaio investiga a evidência empírica em relação à hipótese de rigidez dos salários relativos no Brasil. Esta investigação é motivada por desenvolvimentos recentes da análise macroeconômica dos problemas de estabilização.

Um dos problemas centrais da política de estabilização é o da existência (ou não) de um trade-off entre inflação e desemprego. A pedra de toque da teoria moderna é a hipótese de que as expectativas se formam racionalmente. Dela decorre a afirmação de que o elo entre as variações do nível geral de preços e do produto se deve à desinformação sobre distúrbios correntes na economia ou à rigidez temporária dos salários, provocada por contratos de longo prazo. Ambos enfoques implicam a inexistência de um trade-off entre inflação e produto, que se possa explorar na política de estabilização. Testes empíricos para a economia norte-americana não conseguem rejeitar esta proposição. O mesmo se pode dizer a respeito dos testes feitos para o caso brasileiro, embora estes últimos deixem muito a desejar. Algumas dificuldades na interpretação das estimativas para o trade-off entre inflação e produto no Brasil, em trabalhos

---

\*Agradeço os comentários de Rudiger Dornbusch.

como os de Contador (1977) e Lemgruber (1978-1979),<sup>1</sup> que transpõem as racionalizações tradicionais para a Curva de Phillips, são discutidas em Cardoso e Lara Resende (1980).<sup>2</sup>

Além das dificuldades particulares no caso brasileiro, existe uma dificuldade maior envolvida nas discussões tradicionais sobre a Curva de Phillips: erros de informação e contratos de longo prazo não são suficientes para explicar a persistência da inflação e do desemprego.

Teorizações mais recentes surgiram com os modelos de contratos superpostos. Partem eles da observação de que a variabilidade do nível geral de preços tem sido maior que a variabilidade dos preços relativos. Enfatizam tanto o fato de que preços e salários não são estabelecidos ao mesmo tempo, mas se sobrepõem, quanto o fato de que uma variável determinante nos contratos de salários é o nível geral de preços corrente na economia. Uma versão desses modelos é explorada nas Seções 1 e 2. Alí se discutem duas questões relacionadas: porque os salários e preços não caem imediatamente em resposta ao desemprego e de que forma as expectativas em relação às políticas macroeconômicas afetam o processo de ajustamento dos salários e preços. Ao contrário dos modelos anteriores, explica-se a persistência

---

<sup>1</sup>Ver Contador C. (1977), "Crescimento Econômico e Combate à Inflação", RBE 31 (1), pp. 131-167; Lemgruber A. (1978), "A Inflação Brasileira e a Controvérsia Aceleracionista", in Inflação, Moeda e Modelos Macroeconômicos, Rio: FGV; e Lemgruber A. (1979), "Real Output-Inflation Trade-Offs and Rational Expectations in Brazil", FGV: Estudo Ocasional.

<sup>2</sup>Ver Cardoso, E. e A. Lara Resende (1979), "Inflação, Desemprego e Hiato do Produto", INPES: Texto para discussão.

da inflação e do desemprego num contexto de expectativas racionais. Do modelo com contratos superpostos também decorrem duas importantes proposições: em primeiro lugar, não existe um trade-off entre inflação e desemprego que possa ser explorado pela política econômica. A segunda proposição é particularmente importante ao apontar o papel da política econômica na persistência dos distúrbios: à medida que o governo adota políticas que absorvem choques de oferta, as taxas inflacionárias tendem a se tornar rígidas. Elas variam ao longo dos ciclos, porém, ao fim de cada um deles mais altas do que anteriormente.

Um ingrediente essencial dessa teoria é a hipótese sobre os salários relativos. A evidência a este respeito é discutida na terceira seção. As conclusões estão sumariadas na quarta seção.

## 1 - INFLAÇÃO E HIATO DO PRODUTO

O modelo aqui desenvolvido é uma versão modificada de Taylor (1979).<sup>3</sup> Estudam-se os desvios do produto e dos preços em relação aos seus níveis de equilíbrio de longo prazo. O modelo se encontra formulado numa versão log-linear por conveniência computacional:  $y$ ,  $m$ ,  $p$ , e  $g$  denotam respectivamente os logaritmos do produto real, da moeda nominal, do nível geral de preços e dos gastos autônomos.<sup>4</sup>

---

<sup>3</sup>Ver Taylor (1979), "Staggered Wage Setting in a Macro Model", AER, Papers and Proceedings, pp. 108-113.

<sup>4</sup>Observe-se que todas as variáveis representam desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo; por exemplo:  $y = \log Y - \log Y^*$ , onde  $Y$  é o produto real corrente e  $Y^*$  é o produto potencial. Assim sendo, em equilíbrio de longo prazo:  $y = m = p = g = 0$ .

Coexistem na economia dois tipos de mão-de-obra: uma mão-de-obra qualificada e uma mão-de-obra não-qualificada. O produto potencial é determinado pelo pleno emprego da mão-de-obra qualificada.

O desvio do produto em relação ao pleno emprego é determinado pelas variações dos encaixes reais e dos gastos autônomos privados,  $g$ , e fiscais,  $f$

$$(1) \quad y = \alpha (m - p) + \beta (g + f).$$

As regras de política econômica indicam em que medida os distúrbios no nível de preços são conciliados pela política monetária e em que medida as variações nos gastos autônomos são compensadas pela política fiscal:

$$(2) \quad m = h p$$

$$(3) \quad f = -\tau g$$

Se o nível de preços dobra, as autoridades absorvem em parte este distúrbio, aumentando o estoque de moeda nominal em  $h$  por cento. Se os gastos autônomos duplicam, o governo reduz seus gastos em  $\tau$  por cento. Substituindo (2) e (3) em (1), vem:

$$(1') \quad y = -\theta p + \phi g \quad ; \quad \theta \equiv \alpha (1 - h) \\ \phi \equiv \beta (1 - \tau)$$

Esta forma reduzida indica que um aumento no nível geral de preços reduz a demanda e o produto, a menos que a política monetária seja totalmente passiva ( $h = 1$ ). Se a política monetária absorve apenas parcialmente os choques de oferta, um acréscimo ao nível de preços reduz os encaixes reais, comprimindo a demanda e o produto.

A forma reduzida indica também que um acréscimo nos gastos autônomos aumenta o produto a menos que a política fiscal anule seus efeitos ( $\tau = 1$ ).

Os coeficientes  $\theta$  e  $\phi$  sumariam a sensibilidade do produto a distúrbios de oferta,  $p$ , e demanda,  $g$ .

O nível geral de preços é uma média ponderada dos salários da mão-de-obra qualificada,  $z$ , e da mão-de-obra não-qualificada,  $w$ :

$$(4) \quad p = a w + (1 - a) z$$

A determinação dos salários e, portanto, do nível geral de preços e suas repercussões sobre o produto são exploradas na próxima seção.

## 2 - CONTRATOS SALARIAIS

A seguir discutimos a determinação dos salários quando os contratos de trabalho de diferentes grupos se sobrepõem, e as expectativas se formam racionalmente.

A mão-de-obra qualificada compreende dois grupos de trabalhadores, que contratam seus salários em diferentes datas, por dois períodos. Desta maneira, em cada período, dois contratos para mão-de-obra qualificada se justapõem. Cada grupo se preocupa com seu salário relativo e com o nível de emprego. Portanto, o contrato que se negocia no período corrente,  $x$ , toma como referência: o contrato (do outro grupo) em vigor,  $x_{-1}$ , o contrato esperado no futuro,  $x_{+1}$ ; e o nível de emprego esperado durante o período do contrato,  $\tilde{y}$  e  $\tilde{y}_{+1}$ :

$$(5) \quad x = (1 - b) x_{-1} + b \tilde{x}_{+1} + \gamma \left[ (1 - b) \tilde{y} + b \tilde{y}_{+1} \right] + u$$

onde  $u$  é uma variável aleatória, com  $E(u) = 0$ , e o til denota um operador de expectativas.

Como o modelo se encontra definido em termos de desvios em relação à tendência, os desvios dos salários são nulos em equilíbrio de longo prazo:  $x = x_{-1} = x_{+1} = 0$ .

O salário médio da mão-de-obra qualificada,  $z$ , é formado pelos contratos dos dois grupos, correntemente em vigor:

$$(6) \quad z = 0,5 (x + x_{-1})$$

A mão-de-obra não-qualificada, que se encontra parcialmente desempregada, recebe um salário proporcional ao salário da mão-de-obra qualificada.

(7)  $w = \lambda z + v$ , com  $\lambda = 1$  se os salários da mão-de-obra não-qualificada se ajustam imediatamente em resposta a desvios no nível de equilíbrio dos salários da mão-de-obra qualificada e  $0 < \lambda < 1$  em caso contrário.  $v$  é uma variável aleatória, com  $E(v) = 0$ .

Resolvendo o sistema formado pelas equações (1')<sup>5</sup>

<sup>5</sup>Para resolver-se o sistema, procede-se da seguinte forma: substitui-se (5) e (7) em (4):

$$(4') \quad p = k (x + x_{-1}) + a v \quad ; \quad k \equiv 0.5 [\bar{a} \lambda + (1 - a)]$$

Substitui-se (4') em (1'). Usando-se o operador de expectativas, vem:

$$(1'') \quad \tilde{y} = -\theta k (\tilde{x} + \tilde{x}_{-1}) + \phi \tilde{g}$$

$$\tilde{y}_{+1} = -\theta k (\tilde{x}_{+1} + \tilde{x}) + \phi \tilde{g}_{+1}$$

Substituindo-se (1'') em (5) e colecionando-se os termos, vem:

$$(5') \quad b \tilde{x}_{+1} - c \tilde{x} + (1-b) \tilde{x}_{-1} + \frac{\gamma (1-b) \phi}{(1 - \gamma \theta k)} g = 0,$$

$$c \equiv \frac{(1 + \gamma \theta k)}{(1 - \gamma \theta k)}$$

Note-se que  $\tilde{x} = x$  ;  $\tilde{x}_{-1} = x_{-1}$  ;  $\tilde{g} = g$  e supõe-se que  $\tilde{g}_{+1} = 0$ .

Resolvendo-se a equação diferencial acima:

$$(8) \quad x = \rho x_{-1} + \xi g + u$$

$$\text{onde } \rho \equiv \frac{c - \sqrt{c^2 - 4b(1-b)}}{2b} \quad ; \quad \xi \equiv \frac{(1-b) \phi}{2 k \theta}$$

A substituição de (8) em (4') e (1') resulta nas equações (9) e (10) para os desvios de preços e produto, respectivamente:

$$(9) \quad p = \rho p_{-1} + \left[ 0.5 (1-b) \phi / \theta \right] (g + g_{-1}) + k (u + u_{-1}) + a (v - \rho v_{-1})$$

$$(10) \quad y = -\theta \rho p_{-1} + \phi g - 0.5 (1-b) \phi (g + g_{-1}) - \theta k (u + u_{-1}) - \theta a (v - \rho v_{-1})$$

obtemos os desvios dos salários, do nível de preços e do produto em relação aos seus níveis de equilíbrio de longo prazo.

Estas relações nos permitem verificar que choques de demanda podem ser perfeitamente corrigidos. Se a política fiscal compensa totalmente as variações nos gastos autônomos ( $\phi = 0$ ), ela elimina qualquer variabilidade no produto e no nível de preços advinda de choques de demanda. O mesmo não se passa em relação aos choques de oferta, como veremos a seguir.

Suponhamos que no último período, a partir de uma posição de equilíbrio de longo prazo, tenha ocorrido um distúrbio,  $u$ , nos salários da mão-de-obra qualificada, e que seus contratos se tenham revelado altos em relação à tendência. Conseqüentemente, o nível de preços no último período esteve acima da tendência e como os choques de oferta não são perfeitamente acomodados, o nível do produto cai. Um corte salarial, tal que  $x = -x_{-1}$ , garantiria o pleno emprego, mas implicaria um corte no salário relativo, tanto em termos de  $x_{-1}$  quanto em termos dos próximos contratos. Conseqüentemente, os contratos correntes combinam um desvio dos salários em relação ao salário de equilíbrio (menor do que o desvio observado no último período) com algum desemprego. Com o tempo, os salários retornam aos níveis de equilíbrio.

A rapidez com que os preços retornam ao equilíbrio, (ou a persistência dos distúrbios nos salários e preços) depende de características estruturais. A primeira delas é a passividade da oferta monetária. Quanto mais a política monetária absorve os choques de oferta (menor  $\theta$ ) tanto menor as repercussões para o emprego dos distúrbios nos salários e tanto menor o



incentivo para que os salários e preços retornem aos níveis de equilíbrio. Portanto, tanto maior a variabilidade dos preços. A segunda característica depende da forma como os salários são contratados. Quanto maior o peso atribuído aos salários contratados no período anterior, tanto mais os distúrbios tendem a persistir.

Analisemos agora o caso em que o Governo absorva apenas parcialmente choques de oferta e demanda. Suponhamos que no último período tenha ocorrido um acréscimo nos gastos autônomos. Quanto menos o Governo tenha compensado esse distúrbio (tanto maior  $\theta$ ), tanto maior terá sido o desvio no nível de produto, dos salários e dos preços. O desvio dos salários no último período trará repercussões para os contratos salariais no período corrente. Como no caso dos choques de oferta, a persistência dos desvios depende da medida em que a política monetária absorve os distúrbios de preços e do peso que os contratos salariais atribuem aos contratos passados.

Choques de oferta e demanda, assim como a política do Governo, também afetam os salários relativos. Combinando-se as equações (6), (7) e (8) obtém-se uma expressão para o salário relativo da mão-de-obra qualificada e não-qualificada (expresso em termos do desvio em relação ao nível de equilíbrio de longo prazo):

$$(11) \quad z - w = 0.5 (1-\lambda) \xi (g + g_{-1}) + 0.5 (1-\lambda) (u + u_{-1}) - v + \rho [(z-w)_{-1} + v_{-1}]$$

A discrepância entre os salários altos e baixos aumenta com os gastos autônomos correntes e passados e com os choques positivos sobre os salários altos. Ela se reduz com os choques

ques positivos correntes sobre os salários baixos. Entretanto, um choque positivo sobre os salários baixos no período anterior é corrigido no período corrente ( $\rho v_{-1}$ ). Isto ocorre porque um choque positivo sobre os salários baixos no período anterior induz um aumento de preços e uma redução do produto, acarretando contratos para os salários altos abaixo do nível de equilíbrio. Como os salários baixos se ajustam aos salários médios, que dependem dos contratos no período anterior, eles deverão pagar pela redução dos salários altos no período anterior.

Na seção seguinte exploremos as implicações e a evidência no caso dos salários relativos da mão-de-obra industrial brasileira.

### 3 - SALÁRIOS RELATIVOS NO BRASIL

Esta seção explora a evidência a respeito dos salários relativos na indústria brasileira.

A equação (11) pode ser reescrita como:

$$(11') \quad \text{Ln } Z/W = \alpha_0 + \alpha_1 (g + g_{-1}) + \alpha_2 v + \alpha_3 v_{-1} + \alpha_4 (\text{Ln } Z/W)_{-1} + \mu$$

Para tanto, basta observar que:  $z \equiv \text{Ln } \frac{Z}{\bar{Z}}$  e  $w \equiv \text{Ln } \frac{W}{\bar{W}}$ , onde Z e W representam respectivamente os salários da mão-de-obra qualificada e da mão-de-obra não-qualificada. A barra sobre uma variável indica seu nível de equilíbrio de longo prazo. E define-se:

$$\alpha_0 \equiv (1-\rho) (\text{Ln } \bar{Z} - \text{Ln } \bar{W}); \quad \alpha_1 \equiv 0.5 (1-\lambda) \xi$$

$$\alpha_2 \equiv -1 \quad \alpha_3 \equiv \rho; \quad \alpha_4 \equiv \rho$$

$$\mu \equiv 0.5 (1-\lambda) (u + u_{-1})$$

O modelo prediz que, se o Governo absorve os choques de oferta e demanda, então  $0 < \rho < 1$  e  $\xi > 0$ . Por outro lado, se os salários baixos não respondem imediatamente aos distúrbios sofridos pelos salários altos,  $0 < \lambda < 1$ . Segue-se que:

$$\alpha_0 > 0; \alpha_1 > 0; \alpha_2 = -1; \alpha_3 = \alpha_4 = \rho, \text{ sendo } 0 < \rho < 1.$$

Estas hipóteses foram testadas para o caso do Brasil, entre 1962-74 e 1962-77.

Em seguida, descrevem-se brevemente as variáveis utilizadas nas equações constantes da Tabela 1 e das Tabelas do Apêndice (o apêndice descreve em detalhe a fonte e o valor das variáveis).

Os salários da mão-de-obra qualificada são identificados aos salários altos na indústria de transformação entre 1962-1974. Como não existe informação estatística para esses salários a partir de 1974, usaram-se os salários dos mestres-de-obra na indústria de construção entre 1974-1977. Os salários da mão-de-obra não-qualificada são identificados aos salários baixos na indústria de transformação entre 1962-74 e pela mesma razão acima apontada, aos salários dos pedreiros entre 1974-1977.

Supondo-se que os choques de demanda no setor industrial são relativamente mais importantes que os de oferta, pode-se tomar o hiato do produto industrial como uma proxy para  $g$ , ou seja, para o desvio do dispêndio em relação ao seu nível de equilíbrio de longo prazo.

Por último, é preciso considerar o efeito dos controles salariais e da política de salários mínimos sobre os salários baixos. A repressão salarial pode ser interpretada como um choque exógeno, correspondendo à variável  $v$  no modelo. To-

mou-se o logaritmo do salário mínimo deflacionado pelo índice de preço ao consumidor como uma proxy para a compressão salarial.

Da Tabela 1 constam as estimativas para os coeficientes da equação (11'). A equação foi estimada impondo-se as restrições indicadas pela teoria ( $\alpha_3 = \alpha_4$ ), e iguais coeficientes para  $g$  e  $g_{-1}$ , devido ao número pequeno de observações disponíveis. Relaxam-se essas restrições nas equações transcritas nas Tabelas 2., 3., 4., e 5. no Apêndice. Todas elas tendem a confirmar as estimativas registradas na Tabela 1.

A equação (11') comporta-se bastante bem. Todos os coeficientes têm os sinais esperados e  $\alpha_2$  é aproximadamente unitário. Todos os coeficientes encontram-se precisamente estimados com exceção de  $\alpha_3$  (o coeficiente da variável defasada). As equações explicam uma parte substancial da variação dos salários relativos e a estatística  $h$  de Durbin rejeita a hipótese de correlação serial dos resíduos.

TABELA 1

$$\text{Ln } Z/W = \alpha_0 + \alpha_1 (g+g_{-1}) + \alpha_2 v + \alpha_3 \left[ (\text{Ln } Z/W)_{-1} + v_{-1} \right]$$

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$R^2$	DW	SER
1962-77	3.53 (3.60)	.37 (2.76)	-1.22 (-5.76)	.37 (1.53)	.78	2.03 h=- .21	.06
1962-74	3.40 (4.12)	.30 (2.55)	-.85 (-4.11)	.02 (.07)	.77	1.95 h= .26	.05

NOTA: As equações foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários. As estatísticas  $t$  se encontram entre parênteses.

#### 4 - CONCLUSÕES

Este ensaio explorou um modelo de contratos superpostos e suas implicações para a persistência das taxas de inflação e para o comportamento dos salários relativos. Argumentou-se que as taxas de inflação tendem a se tornar rígidas em economias onde o Governo absorve choques de oferta e contesta os choques de demanda apenas parcialmente.

O comportamento dos salários relativos na indústria brasileira foi testado para o período 1962-77. Não se pode rejeitar a hipótese de que os salários altos aumentaram em relação aos salários baixos nos anos em que a demanda cresceu além da tendência. Também não se pode rejeitar a hipótese de que a política de salários mínimos reduziu os salários baixos em relação aos salários altos, nos anos de arrocho salarial. Desta última proposição decorre que a política de salários mínimos é importante na determinação dos salários baixos, tema de permanente controvérsia entre os economistas brasileiros.<sup>6</sup>

#### Apêndice

##### 1 - Salários da mão-de-obra qualificada

Os salários da mão-de-obra qualificada, ou salários altos, entre 1962-1974, foram identificados aos salários do pes

---

<sup>6</sup>Ver, por exemplo, Bacha E. e L. Taylor (1978), "Brazilian Income Distribution in the 1960's: Facts, Model Results and the Controversy", Journal of Development Studies, 14 (3-4), pp. 271-297; Bacha E. (1979), "Crescimento Econômico, Salários Urbanos e Rurais: O Caso do Brasil", PPE, 9 (3), pp. 585-628; Macedo, R. (1974), "A Critical Review of the Relation Between the Post-1964 Wage Policy and the Worsening of Brazil's Size Income Distribution in the Sixties", Explorations in Economic Research, nº 1, pp. 117-140; e Macedo R., e M. Garcia (1978), "Observações sobre a Política Brasileira de Salário Mínimo", FIPE/USP, mimeo.

soal ocupado com a administração na indústria de transformação. Eles foram calculados por Cláudio M. Considera<sup>7</sup> a partir das seguintes fontes:

PERÍODO	FONTES
1962-1965	Anuário Estatístico, IBGE, vários números
1966-1969	Registro Industrial, IBGE, vários números
1970	Censo Industrial, IBGE, 1970
1973-1974	Pesquisa Industrial, IBGE, 1973-74

Para os anos de 1971 e 1972, os salários altos foram obtidos aplicando-se aos níveis salariais de 1970 as taxas de crescimento dos salários altos na indústria de transformação calculados por Considera.<sup>8</sup>

A variável utilizada nas regressões é o logaritmo neperiano do índice dos salários altos. O índice é igual a 100 em 1974.

Não foi possível obter os salários do pessoal ocupado com a administração na indústria de transformação a partir de 1974. Utilizaram-se, a partir de 1974, os salários médios dos mestres-de-obras na indústria de construção, calculados por Bacha.<sup>9</sup> Tomaram-se os logaritmos neperianos dos índices desses

<sup>7</sup>Ver Considera, C., "Price Behavior in the Manufacturing Industry". Tese em elaboração.

<sup>8</sup>Ver Considera, C. (1980), "Estrutura e Evolução dos Lucros e dos Salários na Indústria de Transformação", PPE, 10(1), pp. 71-122, Tabela 2.

<sup>9</sup>Ver Bacha E. (1979), opus cit., Tabela 3.

salários, com base em 1974. Emendou-se a série assim obtida à série anterior (ver a Tabela 6, coluna LnZ).

## 2 - Salários da mão-de-obra não-qualificada

Os salários da mão-de-obra não-qualificada, ou salários baixos, foram identificados aos salários industriais depois ocupado na produção. Foram calculados por Considera das fontes indicadas anteriormente. Para os anos de 1971 e 1972, os salários baixos foram obtidos aplicando-se aos níveis salariais de 1970 as taxas de crescimento dos salários baixos calculados por Considera.<sup>10</sup>

A variável utilizada nas regressões é o logaritmo neperiano do índice dos salários baixos. O índice é igual a 100 em 1974.

Não foi possível obter os salários industriais a partir de 1974. Utilizaram-se os salários dos pedreiros calculados por Bacha.<sup>11</sup> Tomaram-se os logaritmos neperianos dos índices desses salários (base em 1974). Emendou-se a série assim obtida à série já descrita para os salários baixos até 1974 (ver a Tabela 6, coluna LnW).

## 3 - Desvios da demanda agregada (g)

A variável utilizada para medir desvios do dispêndio de seu nível de equilíbrio de longo prazo é o hiato do produto industrial, calculado por Lemgruber.<sup>12</sup>

---

<sup>10</sup>Ver Considera C. (1980), opus cit., Tabela 2.

<sup>11</sup>Ver Bacha E. (1979), opus cit., Tabela 9.

<sup>12</sup>Ver Lemgruber A. (1979), opus cit.

4 - Arrocho salarial (v)

Utilizou-se como proxy para o arrocho salarial o logaritmo neperiano do salário mínimo deflacionado pelo índice de preço ao consumidor. Os salários mínimos foram calculados por Considera<sup>13</sup> e o índice de preço corresponde à linha 64 no IFS, Yearbook 1980.

---

<sup>13</sup>Ver Considera, C.M., "Price Behavior in the Manufacturing Industry". Tese de doutoramento em fase de elaboração.



TABELA 2

$$\text{Ln Z/W} = \alpha_0 + \alpha_1 (g + g_{-1}) + \alpha_2 v + \alpha_3 v_{-1} + \alpha_4 (\text{Ln Z/W})_{-1}$$

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$R^2$	DW	SER
1962-77	3.00 (2.95)	.29 (2.09)	-.90 (-2.96)	.18 (.68)	.52 (2.03)	.81	2.26	.06
1962-77	3.20 (3.37)	.32 (2.54)	-.77 (-3.36)		.42 (2.06)	.81	2.07	.06
1962-74	3.23 (4.08)	.28 (2.57)	-.79 (-4.12)		.10 (.47)	.77	2.07	.05

TABELA 3

$$\text{Ln Z/W} = \alpha_0 + \alpha_1 g + \alpha_2 v + \alpha_3 v_{-1} + \alpha_4 (\text{Ln Z/W})_{-1}$$

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$R^2$	DW	SER
1962-77	2.46 (3.09)	.51 (2.32)	-.80 (-2.82)	.21 (.83)	.57 (2.58)	.83	1.97	.06
1962-77	2.59 (3.36)	.56 (2.69)	-.62 (-3.36)		.47 (2.57)	.81	1.70	.06
1962-74	2.84 (4.97)	.53 (3.39)	-.70 (-5.02)		.07 (.37)	.83	1.70	.04

NOTA: As equações foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários. As estatísticas t aparecem entre parênteses.

TABELA 4

$$\text{Ln Z/W} = \alpha_0 + \alpha_1 g_{-1} + \alpha_2 v + \alpha_3 \left[ (\text{Ln Z/W})_{-1} + v_{-1} \right]$$

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$R^2$	DW	SER
1962-77	3.94 (3.06)	.71 (2.22)	-1.33 (-5.69)	.38 (1.38)	.74	2.34	.06
1962-74	3.30 (2.63)	.46 (1.39)	-.96 (-3.81)	.15 (.46)	.67	2.12	.06

TABELA 5

$$\text{Ln Z/W} = \alpha_0 + \alpha_1 g_{-1} + \alpha_2 v + \alpha_3 (\text{Ln Z/W})_{-1}$$

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$R^2$	DW	SER
1962-77	3.47 (2.78)	.60 (1.95)	-.83 (-2.78)	.44 (1.92)	.77	2.52	.06
1962-74	3.15 (2.77)	.43 (1.50)	-.77 (-2.81)	.20 (.79)	.68	2.35	.06

NOTA: As equações foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários.  
As estatísticas t encontram-se entre parênteses.

TABELA 6
VALORES OBSERVADOS DAS VARIÁVEIS

ANOS	Ln Z	Ln W	g	v
1962	0.434	0.577	.0967	4.365
1963	1.371	1.328	.0173	4.331
1964	1.772	1.977	-.0137	4.335
1965	2.140	2.392	-.1430	4.263
1966	2.665	2.719	-.1310	4.061
1967	2.889	3.010	-.1820	4.142
1968	3.214	3.259	-.1380	4.077
1969	3.426	3.494	-.1050	4.112
1970	3.568	3.693	-.0875	4.094
1971	3.790	3.881	-.0351	4.095
1972	4.042	4.081	.0093	4.120
1973	4.378	4.339	.0749	4.157
1974	4.605	4.605	.0877	4.107
1975	4.956	4.897	.0670	4.168
1976	5.348	5.177	.0871	4.155
1977	5.710	5.578	.0438	4.157

FONTE: Ver o Apêndice.