

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 335

**O Modelo Hiperinflacionário da
Demanda por Moeda de Cagan
e o Caso do Brasil**

José W. Rossi

ABRIL DE 1994

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

O Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA
é uma Fundação vinculada à Secretaria de
Planejamento, Orçamento e Coordenação.

PRESIDENTE

Aspásia Brasileiro Alcântara de Camargo

DIRETOR EXECUTIVO

Antonio José Guerra

DIRETOR DE ADMINISTRAÇÃO E DESENVOLVIMENTO INSTITUCIONAL

Adilmar Ferreira Martins

DIRETOR DE PESQUISA

Claudio Monteiro Considera

DIRETOR DE POLÍTICA PÚBLICAS

Luis Fernando Tironi

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar
resultados de estudos desenvolvidos no IPEA, informando
profissionais especializados e recolhendo sugestões.

Tiragem: 150 exemplares

SERVIÇO EDITORIAL

Brasília - DF:

SBS, Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES - 10º andar
CEP 70.076-900

Rio de Janeiro - RJ:

Av. Presidente Antônio Carlos, 51 - 14º andar
CEP 20.020-010

SUMÁRIO

1 - INTRODUÇÃO

2 - A INFLAÇÃO BRASILEIRA E AS HIPERINFLAÇÕES CLÁSSICAS

3 - O MODELO DA DEMANDA POR MOEDA

4 - O TESTE DO MODELO DE CAGAN

5 - CONCLUSÕES

BIBLIOGRAFIA

**O MODELO HIPERINFLACIONÁRIO DA DEMANDA
POR MOEDA DE CAGAN E O CASO DO BRASIL ***

José W. Rossi **

* Agradeço os comentários e sugestões de Paulo Levy do IPEA/RIO. Beneficiei-me ainda de discussões com Hedibert F. Lopes acerca de algumas manipulações algébricas numa das notas de pé de página. Esta pesquisa teve o apoio financeiro do CNPq (processo 350128/92-8).

** Do IPEA/Rio e da UFRJ.

1 - INTRODUÇÃO

Após analisar vários episódios de hiperinflação relativos a países europeus do início da década de 20, Cagan (1956) concluiu que as variações nos encaixes monetários reais eram explicadas, essencialmente, por alterações na taxa de inflação esperada. De fato, Cagan sugere que em tais circunstâncias inflacionárias a magnitude das variações dos preços é tão mais acentuada do que aquela das variáveis macroeconômicas reais que as relações entre os fatores monetários podem ser estudadas com um mínimo de interferência do setor real da economia.

Essas ponderações implicam, conforme nos sugere Taylor (1991), certas propriedades para as séries monetárias, que permitem testar a teoria de Cagan utilizando-se as recentes técnicas econométricas de co-integração. Assim, usamos aqui as técnicas de co-integração para testar, com dados mensais a partir de 1980 e considerando distintos períodos, se a demanda por moeda no Brasil se enquadra dentro do modelo de Cagan.

O estudo está assim organizado: na próxima seção confrontamos algumas das características monetárias da inflação no Brasil com aquelas observadas nos casos clássicos de hiperinflação do início da década de 20 (isto é, para a Alemanha, Áustria, Grécia, Hungria, Polônia e Rússia), confrontando-as também com um caso menos conhecido de quase-hiperinflação (Taiwan, entre 1945 e 1949), por este guardar certa semelhança com a experiência atual do Brasil. Na Seção 3, apresentamos o modelo de Cagan para a demanda por moeda. A Seção 4 trata do teste empírico do modelo com dados do Brasil. A Seção 5 conclui o estudo.

2 - A INFLAÇÃO BRASILEIRA E AS HIPERINFLAÇÕES CLÁSSICAS

Inicialmente, a Tabela 1 mostra algumas características monetárias básicas de economias sob regime hiperinflacionário ou quase-hiperinflacionário. No caso do Brasil, que usa dados a partir de 1980, procura-se separar o período com inflação moderada daqueles com altas taxas inflacionárias. Assim, enquanto no período 1980-1/1986-2, que exclui os vários congelamentos de preços e salários iniciados com o Plano Cruzado (fevereiro de 1986), a taxa de inflação média mensal é de 8,25%, quando se estende o período até 1993-12 a taxa de inflação aumenta, apesar dos sucessivos planos heterodoxos de estabilização dos preços,

para 15,02%.¹ A elevação na taxa de inflação entre os dois períodos se deu principalmente nos anos mais recentes, pois a taxa média mensal de inflação aumentou, no período 1990-3/1993-12, para 22,41%. É bom notar que este último período inicia-se com a administração Collor, que já na sua posse (março de 1990) decreta o bloqueio dos ativos financeiros dos agentes econômicos privados. Dois outros períodos são considerados: o que vai de 1986-1 a 1990-3 trata exclusivamente dos anos dos chamados planos heterodoxos de combate à inflação e o outro simplesmente estende esse período até 1993-12; as suas respectivas taxas médias mensais de inflação foram 19,73 e 20,49%.

Pondo as variações de preço no Brasil de outra forma, a Tabela 1 mostra que enquanto no período 1980-1/1986-1 os preços foram multiplicados por 326, entre 1990-3 e 1993-12, com pouco mais da metade da extensão do período anterior, eles foram multiplicados por 10.950; por seu turno, nos períodos 1980-1/1993-12, 1986-1/1993-12 e 1986-1/1990-3, os preços foram multiplicados, respectivamente, por $1,63 \times 10^{10}$, $5,89 \times 10^7$ e 9.757.

Digno de nota ainda, com relação às características monetárias da inflação brasileira, é que, apesar de serem nos vários períodos próximas à taxa de expansão do agregado monetário (M1 e base monetária) e à taxa de inflação, esta última é sempre maior, caracterizando, pois, certa economia nos encaixes monetários reais ao longo do tempo;² semelhante relação entre essas variáveis foi constatada por Rossi (1991).³

Não é tarefa simples estabelecer comparações entre os dados do Brasil com aqueles dos países cujas experiências hiperinflacionárias são retratadas na Tabela 1. O processo inflacionário nesses outros países foi, em geral, muito mais dramático, apesar da sua duração bem menor; por exemplo, a multiplicação dos preços entre 1980-1 e 1993-12 foi no Brasil cerca de 1,6 daquela registrada na hiperinflação alemã ocorrida entre 1922-8 e 1923-11 (isto é,

¹ A taxa média mensal da inflação, g , foi calculada como em Cagan (1956), isto é, o valor de g é tal que $p_t = p_1 (1 + g)^n$, onde p_t e p_1 são, respectivamente, o nível dos preços no final e no início do período, com n sendo o número de meses. A taxa g foi alternativa, estimada com a aplicação de mínimos quadrados e os resultados não diferiram muito nos dois procedimentos.

² A taxa média mensal de expansão dos agregados monetários foi calculada usando-se a mesma fórmula utilizada no cálculo da taxa média mensal da inflação, descrita na nota anterior.

³ Para outros trabalhos recentes que tratam da inflação brasileira e questões correlatas, ver Giambiagi e Pereira (1990), Pastore (1991), Welch (1991), Durevall (1993) e Zini (1993).

Tabela 1
CARACTERÍSTICAS MONETÁRIAS DE SITUAÇÕES DE HIPERINFLAÇÃO *

PAISES	BRASIL					TAIWAN	ÁUSTRIA	ALEMÁNIA	GRECIA	HUNGRIA		POLÓNIA	RUSSIA
	Jan 80	Jan 86	Mar 90	Jan 86	Jan 86					Mar 23	Apr 45		
1 Início da hiperinflação	Jan 80	Jan 86	Mar 90	Jan 86	Jan 86	Out 45	Out 21	Agosto 22	Nov 43	Mar 23	Apr 45	Jan 23	Dez 21
2 Fim da hiperinflação	Dez 93	Jan 86	Dez 93	Dez 93	Dez 93	Jun 49	Agosto 22	Nov 23	Nov 44	Fev 24	Jul 46	Jan 24	Jan 24
3 Fl de meses da hiperinflação	168	73	51	96	96	43	11	16	13	10	12	11	26
4 Razão dos preços no final do mes do item 2 pelo início do mes do item 1	1,63x10 ¹⁰	328 22	9756 86	5 89x10 ⁷	5 89x10 ⁷	4800	69 9	1,02x10 ¹⁰	4,70x10 ⁸	44	3 81x10 ²⁷	699	1 27x10 ⁵
5 Razão da quantidade de M1 no final do mes do item 2 pelo início do mes do item 1 **	2 83x10 ⁹	121 14	5890 6	2 13x10 ⁷	2 13x10 ⁷	840	19 3	7 32x10 ⁹	3 62x10 ⁶	17	1 19x10 ²⁵	395	3 38x10 ⁴
5.1 Razão da base monetária no final do mes do item 2 pelo início do mes do item 1	3 16x10 ⁹	102 1	7530 24	3 13x10 ⁷	3 13x10 ⁷								
6 Razão de (1) por (5)	5 76	2 70	1 66	2 76	2 76	5 71	3 62	1 4	1 30	2 59	3 20	1 77	3 76
6.1 Razão de (1) por (5.1)	5 17	3 20	1 08	1 88	1 88								
7 Taxa média de inflação (% mensal)	15 02	8 25	19 73	20 49	20 49	21 79	47 1	3 22	3 65	4 6	19 800	81 4	5 7
8 Taxa média de variação em M1 (% mensal) **	13 83	6 80	18 55	19 22	19 22	16 94	30 9	3 14	2 20	3 2 7	1 2 200	7 2 2	49 3
8.1 Taxa média de variação na base monetária (% mensal)	13 90	6 54	19 12	19 70	19 70								
9 Razão de (7) por (8)	1 09	1 21	1 03	1 07	1 07	1 29	1 52	1 03	1 66	1 41	1 62	1 13	1 16
9.1 Razão de (7) por (8.1)	1 08	1 26	1 00	1 04	1 04								

* Para todos os países exceto o Brasil, os dados vem de Phylaktis e Taylor (1992) que, por sua vez, reproduzem dados de Cagan (1956), exceto o caso de Taiwan, calculado por aqueles autores.
 ** papel moeda em poder do público, ao inves de M1, para os países que não o Brasil

16,3x10⁹ contra 10,2x10⁹), mas a extensão do período é cerca de 10 vezes maior no caso do Brasil.⁴ Aqui, a comparação mais relevante parece ser entre a experiência atual de quase-hiperinflação do Brasil (período 1990-3/1993-12) e aquela vivida por Taiwan logo no pós-guerra (período 1945-10/1949-6). Há vários pontos em comum nessas duas experiências. É praticamente idêntica a extensão do período quase-hiperinflacionário nos dois países (46 meses para o Brasil contra 43 para Taiwan), como são também aproximadamente iguais as suas respectivas taxas médias mensais de inflação (cerca de 22,4% para o Brasil contra 21,8% para Taiwan), embora não se deva perder de vista o fato de que no nosso caso a quase-hiperinflação é um processo ainda em curso.

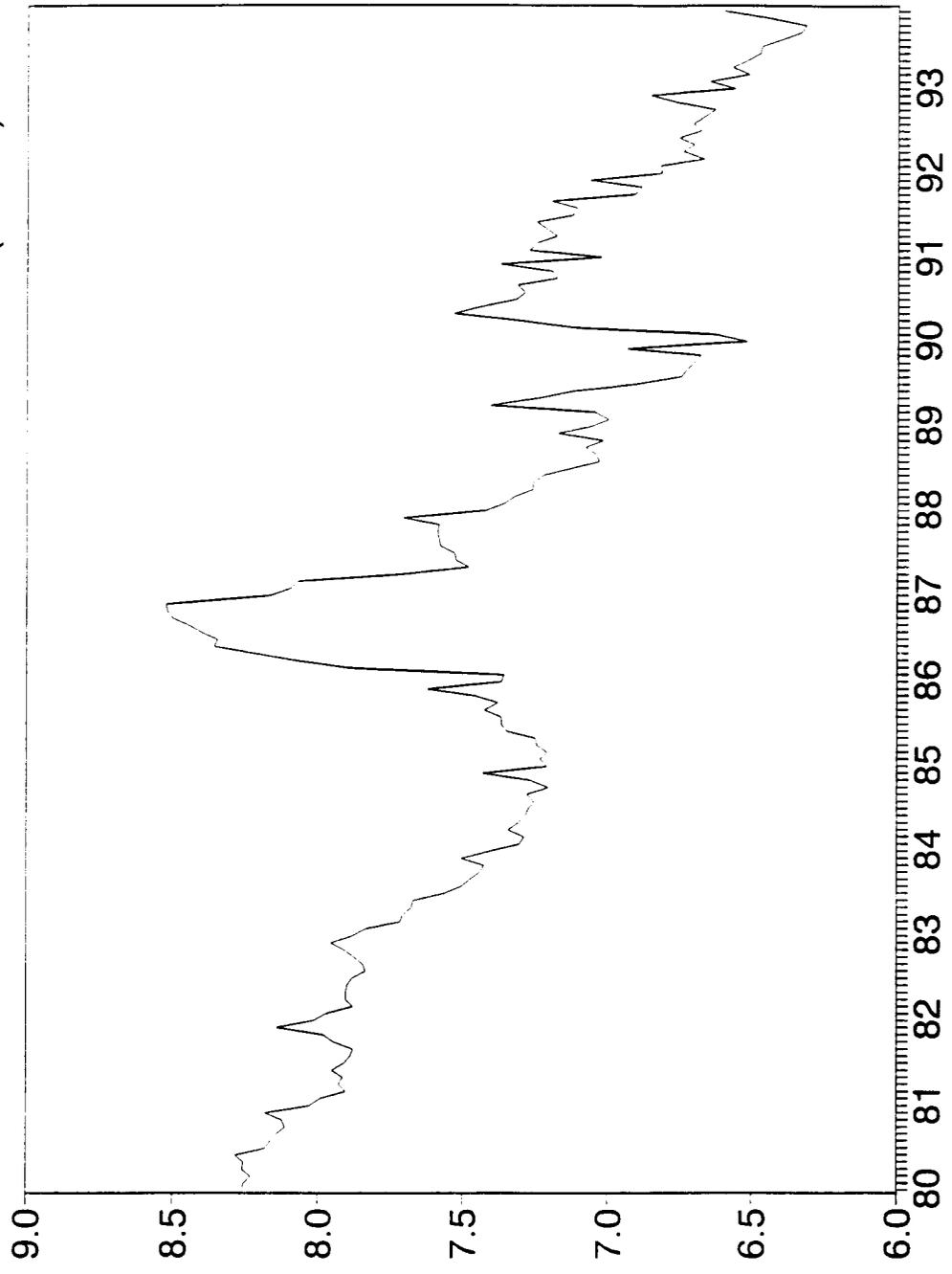
Um aspecto distinto nas experiências do Brasil e de Taiwan relaciona-se à economia nos encaixes monetários, que foi muito mais acentuada no caso de Taiwan; como mostrado na Tabela 1, a razão entre os preços no final e início do período dividida pela razão entre o agregado monetário no final e início do período foi de 5,71 para a Taiwan, contra 1,03 (usando M1) ou 1,5 (usando base monetária) no caso do Brasil, apesar da semelhança na extensão do período nos dois países. A razão dessa discrepância é que, como o nosso processo inflacionário já vem de longa data, torna-se entre nós cada vez mais difícil obter economia adicional nos encaixes monetários. Por exemplo, a razão M1/PIB já era em 1988 cerca de apenas 0,03, quando em períodos de baixa inflação situava-se em torno de 0,12, que é ainda pouco se comparado com os valores observados para os países industrializados, cuja razão situa-se, conforme mostra Barro (1990), entre 0,12 e 0,30. Infelizmente, não dispomos de informações sobre o comportamento da razão M1/PIB durante o processo hiperinflacionário de Taiwan para comparação com o caso atual do Brasil.

O gráfico a seguir mostra a queda dos encaixes reais no Brasil desde 1980, utilizando-se M1 como moeda.⁵ Apenas entre 1987 e 1993 tais encaixes caíram quase 25%, o que é muito se considerarmos o fato de que esses já eram bastante reduzidos em 1987 (cerca de 3% do PIB), mas pouco se comparado com o que ocorreu, por exemplo, durante a grande hiperinflação alemã, em que os encaixes reais em 1923 eram, conforme Barro (1990), tão-somente 3% dos seus níveis em 1921.

⁴Para um estudo interessante sobre alguns desses casos clássicos de hiperinflação ver Sargent (1982). Zini (1993) também analisa vários episódios de hiperinflação, ressaltando os ensinamentos que deles se pode tirar para o Brasil.

⁵Há pouca mudança no gráfico quando nele se substitui M1 pela base monetária.

ENCAIXES MONETARIOS REAIS (M1/P)



3 - O MODELO DA DEMANDA POR MOEDA

Em vista do que foi exposto na Introdução, o modelo de Cagan para a demanda por moeda em situação de hiperinflação é:

$$m_t - p_t = \beta \Delta p_{t+1}^e \quad (1)$$

onde m_t e p_t são, respectivamente, o logaritmo natural do estoque de moeda e do nível dos preços no tempo t , Δ é o operador de primeira-diferença e o sobrescrito e representa a expectativa do agente econômico no tempo t . Já que em situações de hiperinflação é desprezível o efeito de variáveis macroeconômicas reais sobre a demanda por encaixes monetários, tais variáveis são omitidas na especificação acima. As variáveis omitidas poderiam, neste caso, ser representadas por um erro aleatório, com a única exigência que seja estacionário [ver Taylor (1991)].

Quanto ao processo de formação das expectativas inflacionárias da equação (1), suponha que o erro de previsão da inflação seja estacionário, não havendo qualquer outra exigência como, por exemplo, que tais expectativas sejam do tipo adaptativa ou racional; vale dizer:

$$\Delta p_{t+1} = \Delta p_{t+1}^e + \eta_{t+1} \quad (2)$$

onde η_{t+1} é o erro (estacionário) de previsão. Resolvendo para Δp_{t+1}^e e substituindo em (1), tem-se:

$$m_t - p_t = \beta \Delta p_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

onde $\varepsilon_{t+1} = -\beta \eta_{t+1}$.

⁶As equações de (1) a (4) provêm de Phylaktis e Taylor (1992). Assim como fazem esses autores, para facilitar a exposição exclui-se aqui a constante, embora ela seja incluída no exercício empírico. Acresça-se a isso que a inclusão do erro estocástico na especificação da equação (1) em nada altera as conclusões do modelo. Sobre esses pontos, ver Taylor (1991).

⁷Este parece ser, efetivamente, o caso do Brasil, onde se pode constatar facilmente que a inclusão da variável renda na especificação da demanda por moeda resulta, quando aplicada a dados recentes, em coeficiente não significativo para tal variável. Evidência dessa perda de significância estatística para a variável renda, já na primeira metade dos anos 80, pode ser vista em Rossi (1988).

Numa situação de hiperinflação, pode-se supor que tanto os encaixes monetários reais quanto a taxa de inflação são processos não-estacionários, mas as suas respectivas taxas de variação são provavelmente estacionárias, pressupostos esses que, de qualquer modo, são aqui submetidos ao teste empírico. Para usarmos a terminologia de Engle e Granger (1987), enquanto as primeiras variáveis seriam integradas de ordem um, $I(1)$, as segundas seriam $I(0)$. Supondo ser este efetivamente o caso, subtraia-se, então, $\beta\Delta p_t$ de ambos os lados da equação (3), para obter:

$$(m_t - p_t) - \beta\Delta p_t = \beta\Delta^2 p_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

Já que por pressuposto ambos os termos à direita do sinal de igualdade da equação (4) são estacionários, segue-se que também o seriam os dois termos do lado esquerdo dessa equação. Note-se, porém, que como as séries dos dois termos do lado esquerdo são individualmente não-estacionárias, isso implica elas deverem co-integrar no sentido de Engle e Granger (1987); vale dizer, as variáveis encaixes monetários reais e taxa de inflação guardam entre si equilíbrio de longo prazo. Nestas circunstâncias, pode-se obter uma estimativa para o parâmetro do modelo de Cagan, β , que, além de robusta a problemas de viés -- que ocorrem tanto em face de relações simultâneas entre as variáveis quanto devido à omissão de variáveis no modelo [Engle e Granger (1987)] --, é ainda altamente eficiente [superconsistente, na terminologia de Stock (1987)].

Com poucos pressupostos adicionais, pode-se obter no modelo de Cagan uma outra relação de co-integração, mais precisamente entre os encaixes monetários reais e a taxa de variação da oferta monetária, conforme é demonstrado por Engsted (1993), a quem acompanhamos de perto nas equações a seguir. Assim, suponha-se que as expectativas sejam racionais (isto é, a expectativa dos agentes econômicos com relação à taxa de inflação do próximo período é a verdadeira expectativa matemática, com base nas informações disponíveis no tempo t), o que permite representar o modelo de Cagan como:

⁸Note-se que à parte a inclusão da constante e do erro estocástico, essa especificação é essencialmente igual àquela da equação (1), com a diferença apenas de que agora a inflação esperada, $(E_t p_{t+1} - p_t)$, segue a expectativa racional, ao invés de ser livre como no caso da equação (1). Ressalte-se que em ambas as especificações supõe-se que seja instantâneo o ajustamento no mercado de moeda.

$$m_t - p_t = \alpha - \beta[E_t p_{t+1} - p_t] + u_t \quad (5)$$

onde E_t é o operador para as expectativas condicionais com base nas informações disponíveis no tempo t . Após adicionar-se βp_{t+1} em ambos os lados dessa equação, obtém-se:

$$\Delta p_{t+1} = \alpha\beta^{-1} - \beta^{-1}(m_t - p_t) + \beta^{-1}u_t + \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

onde $\varepsilon_{t+1} = p_{t+1} - E_t p_{t+1}$ é o erro da expectativa racional que se supõe seja estacionário, além de temporalmente não-autocorrelacionado.

Resolvendo-se a equação (5) recursivamente para a frente, obtém-se a relação denominada valor presente:

$$p_t = (1 - b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t (m_{t+i} - u_{t+i}) - \alpha, \quad b = \beta(1 + \beta)^{-1} \quad (7)$$

Após multiplicar essa equação por -1 e adicionar m_t em ambos os

⁹Note-se que de (5) vem: $p_t = (1 + \beta)^{-1}(m_t - u_t) + \beta(1 + \beta)^{-1}E_t p_{t+1} - (1 + \beta)^{-1}\alpha$.

Após substituir-se recursivamente aqui p_{t+1}, p_{t+2} etc. por equações análogas àquela para p_t e multiplicar então ambos os lados da expressão por $(1 + \beta)$ vem:

$$(1 + \beta)p_t = \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t (m_{t+i} - u_{t+i}) - \alpha \sum_{i=0}^{\infty} b^i + b^{n+1} E_{t+n} p_{t+n+1}$$

Como $\sum_{i=0}^{\infty} b^i = (1 + \beta)$, $\lim_{n \rightarrow \infty} b^n = 0$ e $(1 + \beta) = (1 - b)$, vem, finalmente:

$$p_t = (1 - b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t (m_{t+i} - u_{t+i}) - \alpha.$$

Para de (5) obter (7), Engsted (1993) impõe a condição $\lim_{t \rightarrow \infty} [\beta(1 + \beta)^{-1} E_t p_{t+1}] = 0$ a que ele denomina transversalidade na ausência de bolha (**non-bubble transversality condition**). Não fica claro, entretanto, a razão para se impor tal condição, pois basta supor que $\lim_{n \rightarrow \infty} b^n E_{t+n} p_{t+n+1} = 0$.

seus lados, vem:¹⁰

$$m_t - p_t = -\sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t \Delta m_{t+i} + (1-b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t u_{t+i} + \alpha \quad (8)$$

que mostra serem os encaixes reais previsores de futuras variações na oferta monetária. Assim, se no modelo de Cagan os encaixes reais aumentam na época atual é porque se espera uma futura redução na taxa de expansão da moeda; a subsequente queda na taxa de inflação que isso acarreta explica, pois, o aumento atual na demanda por encaixes reais.

Para, finalmente, obter no modelo de Cagan a relação de co-integração entre os encaixes reais e a taxa de variação na oferta monetária, primeiramente reescreva-se a equação (8) como:

¹⁰ Este resultado pode assim ser demonstrado: primeiramente, multiplique-se a equação (7) por -1, obtendo-se:

$$-p_t = -(1-b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t m_{t+i} + (1-b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t u_{t+i} - \alpha$$

Após somar-se m_t em ambos os lados desta equação, vem:

$$m_t - p_t = [m_t - \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t m_{t+i} + b \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t m_{t+i}] + (1-b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t u_{t+i} + \alpha$$

Considerando-se agora apenas os termos dentro do colchete, tem-se:

$$\begin{aligned} -\sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t m_{t+i} + b \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t m_{t+i} &= -\sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t m_{t+i} + b \sum_{i=1}^{\infty} b^{i-1} E_t m_{t+i-1} = \\ &= -\sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t m_{t+i} + \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t m_{t+i-1}. \end{aligned}$$

Assim:

$$(m_t - p_t) = -\sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t \Delta m_{t+i} + (1-b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t u_{t+i} + \alpha$$

¹¹ Engsted (1993) ressalta que essa é uma característica geral dos modelos de valor presente; por exemplo, na teoria da renda permanente para o consumo são as poupanças hoje que prevêm as futuras variações na renda do trabalho [Campbell (1987)], enquanto na teoria das expectativas na estrutura dos juros é o **spread** entre as taxas de juros de curto e longo prazos hoje que prevê a futura variação na taxa de juros [Campbell e Shiller (1987)].

$$m_t - p_t = \alpha - \theta(1 - b) \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t \Delta m_{t+i} + (1 - b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t u_{t+i} \quad (9)$$

onde $\theta = (1 - b)^{-1}$. Adicionando-se $\theta b \Delta m_t (= \beta \Delta m_t)$, em ambos os lados dessa equação, vem:¹²

$$(m_t - p_t) + \beta \Delta m_t - \alpha = -(1 - b)^{-1} \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t \Delta^2 m_{t+i} + (1 - b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t u_{t+i} \quad (10)$$

Desta forma, se, como se supõe, m_t seja $I(2)$ com u_t sendo $I(0)$, isto é, todo o lado direito dessa equação é $I(0)$, segue-se que também o seu lado esquerdo há de ser $I(0)$; vale dizer, os encaixes reais e a taxa de variação da oferta monetária co-integram, com vetor de co-integração $(1, \beta, -\alpha)$.

4 - O TESTE DO MODELO DE CAGAN

Antes de qualquer análise sobre os resultados da Tabela 2, há que se fazer a advertência de que, diante de mudanças estruturais na série estacionária, a aplicação do teste de raiz unitária para a período completo tende a favorecer a falsa hipótese nula da

¹²Para obter esse resultado, proceda de modo análogo à nota anterior. Assim, para considerar apenas o termo $\theta(1 - b)$

$\sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t \Delta m_{t+i}$, após somar-se a ele o termo $\theta b \Delta m_t$, vem:

$$\theta \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t \Delta m_{t+i} - \theta b \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t \Delta m_{t+i} + \theta b \Delta m_t$$

Note-se que os dois últimos termos equivalem a:

$$\theta b \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t \Delta m_{t+i} = \theta b \sum_{i=1}^{\infty} b^{i-1} E_t \Delta m_{t+i-1} = \theta \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t \Delta m_{t+i-1}$$

Combinando-se o último termo desta equação com o primeiro termo da equação anterior, vem, finalmente:

$$\theta \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t \Delta^2 m_{t+i},$$

como requer a equação (10) no texto.

não-estacionaridade.¹³ Isso certamente causaria dificuldade caso fossem usados dados também de períodos anteriores ao ano de 1980, pois há alguma evidência empírica [por exemplo, Rossi (1988)] de que pelo menos a função da demanda por moeda tenha se deslocado na primeira metade dos anos 80 relativamente à década de 70. Apesar de não se dispor de estudos que mostrem um deslocamento mais recente na função da demanda por moeda, é evidente que algumas das medidas heterodoxas de combate à inflação (tais como o congelamento de preços no Plano Cruzado e a retenção dos ativos financeiros no Plano Collor) implicam, pela própria truculência que encerram, mudanças estruturais nas relações entre as variáveis de interesse neste estudo. Desta forma, a aplicação do teste de raiz unitária, nos períodos que têm como subperíodo os anos dos chamados planos heterodoxos de combate à inflação, pode favorecer a não-rejeição da falsa hipótese nula da não-estacionaridade.

Perron (1993) propôs um teste de raiz unitária para situações em que haja mudanças estruturais na série, mas por dificuldades técnicas quanto à sua implementação computacional não foi possível aplicá-lo aqui. De qualquer modo, além dos usuais testes Dickey-Fuller [simples (DF) e aumentado (ADF)], aplicou-se na Tabela 2 também o teste proposto por Phillips e Perron (1988), que é uma forma modificada do teste Dickey-Fuller e, pelo menos, leva em conta problemas de heterocedasticidade e autocorrelação. A hipótese nula na Tabela 2 é a não-estacionária da série e os valores críticos são os mesmos para os três testes utilizados. Conforme se vê, há uma razoável concordância de resultados com o uso dos três testes.

A Tabela 2 mostra, inicialmente, que o nível dos preços tem, em geral, ordem de integração igual a dois, $I(2)$, revelando que a estacionaridade da série só é obtida após a sua dupla diferenciação. Já o estoque de moeda, seja ele definido como $M1$ ou base monetária, só é $I(2)$ nos períodos 1986-2/1990-3 e 1990-3/1993-12. Resultados esses que são consistentes, aliás, com a evidência da economia de encaixes reais discutida no contexto dos resultados da Tabela 1. Vê-se ainda que tanto os encaixes monetários reais quanto a taxa de inflação têm ordem de integração igual a um, $I(1)$. Portanto, para ser válido o modelo de demanda por moeda de Cagan -- pelo menos como dado pela equação (4) --, essas duas variáveis devem co-integrar. Por outro lado, como a taxa de variação dos agregados monetários nominais é, freqüentemente, estacionária, fica mais problemático usar a equação (10) para testar a teoria de Cagan; note-se que isso

¹³ Conforme me foi sugerido por um dos leitores, para uma referência sobre este ponto com relação a uma aplicação para a demanda por moeda na Grécia, ver Psaradakis (1993), no qual há várias referências a respeito do possível viés na aplicação do teste de raiz unitária.

requer a co-integração entre essa taxa e os encaixes monetários reais que são aqui não-estacionários. De qualquer modo, em vista das dúvidas levantadas anteriormente quanto ao viés causado por mudanças estruturais e também devido às ponderações de Hakkio (1986) -- que sugere que se a série for quase não-estacionária então o teste de raiz unitária tende a favorecer tal hipótese --, utilizamos aqui também a equação (10). Ressalte-se que subjacente à especificação da equação (10), há o pressuposto adicional, relativamente àquele da equação (4), de que o processo de formação da inflação segue as expectativas racionais, o que em princípio poderia ser submetido ao teste empírico, embora não o seja aqui.

Nas Tabelas 3 e 4 têm-se os vetores de co-integração, utilizando-se a técnica proposta por Johansen (1988) para as especificações da demanda por moeda que são relevantes ao teste da teoria de Cagan.¹⁴ Rigorosamente, para que se possa falar em co-integração com certa segurança é preciso que se use, no teste empírico, uma série histórica de tamanho razoável. Desta forma, mesmo que um período de poucos anos tenha muitas observações mensais, isso não caracterizaria uma série histórica longa, não bastando, assim, para uma realização segura do teste de co-integração.¹⁵ Os resultados aqui devem ser vistos, pois, com certa cautela.

¹⁴Para uma tentativa de uma discussão didática sobre o teste de co-integração de Johansen, ver, por exemplo, Rossi (1993).

¹⁵Essas limitações estão presentes também nos estudos de Taylor (1991), Phylaktis e Taylor (1992), e Engsted (1993), que inspiraram este estudo e usam séries mensais até menores do que as desta análise.

Tabela 2

TESTE DICKEY-FULLER PARA DADOS INESTACIONÁRIOS

Períodos	Fuller	Valor crítico 1% 5%	Teste de Dickey-Fuller												
			P	Δp	$\Delta^2 p$	m1	$\Delta m1$	$\Delta^2 m1$	m1-p	$\Delta(m1-p)$	m	Δm	$\Delta^2 m$	$Z(m-p)$	
80.1 a 93.12 N=167	DFs	3.47 2.88	5.24	-1.56	12.36	12.23	-6.34	-1.10	-13.01	12.02	6.05	1.02	-12.90		
	DFc	4.02 3.44	10.44	3.26	12.33	5.66	9.27	1.57	13.05	5.79	8.93	2.12	12.92		
	ADFs		0.62	1.68	-9.07	7.13	3.60	1.13	-9.36	6.78	3.24	1.00	-9.26		
	ADFc		2.67	3.48	9.06	4.34	5.81	-1.56	9.42	4.32	5.30	2.05	9.29		
	PPs		5.72	3.31	12.46	4.34	9.80	-1.61	13.13	4.37	9.46	2.13	13.00		
	PPc		0.05	4.65	12.47	0.41	-11.25	2.76	-13.13	0.52	10.95	3.25	13.00		
80.1 a 88.1 N=72	DFs	3.52 2.90	8.33	1.91	11.07	2.92	8.71	-1.32	9.51	2.68	9.79	1.46	11.28		
	DFc	4.09 3.47	1.21	4.87	11.81	0.06	10.09	2.28	9.51	0.68	11.69	3.34	11.27		
	ADFs		3.80	1.65	-9.53	3.77	-5.71	1.36	6.56	3.46	-4.83	1.36	-5.95		
	ADFc		0.79	3.50	9.56	1.06	-7.28	-1.61	-6.61	0.22	-5.84	2.29	-5.95		
	PPs		5.76	2.72	13.40	4.85	8.80	-1.24	9.61	4.04	9.81	1.45	11.42		
	PPc		0.53	5.07	13.62	1.00	10.74	2.21	9.74	0.21	11.50	3.37	11.50		
80.1 a 90.3 N=50	DFs	3.56 2.92	9.05	0.27	5.11	4.60	3.36	1.08	6.03	4.98	3.69	1.32	6.33		
	DFc	4.15 3.50	3.58	1.47	5.33	2.89	4.43	-10.37	-5.91	2.87	5.01	-10.45	6.24		
	ADFs		2.29	0.63	4.68	3.54	-1.86	-9.83	1.22	-5.05	3.91	-2.27	-9.85		
	ADFc		0.55	2.45	4.94	2.36	2.96	-10.21	2.61	-4.92	2.43	3.65	10.12		
	PPs		3.21	3.27	10.80	0.81	-8.57	-21.82	0.56	7.32	1.46	7.20	17.04		
	PPc		1.13	4.14	10.90	2.81	8.83	-21.81	1.71	-7.47	2.66	7.39	17.07		
80.1 a 93.12 N=95	DFs	3.50 2.89	10.78	1.13	8.12	6.85	5.91	0.60	7.99	6.67	5.98	0.71	8.41		
	DFc	4.06 3.46	3.54	3.31	8.38	1.98	8.67	1.71	-7.96	2.46	9.17	2.05	8.40		
	ADFs		1.87	1.47	-8.21	4.87	-3.99	-0.52	6.39	4.75	-3.05	0.56	5.89		
	ADFc		1.13	4.05	8.18	1.82	6.75	1.98	6.38	2.32	5.70	2.13	5.87		
	PPs		2.00	3.47	8.43	1.82	8.87	2.00	8.13	2.40	8.13	2.26	8.56		
	PPc		1.50	3.80	8.43	1.38	9.27	1.90	8.16	1.42	9.97	2.12	8.61		
90.3 a 93.12 N=45	DFs	3.58 2.93	16.26	1.00	9.44	4.63	4.18	13.34	6.09	1.32	3.57	11.34	4.76		
	DFc	4.17 3.51	4.09	2.49	9.42	0.23	7.47	-13.19	6.64	0.89	6.80	11.31	5.30		
	ADFs		1.97	0.45	8.60	3.36	1.95	-5.52	2.06	3.41	0.33	-6.32	1.98		
	ADFc		1.84	1.16	8.75	0.32	4.25	5.45	3.82	0.59	4.55	6.24	3.16		
	PPs		2.43	2.57	11.28	0.55	8.20	-10.97	0.24	6.84	1.26	7.17	16.57		
	PPc		2.05	3.31	12.40	3.22	8.31	21.12	1.88	6.95	2.80	7.32	16.56		

DFs = Teste de Dickey Fuller simples sem tendência
 DFc = Teste de Dickey Fuller simples com tendência
 ADFs = Teste de Dickey Fuller Aumentado sem tendência
 ADFc = Teste de Dickey Fuller Aumentado com tendência
 PPs = Teste de Phillips-Perron sem tendência
 PPc = Teste de Phillips-Perron com tendência
 * Calculado conforme proposto por Mackinnon (1991)

Da Tabela 3 vê-se que onde as variáveis oferta monetária (M1 e base monetária) e nível dos preços têm a mesma ordem de integração [no caso, I(2) nos períodos 1986-1/1990-3 e 1990-3/1993-12, conforme a Tabela 2] elas parecem não co-integrar (isto é, não guardam uma relação estável entre si).¹⁶ Por outro lado, a co-integração entre essas mesmas variáveis é claramente aceita para o período completo (1980-1/1993-12), embora as variáveis envolvidas apresentem, de acordo com a Tabela 2, distintas ordens de integração.¹⁷ Note-se, ainda, que a co-integração é fortemente rejeitada tanto no período com inflação moderada (1980-1/1986-1) quanto no período que contém os vários planos de congelamento de preços e salários (1986-1/ 1990-3). No período mais recente, que se inicia com o Governo Collor (1990-3/ 1993-12), a co-integração é aceita por um dos dois testes alternativos (L-Traço) e mesmo assim quando aplicada apenas ao agregado base monetária. Retroagindo-se esse período até 1986 (isto é, 1986-1/1993-12) para incluir os vários planos de congelamento de preços e salários, mantém-se a co-integração entre os níveis das variáveis oferta monetária (agora em ambos os conceitos de moeda) e índice de preços, embora se rejeite conforme já visto, a sua co-integração no período exclusivamente dos planos de congelamento de preços e salários (1986-1/1990-3).

Verifica-se ainda na Tabela 3 que, para o período 1980-1/1993-12 -- em que a co-integração entre as variáveis de interesse é claramente estabelecida --, no vetor de co-integração a elasticidade do agregado monetário (M1 e base monetária) com relação ao nível dos preços é maior (em valor absoluto) que a unidade, indicando, pois, certa economia nos encaixes reais, confirmando assim, mais uma vez, o correspondente resultado mostrado na Tabela 1.

¹⁶Na implementação do modelo utilizou-se o critério de informação de Akaike para decidir sobre o número de defasagens a adotar que, quando aplicado para o período 1980/1993, indicou a escolha de quatro defasagens para as duas variáveis, resultado este que foi então, simplesmente, estendido aos demais períodos. Um dos pareceristas sugere, entretanto, que, como foi mostrado por Ng e Perron (1993), talvez seria melhor começar com um grande número de defasagens e reduzi-las sucessivamente até que a última seja estatisticamente significativa. Uma dificuldade aqui parece ser a escolha do número de defasagens para se iniciar o processo de busca. A escolha de um número elevado pode significar uma busca laboriosa, enquanto com a escolha de um número pequeno de defasagens corre-se o risco de exclusão a priori de uma especificação correta. Devido a essas dificuldades, a técnica proposta não foi aqui tentada.

¹⁷O teste de co-integração só é realizado neste caso em vista das já mencionadas dúvidas levantadas quanto a um possível viés na aplicação do teste de raiz unitária.

Tabela 3

TESTE E VETORES DE COINTEGRACAO (METODO DE JOHANSEN)

PERIODO AGREGADOS MONETARIOS	RANK E AUTO-VALOR	TESTE LMAX	TESTE LTRACO	VETOR DE COINTEGRACAO (NORMALIZADO)		
				ENCAIXES NOMINAIS	P	CONST.
80-1 a 93-12 BM	r=0 0.13	21.90	31.87	1.00	-1.12	-9.33
	r≤1 0.06	9.97	9.97	-	-	-
M1	r=0 0.13	22.02	30.32	1.00	-1.06	-9.22
	r≤1 0.05	8.29	8.29	-	-	-
80-1 a 86-1 BM	r=0 0.16	12.20	18.05	-	-	-
	r=0 0.19	14.14	19.41	-	-	-
86-1 a 90-3 BM	r=0 0.17	8.99	11.44	-	-	-
	r=0 0.15	7.79	12.32	-	-	-
86-1 a 93-12 BM	r=0 0.16	16.41	23.84	1.00	-0.98	-7.67
	r≤1 0.08	7.43	7.43	-	-	-
M1	r=0 0.19	19.30	26.24	1.00	-0.96	-8.40
	r≤1 0.07	6.94	6.94	-	-	-
90-3 a 93-12 BM	r=0 0.27	12.93	20.86	1.00	-7.53	-0.23
	r≤1 0.17	7.93	7.93	-	-	-
M1	r=0 0.25	12.31	17.18	1.00	-1.21	-7.45
	r≤1 0.11	4.87	4.87	-	-	-

Valores criticos a 5% : LMAX: 15.75 para r=u e 9.09 para r<1 .LTRACO: 20.17 para r=u e 9.09 para r<1 (Johansen e Juselius 1990, Tabela A3)

Tabela 4

TESTE E VETORES DE COINTEGRAÇÃO (METODO DE JOHANSEN)

PERIODO AGREGADOS MONETARIOS	RANK E AUTO-VALOR	TESTE LMAX	TESTE LTRACO	VETOR DE COINTEGRAÇÃO (NORMALIZADO)			
				ENCAIXES REAIS	ΔP	CONSTANTE	
80-1 a 93-12 BM	r=0 0.09	15.52	20.72	1.00	6.05	-7.61	
	≤ 1 0.03	5.20	5.20	-	-	-	
M1	r=0 0.10	17.33	21.54	1.00	7.08	-8.43	
	≤ 1 0.03	4.21	4.21	-	-	-	
80-1 a 86-1 BM	r=0 0.01	7.08	12.37	-	-	-	
	r=0 0.15	10.90	14.70	-	-	-	
86-1 a 90-3 BM	r=0 0.07	3.59	6.28	-	-	-	
	r=0 0.14	6.91	10.40	-	-	-	
86-1 a 93-12 BM	r=0 0.13	13.00	16.30	-	-	-	
	r=0 0.14	13.55	17.50	-	-	-	
90-3 a 93-12 BM	r=0 0.22	10.45	18.20	1.00	5.90	-7.53	
	≤ 1 0.17	7.75	7.75	-	-	-	
M1	r=0 0.22	10.51	18.09	1.00	5.11	-7.91	
	≤ 1 0.17	7.58	7.58	-	-	-	
PERIODO	RANK E AUTO-VALO	LMAX	LTRACO	ENCAIXES REAIS	Δ_{bm}	Δ_{m1}	CONSTANTE
80-1 a 93-12 BM	r=0 0.12	21.10	26.45	1.00	6.6	-	-7.69
	≤ 1 0.03	5.35	5.35	-	-	-	-
M1	r=0 0.14	24.48	28.69	1.00	-	7.6	-8.50
	≤ 1 0.03	4.21	4.21	-	-	-	-
80-1 a 86-1 BM	r=0 0.21	16.34	20.68	1.00	13.9	-	-7.88
	≤ 1 0.06	4.34	4.34	-	-	-	-
M1	r=0 0.17	12.56	15.62	-	-	13.4	-8.58
	≤ 1 0.04	3.06	3.06	-	-	-	-
86-1 a 90-3 BM	r=0 0.13	6.58	8.78	-	-	-	-
	r=0 0.18	9.14	11.87	-	-	-	-
86-1 a 93-12 BM	r=0 0.18	17.82	21.08	1.00	7.6	-	-8.05
	≤ 1 0.04	3.26	3.26	-	-	-	-
M1	r=0 0.20	19.94	23.65	1.00	-	9.1	-8.97
	≤ 1 0.04	3.71	3.71	-	-	-	-
90-3 a 93-12 BM	r=0 0.25	12.20	20.17	1.00	6.7	-	-7.77
	≤ 1 0.17	7.97	7.97	-	-	-	-
M1	r=0 0.25	11.93	20.20	1.00	-	5.5	-8.03
	≤ 1 0.18	8.27	8.27	-	-	-	-

Valores criticos a 5% :LMAX: 15.75 para r=0 e 9.09 para r<1 .LTRACO: 20.17 para r=0 e 9.09 para r<1 (Johansen e Juselius 1990, Tabela A3)

A Tabela 4 mostra, por sua vez, a co-integração entre os encaixes monetários (M1 e base monetária) reais e a taxa de inflação (equação 4) e entre tais encaixes e a taxa de variação na oferta monetária (equação 10). Ressalte-se que para a co-integração entre duas variáveis não-estacionárias não é preciso que elas estejam indo na mesma direção, pois as variáveis podem guardar uma relação estável de longo prazo, mesmo que caminhem em direções opostas, como ocorre, aliás, aqui onde a taxa de inflação sobe enquanto os encaixes reais caem (ver gráfico).

Vê-se na Tabela 4 que a co-integração com o modelo da equação (4) parece ocorrer apenas para o período completo (1980-1/1993-12). Embora a co-integração no período mais recente, que se inicia com o Plano Collor (1990-3 a 1993-12), seja marginalmente rejeitada, mostramos aqui também o seu resultado. Já com a equação (10), além de haver a co-integração para esses mesmos dois períodos, parece existir agora também co-integração nos períodos 1980-1/1986-1 (usando a base monetária como moeda) e 1986-1/1993-12. Note-se que a co-integração ocorre nesses casos apesar do problema levantado anteriormente acerca da aparente incompatibilidade na ordem de integração das séries envolvidas (isto é, os encaixes reais e a taxa de variação no estoque nominal do agregado monetário). É curioso constatar ainda que embora o uso da equação (4) produza co-integração para o período completo 1980-1/1993-12, quando este é subdividido nos subperíodos 1980-1/1986-1¹⁸ e 1986-1/1993-12 não há co-integração nestes dois períodos. Isso sugere certa inconsistência nos resultados e provavelmente se deve ao problema, notado por Perron (1993), de viés no teste de raiz unitária para uma série com quebra estrutural, conforme já mencionado; observe que não há tal conflito aqui com o uso da equação (10). Essa questão merece ser melhor investigada, mas numa outra pesquisa.

Com a devida ressalva, parece que o modelo hiperinflacionário da demanda por moeda de Cagan não pode ser rejeitado para alguns dos períodos aqui considerados, em cujos casos as relações de co-integração permitem obter uma estimativa adequada (superconsistente) do parâmetro de interesse, β , no modelo de Cagan. De fato, os parâmetros estimados, e que são mostrados na Tabela 4, têm aqui o sinal apropriado e magnitudes cujos valores entre -5 e -8 (exceto no período com inflação moderada, em que esse valor é cerca de duas vezes maior, mas cujo vetor de co-integração não é estatisticamente significativo) não diferem muito daqueles obtidos para os episódios hiperinflacionários

¹⁸Rigorosamente, a subdivisão do período é feita de modo apenas aproximado, já que há certa justaposição dos subperíodos, com a última observação do primeiro deles sendo também a primeira observação do segundo. Os resultados pouco mudaram, entretanto, quando se adotou a subdivisão sem justaposição, isto é, com o segundo subperíodo iniciando em 1986-2 em vez de 1986-1.

clássicos [por exemplo, Alemanha e Hungria no início da década de 20 -- ver Taylor (1991) e Engsted (1993)], ou daquele obtido na quase-hiperinflação de Taiwan entre 1945 e 1949 -- ver Phylaktis e Taylor (1992).

A partir da estimativa do parâmetro β do modelo de Cagan pode-se calcular a taxa de inflação que maximiza a receita do imposto inflacionário, $\pi M/p$, cuja solução é $\pi = 1/\beta$, onde π é a taxa de inflação.¹⁹ Assim, na Tabela 5 compara-se a taxa de inflação que maximiza a receita do imposto inflacionário (baseado nas relações de co-integração da Tabela 4), com a taxa de inflação observada. Vê-se que apenas no período 1980-1/1993-12 a diferença entre essas taxas não é estatisticamente significativa. Neste caso a autoridade monetária estaria expandindo a oferta de moeda de modo que maximizasse a receita do imposto inflacionário.²⁰ Já nos demais períodos as taxas de inflação observadas e a que maximiza o imposto inflacionário são estatisticamente diferentes. Como as primeiras são sempre maiores, a expansão da oferta monetária teria nesses casos ultrapassado o seu ótimo, do ponto de vista da receita do imposto inflacionário, o que estaria de acordo com os resultados encontrados por Cagan na sua análise dos casos clássicos de hiperinflação.

Embora no exercício do imposto inflacionário tenham sido usados os conceitos de moeda M1 e base monetária, o governo, efetivamente, só consegue extrair o imposto inflacionário com novas emissões de papel-moeda ou pela depreciação do estoque de papel-moeda em circulação. Assim, a base monetária é o conceito de moeda mais relevante no cálculo da receita do imposto inflacionário. De qualquer modo, os resultados com os dois conceitos de moeda não diferiram muito, sejam eles utilizados na relação de co-integração entre os encaixes reais e a taxa de inflação (equação 4) ou entre tais encaixes e a taxa de variação na oferta monetária (equação 10).

¹⁹ Para maximizar a receita do imposto inflacionário, seja $y = \pi M/p$, onde $M/p = -\beta\pi$. Segue que $\ln y = \ln \pi - \beta\pi$, e, portanto, $d \ln y / d \pi = 1/\pi - \beta$. Maximizando agora y com relação a π , tem-se: $dy/d\pi = y(1/\pi - \beta) = 0$ ou $\pi = 1/\beta$.

²⁰ Isso pressupõe que a taxa de inflação é proporcional à variação na oferta monetária.

Tabela 5

TAXA DE INFLAÇÃO OBSERVADA VERSUS A TAXA DE INFLAÇÃO QUE MAXIMIZA O IMPOSTO INFLACIONÁRIO #

PERÍODO	TAXA DE INFLAÇÃO DO IMPOSTO INFLACIONÁRIO ÓTIMO ($1/\beta$)		INFLAÇÃO OBSERVADA (π)	RAZÃO DE VEROSSIMILHANÇA			
	USANDO M1 (*) (**)	USANDO BM (*) (**)		USANDO M1 (*) (**)	USANDO BM (*) (**)		
80-1 93-12	14 12 13 20	16 52 15 22	15 02	0 58 (0 75)	3 01 (0 22)	0 91 (0 63)	0 02 (0 99)
80-1 86-1	- 7 46	- 7 2	8 25	- -	1 93 (0 38)	- -	3 60 (0 17)
86-1 93-12	- 10 96	- 13 12	20 49	- -	16 28 (0 00)	- -	11 69 (0 00)
90-3 93-12	19 56 18 19	16 96 14 87	22 41	2 90 (0 23)	3 25 (0 20)	5 51 (0 06)	5 06 (0 08)

calculado com base em: (*) - equação (4); (**) - equação (10). A razão de verossimilhança é construída como em Johansen (1988), e os dados entre parênteses significam o nível de significância marginal do teste

5 - CONCLUSÕES

Neste estudo, mostrou-se que há alguma semelhança entre as características monetárias do atual processo inflacionário do Brasil, no período 1990-3/1993-12, e aquelas da quase-hiperinflação vivida por Taiwan entre 1945-10 e 1949-6. Uma diferença básica entre as duas situações é quanto à economia de encaixes monetários reais, que foi bem mais acentuada no caso de Taiwan. Mostrou-se, ainda, que o modelo hiperinflacionário da demanda por moeda, proposto por Cagan, não é rejeitado para o Brasil em alguns dos períodos aqui analisados.

Como o modelo de Cagan implica certas relações de co-integração, então onde essa co-integração foi aceita pôde-se estimar de modo consistente o parâmetro de interesse na demanda por moeda, permitindo, assim, uma estimativa adequada da taxa de inflação que maximiza a receita do imposto inflacionário. Confrontando-se essa taxa com a taxa de inflação observada, conclui-se que a autoridade monetária estaria, em geral, expandindo a oferta monetária no Brasil além do ponto que maximiza a receita do imposto inflacionário, o que, tipicamente, ocorre em episódios de hiperinflação, como Cagan (1956) pôde constatar na sua análise dos casos clássicos de hiperinflação do início da década de 20.

BIBLIOGRAFIA

- BARRO, R.J. **Macroeconomics**. John Wiley & Sons, Inc., 1990.
- CAGAN, P. The monetary dynamics of hyperinflation. In: FRIEDMAN, M.(ed.). **Studies in the quantity theory of money**. Chicago, University of Chicago Press, 1956 p. 25-120.
- CAMPBELL, J.Y. Does saving predict future labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis. **Econometrica**, v.55, p.1.249-1.273, 1987.
- CAMPBELL, J.Y., SHILLER, R.J. Cointegration and test of present value models. **Journal of Political Economy**, v.95, p.1.062-1.088, 1987.
- DICKEY, D., FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74 , p.427-431, 1979.
- DUREVALL, D. **Chronic inflation: an empirical study of Brazil 1968-1985**. Presented at the XII Latin American Meeting of the Econometric Society, Tucuman, Argentina, 1993.
- ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, p.251-277, Mar. 1987.
- ENGSTED, T. Cointegration and Cagan's model of hyperinflation under rational expectations. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.25, n.3, p.350-360, part 1, Aug. 1993.
- FULLER, W. **Introduction to statistical time series**. New York, Wiley, 1976.
- GIAMBIAGI, F., PEREIRA, P.L.V. Déficit público e inflação: o caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.20, n.1, p.191-210, abr. 1990.
- HAKKIO, C.S. Does the exchange rate follow a random walk? A Monte Carlo study of four tests for a random walk. **Journal of International Money and Finance**, p.221-229, June 1986.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, p.231-254, June/Sept. 1988.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration -- with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, p.169-210, May 1990.

-
- MacKINNON, J.G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J.(eds.). **Long-run economic relationships**. Oxford University Press, 1991, p. 267-276.
- NG, S., PERRON, P. **Unit root tests in Arma models with data dependent methods for the selection of the truncation lag**. Department of Economics, University of Montreal, 1993, mimeo.
- PASTORE, A.C. **Déficit, dívida pública, moeda e inflação: uma resenha**. São Paulo, USP, 1991, 92 p., mimeo.
- PERRON, P. **Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series**. Département de Sciences Economiques et C.R.D.E., Université de Montreal, 1993 (unpublished manuscript).
- PHYLAKTIS, K., TAYLOR, M.P. The monetary dynamics of sustained high inflation: Taiwan, 1945-1949. **Southern Economic Journal**, v.58, n.3, p.610-622, Jan. 1992.
- PHILLIPS, P.C.B., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v.75, p.335-346, 1988.
- PSARADAKIS, Z. The demand for money in Greece: an exercise in econometric modelling with cointegrated variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.55, n.2, p.215-236, May 1993.
- ROSSI, J.W. Oferta monetária, nível de atividade econômica e inflação. **Revista Brasileira de Economia**, v.45, n.1, p.91-102, jan./mar. 1991.
- . A demanda por moeda no Brasil: o que ocorreu a partir de 1980? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.18, n.1, p.37-53, abr. 1988.
- . **A demanda por moeda no Brasil: uma análise de co-integração**. Rio de Janeiro, IPEA/Rio, nov. de 1993 (Texto para Discussão, 325).
- SARGENT, T.J. The end of four big inflations. In: SARGENT, T.J. **Rational expectations and inflation**. New York, Harper & Row, 1982, p.40-109.
- STOCK, J.H. Asymptotic properties of least square estimates of cointegration vectors. **Econometrica**, v.55, p.1.035-1.056, Dec. 1987.
- TAYLOR, M.P. The hyperinflation model of money demand revisited. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.23, n.3, part 1, p.327-51, Aug. 1991.

WELCH, J.H. Rational inflation and real internal debt bubbles in **Argentina and Brazil?** Federal Reserve Bank of Dallas, Sept. 1991, mimeo, 57 p.

ZINI, Á.A.J. Hiperinflação, credibilidade e estabilização: um ensaio de interpretação de história monetária. In: ZINI, Á.A.J. **Três estudos sobre inflação, taxa de câmbio e reforma monetária no Brasil.** Cap.3. São Paulo, Universidade de São Paulo, 1993, mimeo (Tese de Livre-Docência).