

O papel dos salários reais na determinação da renda: um teste empírico para o Brasil com dados para o período 1971-86*

Alexandre Rands Barros**

Sumário: Introdução; 2. Salários e PIB: uma revisão crítica dos testes anteriores; 3. Modelo keynesiano e identificação da auto-regressão vetorial; 4. Especificação das variáveis; 5. Método de estimação e resultados; 6. Efeitos dinâmicos dos choques autônomos nos salários; 7. Conclusão.

Neste artigo desenvolve-se um teste da hipótese estruturalista de que mudanças autônomas positivas nos salários reais podem ter um efeito positivo e permanente na renda. Para isso utilizou-se de uma auto-regressão vetorial com identificação estrutural, sendo esta feita a partir do modelo macroeconômico keynesiano de curto prazo simples. Utilizou-se, para o teste, dados mensais para a economia brasileira de janeiro de 1971 a março de 1986. Os resultados confirmam a hipótese estruturalista.

This paper develops a test of the structuralist hypothesis that an autonomous innovation in real wages has a positive and permanent effect on GDP. The test consists of a structural vector autoregression, using monthly data for the Brazilian economy from January 1971 to March 1986. The identification of the vector autoregression proceeds from a standard Keynesian model, which imposes short-term restrictions to the parameters of the model. The results confirmed the structuralist hypothesis.

1. Introdução

Os economistas engajados na discussão sobre o desempenho econômico dos países em desenvolvimento encontram-se envolvidos numa controvérsia sobre o papel dos salários reais no crescimento econômico. Baseados na hipótese neoclássica de pleno emprego dos fatores de produção e na idéia de Kaldor e Joan Robinson de que a propensão a poupar dos rendimentos em forma de salários¹ é menor do que a dos rendimentos materializados em lucro ou juros,² muitos vêm sugerindo que um aumento salarial tem um efeito negativo sobre a acumulação de capital e, conseqüentemente, sobre o PIB. Alguns macroeconomistas estruturalistas, contudo, têm enfatizado a deficiência de demanda efetiva como um obstáculo ao desenvolvimento econômico. Dando seguimento a essa idéia, eles concluem que uma redistribuição de renda em favor dos salários pode ser um elemento propulsor do crescimento, uma vez que também aceitam a hipótese de diferencial nas propensões a poupar

* Trabalho desenvolvido enquanto o autor era economista na Organização Internacional do Açúcar, em Londres. Artigo recebido em 18 fev. e aprovado em 26 out. 1993.

**Professor adjunto da Pimes-UFPE.

¹ A partir de agora, todas as vezes em que salários forem mencionados sem qualificação adicional estar-se-á referindo aos salários reais.

² Ver Tobin (1989) para uma apresentação sumária dessa hipótese.

antes mencionada.³ Essa segunda hipótese sobre a relação entre os salários e o PIB é uma consequência direta da formalização apresentada por Kalecki (1968) de uma economia capitalista.

Essas duas hipóteses conflitantes foram sujeitas a testes empíricos usando modelos lineares multisetoriais. Clark (1975) fez uma avaliação de vários desses testes e mostrou que os resultados obtidos são inconclusivos. Taylor (1989),⁴ baseado nesses resultados, desenvolveu um modelo macroeconômico estruturalista que justifica a dubiedade dos resultados empíricos, e Bhaduri & Maglin (1990) estenderam o modelo IS-LM para também incluir essa indeterminação.

Neste artigo utilizou-se um modelo macroeconômico com o mínimo possível de restrições estruturais, dentro da tradição de Sims e Bernanke de auto-regressão vetorial estrutural, para testar as duas visões conflitantes quanto ao efeito de variações exógenas dos salários no PIB.⁵ Lançou-se mão de dados mensais para a economia brasileira relativos ao período janeiro de 1971 a fevereiro de 1986, para estimar o modelo e o efeito dinâmico dos salários no PIB.⁶ Os resultados obtidos dão suporte à visão estruturalista de que variações autônomas nos salários reais têm um efeito positivo e permanente na renda. Ou seja, os resultados dão suporte à hipótese de que uma redistribuição de renda em favor dos salários pode ser utilizada não apenas como política de expansão macroeconômica de curto prazo, mas também como política de crescimento econômico de longo prazo, ao contrário do que é muitas vezes assumido aprioristicamente por modelos macroeconômicos.

Na próxima seção apresenta-se uma revisão crítica de alguns testes anteriormente elaborados para o Brasil. Na seção 3 discute-se uma versão simples do modelo keynesiano de IS-LM que servirá de base para a identificação estrutural da auto-regressão vetorial utilizada. Apresenta-se também na mesma seção o método de identificação da auto-regressão. A seção 4 traz uma discussão das variáveis incluídas no modelo, com ênfase em algumas propriedades estatísticas, e a seção 5 discute o método de estimação e apresenta os resultados para o modelo. A seção 6 apresenta os principais resultados do artigo, que dizem respeito aos efeitos dinâmicos na renda das inovações autônomas nos salários. A seção 7 conclui o artigo.

2. Salários e PIB: uma revisão crítica dos testes anteriores

O uso de modelos macroeconômicos determinísticos para representar a realidade nos países em desenvolvimento normalmente leva à inclusão de salários como uma variável endógena, desprezando-se dessa forma a hipótese marxista de que salários são parcialmente

³ Ver Dutt (1984) e Taylor (1990) para apresentações dos modelos formais estruturalistas com os resultados referidos no texto.

⁴ Ver também Taylor (1991, cap. 3).

⁵ Esse modelo consiste de uma VAR, tal qual sugerida por Sims (1980), com algumas suposições estruturais para identificar o efeito dos choques no primeiro período, como sugerido por Bernanke (1986).

⁶ Apesar de haver dados até de períodos mais recentes, a excessiva exposição da economia brasileira a choques antiinflacionários após o Plano Cruzado levou a muitas mudanças estruturais, que provavelmente levaram a mudanças de parâmetros estruturais. A tentativa de estimação de tais mudanças diminuiria a precisão dos estimadores, principalmente porque exigiria tratamento especial de *outliers*. Diante disso, optamos pela restrição do período utilizado.

exógenos.⁷ Uma conseqüência desse tipo de abordagem é que a maioria dos estudos restringe-se a analisar o efeito que mudanças em outras variáveis acarretam nos salários, em vez de estudar o efeito dos salários nas demais variáveis envolvidas na teorização. Nesses modelos, a causalidade existente entre as variáveis salários e emprego (e, por conseqüência, PIB) vai da segunda para a primeira, tal como argumentado por Keynes (1936), desprezando-se a que opera na direção oposta. Toda a discussão sobre a distribuição de renda no Brasil nos anos 60 implicitamente usa essas relações de causalidade advindas de abordagens determinísticas.⁸ Estudos recentes sobre o caráter cíclico dos salários têm novamente enfatizado a causalidade dos salários para o emprego,⁹ e nenhuma teoria da determinação dos salários, quando sujeita a representações empíricas,¹⁰ tem tido sucesso em tornar marginal o componente exógeno dos salários. Assim sendo, torna-se crucial um estudo mais aprofundado desse componente autônomo bem como das relações entre ele e as demais variáveis econômicas.

Apesar desse efeito maléfico das teorizações com modelos determinísticos, há três testes elaborados para o Brasil das duas hipóteses alternativas quanto ao efeito na renda de variações nos salários. O primeiro foi feito por Locatelli (1985) usando modelos lineares. A matriz de insumo-produto de 1970 foi usada, e obteve-se uma confirmação da hipótese de que salários reais têm um efeito positivo na renda. O segundo teste foi desenvolvido por Amadeo & Pereira (1990), que se valeram do cálculo de coeficientes de correlação intertemporal e usaram dados mensais para a indústria no período 1976-85. Seus resultados favorecem a hipótese de que variações nos salários têm um efeito negativo no PIB. O terceiro foi elaborado por Barros (1990), que lançou mão de uma auto-regressão vetorial estrutural e concluiu que choques nos salários têm um efeito positivo no PIB.

As limitações do teste de Locatelli são as mesmas tradicionalmente atribuídas a todos os testes que usam modelos lineares. Tais modelos têm a fragilidade de estarem sujeitos às incertezas introduzidas pelas imprecisões dos coeficientes técnicos das matrizes de insumo-produto utilizadas. Além disso, eles não só desprezam o efeito que restrições na capacidade produtiva podem ter na plena realização do efeito demanda de variações salariais como também não levam em conta o efeito dos salários na estrutura produtiva. Ou seja, eles desprezam a existência de custos crescentes (ou decrescentes) de escala no curto prazo e substituições entre fatores de produção. Num modelo de auto-regressão vetorial, em que se permita aos salários terem efeitos diferenciados no emprego e na renda, não há esse tipo de problema; principalmente quando se considera que o dinamismo incorporado por esses modelos capta vários tipos de relações entre as variáveis, operando nas diversas frequências.

O teste de Amadeo & Pereira (1990), que se centra na estimação de correlações intertemporais, apesar de incorporar o dinamismo das auto-regressões vetoriais, não consegue distinguir as variações advindas de choques autônomos nos salários daquelas originadas em outras variáveis. Por exemplo, choques de demanda não advindos dos salários podem ter um efeito positivo na renda e nos preços e, conseqüentemente, podem apresentar um efeito negativo nos salários reais.¹¹ Se esses choques prevalecerem, resultados como os de Ama-

⁷ Ver Barros (1991) para a apresentação de uma teoria dos salários em que são enfatizados os componentes endógenos e exógenos à economia relativos à sua determinação.

⁸ Ver Bacha & Taylor (1980) para uma revisão dessa controvérsia.

⁹ Ver Nefzi (1978) e Kennan (1988a e 1988b) para abordagens com essa ênfase.

¹⁰ Ver Ashenfelter (1984) e Sargent (1978).

¹¹ Esse tipo de resultado foi encontrado por Summer & Silver (1989) para os EUA.

deo & Pereira poderão ser encontrados, mesmo que choques nos salários tenham um efeito positivo no PIB. Conseqüentemente, os testes de Amadeo & Pereira (1990) não são suficientemente precisos para indicar qual o efeito sobre o PIB de variações exógenas nos salários.

O presente trabalho pode ser visto como um aperfeiçoamento do método usado por Barros (1990). Apenas usou-se uma abordagem teórica diferente na identificação dos parâmetros do modelo e um período de estimação distinto, visando-se a evitar problemas de instabilidade dos parâmetros. Partiu-se aqui de uma argumentação teórica mais solidamente fundada na teoria keynesiana, incluindo-se o cálculo de intervalos de confiança para os efeitos dinâmicos de variações autônomas nas variáveis.

3. Modelo keynesiano e identificação da auto-regressão vetorial

Consideremos inicialmente o modelo keynesiano formado pelas equações:

$$Y = C + I \quad (1)$$

$$C = C(Y, r - \pi) + e_c \quad C_1 > 0, C_2 < 0 \quad (2)$$

$$I = I(r - \pi) + e_i \quad I_1 < 0 \quad (3)$$

$$W = W(N, \pi, \sigma) + e_w \quad W_1 > 0, W_2 < 0, W_3 > 0 \quad (4)$$

$$M = m(r, \pi, Y) + e_m \quad m_1 < 0, m_2 < 0, m_3 > 0 \quad (5)$$

$$Y = F(N) + e_p \quad F_1 > 0 \quad (6)$$

$$\pi = \alpha(Y - Y_e) + e_\pi \quad \alpha > 0 \quad (7)$$

Nessas equações, Y , C , I e N representam o produto nacional, o consumo agregado, o investimento e o emprego, respectivamente, enquanto r , π , σ e W representam a taxa de juros nominal, a taxa de inflação, a produtividade do trabalho e os salários reais, respectivamente. M e Y_e são a demanda por moeda deflacionada pelo índice de preços — que, pela condição de equilíbrio no mercado monetário, é igual a uma oferta monetária determinada exogenamente — e o nível de equilíbrio do produto, que é tido como determinado a cada instante.

Tais equações são uma versão simplificada do modelo keynesiano apresentado por Sargent (1978, p. 46), introduzindo-se a curva de Phillips. A única diferença importante entre esse modelo e a maioria dos demais modelos keynesianos está na especificação da equação para o salário real. Em vez da tradicional suposição de que salário real é igual a produtividade marginal do trabalho, usou-se a idéia, que tem sido difundida pela teoria de barganha salarial, de que o salário real é diretamente proporcional à produtividade do trabalho e inversamente proporcional ao desemprego (substituído pelo emprego na equação) e à inflação recente.¹²

¹²Ver Blanchard (1991) para uma apresentação do modelo de barganha que usa as relações incluídas nesse modelo. Barros (1991) justificou a especificação da equação (4) através de uma argumentação marxista.

Incluíram-se erros estocásticos nas equações que representam relações comportamentais. Assim sendo, apenas na equação (1) não aparece um termo estocástico, pois essa é a única identidade do modelo. Os elementos estocásticos e_c , e_i , e_w , e_m , e_p e e_π representam inovações no consumo, no investimento, nos salários, na demanda por moeda, na produtividade do trabalho e na inflação, respectivamente.

Esse modelo contém sete equações nas sete variáveis — Y , C , I , W , r , π e N . Sendo σ definida como (Y/N) , ela pode ser desmembrada nessas duas variáveis. As equações (1), (2), (3) e (5) podem ser combinadas em uma única equação, que assume a forma:

$$Y = C(Y, V(M, \pi, Y) - \pi) + I(V(M, \pi, Y) - \pi) + e_c + e_i + e_m \quad (1)$$

na qual V foi definido a partir da equação (5), o que implica que $V_1 < 0$, $V_2 > 0$ e $V_3 > 0$, e e_m foi renormalizado para que fosse pré-multiplicado por 1. Dessa equação obtém-se a derivada do produto com relação à inflação:

$$\frac{\partial Y}{\partial \pi} = \frac{-(m_1 + m_2)(C_2 + I_1)}{m_1(1 - C_1) + m_3(C_2 + I_1)} \quad (8)$$

Como normalmente assume-se que $(1 - C_1) > 0$, os sinais das derivadas especificados nas equações (2), (3) e (5) indicam que a derivada representada na equação (8) é positiva.

A equação (6) pode ser rearranjada para assumir a seguinte forma:

$$N = g(Y) + e_p \quad (6)$$

Apesar de e_p ter sido mantido imutável, ele também é afetado nessa transformação. Porém, por simplicidade mantivemos a mesma notação para a inovação, ligeiramente transformada, já que isso simplifica a notação e não traz nenhum prejuízo ao conteúdo. Vale salientar, porém, que nessa nova especificação e_p representa um choque negativo de produtividade.

Uma representação linear e em forma matricial do modelo constituído das equações (4), (1'), (7) e (6') pode ser escrita como:

$$\begin{vmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ 0 & 1 & a_{23} & 0 \\ 0 & a_{32} & 1 & 0 \\ 0 & a_{42} & 0 & 1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} W \\ Y \\ \pi \\ N \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} e_w \\ e_m + e_c + e_i \\ e_\pi \\ e_p \end{vmatrix} \quad (9)$$

Uma generalização dessa representação pode ser feita da seguinte forma:

$$A_0 X_t = B H_t + \sum_{i=1}^n A_i X_{t-i} + e_t \quad (10)$$

onde $X_t = [W_t \ Y_t \ \pi_t \ N_t]'$, $H_t = [1 \ Z_{t-1}]'$, B é uma matriz 4×2 de coeficientes, A_i , para $i = 1 \dots n$, são matrizes de coeficientes e $e_t = [e_w \ e_c + e_i + e_m \ e_\pi + e_p]'$ é o vetor de inovações

autônomas da economia, que é uma versão ligeiramente modificada do vetor encontrado no lado direito da equação (9). Nessa nova especificação, e_m também entrou na equação da inflação, dado que é razoável se supor que há uma resposta imediata dos preços a um aumento da demanda por moeda. Z_{t-1} é a variável de co-integração, que será discutida em maiores detalhes posteriormente, e A_0 é definido como:

$$A_0 = \begin{vmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ 0 & 1 & a_{23} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{vmatrix}$$

Nessa definição de A_0 foram introduzidas algumas generalizações em relação à forma que essa mesma matriz assume na equação (9). Pela segunda linha da representação linear em (9), as inovações em produtividade foram caracterizadas como aquelas que afetam o nível de emprego sem alterar o nível da produção, ou seja, afetam a relação entre emprego e produto.

Apesar de não estar representada no modelo keynesiano, é comumente aceito que as variações de produtividade também afetam o nível dos preços. Assim sendo, relaxou-se a hipótese de que $a_{34} = 0$, a qual implicaria que o emprego afeta os preços apenas através do seu efeito no salário. Normalmente, aceita-se que a produtividade tenha um efeito negativo nos preços. Como o emprego é uma função inversa da produtividade, para um dado nível de produção, é de se esperar que $a_{34} < 0$, já que ele representa basicamente o efeito que variações no emprego advindas de variações de produtividade têm nos preços.

Permitiu-se também que a_{41} seja diferente de zero, introduzindo-se assim uma idéia que é comum em teoria econômica: uma variação no salário real deve ter um efeito negativo no emprego. Esse efeito só pode ser ignorado em modelos determinísticos em que a determinação do salário não está sujeita a mudanças autônomas. Vale salientar que essa relação nos leva a prever que a_{41} seja positivo.

Como o efeito da inflação no produto é uma consequência de seu efeito na demanda efetiva através de uma redução da taxa de juros reais, ela não deve necessariamente implicar mudança de produtividade. Contudo, se as empresas não operarem com retorno constante de escala e houver algum estoque de trabalho qualificado, alguma variação de produtividade pode advir dessa variação do produto. Dessa forma, também relaxou-se a hipótese de que a_{43} é zero. De acordo com a equação (8), $a_{23} < 0$, o que implica que provavelmente também teremos $a_{43} < 0$.

Numa economia altamente indexada, em que a taxa de juros para a maioria das transações é indexada, e por tal determinada *ex post*, é possível que o efeito de curto prazo da inflação no produto, através do seu efeito na taxa de juros reais, seja bastante frágil. Por outro lado, numa economia aberta que tenha taxa de câmbio fixa, a desafagem cambial causada pela inflação pode ter um efeito de demanda negativo. Assim sendo, a hipótese de que $a_{43} > 0$ e $a_{23} > 0$ não pode ser descartada *a priori* em economias como a brasileira.

Como as variações dos salários reais advêm de mudanças originadas tanto nos preços como nos salários nominais, é óbvio que essas variações também afetam a inflação. No que concerne às originadas de variações nos preços, essa relação é trivial. Também é comum se acreditar que variações no salário nominal afetam igualmente os preços. Cada uma dessas

fontes de variação no salário real tem um efeito diferente na inflação. As variações de preços têm um efeito negativo, já que os preços aparecem invertidos nos salários reais. As variações de salários nominais, por sua vez, têm um efeito positivo na inflação. Assim sendo, o valor do coeficiente a_{31} é indeterminado. Se as variações nos preços tiverem maior importância nas variações dos salários reais, o efeito global deverá ser negativo ($a_{31} > 0$). O contrário ocorrerá se as variações nos salários nominais forem mais importantes e tiverem um efeito negativo nos preços. Aqueles que defendem que um arrocho salarial deve ser parte de todo plano de contenção da inflação, defendem que a_{31} deve ser negativo.

Os sinais das derivadas na equação (4) sugerem que $a_{12} < 0$ e $a_{13} > 0$. Quanto a a_{14} , não há uma definição clara. No que depende de W_1 , é de se esperar que $a_{14} < 0$; porém, N também afeta W através do seu efeito na produtividade. Uma mudança de N que não tenha uma contrapartida em Y deve ter um efeito negativo nos salários através da produtividade, levando assim a_{14} a ser positivo. Há também a hipótese keynesiana de que, sendo o salário real igual à produtividade marginal do trabalho e estando as firmas operando com retorno decrescente de escala, um aumento do emprego tende a levar a uma redução do salário real, junto com um aumento dos preços. Esse efeito teria como conseqüência que $a_{14} > 0$ e $a_{34} < 0$, como já visto antes.

Pelas derivadas das equações (6) e (7) é de se esperar que $a_{42} < 0$ e $a_{32} < 0$. Ambos os casos não trazem muita controvérsia e são parte de qualquer modelo keynesiano.

A equação (10) pode ser reescrita como:

$$X_t = \delta_0 H_t + \sum_{i=1}^n \delta_i X_{t-i} + u_t \quad (11)$$

onde: $\delta_0 = A_0^{-1} B$

$$\delta_i = A_0^{-1} A_i \text{ para } i = 1, \dots, n.$$

$$u_t = A_0^{-1} e_t$$

A equação (11) é uma auto-regressão vetorial e, como tal, pode ser estimada diretamente pelo método dos mínimos quadrados. Essa estimação fornecerá, além dos coeficientes δ , a matriz de variância-covariância dos erros u_t , que será chamada de M . Da especificação dos erros na equação (11) pode-se concluir que:

$$D = A_0 M A_0' \quad (12)$$

onde D é a matriz de variância-covariância do vetor e_t . D assume a forma:

$$D = \begin{vmatrix} d_w & 0 & 0 & 0 \\ 0 & d_i + d_c + d_m & d_m & 0 \\ 0 & d_m & d_\pi + d_m & 0 \\ 0 & 0 & 0 & d_p \end{vmatrix}$$

onde d_w , d_i , d_c , d_m , d_x e d_p são as variâncias dos diversos erros no vetor e_t . Uma vez que todos os erros são tomados como independentes, não há covariâncias incluídas na definição de D .

A equação (12) contém 10 relações, que incluem as cinco variâncias ou covariâncias da matriz D e os 10 coeficientes da matriz A_0 . Dessa forma, após igualar-se momentos populacionais a momentos amostrais, cinco relações adicionais terão que ser encontradas para que A_0 e D sejam identificadas. Caso se consiga identificar A_0 e D , os demais coeficientes da equação (10) também serão identificados. Um método de estimação por variáveis instrumentais, que será discutido na seção 4, fornecerá as cinco relações adicionais para identificar o modelo representado pela equação (10).

4. Especificação das variáveis

As variáveis incluídas no modelo são o salário médio real pago na indústria manufatureira (W), a produção industrial (Y), o emprego industrial (N) e a inflação (π). Todas as variáveis, com exceção da inflação, foram usadas em logaritmos naturais, como de praxe. A produção e o emprego industriais foram incluídos em substituição a essas duas variáveis para o conjunto da economia, porque não há séries mensais suficientemente longas para toda a economia. Pela mesma razão, usou-se salários apenas para a indústria manufatureira, em vez de para toda a economia. O anexo 1 contém uma discussão mais detalhada dos dados utilizados e suas fontes.

Tabela 1
Teste de raiz unitária para os salários e sua primeira diferença

Variável	Estatística	$l = 1$	$l = 4$	$l = 7$	$l = 10$
W_t	$Z(\Theta_2)$	2,72	2,88	3,18	3,60
W_t	$Z(\Theta_3)$	2,64	3,02	3,66	4,47
W_t	$Z(\alpha_3)$	-12,22	-13,68	-16,14	-19,29
W_t	$Z(t_\beta)$	1,95	2,14	2,44	2,79
$W_t - W_{t-1}$	$Z(\Theta_2)$	75,14	75,04	75,22	76,31
$W_t - W_{t-1}$	$Z(\Theta_3)$	112,71	112,56	112,83	114,46
$W_t - W_{t-1}$	$Z(\alpha_3)$	-216,80	-222,89	-237,06	-258,44
$W_t - W_{t-1}$	$Z(t_\beta)$	0,89	0,88	0,86	0,85

Nota: Nesta tabela, l é um parâmetro de truncamento, definido por Perron (1988).

Para estimar o sistema representado na equação (10), algumas informações adicionais sobre as características das variáveis contidas no modelo são importantes. Essas características, assim como algumas de suas implicações para as estimações, são analisadas nesta seção, antes de proceder-se às estimações nas seções seguintes. Uma primeira preocupação foi com a existência de um forte comportamento sazonal das variáveis, que pudesse sobre-enfatizar a relação entre as sazonalidades nos coeficientes estimados, distorcendo com isso

os resultados. Estimativas dos espectros de todas as variáveis no modelo mostraram que só os salários e o produto industrial apresentam um forte componente sazonal. Assim sendo, procedeu-se à dessazonalização dessas duas séries usando-se o método desenvolvido por Sims (1974), que mascara as frequências da sazonalidade no espectro das séries. Um *bandwidth* de 7 em torno de cada frequência sazonal foi suficiente para eliminar o pico sazonal do espectro de ambas as séries.

Tabela 2
Teste de raiz unitária para a produção industrial e sua primeira diferença

Variável	Estatística	$l = 1$	$l = 4$	$l = 7$	$l = 10$
Y_t	$Z(\Theta_2)$	5,04	5,48	5,29	5,14
Y_t	$Z(\Theta_3)$	4,49	4,40	4,42	4,45
Y_t	$Z(\alpha_3)$	-10,42	-9,13	-9,59	-10,03
Y_t	$Z(t_\beta)$	1,74	1,52	1,60	1,68
$Y_t - Y_{t-1}$	$Z(\Theta_2)$	139,41	148,45	145,27	143,26
$Y_t - Y_{t-1}$	$Z(\Theta_3)$	209,09	222,65	217,88	214,86
$Y_t - Y_{t-1}$	$Z(\alpha_3)$	-271,24	-258,07	-262,12	-264,97
$Y_t - Y_{t-1}$	$Z(t_\beta)$	1,97	2,24	2,15	2,09

Testes para a presença de raiz unitária em cada uma das séries também foram aplicados. Os testes usados foram aqueles encontrados em Perron (1988). Os principais resultados desses testes para as quatro variáveis do modelo estão apresentados nas tabelas 1 a 4. Valores críticos relevantes para as estatísticas apresentadas nas tabelas mencionadas estão na tabela (A1), no anexo 2. Também apresentou-se nesse anexo as estatísticas usadas e as hipóteses nulas associadas a cada uma delas. Maiores detalhes desses testes podem ser encontrados em Perron (1988). Os resultados obtidos sugerem que produção, emprego e salários industriais têm uma raiz unitária. A hipótese de que há uma raiz unitária na inflação é rejeitada. As evidências sugerem que essa variável possui uma tendência determinística.

Pereira & Duarte (1991), usando a série do índice de preços por atacado (IPA) da FGV, um período de estimação diferente do nosso e a versão aumentada do teste de Dickey e Fuller, obtiveram suporte para a hipótese de que os preços no Brasil têm não só uma tendência determinística mas também uma raiz unitária. Há também a hipótese teórica inercial que argumenta que a inflação, sendo produzida por choques exógenos, tende a se manter num novo patamar ao qual foi levada inicialmente pelo choque.¹³ Se tal hipótese é verdadeira, a inflação brasileira deve conter uma raiz unitária. Frente a essas considerações e considerando os resultados recentes de Stock (1991), que argumenta que os testes de raiz unitária têm uma baixa potência, optou-se por uma estratégia mais cautelosa quanto à especificação da inflação no modelo. Ao invés de se extrair uma tendência determinística de longo prazo, como em Barros (1990), optou-se por extrair a primeira diferença, como sugerido por Campbell & Mankiw (1987).

¹³ Ver, por exemplo, artigos em Rego (1989), particularmente os de Bresser Pereira (1989), Nakano (1989) e Pereira & Romano (1989).

Os resultados concernentes aos salários não são claros em um teste unicaudal com um nível de significância de 90%. Para $l = 10$, $Z(\alpha_3)$ e $Z(t_\beta)$ poderiam estar sugerindo a presença de uma tendência determinística em vez de uma raiz unitária. Se aumentarmos o nível de significância para 95%, obteremos indicações de presença de uma raiz unitária em vez de uma tendência determinística. Já que há suporte para esta última hipótese, quando outros valores de l são usados e para as demais estatísticas usadas, ela foi escolhida como a verdadeira.

Tabela 3
Teste de raiz unitária para o emprego industrial e sua primeira diferença

Variável	Estatística	$l = 1$	$l = 4$	$l = 7$	$l = 10$
N_t	$Z(\Theta_2)$	4,56	3,06	2,63	2,47
N_t	$Z(\Theta_3)$	4,80	3,43	3,08	2,96
N_t	$Z(\alpha_3)$	-2,92	-3,71	-4,29	-4,69
N_t	$Z(t_\beta)$	2,00	1,79	1,74	1,72
$N_t - N_{t-1}$	$Z(\alpha_2)$	-2,89	-3,61	-4,14	-4,51
$N_t - N_{t-1}$	$Z(\Theta_2)$	15,23	15,45	17,22	18,23
$N_t - N_{t-1}$	$Z(\Theta_3)$	22,83	23,17	25,82	27,34
$N_t - N_{t-1}$	$Z(\alpha_3)$	-74,68	-76,04	-81,91	-93,10
$N_t - N_{t-1}$	$Z(t_\beta)$	1,50	1,45	1,15	1,00
$N_t - N_{t-1}$	$Z(\alpha_2)$	-74,88	-76,18	-86,57	-92,48

Tabela 4
Testes de raiz unitária para a inflação

Variável	Estatística	$l = 1$	$l = 4$	$l = 7$	$l = 10$
P_t	$Z(\Theta_3)$	21,4	25,6	36,2	24,1
P_t	$Z(\alpha_3)$	-179,59	-153,71	-195,02	-182,0
P_t	$Z(t_\beta)$	5,67	4,60	5,20	5,74

Outro teste de especificação utilizado, desenvolvido por Stock & Watson (1988), foi empregado para verificar se as três variáveis que foram encontradas como tendo raiz unitária pelos testes desenvolvidos neste artigo são co-integradas. A tabela 5 mostra os resultados obtidos para esse teste e os valores críticos relevantes. A hipótese nula de não-co-integração foi rejeitada para os níveis de significância normalmente considerados razoáveis, o que significa que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre salários, emprego e produção industriais.

Tabela 5
Resultados dos testes de co-integração

Parâmetro L	1	4	7	10	Valor crítico (5%)	Valor crítico (10%)
Estatística	-50,0	-59,2	-63,2	-37,4	-39,0	-34,7

Nota: O teste é para a hipótese nula de que há três tendências comuns (não-co-integração) contra a hipótese alternativa de apenas duas tendências (há co-integração). O teste usado permite que as variáveis tenham um valor inicial diferente de zero e que contenham um deslocamento (*drift*). Ver Stock & Watson (1988) para maiores detalhes sobre esse teste. Os valores críticos apresentados foram obtidos de Stock & Watson (1988, p. 1.105).

Diante dessas características das variáveis, optou-se por estimar a equação (9) com W , Y e N em primeira diferença dos seus logaritmos e π em primeira diferença, como já mencionado. Dessa forma, Z_{t-1} , incluída nas equações (8) e (9), foi definida como variável de correção dos erros.¹⁴ Apesar de a inflação não fazer parte da relação de co-integração, também incluiu-se Z_{t-1} na equação para essa variável, já que excluí-la representaria impor uma restrição desnecessária ao modelo.

5. Método de estimação e resultados

Iniciou-se a estimação obtendo-se a variável de correção dos erros a partir da seguinte equação:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 N_t + \alpha_2 W_t + Z_t \quad (13)$$

Nessa equação todas as variáveis foram usadas em logaritmos naturais, porém não foram extraídas as primeiras diferenças. Segundo resultados de Stock (1987) e Park & Phillips (1988), como há co-integração entre a variável dependente e as independentes, a aplicação do método dos mínimos quadrados nessa equação produz estimadores consistentes, dado que Y_t entra na co-integração com coeficiente diferente de zero (Campbell & Perron, 1991). Por definição, a variável de correção dos erros é gerada como resíduo nessa regressão (ver Engle & Granger, 1987).

Com Z_t gerada, pode-se partir para a estimação da equação (11). Como sugere o modelo de correção dos erros representado naquela equação, extraiu-se a primeira diferença de todas as variáveis incluídas, com exceção da variável de correção dos erros e da constante.

Para a estimação da equação (11), é necessário que se defina a estrutura de defasagem, representada por n naquela equação. Tentou-se inicialmente duas estruturas de defasagens, com nove e 12 defasagens de cada variável em cada equação. O modelo com nove defasagens mostrou sinais de subparametrização para as equações dos salários, produto industrial e emprego, e sobreparametrização para a equação da inflação. Já o modelo com 12 defasagens mostrou sinais claros de sobreparametrização em todas as equações. Assim sendo, tentou-se seis defasagens para a equação da inflação e 11 para as demais. Obteve-se bons resultados no que diz respeito às estatísticas Ljung-Box e Durbin-Watson com essa estrutura, o que nos levou a sua utilização. Todas as estimações nessa etapa foram feitas através

¹⁴ Ver Engle & Granger (1987).

do método dos mínimos quadrados, tal qual sugerido por Engle & Granger (1987) nessa situação de co-integração e representação com um mecanismo de correção dos erros.

Tabela 6
Equação estimada para os salários

Def.	Salários reais		Produção industrial		Inflação		Emprego industrial	
	Coef.	<i>t</i> -est.	Coef.	<i>t</i> -est.	Coef.	<i>t</i> -est.	Coef.	<i>t</i> -est.
1	-0,039	-0,33	-0,218	-2,14	-0,471	-2,02	0,243	0,49
2	0,156	1,27	-0,215	-1,93	0,267	1,04	0,433	0,84
3	0,035	0,28	-0,206	-1,77	-0,116	-0,38	-0,109	-0,22
4	-0,061	-0,50	-0,008	-0,07	-0,626	-1,99	0,112	0,21
5	0,093	0,76	-0,040	-0,34	-0,077	-0,22	-0,136	-0,27
6	0,159	1,29	0,130	1,11	-0,035	-0,10	0,331	0,64
7	0,214	1,73	-0,066	-0,55	0,356	1,00	0,405	0,78
8	0,083	0,68	-0,026	-0,21	-0,512	-1,51	-0,130	-0,26
9	-0,116	-0,95	-0,137	-1,13	-0,193	-0,57	-0,211	-0,43
10	-0,007	-0,05	-0,235	-2,05	-0,117	-0,38	0,030	0,06
11	-0,076	-0,65	-0,246	-2,50	0,097	0,35	0,353	0,80
Z_{t-1}	0,099	1,67		cons.	0,08	2,07		
R^2	0,40	<i>DW</i>	1,81	$Q(36)$	26,1	α_q	0,89	

Nota: Nesta tabela, def. representa o defasamento da variável, R^2 o coeficiente de determinação, *DW* a estatística Durbin-Watson, Q a estatística Ljung-Box, com os graus de liberdade entre parênteses, e α_q o nível de significância para esta última estatística.

Como se viu, é necessário estimar as matrizes A_0 e D para se obter os coeficientes da equação (10). Como a matriz M , estimada a partir dos erros da equação (11), e a equação (12) não são suficientes para estimar A_0 e D , procedeu-se à estimação de alguns coeficientes através do método de variáveis instrumentais. Mais precisamente, usou-se a oferta monetária real ($M1$) e as exportações (E) como instrumentos para a produção, o emprego e a inflação, na equação dos salários, e como instrumentos para a produção e o emprego, na equação da inflação. Assim sendo, estimou-se a equação:

$$X_t = B_0 H_t + B_1 X_t + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + v_t \quad (14)$$

Onde:

$$B_1 = \begin{vmatrix} 0 & -a_{12} & -a_{13} & -a_{14} \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -a_{32} & 0 & -a_{34} \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{vmatrix}$$

Tabela 7
Equação estimada para a produção industrial

Def.	Salários reais		Produção industrial		Inflação		Emprego industrial	
	Coef.	t-est.	Coef.	t-est.	Coef.	t-est.	Coef.	t-est.
1	0,135	1,11	-0,455	-4,35	-0,032	-0,14	1,099	2,17
2	0,021	0,16	-0,185	-1,62	0,448	1,69	0,232	0,44
3	-0,047	-0,38	0,006	0,05	-0,142	-0,46	0,222	0,43
4	-0,199	-1,59	-0,087	-0,72	-0,064	-0,20	0,447	0,83
5	-0,233	-1,85	-0,012	-0,10	-0,550	-1,56	0,608	1,16
6	-0,127	-1,00	-0,152	-1,26	-0,244	-0,67	0,096	0,18
7	-0,149	-1,17	-0,316	-2,58	-0,460	-1,26	0,650	1,22
8	-0,029	-0,23	-0,248	-2,00	-0,567	-1,63	-0,579	-1,11
9	-0,288	-2,30	0,023	0,18	-0,639	-1,84	0,126	0,25
10	-0,055	-0,43	-0,158	-1,33	-0,217	-0,70	0,265	0,51
11	0,011	0,09	-0,064	-0,64	0,036	0,13	-0,332	-0,73
Z_{t-1}	-0,060	-0,73		cons.	0,013	3,25		
R^2	0,48	DW	2,00	$Q(36)$	37,85	α_q	0,38	

A estrutura de defasagens utilizada foi a mesma selecionada para a equação (9), e tanto M1 como E foram incluídos com três defasamentos na construção dos instrumentos. O tempo corrente de M1 e E não foi incluído porque é teoricamente injustificável que a oferta monetária e as exportações sejam independentes das variações autônomas não esperadas nos salários e na inflação, principalmente nesta última.

O método de variáveis instrumentais também poderia ser utilizado para se estimar a_{41} , a_{42} , a_{43} , a_{31} e a_{23} , porém optou-se por estimá-los diretamente da equação (10) e da matriz M

estimada. Isso significa que trabalhamos com um modelo sobreidentificado, fato comum em macroeconometria.

Após a estimação de A_0 e D , foram obtidos os demais coeficientes da equação (10). As tabelas 6 a 9 apresentam os coeficientes e as principais estatísticas das diversas equações contidas na equação (11). A matriz de coeficientes A_0 estimada foi a que se segue:

$$A_0 = \begin{pmatrix} 1 & -0,455 & 1,047 & 3,004 \\ - & (-4,56) & (4,74) & (5,57) \\ 0 & 1 & 1,618 & 0 \\ - & - & (1,62) & - \\ 0,139 & -0,110 & 1 & -0,328 \\ (3,18) & (-2,37) & - & (-1,33) \\ 0,031 & -0,077 & 0,030 & 1 \\ (1,83) & (-4,81) & (0,77) & - \end{pmatrix} \quad (15)$$

Os números entre parênteses, abaixo dos coeficientes, são as estatísticas t -Student para a hipótese de que o coeficiente em questão seja zero. Como os parâmetros têm distribuição semelhante aos obtidos pelo método dos mínimos quadrados (Bernanke, 1986), que é assintoticamente normal, as estatísticas t têm uma distribuição assintótica normal. Como pode ser visto, apenas os valores estimados para a_{34} e a_{43} não são significativamente diferentes de zero, caso se empreguem os níveis de significância comumente usados. Esses coeficientes introduzem, no modelo, o efeito do nível de emprego na inflação e da inflação no nível de emprego. A maioria dos modelos keynesianos assume que a hipótese nula desses testes é verdadeira. Nossos resultados mostram que essas restrições não são rejeitadas aos níveis de significância comumente usados.

Tabela 8
Equação estimada para a inflação

	Salários reais		Produção industrial		Inflação		Emprego industrial	
Def.	Coef.	t -est.	Coef.	t -est.	Coef.	t -est.	Coef.	t -est.
1	0,023	0,51	0,027	0,67	-0,210	-2,38	-0,141	-0,73
2	0,069	1,44	0,025	0,56	-0,502	-5,03	0,328	1,63
3	0,054	1,17	0,014	0,31	-0,238	-2,08	-0,267	-1,32
4	-0,023	-0,51	0,022	0,47	-0,332	-2,88	-0,022	-0,11
5	0,024	0,520	-0,023	-0,52	-0,079	-0,72	0,234	1,18
6	0,056	1,27	0,000	0,01	0,074	0,73	-0,298	-1,73
Z_{t-1}	-0,004	-0,18		cons.	0,00	0,55		
R^2	0,37	DW	2,05	$Q(36)$	27,42	α_q	0,85	

Os sinais de todos os coeficientes estimados conformam-se às expectativas de acordo com as discussões anteriores. Argumentou-se que os sinais de a_{43} e a_{23} são indeterminados numa economia como a brasileira. Os sinais encontrados dão suporte ao efeito da inflação no produto e no emprego que operam via taxa de câmbio. Ou seja, são ambos positivos. Há, contudo, uma explicação adicional que pode dar suporte aos resultados encontrados quanto a esses coeficientes. Como há uma defasagem entre o período de produção e a venda dos produtos e uma defasagem da resposta da política governamental a variações na inflação, pode-se justificar uma reação antecipada dos agentes, já prevendo uma política contracíclica futura e visando a atingir um novo nível ótimo de estoques no futuro, quando as taxas de juros reais devem responder à política contracíclica com uma variação na mesma direção da inflação. Como ajustar o nível de emprego requer mais tempo, uma reação tênue do emprego, junto a uma reação firme da produção, pode ser justificada por essa hipótese.

Tabela 9
Equação estimada para o emprego industrial

Def.	Salários reais		Produção industrial		Inflação		Emprego industrial	
	Coef.	<i>t</i> -est.	Coef.	<i>t</i> -est.	Coef.	<i>t</i> -est.	Coef.	<i>t</i> -est.
1	0,040	1,77	0,029	1,52	0,034	0,76	0,375	4,02
2	-0,003	-0,13	0,063	2,99	0,057	1,17	0,121	1,23
3	-0,012	-0,53	0,087	3,95	-0,036	-0,63	-0,179	-1,89
4	0,002	0,08	0,065	2,91	0,008	0,13	0,029	0,29
5	-0,018	-0,79	0,067	3,01	-0,156	-2,40	0,175	1,81
6	-0,011	-0,47	0,021	0,94	-0,132	-1,96	-0,279	-2,86
7	0,022	0,95	-0,003	-0,12	-0,091	-1,35	0,062	0,63
8	0,027	1,18	0,025	1,08	-0,058	-0,91	0,005	0,05
9	-0,033	-1,43	0,065	2,83	-0,077	-1,21	-0,306	-3,30
10	0,025	1,06	0,018	0,81	-0,006	-0,11	0,027	0,28
11	0,030	1,38	0,005	0,28	0,004	0,09	0,284	3,39
Z_{t-1}	0,010	0,90		cons.	-0,001	-1,59		
R^2	0,69	<i>DW</i>	2,09	$Q(36)$	28,67	α_q	0,80	

O valor estimado de a_{14} é positivo e significativamente diferente de zero. Isso implica que entre os efeitos de produtividade e de demanda que o emprego tem nos salários, o de produtividade predomina. Tal resultado está de acordo com as idéias defendidas por Keynes (1936). Quanto ao coeficiente a_{31} , vê-se que o efeito na inflação de mudanças nos salários nominais não é suficientemente forte para reverter o efeito negativo dos preços. Dado o nível de inflação existente no Brasil, era de se esperar que esse resultado prevalecesse.

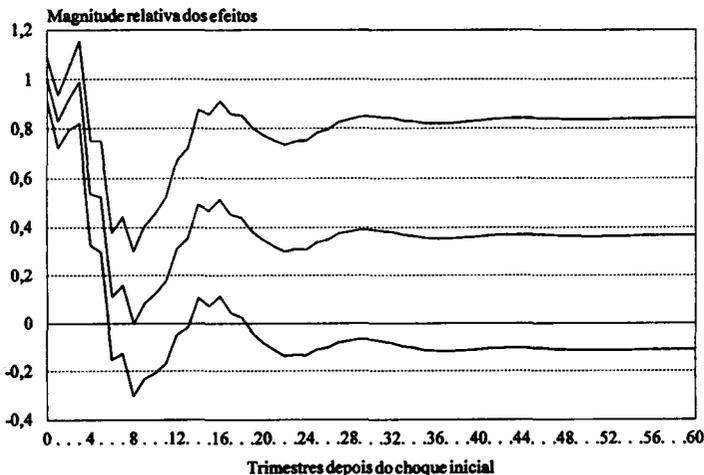
6. Efeitos dinâmicos dos choques autônomos nos salários

A partir dos coeficientes estimados para as equações (10) e (13), pode-se obter os impulsos para o modelo, que mostrarão o efeito dinâmico nas variáveis do vetor X_t dos choques no vetor e_t . Como as variáveis contidas no vetor X_t foram diferenciadas no processo de estimação, faz-se necessária a integração dos efeitos dinâmicos para se obter o efeito nos logaritmos naturais das variáveis em X_t . Sendo esse procedimento já bastante conhecido na literatura econométrica, omitiremos maiores detalhes do método.¹⁵

Os desvios-padrão dos impulsos obtidos também foram calculados. Para tanto, usou-se um método de simulação Monte Carlo, com mil réplicas. Apesar de haver formulações teóricas que determinem os desvios-padrão a partir dos resultados das estimações da equação (11),¹⁶ esses métodos supõem que a matriz $A_0 S$ seja não-estocástica, sendo S a decomposição de Cholesky da matriz D , de forma que $SS' = D$. Como no nosso modelo tanto D como A_0 são estimadas, a suposição de que S é não-estocástica viesaria o desvio-padrão para baixo, indicando um nível de incerteza dos impulsos inferior ao seu nível correto.

Com o método de simulação, pode-se permitir que A_0 e D sejam estocásticas e utilizar suas distribuições para simulá-las no processo de obtenção dos desvios-padrão. Simulou-se A_0 e D utilizando-se os desvios-padrão utilizados para se obter as estatísticas t -Student apresentadas na equação (15), a hipótese de normalidade para A_0 e os resultados obtidos por Kloek & Dijk (1978). Como mostrado por Lütkepohl (1990), a distribuição assintótica dos impulsos é normal, o que permitiu que calculássemos intervalos de confiança de 90% para eles, os quais são apresentados nas figuras 1 a 16, junto com as médias dos impulsos, após suas integrações.

Figura 1
Resposta dos salários a choques neles mesmos
(resposta inicial igual a 1)



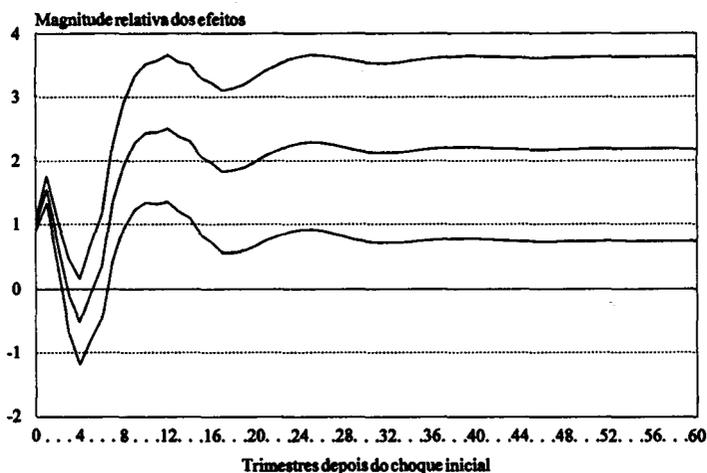
¹⁵ Ao leitor interessado nesses detalhes sugere-se recorrer a Lütkepohl (1991, caps. 2, 3 e 11, e 1990) e Blanchard (1989).

¹⁶ Ver Lütkepohl (1991, cap. 3, e 1990).

A figura 2 mostra que um choque autônomo no salário real tem um efeito positivo no produto. Esse efeito é parcialmente revertido na segunda metade do primeiro ano, mas já no fim do primeiro ano começa a crescer, estabilizando-se a níveis positivos, que são significativamente diferentes de zero ao nível de significância de 90%. *Esses resultados comprovam a hipótese estruturalista de que os salários têm um efeito positivo e permanente na produção.*

O efeito no nível de emprego industrial de uma mudança autônoma no salário real, representado na figura 4, também dá suporte à hipótese central deste artigo. Esse efeito, sendo inicialmente negativo devido à redundância daqueles trabalhadores com produtividade abaixo do novo patamar salarial, logo torna-se positivo com as novas contratações necessárias para satisfazer o novo nível de demanda. Quando o efeito de demanda arrefece, o mesmo ocorre com o efeito no nível de emprego, porém tal efeito eventualmente torna a subir e se estabiliza em níveis acima do original.

Figura 2
Resposta do produto industrial a choques nos salários
(resposta inicial igual a 1)



A figura 3 mostra um resultado que tem sido motivo de controvérsia no Brasil. Embora haja um efeito positivo na inflação quando de uma variação autônoma no salário real, ele logo declina, não resultando qualquer efeito significativo de longo prazo. Em contrapartida, vê-se na figura 11 que um choque na inflação tem um efeito positivo e permanente na mesma, tal qual têm argumentado os adeptos da teoria de inflação inercial. Assim sendo, percebe-se que há choques com efeito positivo na inflação que desencadeiam um processo de ajuste econômico que mantém o nível de inflação mais elevado do que anteriormente. Porém, há outros choques que, apesar de desencadearem uma resposta positiva da inflação, ativam um mecanismo de reação endógeno que eventualmente compensa o efeito inicial. Não há um componente inercial na resposta da inflação a esse tipo de choque. As figuras 7 e 15 trazem exemplos adicionais de choques com possíveis reações desse tipo, os quais mostram que os choques de demanda e produtividade também não têm um efeito permanente na inflação que seja significativamente diferente de zero a 90%.

Figura 3
Resposta da inflação a um choque inicial nos salários
 (resposta inicial igual a -1)

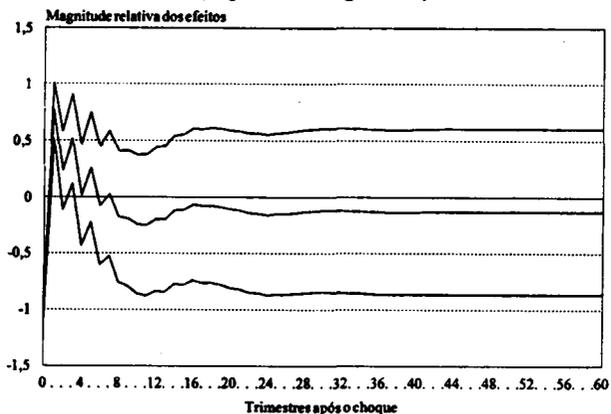


Figura 4
Resposta do emprego a choques nos salários
 (resposta do segundo periodo igual a 1)

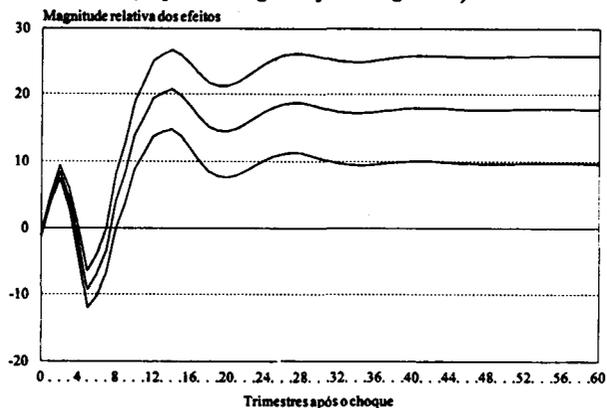


Figura 5
Resposta dos salários a choques no produto industrial
 (resposta inicial igual a 1)

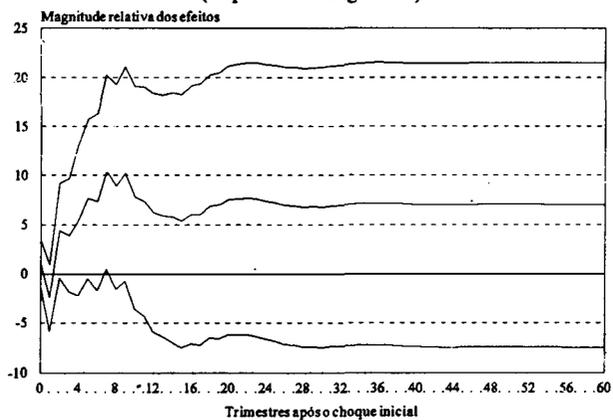


Figura 6
Resposta do produto industrial a choques nele mesmo
 (resposta inicial igual a 1)

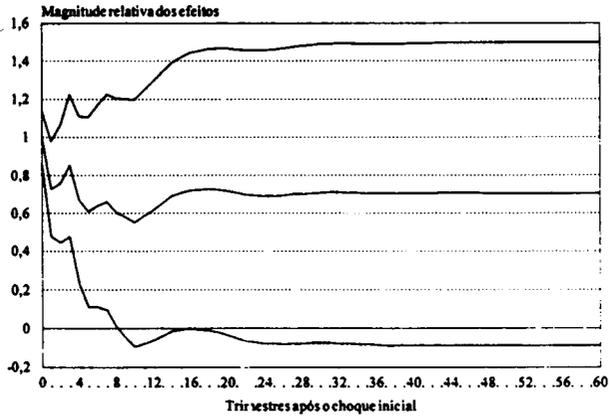


Figura 7
Resposta da inflação a choques no produto industrial
 (resposta inicial igual a 1)

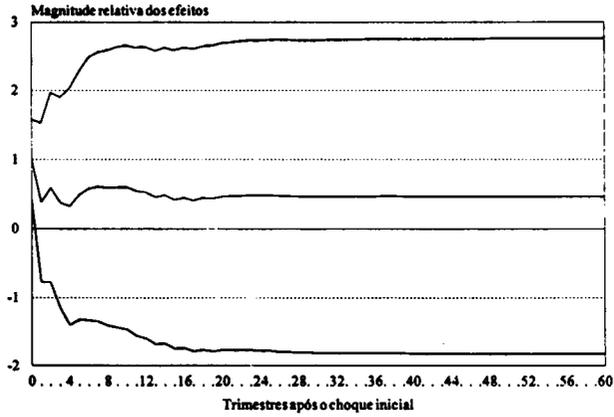


Figura 8
Resposta do emprego a um choque inicial no produto
 (resposta inicial igual a 1)

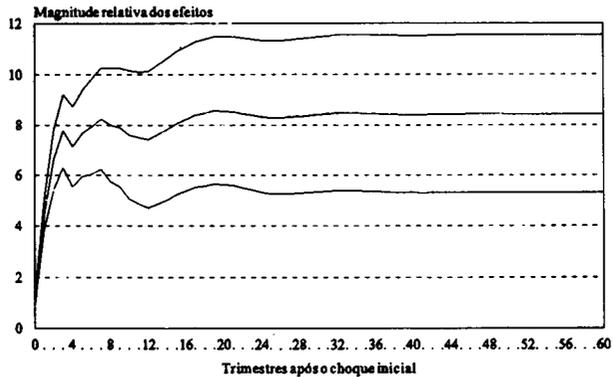


Figura 9
Resposta dos salários a choques na inflação
 (resposta inicial igual a -1)

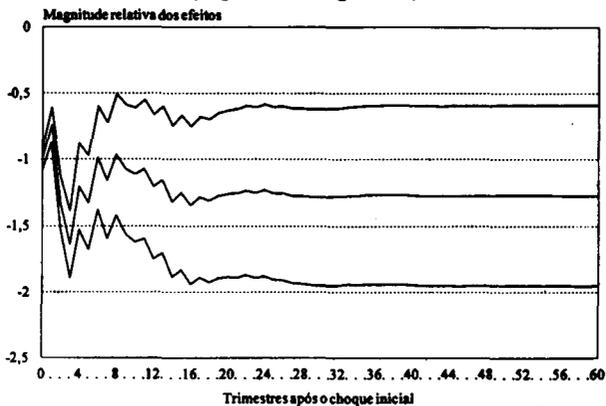


Figura 10
Resposta do produto industrial a choques na inflação
 (resposta inicial igual a -1)

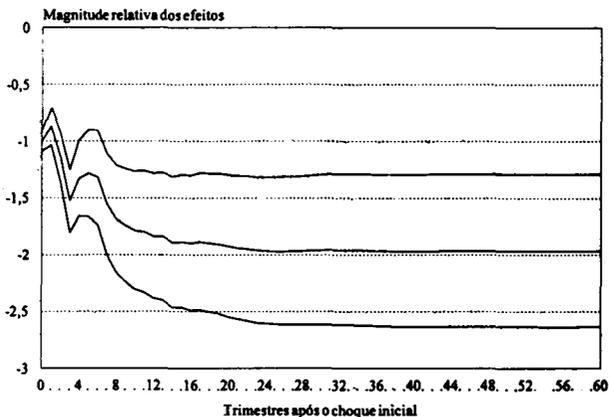


Figura 11
Resposta da inflação a choques nela mesma
 (resposta inicial igual a 1)

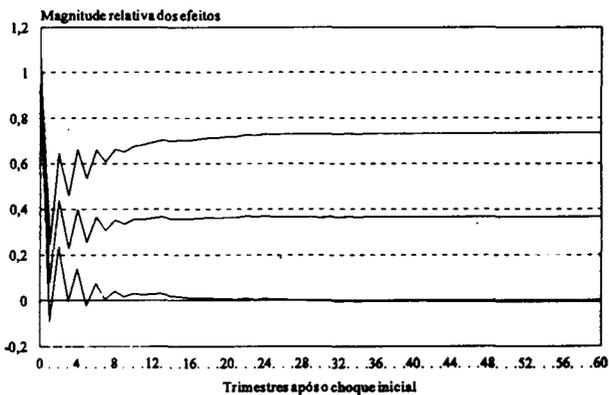


Figura 12
Resposta do emprego a choques na inflação
 (resposta inicial igual a -1)

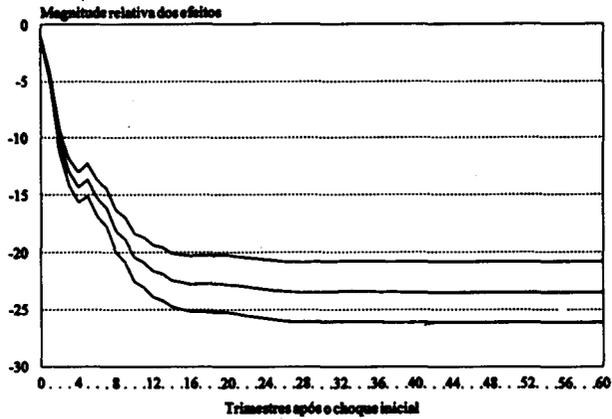


Figura 13
Resposta do salário a choques no emprego
 (resposta inicial igual a -1)

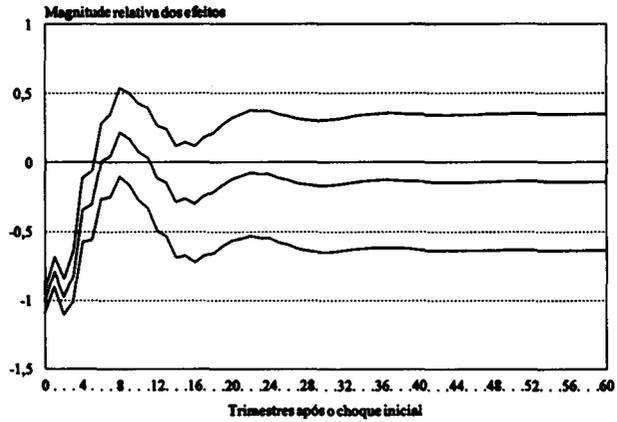


Figura 14
Resposta do produto industrial a choques no emprego
 (resposta inicial igual a -1)

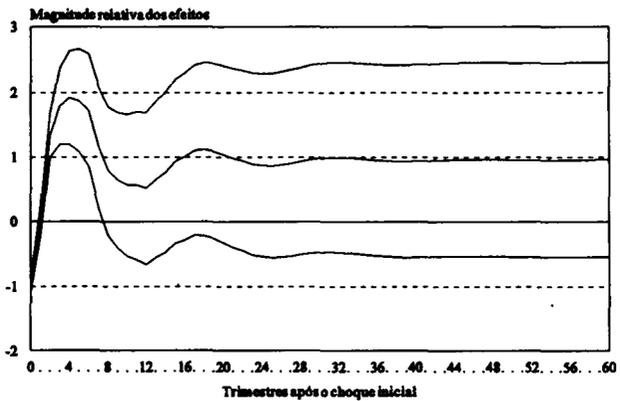


Figura 15
Resposta da inflação a choques no emprego
 (resposta inicial igual a 1)

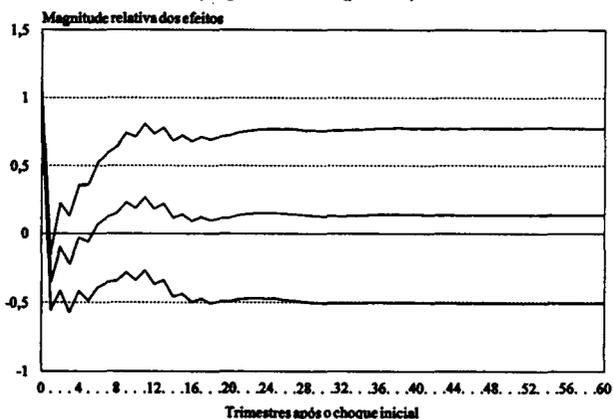
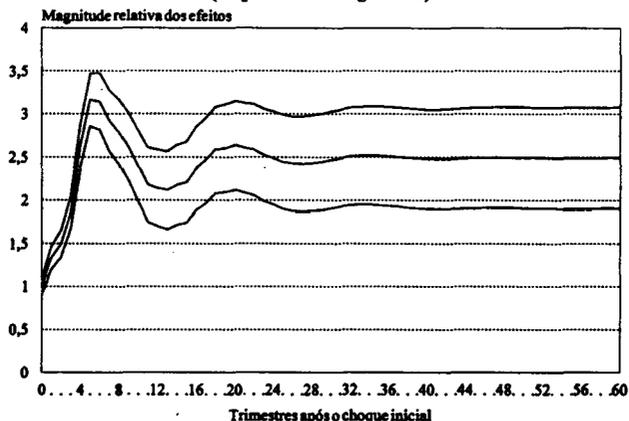


Figura 16
Resposta do emprego a choques nele mesmo
 (resposta inicial igual a 1)



As figuras 9-12 dão suporte à idéia de que a inflação tem um efeito perverso na economia brasileira. O seu efeito a longo prazo é negativo tanto nos salários como no produto e no emprego industriais. Como já mencionado, essa idéia é comumente aceita nas discussões sobre inflação, porém dificilmente encontra-se uma justificativa empírica clara para ela.

7. Conclusão

Este artigo apresentou um modelo macroeconômico adequado ao teste de duas visões conflitantes na interpretação do desenvolvimento econômico brasileiro. Tais visões referem-se ao efeito, no PIB, de uma variação autônoma nos salários reais. O modelo usado, além de simples, requer, para sua identificação, a introdução de poucas suposições teóricas *a priori*. Quando utilizado para testar essas hipóteses com dados referentes à economia brasileira no período entre janeiro de 1971 e fevereiro de 1986, obtêm-se resultados que dão

suporte à hipótese de que inovações autônomas nos salários têm um efeito positivo e permanente no PIB, tal qual argumentado pelos macroeconomistas estruturalistas.

Esse resultado contradiz algumas interpretações de origem neoclássica, baseadas em modelos de crescimento tais como os de Solow e von Neumann, que vêem aumentos salariais como prejudiciais ao crescimento econômico, por dissipar recursos que poderiam ser usados na acumulação de capital. A nível de teoria macroeconômica, os resultados encontrados dão subsídios às teorias de cunho kaleckiano, que sempre enfatizaram o papel da demanda efetiva na determinação do produto, tanto no curto como no longo prazo, ou a modelos recentes de crescimento endógeno que reintroduzem essa relação.¹⁷

O teste desenvolvido utilizou dados referentes apenas ao setor industrial, sendo esse um motivo de cautela na interpretação de sua força. Infelizmente, os dados disponíveis para o Brasil não permitem que se desenvolvam testes abrangendo todos os setores da economia. Contudo, a indústria hoje é um setor de grande importância para a determinação do nível de atividade econômica no Brasil. Dessa forma, acreditamos que os resultados sejam válidos para toda a economia.

Um outro problema que merece alguns comentários é o período coberto pelos dados. O início em 1971 é uma consequência da disponibilidade de dados. O limite superior das séries utilizadas, contudo, reflete uma cautela para não se incluir períodos com mudanças estruturais excessivas que se localizem numa extremidade da série, pois isso poderia viesar a estimação dos parâmetros. Acreditamos que os resultados encontrados são qualitativamente válidos também para períodos mais recentes, pois se a relação teórica é verdadeira, ela persiste mesmo que haja mudança nos valores dos parâmetros que determinam a dinâmica da realidade. Porém, essa extensão depende mais da crença teórica do que de qualquer indicação do teste aqui apresentado. Esse teste objetiva apenas contribuir com mais uma evidência empírica em um debate teórico que, com certeza, não se esgotará com a divulgação desses resultados.

Uma conclusão adicional obtida é que apesar de haver evidência de que alguns choques têm um efeito com alta persistência na inflação, tal fato não ocorre com todo tipo de choque. Particularmente, o efeito na inflação de choques autônomos nos salários reais não parece ter qualquer persistência. Dessa forma, qualquer política de aumento do salário real terá apenas efeitos de curto prazo na inflação.

Referências bibliográficas

Amadeo, E. & Pereira, P. Variáveis distribuídas e ciclo econômico: exame da indústria brasileira (1976-1985). In: *Anais do XII Encontro Brasileiro de Econometria*. Brasília, SBE, 1990.

Ashenfelter, O. Macroeconomic analyses and microeconomic analyses of labor supply. In: Brunner, K. & Meltzer, A. (eds.). *Essays on macroeconomic implications of financial and labor markets and political processes*. Amsterdam, North Holland, 1984. p. 117-56. (Carnegie-Rochester Series on Public Policy, 21.)

Bacha, E. & Taylor, L. Brazilian income distribution in the 1960s: "facts", model results, and the controversy. In: Taylor, L.; Bacha, E.; Cardoso, E. & Lysy, F. *Models of growth and distribution for Brazil*. Oxford, Oxford University Press, 1980.

¹⁷ Ver, por exemplo, Barros (1993a e 1993b).

- Barros, A. The role of real wages on income determination: an empirical test. In: *Anais do XII Encontro Brasileiro de Econometria*. Brasília, SBE, 1990.
- _____. A Marxian theory of wages determination. In: Anpec. *Anais do 19º Encontro Nacional de Economia*. Brasília, Anpec, 1991. v. 1, p. 237-60.
- Bernanke, B. Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester conference on public policy*, 25: 49-100, 1986.
- Bhaduri, A. & Marglin, S. Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies. *Cambridge Journal of Economics*, 14 (4): 375-93, 1990.
- Blanchard, O. A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations. *American Economic Review*, 79(5): 1.146-64, 1989.
- _____. Wage bargaining and unemployment persistence. Mar. 1991. (NBER Working Paper, 3.664.)
- Bresser Pereira, L. A teoria da inflação inercial reexaminada. In: Rego, J. (org.). *Aceleração recente da inflação*. São Paulo, Biegal, 1989.
- Campbell, J. & Mankiw, G. Are output fluctuations transitory? *Quarterly Journal of Economics*, 102(4): 857-80, 1987.
- _____. & Perron, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. In: Blanchard, O. & Fischer, S. (eds.). *NBER Macroeconomic Annual 1991*. Cambridge, Mass., MIT Press, 1991.
- Clark, P. Closing the Leontief model: consistency and macroeconomic planning. In: Blitzer, C.; Clark, P. & Taylor, L. (eds.). *Economy-wide models and development planning*. New York, Oxford University Press, 1975.
- Dickey, D. & Fuller, W. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4): 1.057-72, 1981.
- Dutt, A. Stagnation, income distribution and monopoly power. *Cambridge Journal of Economics*, 8(1): 25-40, 1984.
- Engle, R. & Granger, C. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2): 251-76, 1987.
- Filipe. *Estatísticas Históricas do Brasil*. Rio de Janeiro, 1987. v. 3.
- Fuller, W. *Introduction to statistical time series*. New York, Wiley, 1976.
- Kalecki, M. The Marxian equations of reproduction and modern economics. *Social Science Information*, 7(6), 1968.
- Kenan, J. An econometric analysis of fluctuations in aggregate labor supply and demand. *Econometrica*, 56(2): 317-33, 1988a.
- _____. Equilibrium interpretations of employment and real wage fluctuations. In: Fischer, S. (ed.). *NBER Macroeconomics Annual 1988*. Cambridge, MIT Press, 1988b.
- Keynes, J. *The general theory of employment, interest and money*. London, Macmillan, 1936.
- Locatelli, R. *Industrialização, crescimento e emprego: uma avaliação da experiência brasileira*. Rio de Janeiro, Ipea/Inpec, 1985.
- Lütkepohl, H. Asymptotic distributions of impulse response functions and forecast error variance decompositions of vector autoregressive models. *Review of Economics and Statistics*, 72(1): 116-25, 1990.
- _____. *Introduction to multiple time series analysis*. Berlin, Springer-Verlag, 1991.

- Moreira, A. Crescimento econômico e desigualdade na distribuição da renda. In: Castro Jr., N. & Markwald, R. *Perspectivas da economia brasileira*. Rio de Janeiro, Ipea, 1991. p. 411-28.
- Nakano, Y. Da inércia inflacionária à hiperinflação. In: Rego, J. (org.). *Aceleração recente da inflação*. São Paulo, Bional, 1989.
- Neftci, S. A time series analysis of the real wages-employment relationship. *Journal of Political Economy*, 86(2): 281-91, 1978.
- Newey, N. & West, K. A simple positive definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3): 703-8, 1987.
- Park, L. & Phillips, P. Statistical inference in regressions with integrated processes: part 1. *Econometric Theory*, 4(3): 468-97, 1988.
- Pereira, P. & Duarte, A. Paridade do poder de compra e paridade da taxa de juros para o Brasil: uma abordagem via co-integração multivariada. In: *Anais do XIII Encontro Brasileiro de Econometria*. Curitiba, SBE, 1991.
- Pereira, E. & Romano, R. Inércia e aceleração inflacionária no contexto do processo de ajustamento da economia brasileira. In: Rego, J. (org.). *Aceleração recente da inflação*. São Paulo, Bional, 1989.
- Perron, P. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2/3): 297-332, 1988.
- _____. Test of joint hypotheses for time series regression with a unit root. In: Fomley, T. & Rhodes, G. (eds.). *Advances in econometrics*. London, JAI Press, 1990.
- Phillips, P. Time series regression with a unit root. *Econometrica*, 55(2): 277-302, 1987.
- Rego, J. *Aceleração recente da inflação*. São Paulo, Bional, 1989.
- Sargent, T. Estimation of dynamic labor demand schedules under rational expectations. *Journal of Political Economy*, 86(6): 1.009-44, 1978.
- Sims, C. Seasonality in regression. *Journal of American Statistical Association*, 69(347): 618-26, 1974.
- _____. Macroeconomic and reality. *Econometrica*, 48(1): 1-48, 1980.
- Stock, J. Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors. *Econometrica*, 55(5): 1.035-56, 1987.
- _____. Confidence intervals for the largest autoregressive root in US macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, 28(3): 435-60, 1991.
- _____. & Watson, M. Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404): 1.097-107, 1988.
- Sunner, S. & Silver, S. Real wages, employment, and the Phillips curve. *Journal of Political Economy*, 97(3): 706-20, 1989.
- Taylor, L. Demand composition, income distribution, and growth. In: Feiwel, R. (ed.). *Joan Robinson and modern economic theory*. London, Macmillan, 1989.
- _____. Real and money wages, output and inflation in the semi-industrialized world. *Economica*, 57(227): 329-53, 1990.
- _____. *Income distribution, inflation and growth*. London, MIT Press, 1991.
- Tobin, J. Growth and distribution: a neoclassical Kaldor-Robinson exercise. *Cambridge Journal of Economics*, 13(1): 37-45, 1989.

Anexo 1

Descrição dos dados

Neste anexo apresenta-se uma descrição dos dados usados nas estimações do texto. As séries usadas referem-se à produção e ao emprego industriais, salários e preços. Todas as séries são mensais e referem-se ao período entre janeiro de 1971 e fevereiro de 1986.

Salários. O índice de salários médios pagos na indústria de transformação foi usado como índice de salários nominais. De janeiro de 1971 a dezembro de 1985 usou-se um índice fornecido pelo IBGE e apresentado em Fibge (1987, p. 385-98). Para janeiro e fevereiro de 1986, o índice usado refere-se aos salários médios pagos na indústria de bens de capital. Essa segunda série é também fornecida pelo IBGE e foi obtida do *Boletim do Banco Central* (vários números).

Emprego industrial. Usou-se um índice mensal do nível de emprego na indústria de transformação. Os dados de janeiro de 1971 a dezembro de 1985 foram obtidos de Fibge (1987, p. 369-83). Para o período posterior, obteve-se os dados da *Conjuntura Econômica* (vários números).

Produção industrial. Um índice para a indústria de transformação foi obtido de Fibge (1987, p. 361-68). Completou-se o período com dados fornecidos pela *Conjuntura Econômica* para o mesmo índice. Vale lembrar que esse índice já é fornecido em termos reais.

Preços. O índice de preço usado, tanto para o deflacionamento dos salários como para calcular a inflação, foi o índice de preços ao consumidor na cidade do Rio de Janeiro (IPC-Rio, custo de vida total), obtido da *Conjuntura Econômica*.

Tabela A1
Valores críticos para os testes de raiz unitária

Estatísticas	Tamanho da amostra	Probabilidade de um valor menor					
		0,99	0,95	0,90	0,10	0,05	0,01
$Z(\theta_3)$	100	8,73	6,49	5,47	1,38	1,12	0,76
$Z(\theta_3)$	250	8,43	6,34	5,39	1,39	1,13	0,76
$Z(\theta_2)$	100	6,50	4,88	4,16	1,12	0,92	0,63
$Z(\theta_2)$	250	6,22	4,75	4,07	1,13	0,92	0,63
$Z(\alpha_3)$	100	-0,75	-2,62	-3,74	-17,5	-20,7	-27,4
$Z(\alpha_3)$	250	-0,82	-2,64	-3,75	-18,0	-21,3	-28,4
$Z(\alpha_2)$	100	1,14	-0,10	-0,83	-11,0	-13,7	-19,8
$Z(\alpha_2)$	250	1,09	-0,12	-0,84	-11,2	-14,0	-20,3
$Z(t_\beta)$	100	3,53	3,79	2,38			
$Z(t_\beta)$	250	3,49	2,79	2,38			

Fonte: Para $Z(\theta_3)$ e $Z(\theta_2)$, Dickey & Fuller (1981, p. 1.063); para $Z(t_\beta)$, Dickey & Fuller (1981, p. 1.062); para $Z(\alpha_2)$ e $Z(\alpha_3)$, Fuller (1976, p. 371).

Anexo 2
Estatísticas para os testes de raiz unitária usados no texto

Como dito no texto, os testes para a existência de raiz unitária usados foram obtidos de Perron (1988). Esses testes foram inicialmente desenvolvidos por Phillips (1987) e Perron (1990), e se baseiam nas seguintes equações:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta \left(t - \frac{T}{2} \right) + \alpha_1 Y_{t-1} + u_t \quad (A1)$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + u_t \quad (A2)$$

Nessas equações Y_t é a variável para a qual se está fazendo o teste. T é o tamanho da amostra adicionada de 1. De todas as estatísticas usadas, apenas $Z(\alpha_2)$ usa a equação (A2). Todas as demais estatísticas baseiam-se na equação (A1). As estatísticas são:

$$Z(\theta_3) = H_1 \theta_3 - (2S_{II}^2)^{-1} H_2 H_3$$

$$Z(\theta_2) = H_1 \theta_2 - (3S_{II}^2)^{-1} H_2 H_3$$

$$Z(\alpha_3) = T(\alpha - 1) - \left(\frac{T^6}{24D_x} \right) H_2$$

$$Z(t_\beta) = \left(\frac{S_u}{S_{II}} \right) t_\beta - T^3 (2D_x^{0,5} S_{II})^{-1} \left(T \sum_{t=1}^T (y_{t-1} - Y_{-1})^2 \right)^{-0,5}$$

$$H_2 \left\{ 0,5T^{-1,5} \sum_{t=1}^T y_{t-1} - T^{-2,5} \sum_{t=1}^T (t-1)Y_{t-1} \right\}$$

$$Z(\alpha_2) = T(\alpha_1 - 1) - \frac{1}{2} H_2 \left\{ T^{-2} \sum_{t=1}^T (Y_{t-1} - Y_{-1})^2 \right\}^{-1}$$

$$H_1 = \frac{S_u^2}{S_{II}^2}$$

$$H_2 = S_{ii}^2 - S_u^2$$

$$D_x = \det(X'X)$$

$$H_3 = T(\alpha - 1) - \left(\frac{T^6}{48D_x} \right) H_2$$

Nessas equações:

$$Y_{-1} = (n-1)^{-1} \sum_{t=2}^n Y_{t-1}$$

Vale salientar que nessas estatísticas a amostra começa em $t=1$. X é a matriz $(T-1) \times 3$ formada com os regressores da equação (A1). X_t é a matriz transposta de X . S_u^2 é a variância amostral de u , seja em (A1) ou (A2), dependendo do caso. θ_2 e θ_3 podem ser definidos como segue:

$$\theta_2 = (3S_u^2)^{-1} \{ TS_0^2 - TS_u \}$$

$$\theta_3 = (2S_u^2)^{-1} \{ TS_0^2 - TS_u - T(Y_0 - Y_{-1})^2 \}$$

Nessas equações, Y_0 e S_0 podem ser definidos pelas equações:

$$Y_0 = (n-1)^{-1} \sum_{t=2}^n Y_t$$

e

$$S_0 = \left\{ T^{-1} \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_{t-1})^2 \right\}^{0.5}$$

respectivamente. Apenas S_{ii} ainda não foi definido. Essa estatística pode ser estimada de várias formas. A utilizada neste artigo foi uma proposta inicialmente por Newey & West (1987), que é:

$$S_{\beta}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l w(\tau, l) \sum_{t=\tau+1}^T u_t u_{t-\tau}$$

onde

$$w(\tau, l) = 1 - \frac{\tau}{(l+1)}$$

Nesse estimador, l é um parâmetro de truncamento, que pode ser variado. Nas estimações, quatro valores diferentes de l foram usados. Eles foram 1, 4, 7 e 10.

As hipóteses nulas de cada uma das estatísticas usadas para testar a existência de raiz unitária estão apresentadas a seguir. Os valores críticos relevantes estão na tabela A1.

$Z(\alpha_2) : \alpha_1 = 0$ em (A2)

$Z(\alpha_3) : \alpha_1 = 0$ em (A1)

$Z(\theta_2) : \alpha_0 = 0, \alpha_1 = 1$ e $\beta = 0$ em (A1)

$Z(\theta_3) : \alpha_1 = 1$ e $\beta = 0$ em (A1)

$Z(t_{\beta}) : \beta = 0$ em (A1)