

A substituição de moeda no Brasil: a moeda indexada

FERNANDO DE HOLANDA BARBOSA*
PEDRO LUIZ VALLS PEREIRA**
ELVIA MUREB SALLUM**

O processo de dolarização ocorreu em vários países latino-americanos onde a moeda doméstica foi substituída pela moeda estrangeira (o dólar americano). Na economia brasileira, em virtude do sistema de indexação e da sofisticação do setor financeiro, a moeda indexada substituiu a moeda doméstica como reserva de valor, enquanto a moeda doméstica continuou desempenhando sua função tradicional de meio de trocas. Este trabalho apresenta uma análise da substituição de moeda que ocorreu no Brasil e mostra os resultados de uma análise econométrica para o período 1986/91, quando a substituição de moeda tornou-se um fenômeno importante. Em seguida, um modelo teórico de uma economia com moeda indexada é apresentado, e a dinâmica da inflação é analisada neste tipo de ambiente econômico.

1 - Introdução

A substituição de moeda é um fenômeno que ocorre quando a moeda doméstica é substituída, de forma parcial ou completa, por uma moeda estrangeira, que passa a desempenhar as funções tradicionais de meio de trocas, unidade de conta e reserva de valor. Este fenômeno aconteceu em alguns países latino-americanos, como a Argentina, a Bolívia, o Peru, e é também conhecido pelo nome de dolarização, porque o dólar americano substituiu em parte a moeda nacional durante os processos inflacionários crônicos que esses países experimentaram. A literatura econômica recente tem tratado deste assunto e analisado as implicações deste fenômeno [ver, por exemplo, Calvo e Rodriguez (1977), Girton e Roper (1981), El-Erian(1988), Ramirez-Rojas (1985), Calvo e Végh (1992), Rojas-Suarez (1992) e Savastano (1992)].

A economia brasileira está submetida a um processo de inflação crônica desde o fracasso do Plano Cruzado. Todavia, aqui não ocorreu a dolarização da economia, mas sim um tipo de substituição de moeda diferente dos outros países latino-americanos. Em virtude da sofisticação do sistema financeiro brasileiro, a economia criou um tipo de moeda, a moeda indexada, que substituiu o cruzeiro (o cruzado, o cruzado novo) como

* Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas e do Departamento de Engenharia de Produção da Universidade Federal Fluminense.

** Professores do Instituto de Matemática e Estatística da Universidade de São Paulo.

reserva temporária de poder de compra. Esta nova moeda não tem poder liberatório porque o Banco Central proibiu a criação de contas de depósito pelo sistema bancário que permitam o correntista fazer pagamentos com cheques sacados sobre essas contas. Tal fato explica, portanto, a coexistência das duas moedas.

Este trabalho, cujo objetivo é analisar a substituição da moeda com poder liberatório pela moeda indexada na economia brasileira, está organizado do seguinte modo: a Seção 2 deriva uma equação de demanda da proporção entre moedas não-indexada e indexada a partir de um modelo de agente representativo; a Seção 3 apresenta a evidência empírica da substituição de moeda no Brasil no período 1986/91; a Seção 4 descreve um modelo teórico de uma economia com moeda indexada e analisa a dinâmica da inflação neste tipo de ambiente; e a Seção 5 contém um sumário das conclusões do trabalho.

2 - A moeda indexada

Admita-se uma economia em que existem uma moeda de transação (m) e uma moeda reserva de valor (b), a moeda indexada, a qual é remunerada a uma taxa de juros igual a r . Além do nível de consumo (c), os serviços prestados pelas duas moedas são argumentos da função utilidade do agente representativo:

$$u = u(c, m, b), u_c > 0, u_m > 0, u_b > 0, u_m > u_b$$

onde supõe-se que as utilidades marginais são positivas e que a utilidade marginal dos serviços da moeda de transação é maior do que a utilidade marginal dos serviços da moeda indexada.¹

O agente representativo tem uma renda y , um estoque de moeda indexada igual a B e gasta seus recursos em bens de consumo, pagando impostos (τ) ao governo e aumentando seu estoque de moedas $\left(\dot{M} = \frac{dM}{dt} \text{ e } \dot{B} = \frac{dB}{dt} \right)$, isto é:

$$y + r \frac{B}{P} = c + \tau + \frac{\dot{M}}{P} + \frac{\dot{B}}{P}$$

O símbolo P representa o índice de preços. Definindo-se $m = M/P$ e $b = B/P$, a restrição anterior pode ser escrita como:

¹ Este modelo segue o enfoque de Sidrauski (1967), em que a moeda diferencia-se dos demais ativos pelos serviços que ela presta. A especificação aqui adotada pretende representar o fato estilizado observado na economia brasileira de que a moeda de transação deixou praticamente de ser usada como reserva de valor, função que passou a ser desempenhada por ativos financeiros, que denominamos moeda indexada.

$$y + rb = c + \tau + \dot{m} + m\pi + \dot{b} + b\pi$$

O estoque total de moeda nesta economia é obtido somando-se os estoques de cada moeda:

$$a = m + b$$

Portanto, da restrição orçamentária do agente deduz-se a variação do estoque total de moeda a cada ponto do tempo:

$$\dot{a} = y + (r - \pi)b - c - \tau - m\pi$$

O problema do agente representativo consiste em escolher valores de c , m e b que maximizam:

$$\int_0^{\infty} e^{-\rho t} u(c, m, b) dt$$

sujeito às seguintes restrições:

$$\dot{a} = y + (r - \pi)b - c - \tau - m\pi$$

$$a = m + b \text{ e } a(0) = a_0$$

onde ρ é a taxa de desconto intertemporal e a_0 o estoque inicial de moedas.

O hamiltoniano de valor corrente deste problema é dado por:²

$$H = u(c, m, b) + \lambda [y + (r - \pi)b - c - \tau - m\pi] + \gamma(a - m - b)$$

As condições de primeira ordem para um máximo são:

$$\frac{\partial H}{\partial c} = u_c - \lambda = 0$$

2 Para a solução deste tipo de problema, ver, por exemplo, Léonard e Long (1992).

$$\frac{\partial H}{\partial m} = u_m - \lambda \pi - \gamma = 0$$

$$\frac{\partial H}{\partial b} = u_b + \lambda (r - \pi) - \gamma = 0$$

$$\dot{\lambda} = \rho \lambda - \frac{\partial H}{\partial a} = \rho \lambda - \gamma$$

com a seguinte condição de transversalidade:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda a e^{-\rho t} = 0$$

Em equilíbrio ($\dot{\lambda} = 0$), a taxa marginal de substituição entre moeda e consumo é igual à taxa de juros nominal:

$$\frac{u_m}{u_c} = \rho + \pi$$

e a taxa de juros da moeda indexada é igual à diferença entre as taxas marginais de substituição entre cada moeda e consumo:

$$r = \frac{u_m}{u_c} - \frac{u_b}{u_c}$$

Para analisar a dinâmica deste modelo, admita-se que a função utilidade seja aditiva:

$$u(c, m, b) = u(c) + v(m) + x(b)$$

O seguinte sistema de equações diferenciais:

$$\dot{\lambda} = \lambda(\rho + \pi) - u_m$$

$$\dot{a} = y + (r - \pi)b - c - \tau - m\pi$$

tem um ponto de sela, como indicado no Gráfico 1, que satisfaz a condição de transversalidade. Dado um valor inicial a_0 , o valor inicial de λ será igual a λ_0 para que a economia entre na trajetória convergente da sela.

Suponha-se que as funções $v(m)$ e $x(b)$ sejam dadas por:

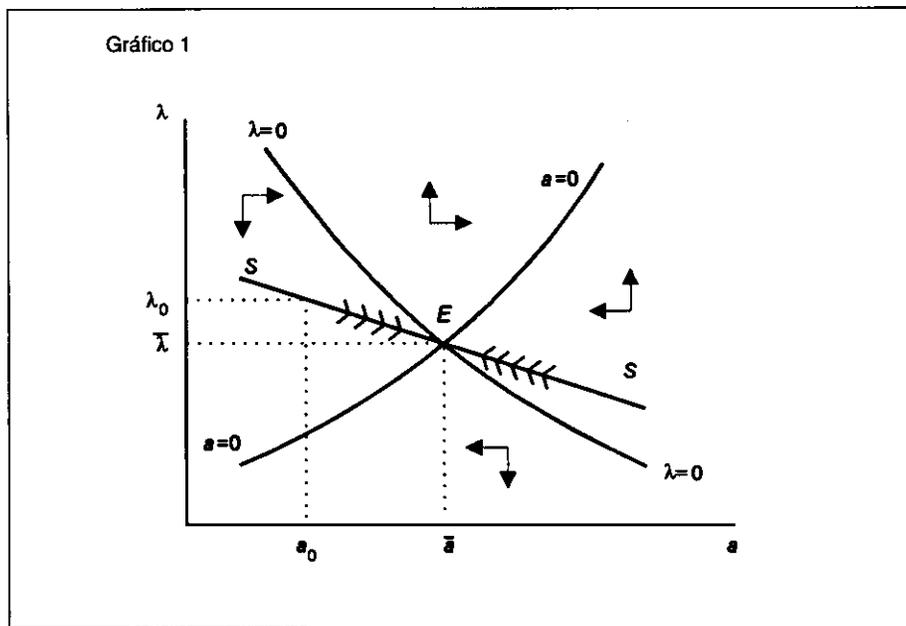
$$v(m) = m(\phi - \theta \log m) \quad \phi > 0, \theta > 0$$

$$x(b) = b(\psi - \Psi \log b) \quad \psi > 0, \Psi > 0$$

Esta forma funcional, quando o modelo tem uma única moeda, produz a equação de demanda de moeda utilizada por Cagan na análise das hiperinflações. Em equilíbrio, a taxa de juros da moeda indexada é igual à diferença entre as taxas marginais de substituição entre cada moeda e consumo: $r = (u_m - u_b) / u_c$. Logo, a proporção entre moeda de transação e moeda indexada depende da taxa de juros da moeda indexada, de acordo com:

$$\log \frac{m}{b} = \alpha - \beta r, \quad \alpha = \frac{\phi - \Psi}{\theta} \text{ e } \beta = \frac{u_c}{\theta}$$

Esta forma funcional será usada na próxima seção para se analisar o fenômeno da substituição de moeda no Brasil.



3 - A substituição de moeda no Brasil: a evidência empírica

A economia brasileira de 1986 até 1991 teve cinco programas de estabilização (os Planos Cruzado, Bresser, Verão, Collor I e Collor II) que fracassaram. O experimento do plano gradualista do ministro Marcílio Marques Moreira também não funcionou. O Gráfico 2 mostra a evolução da taxa de inflação (medida pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas) ao longo do período 1986/92 e revela de maneira nítida a repetição sucessiva dos erros de política econômica.

O Gráfico 3 descreve a evolução do nível de liquidez real no mesmo período medida pelo conceito tradicional de M1, que engloba o papel-moeda em poder do público e os depósitos à vista. Durante o Plano Cruzado a política monetária equivocada conduziu a uma expansão excessiva da moeda, com o aumento da liquidez real. Logo em seguida, a subida da inflação fez com que a liquidez real diminuísse. Nos demais planos observa-se o mesmo padrão: a liquidez real aumenta logo depois do plano para cair em seguida.

No período como um todo, o poder de compra da moeda tradicional retida pelo público diminuiu bastante. Todavia, ao mesmo tempo em que o público fugia de M1, ele aumentava a quantidade de moeda indexada no seu *portfolio*. Com efeito, no Gráfico 4 observa-se a evolução do estoque de moeda indexada em poder do público, medido pela diferença entre os estoques de moedas M2 e M1, dividido pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas. Esta diferença é igual ao estoque de títulos em poder do público, que em geral serve de colateral para as aplicações financeiras que têm liquidez diária e que se constitui no que denominaremos moeda indexada. Esta medida é certamente uma aproximação para o conceito de moeda indexada, porque não se dispõe de uma informação mais acurada para este tipo de ativo financeiro. O Gráfico 4 mostra que ao longo do período 1986/92 o estoque real de moeda indexada aumentou, com exceção da queda brusca que ocorreu com o seqüestro dos ativos financeiros no Plano Collor I, para logo em seguida retornar à sua trajetória ascendente.

O Gráfico 5 apresenta tanto a evolução (do logaritmo) da razão (k) entre os estoques de moeda não-indexada e indexada [$k = M1/(M2 - M1)$] no período 1986/92 quanto o declínio desta razão, com exceção dos períodos iniciais dos Planos Cruzado e Collor I, evidenciando a substituição de moedas que ocorreu na economia brasileira.

A taxa de retorno real da moeda não-indexada é igual ao valor negativo da taxa de inflação esperada ($-\pi^e$) porque sua taxa de retorno nominal é igual a zero. Por outro lado, a taxa de juros real da moeda indexada é igual à diferença entre sua taxa de juros nominal (r_m) e a taxa de inflação esperada. Logo, a diferença entre as taxas de retornos reais das moedas indexada e não-indexada é igual à taxa de juros nominal da moeda indexada [$r_m - \pi^e - (-\pi^e) = r_m$]. Quando esta taxa aumenta, a relação (k) entre as moedas não-indexada e indexada diminui, porque as pessoas substituem uma moeda pela outra. Isto é:

$$\log k_t = \alpha - \beta r_{mt} + \varepsilon_t \quad \beta > 0$$

Gráfico 2
Taxa de inflação

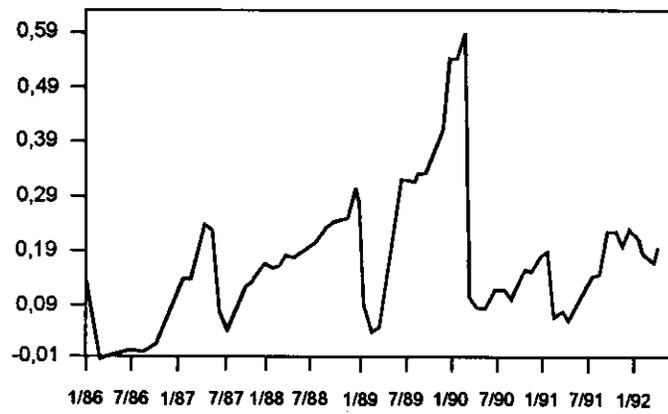


Gráfico 3
Estoque real de moeda não-indexada

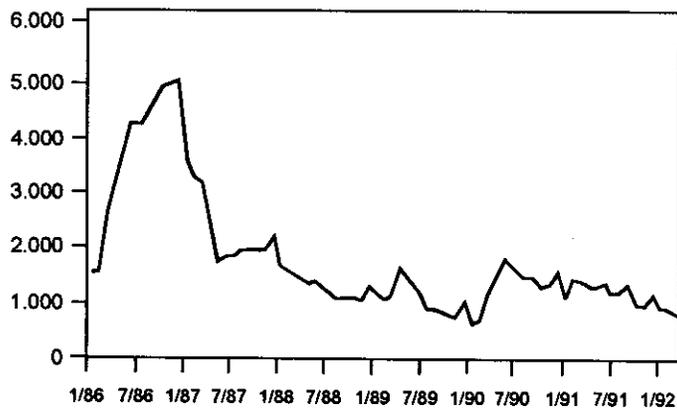


Gráfico 4
Estoque real de moeda indexada

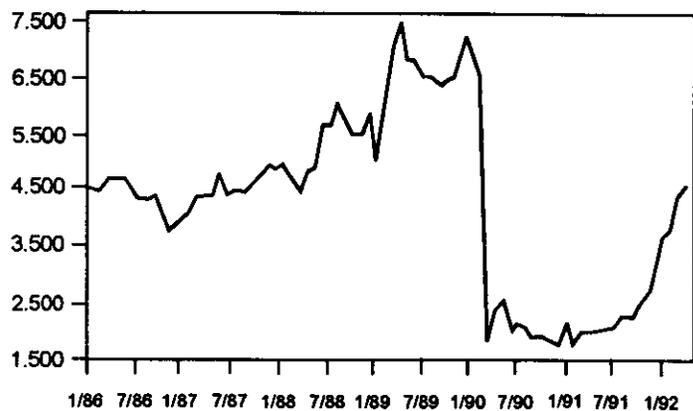
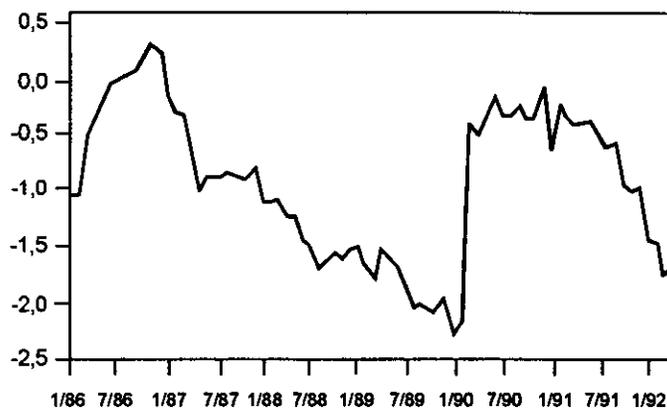


Gráfico 5
Proporção entre moedas não-indexada e indexada



onde ϵ_t é um termo estocástico e α e β são parâmetros. Para se estimar esta equação adotou-se, também, a hipótese de que a taxa de juros nominal da moeda indexada pode ser medida pela taxa de inflação do período $t+1$:

$$r_{mt} = \pi_{t+1}$$

Substituindo-se esta expressão na equação anterior, obtém-se:

$$\log k_t = \alpha - \beta\pi_{t+1} + \gamma D + \delta t + \epsilon_t \quad (1)$$

onde foram acrescentadas uma variável de tendência, um conjunto de variáveis *dummy*, para levar em conta a sazonalidade da relação k , e uma variável *dummy* para captar o efeito do Plano Collor I, em virtude do seqüestro dos ativos financeiros. Esta variável assume o valor 1 durante os meses em que os ativos permaneceram retidos no Banco Central do Brasil, e zero nos demais meses.

A equação (1) representa a solução de longo prazo e também a verificação de que as variáveis k_t e π_{t-1} co-integram. Como mostram Kremers, Ericson e Dolado (1992), o teste de co-integração baseado no modelo de correção dos erros (ECM) é mais poderoso do que o baseado no procedimento de dois estágios proposto por Engle e Granger (1987). Estimou-se então a relação anterior, com dados mensais para o período 1986-2/1992-4, obtendo-se os seguintes resultados:

$\log \hat{k}_t =$	0,25 (1,26)	-0,01 t (-3,40)	-3,16 π_{t-1} (-6,63)	+0,85 D_C (5,80)	
	-0,48 D_1 (-2,24)	-0,56 D_2 (-2,56)	-0,64 D_3 (-2,36)	-0,60 D_4 (-2,36)	-0,54 D_5 (-2,36)
	-0,48 D_6 (-2,12)	-0,59 D_7 (-2,56)	-0,59 D_8 (-2,59)	-0,32 D_9 (-1,40)	-0,36 D_{10} (-1,43)
	-0,29 D_{11} (-1,27)				
	$R^2 = 0,74$		$\hat{\sigma} = 38,81\%$		$DW = 0,38$

onde os valores entre parênteses são as estatísticas t , D_C representa a *dummy* Collor e D_i , $i = 1, \dots, 11$, são as *dummies* sazonais. Embora o R^2 seja baixo, a hipótese de co-integração quando se usa a estatística CRDW é rejeitada a 5%, apesar de o nível crítico ser 0,386, bem próximo do valor obtido anteriormente. Optou-se, portanto, por testar co-integração através de um modelo de correção de erros, em que a dinâmica de longo prazo é dada pela expressão (1) e a de curto prazo por defasagens em Δk_t e $(\Delta\pi_{t+1})^2$. A racionalidade

para esta última variável é a seguinte: como há evidência de que a inflação é um processo cuja variância não é constante, existindo volatilidade, é mais adequado trabalhar-se com o quadrado nas observações, neste caso o quadrado da aceleração inflacionária. Esta variável tenta, portanto, captar a possível volatilidade nas variáveis.

O modelo geral usado foi estimado obtendo-se os seguintes resultados:

$\Delta \hat{k}_t =$	0,11 (1,66)	-0,001 t (-1,32)	+0,10 D_C (1,62)	-0,42 D_1 (-5,38)	-0,13 D_2 (-1,40)	-0,23 D_3 (-2,55)
	-0,09 D_4 (-0,91)	-0,22 D_5 (-2,27)	-0,16 D_6 (-1,72)	-0,21 D_7 (-2,15)	-0,17 D_8 (-2,01)	
	-0,06 D_9 (-0,72)	-0,12 D_{10} (-1,53)	-0,08 D_{11} (-1,01)	-0,23 Δk_{t-1} (1,57)	-0,09 Δk_{t-2} (-0,62)	
	+0,14 Δk_{t-3} (1,00)	+0,06 Δk_{t-4} (0,44)	+0,10 Δk_{t-5} (0,78)	+0,04 Δk_{t-6} (0,33)		
	+0,09 $(\Delta \pi)_{t+1}^2$ (3,21)	+1,18 $(\Delta \pi)_t^2$ (0,93)	+1,45 $(\Delta \pi)_{t-1}^2$ (1,15)			
	+0,01 $(\Delta \pi)_{t-2}^2$ (0,00)	-0,43 $(\Delta \pi)_{t-3}^2$ (-0,37)	-0,74 $(\Delta \pi)_{t-4}^2$ (-0,70)			
	-0,34 $(\Delta \pi)_{t-5}^2$ (-0,33)	-0,15 ECM_{t-1} (3,16)				
	$R^2 = 0,87$	$\hat{\sigma} = 12,76$	$SC = -2,92$	$DW = 1,97$		
	AR (1-5) ~ F (5,36) = 0,32		RESET (1,36) = 0,144			
	ARCH (1-5) ~ F (5,31) = 0,72		$\chi^2_2 = 1,087$			

Nesta especificação não se pode rejeitar a hipótese de que os resíduos são inovações gaussianas e que a forma funcional é correta. Como o coeficiente do termo de correção dos erros é significativo, também não se pode rejeitar a hipótese de co-integração.

A seguir partiu-se para a simplificação do modelo anterior de acordo com a seguinte estratégia:

- a) Modelo 2: exclusão de Δk_{t-6} e $(\Delta \pi)_{t-5}^2$;
- b) Modelo 3: exclusão de Δk_{t-5} e $(\Delta \pi)_{t-4}^2$;
- c) Modelo 4: exclusão de Δk_{t-4} e $(\Delta \pi)_{t-3}^2$;
- d) Modelo 5: exclusão de $(\Delta \pi)_{t-2}^2$;

- e) Modelo 6: exclusão de Δk_{t-2} ;
- f) Modelo 7: exclusão de D_9 ;
- g) Modelo 8: exclusão de D_4 ;
- h) Modelo 9: exclusão de $(\Delta \pi)_t^2$;
- i) Modelo 10: exclusão de D_{11} ;
- j) Modelo 11: exclusão de D_2 ;
- k) Modelo 12: exclusão de D_{10} ;
- l) Modelo 13: exclusão da tendência (t);
- m) Modelo 14: exclusão de D_8 ;
- n) Modelo 15: exclusão de D_c ;
- o) Modelo 16: exclusão de D_6 ;
- p) Modelo 17: imposição da restrição $D_3 = D_5 = D_7$, denotada por D_{357} .

Esta seqüência de redução apresenta um SC (Schwarz Criteria [Hendry (1989)]) sempre decrescente, como pode ser visto no Gráfico 6. O modelo simplificado é então:

$$\Delta \hat{k}_t = 0,15 \Delta k_{t-3} + 8,14 (\Delta \pi)_{t+1}^2 + 0,97 (\Delta \pi)_{t-1}^2$$

(2,90) (15,73) (1,86)

$$0,15 \text{ CONST} - 0,36 D_1 - 0,12 D_{357} - 0,12 \text{ ECM}_{t-1}$$

(-0,88) (7,02) (-3,24) (-2,87)

$$R^2 = 0,83 \quad \hat{\sigma} = 11,93\% \quad \text{SC} = 3,93$$

$$\text{AR}(1-5) \quad F(5,57) = 0,35 \quad \text{ARCH} 5 \quad F(5,52) = 0,60$$

$$\chi^2_2 = 0,42 \quad \text{RESET} \quad F(10,51) = 0,54$$

A qualidade do ajuste pode ser observada no Gráfico 7, que apresenta Δk_t e $\Delta \hat{k}_t$, e observa-se que o modelo é capaz de captar o efeito de retenção de ativos financeiros no Plano Collor. Os resíduos são inovações e apresentam uma estabilidade para todo o período de estimação, conforme o Gráfico 8. O Gráfico 9 apresenta a evolução do ECM para todo o período de estimação. Esta especificação implica uma solução de longo prazo, dada por:

$$\log \hat{k}_t = \text{CONST} - 3,16 \pi_{t+1}$$

que dá um ajustamento de aproximadamente quatro meses.

Gráfico 6

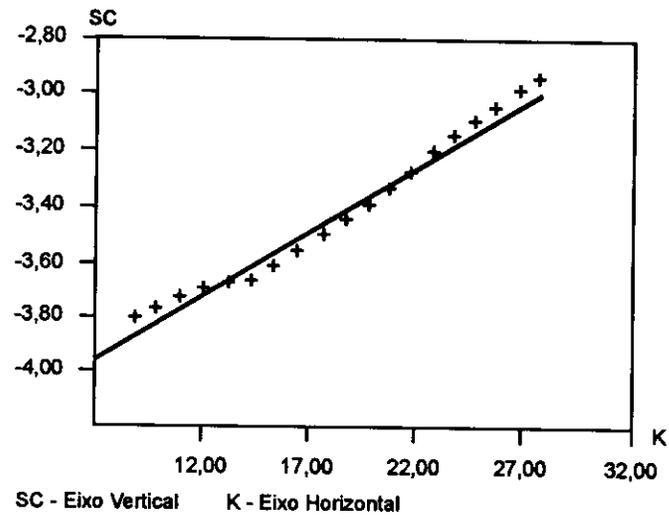


Gráfico 7

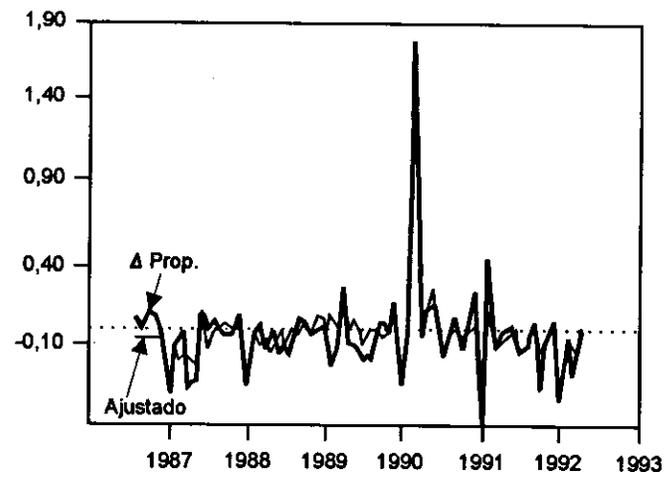


Gráfico 8

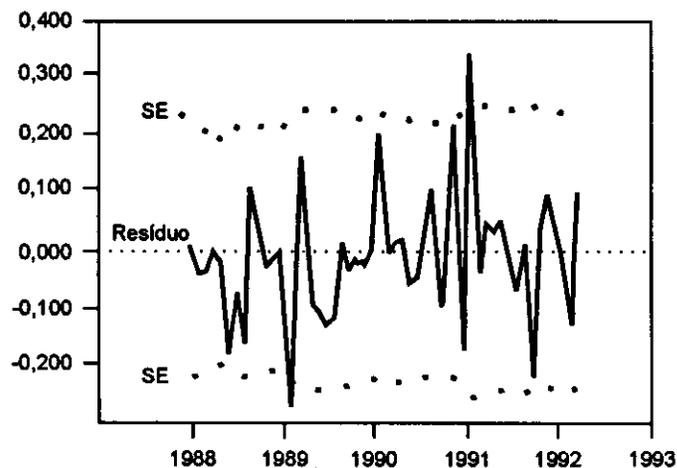
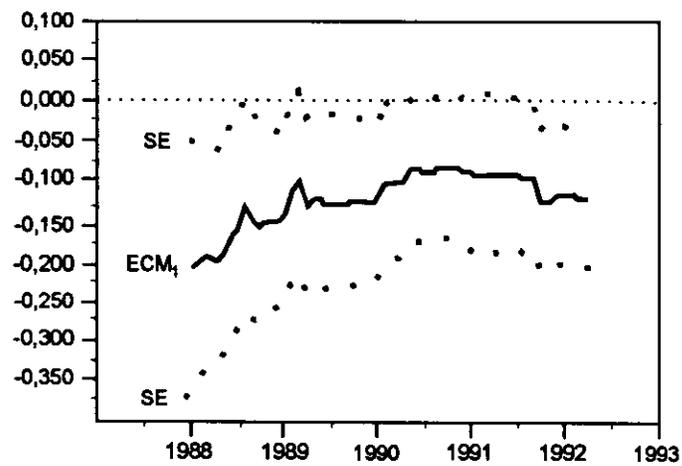


Gráfico 9



4 - Moeda indexada e dinâmica da inflação

O modelo de moeda indexada desta seção é formado por quatro equações:

$$f + (r_b - \pi)b = \overset{\circ}{m} + \pi m + \overset{\circ}{b} \quad (2)$$

$$m = L(r_b)b \quad L' < 0 \quad (3)$$

$$r_b = \theta\pi \quad (4)$$

$$\overset{\circ}{\pi} = G(\pi, m, b) \quad (5)$$

A primeira equação é a restrição orçamentária do governo, cujo déficit operacional é financiado aumentando-se os estoques reais das moedas não-indexada ($\overset{\circ}{m}$) e indexada ($\overset{\circ}{b}$) e através do imposto inflacionário (πm). O déficit operacional é igual à soma do déficit primário (f) mais o pagamento de juros reais ($r_b - \pi$) ao estoque da moeda indexada (b).

A segunda equação diz como o público aloca seus recursos entre moedas não-indexada e indexada. Quando a taxa de juros da moeda indexada aumenta, o público reduz a proporção entre m e b , (daí $L' < 0$).

A terceira equação é a regra de indexação da moeda remunerada. Quando θ é igual a 1, a moeda remunerada é completamente indexada; se $\theta < 1$, a indexação é parcial; e, se $\theta > 1$, existe superindexação.

A quarta equação supõe que a aceleração da inflação ($\overset{\circ}{\pi}$) depende da taxa de inflação π , do estoque real de moeda não-indexada m e do estoque real de moeda indexada b .

Substituindo-se a equação (4) nas equações (3) e (2), obtém-se o seguinte sistema de equações:

$$f + (\theta - 1)\pi b = \overset{\circ}{m} + \pi m + \overset{\circ}{b} \quad (2a)$$

$$m = L(\theta\pi)b \quad (3a)$$

$$\overset{\circ}{\pi} = G(\pi, m, b) \quad (5)$$

Este sistema de equações diferenciais permite analisar o comportamento das variáveis π , m e b , dados o déficit primário e o coeficiente de indexação da moeda remunerada. Todavia, é necessário que se especifique a equação para a aceleração da inflação.

O equilíbrio no mercado de bens e serviços é dado pela curva IS :

$$y = a_0 - a_1 (r - \pi^e) \quad (6)$$

onde y é o (logaritmo) do produto real, r é a taxa de juros nominal e π^e é a taxa de inflação esperada.

A demanda de moeda remunerada depende do seu custo de oportunidade ($r - r_b$) e do nível de renda real de acordo com:

$$\log b = \beta_0 - \beta_1 (r - r_b) + \beta_2 y \quad (7)$$

A equação (3) terá a seguinte forma funcional:

$$\log \frac{m}{b} = \alpha_0 - \alpha r_b \quad (8)$$

Combinando-se as equações (6), (7) e (8), obtém-se a seguinte equação de demanda agregada:

$$y = a_0 + a_1 \log m + a_2 r_b - a_3 (r_b - \pi^e) \quad (9)$$

A taxa de inflação tem uma componente inercial e duas componentes que dependem das condições de mercado, medidas pelo hiato do produto e pela própria variação do produto, de acordo com:³

3 Uma hipótese alternativa seria de que a taxa de inflação no presente depende da taxa de inflação antecipada para o futuro e dos dois componentes de mercado de acordo com:

$$\pi_t = \pi_{t+\Delta t}^e + c_1 (y_t - \bar{y}) \Delta t + c_2 (y_{t+\Delta t} - y_t)$$

Admitindo-se expectativas racionais, $\pi_{t+\Delta t}^e = \pi_{t+\Delta t}$, segue-se que:

$$\frac{\pi_{t+\Delta t} - \pi_t}{\Delta t} = -c_1 (y_t - \bar{y}) - c_2 \frac{(y_{t+\Delta t} - y_t)}{\Delta t}$$

Tomando-se o limite quando $\Delta t \rightarrow 0$, resulta:

$$\dot{\pi} = -c_1 (y_t - \bar{y}) - c_2 \dot{y}$$

$$\pi_t = \pi_{t-\Delta t} + c_1 (y_t - \bar{y}) \Delta t + c_2 (y_t - y_{t-\Delta t})$$

onde Δt é o intervalo de tempo. Pode-se escrever esta expressão da seguinte forma:

$$\frac{\pi_t - \pi_{t-\Delta t}}{\Delta t} = c_1 (y_t - \bar{y}) + c_2 \frac{y_t - y_{t-\Delta t}}{\Delta t}$$

Tomando-se o limite de ambos os lados desta equação quando $\Delta t \rightarrow 0$, resulta:

$$\dot{\pi} = c_1 (y_t - \bar{y}) + c_2 \dot{y} \quad (10)$$

Admitindo-se que a previsão nos mercados de ativos financeiros é perfeita ($\pi^e = \pi$) e, por simplicidade, que o coeficiente c_2 da curva de Phillips é igual a zero, resulta na seguinte equação para a aceleração da taxa de inflação:⁴

$$\dot{\pi} = k + \beta \log m + \gamma \pi$$

onde o parâmetro γ depende de θ .

O sistema de equações diferenciais (2a), (3a) e (5) é, então, o seguinte:

$$f + (\theta - 1) \pi b = \dot{m} + \pi m + \dot{b}$$

$$\log \frac{m}{b} = -\alpha \pi$$

$$\dot{\pi} = k + \beta \log m + \gamma \pi$$

Este sistema de equações diferenciais pode ser analisado de modo similar ao modelo desenvolvido em Barbosa, Oliva e Sallum(1993). Com efeito, eliminando-se a variável

4 Esta equação também poderia ser deduzida combinando-se uma curva de Phillips com o modelo do agente representativo da segunda seção, pois das condições de equilíbrio o consumo é função do estoque real de moeda e da taxa de inflação.

b através da segunda equação, resulta no seguinte sistema de duas equações diferenciais nas variáveis π e m :

$$\begin{cases} \dot{f} = \dot{m} (1 + e^{\alpha\theta\pi}) + \pi m [1 + (1 - \theta) e^{\alpha\theta\pi}] + \dot{\pi} m \alpha \theta e^{\alpha\theta\pi} \\ \dot{\pi} = k + \beta \log m + \gamma \pi \end{cases}$$

Analisaremos em primeiro lugar o caso de indexação perfeita em que o coeficiente θ é igual a 1. Os pontos de equilíbrio do sistema ($\dot{\pi} = \dot{m} = 0$) são dados pela solução da seguinte equação:

$$g(m) = m(k + \beta \log m) = -f\gamma$$

Para $f < f^*$ existem dois pontos de equilíbrio, para $f = f^*$ existe um ponto de equilíbrio e se $f > f^*$, o sistema não admite ponto de equilíbrio, onde $f^* = \frac{\beta}{\gamma} e^{-\frac{k-\beta}{\beta}}$

Consideremos o caso $f < f^*$. Num ponto de equilíbrio, a matriz jacobiana (J) tem traço:

$$\text{tr } J = \frac{\gamma - \pi + e^{\alpha\pi}(\gamma - \alpha\beta)}{1 + e^{\alpha\pi}}$$

e determinante:

$$|J| = \frac{-\gamma\pi + \beta}{1 + e^{\alpha\pi}}$$

O ponto de equilíbrio $B = (m_B, \pi_B)$ de maior ordenada é uma sela, pois $\gamma, \pi_B > \beta$. No outro ponto de equilíbrio A , o determinante é positivo e o sinal do traço é dado pelo sinal de:

$$\varphi(\pi) = \gamma - \pi + (\gamma - \alpha\beta) e^{\alpha\pi} \quad 0 < \pi < \frac{\beta}{\gamma}$$

A tabela a seguir descreve as várias possibilidades de estabilidade de equilíbrio do ponto A , com a ocorrência de bifurcação de Hopf para alguns valores do déficit público, mostrando que a dinâmica da inflação depende dos parâmetros estruturais do modelo.

Parâmetro β	Estabilidade do ponto A
$\frac{2\gamma}{\alpha} \leq \beta$	Poço
$\frac{\gamma}{\alpha} \leq \beta \leq \frac{2\gamma}{\alpha}$	Bifurcação $\begin{cases} f < \bar{f}: \text{Fonte} \\ f > \bar{f}: \text{Poço} \end{cases}$ $f = \bar{f}$
$\frac{\gamma}{\alpha} - \frac{1}{\alpha^2 e^{\alpha\gamma+1}} < \beta < \frac{\gamma}{\alpha}$	Bifurcação $f = f_1 \begin{cases} f < f_1: \text{Fonte} \\ f_1 < f < f_2: \text{Poço} \\ f > f_2: \text{Fonte} \end{cases}$ $f = f_2 > f_1$
$\beta = \frac{\gamma}{\alpha} - \frac{1}{\alpha^2 e^{\alpha\gamma+1}}$	Fonte, $f \neq f_3$
$\beta < \frac{\gamma}{\alpha} - \frac{1}{\alpha^2 e^{\alpha\gamma+1}}$	Fonte

5 - Conclusão

A evidência empírica apresentada neste trabalho dá suporte à hipótese de que houve substituição entre a moeda com poder liberatório e a moeda indexada no Brasil no período 1986/91. Este fenômeno de substituição é diferente da dolarização, em que a moeda doméstica é substituída pela moeda estrangeira. Se, por um lado, impede a transferência de recursos para o exterior, por outro, produz um crescimento desmesurado do setor financeiro e torna a economia bastante resistente à estabilização.

No regime de moeda indexada, a política monetária é passiva, o Banco Central ajusta a taxa de juros ao grau de indexação desejado e a dinâmica da inflação é bastante rica. Esta dinâmica pode gerar trajetórias de inflação estável, como também processos hiperinflacionários e mesmo mudanças qualitativas que transformam um sistema estável em outro instável.

Abstract

The so-called dollarization process occurred in several Latin American countries where a foreign currency (dollar) substituted the domestic money. In the Brazilian economy due to the traditional indexation system and the sophisticated financial sector indexed money substituted the domestic money as a store-of-value, whereas domestic currency is used only as a medium of exchange. This paper presents an analysis of currency substitution in Brazil. First, this paper reports the results of an econometric analysis for the period 1986/91 when currency substitution became important. Then, a theoretical model of an indexed money economy is presented and the dynamics of inflation is analysed in this environment.

Bibliografia

- BARBOSA, F. H., OLIVA, W. M., SALLUM, E. M. A dinâmica da hiperinflação. *Revista de Economia Política*, v. 13, p. 5-24, 1993.
- BARBOSA, F. H., SALLUM, E. M. Hiperinflação e o regime das políticas monetária e fiscal. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, n. 2, p. 219-250, ago. 1993.
- CALVO, G. A., RODRIGUEZ, C. A. A model of exchange rate determination under currency substitution and rational expectations. *Journal of Political Economy*, v. 85, p. 617-625, 1977.
- CALVO, G. A., VÉGH, C. A. Currency substitution in developing countries: an introduction. *Revista de Análisis Económico*, v. 7, p. 3-27, jun. 1992.
- EL-ERIAN, M. Currency substitution in Egypt and the Yemen Arab Republic. *IMF Staff Papers*, v. 35, p. 85-103, Mar. 1988.
- ENGLE, R. F., GRANGER, G. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, Mar. 1987.
- GIRTON, L., ROPER, D. Theory and implications of currency substitution. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 13, p. 12-30, Feb. 1981.
- HENDRY, D. F. *PC-GIVE: An interactive econometric modelling system, version 6.0/6.01*. Oxford: Institute of Economics and Statistics and Nuffield College, University of Oxford, 1989.

- KREMERS, J. J. M., ERICSON, N. R., DOLADO, J. J. *The power of cointegration tests*. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, 1992 (International Financial Discussion Paper, 431).
- LÉONARD, D., LONG, N. V. *Optimal control theory and static optimization in economics*. Cambridge: Cambridge University Press, 1992.
- RAMIREZ-ROJAS, C. L. Currency substitution in Argentina, Mexico and Uruguay. *IMF Staff Papers*, v. 32, p. 629-667, Dec. 1985.
- ROJAS-SUAREZ, L. Currency substitution and inflation in Peru. *Revista de Análisis Económico*, v. 7, p. 153-176, Jun. 1992.
- SAVASTANO, M. A. The pattern of currency substitution in Latin America: an overview. *Revista de Análisis Económico*, v. 7, p. 29-72, Jun. 1992.
- SIDRAUSKI, M. Rational choice and patterns of growth in a monetary economy. *American Economic Review*, v. 57, p. 387-393, 1967.

(Originais recebidos em fevereiro de 1995. Revistos em setembro de 1995.)