

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 325

**A Demanda por Moeda no Brasil:
Uma Análise de Co-Integração**

José W. Rossi

NOVEMBRO DE 1993

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

Aécio Marcos de Medeiros Gomes de Matos

DIRETOR DE ADMINISTRAÇÃO E DESENVOLVIMENTO INSTITUCIONAL

Luiz Antonio de Souza Cordeiro

DIRETOR DE PESQUISA

Ricardo Varsano

DIRETOR DE POLÍTICAS PÚBLICAS

Heitor Cordeiro Chagas de Oliveira

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 - OS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E DE CO-INTEGRAÇÃO

3 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

BIBLIOGRAFIA

**A DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL:
UMA ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO***

José W. Rossi **

* Agradeço os comentários e sugestões de Ajax R. B. Moreira.
** Do IPEA/Rio e da UFRJ.

A produção editorial e gráfica deste trabalho contou com o apoio financeiro do PNUD (Projeto BRA/93/011) e do Programa de Gerenciamento do Setor Público-GESEP/BIRD.

SINOPSE

Neste estudo são estimadas funções de demanda por moeda para o Brasil utilizando a técnica de co-integração proposta por Johansen (1988). A base de dados é a mesma usada em Rossi (1988 e 1993), vale dizer, dados trimestrais cobrindo distintos períodos, com o mais longo deles tendo início em 1966 e terminando em 1987. Já que esses dois estudos utilizaram, respectivamente, a técnica convencional dos Mínimos Quadrados Ordinários e o modelo com Correção de Erro de Engle e Granger (1987), pode-se comparar os resultados nos vários procedimentos. Nos três casos foi adotada uma especificação do tipo proposta por Goldfeld (1976) para modelar o equilíbrio de longo prazo da demanda por moeda; basicamente, os encaixes monetários reais são uma função do PIB real, da taxa nominal de juros e da taxa de inflação.

1 - INTRODUÇÃO

A função de demanda por moeda é aqui especificada na forma logarítmica do nível das variáveis. Se essas variáveis forem, porém, não-estacionárias, a sua utilização em análise de regressão poderia levar ao "fenômeno da regressão espúria", conforme notado por Granger e Newbold (1974), a menos que, como se verá adiante, tais variáveis co-integrem (isto é, guardem um equilíbrio de longo prazo entre si).

Para se evitar o risco de obter regressão espúria, adota-se às vezes a especificação da função da demanda por moeda na forma de primeira-diferença das variáveis. Como Engle e Granger (1987) nos alertam, todavia, isso nem sempre é um procedimento seguro, já que, se as variáveis não-estacionárias co-integrarem usando-se a primeira-diferença das variáveis, incorre-se num tipo de erro de especificação, pois se estaria, nesse caso, ignorando uma relação de longo prazo estável existente entre os níveis das variáveis. Se as variáveis não-estacionárias co-integrarem, então a regressão entre elas não estará sujeita à inferência espúria.

As dificuldades potenciais com o uso tanto dos níveis das variáveis como das suas primeiras-diferenças levaram ao desenvolvimento do chamado Modelo com Correção de Erro (**Error-Correction Model**) que na verdade combina essas duas formas das variáveis. Primeiramente, ajusta-se uma regressão entre os níveis das variáveis não-estacionárias, buscando obter uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas; se os resíduos dessa regressão forem estacionários, tem-se a garantia do equilíbrio de longo prazo entre as variáveis da regressão, isto é, as variáveis co-integram. Feito isso, utilizam-se os resíduos da regressão, junto com a primeira-diferença (estacionária) das variáveis pertencentes à relação de longo prazo, na especificação do Modelo com Correção de Erro. Note-se que agora todas as variáveis do modelo de regressão são estacionárias.

Na Seção 2, discutimos a técnica de co-integração proposta por Johansen (1988), bem como o teste de raiz unitária para a estacionaridade de uma série, a ser realizado antes do teste de co-integração, já que este último se aplica a variáveis não-estacionárias. Conforme se discutirá adiante, no método de Johansen busca-se determinar o número de vetores que co-integram, os quais seriam, então, usados no cálculo dos resíduos que entram como uma variável no Modelo com Correção de Erro. Na Seção 3, aplicamos essa metodologia na estimação do modelo de demanda por moeda.

2 - OS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E DE CO-INTEGRAÇÃO

Inicialmente, para melhor se entender sobre a estacionaridade de uma série y_t , considere-se a sua mais simples representação auto-regressiva,

$$y_t = c + ay_{t-1} + u_t; \quad y_0 = 0, \quad u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

onde c é uma constante. Frequentemente, é desejável incluir nessa especificação uma tendência temporal e, ainda, substituir y_t por $y_t^* = y_t - \mu$, para qualquer t , onde μ é a média da série. Para simplificar a exposição aqui, ignoramos a tendência temporal, embora no teste empírico consideramos as duas situações, isto é, com e sem tendência temporal.

Na equação (1) a série é dita estacionária se $a < 1$ e não-estacionária se $a = 1$, ou no último caso a série tem raiz unitária; exclui-se a possibilidade de $a > 1$, já que em tal circunstância tem-se uma série explosiva. O teste para raiz unitária proposto por Dickey e Fuller (1979) é como segue. Note-se, primeiramente, que a equação (1) pode ser escrita (reparametrizada) como:

$$\Delta y_t = c + (a - 1)y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Assim, a hipótese nula $a = 1$ é equivalente a testar se $(a - 1) = 0$ nesta última especificação. Este é, na verdade, o teste Dickey-Fuller Simples (DF).

Considere-se agora o modelo auto-regressivo de ordem dois, vale dizer:

$$y_t = c + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + u_t \quad (3)$$

Esse modelo pode ser facilmente reparametrizado como:

$$\Delta y_t = c - d y_{t-1} + d_1 \Delta y_{t-1} + u_t, \quad (4)$$

onde $d = 1 - a_1 - a_2$ e $d_1 = -a_2$

Generalizando para um modelo auto-regressivo de ordem p , vem:¹

$$y_t = c + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} + u_t \quad (5)$$

que é, pois, reparametrizado como:

$$\Delta y_t = c - d y_{t-1} + d_1 \Delta y_{t-1} + d_2 \Delta y_{t-2} + \dots + d_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t, \quad (6)$$

onde $d = 1 - a_1 - a_2 - \dots - a_p$, $d_{p-1} = -a_p$, $d_{p-2} = -a_p - a_{p-1}$, ...

$d_1 = -a_p - a_{p-1} - \dots - a_2$.² O teste da hipótese nula $d = 0$ em (4) e (6) é conhecido como teste Dickey-Fuller Aumentado [Augmented Dickey-Fuller (ADF)].

A versão multivariada da equação (5) é:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + U_t, \quad (7)$$

onde A_1, A_2, \dots, A_p são matrizes de ordem n por n . Esta equação

reparametrizada, analogamente ao procedimento de (5) para (6), é:

$$\Delta Y_t = D_1 \Delta Y_{t-1} + D_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + D_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} - D Y_{t-1} + U_t, \quad (8)$$

¹Para uma série auto-regressiva de ordem três, tem-se, por exemplo:

$$y_t = c + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + a_3 y_{t-3} + u_t$$

que é reparametrizada como:

$$\Delta y_t = c - d y_{t-1} + d_1 \Delta y_{t-1} + d_2 \Delta y_{t-2} + u_t$$

onde $d = 1 - a_1 - a_2 - a_3$, $d_1 = -a_3 - a_2$ e $d_2 = -a_3$.

²A equação (6) pode ser alternativamente reparametrizada como

$$\Delta y_t = c - d y_{t-p} + b_1 \Delta y_{t-1} + b_2 \Delta y_{t-2} + \dots + b_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t$$

onde $b_1 = -1 + a_1 + a_2 + \dots + a_{p-1}$.

onde $D = I - A_1 - A_2 - \dots - A_p$, $D_{p-1} = -A_p$, $D_{p-2} = -A_p - A_{p-1}, \dots$,

$$D_1 = -A_p - A_{p-1} - \dots - A_1^3$$

Se a matriz D tiver posto (**rank**) pleno, então qualquer combinação linear de Y_t será estacionária, já que nesse caso cada série é estacionária. Se, por outro lado, D for uma matriz de zeros, ou seja, com posto (**rank**) zero, então, cada série que a compõe terá raiz unitária, além do que qualquer combinação linear de Y_t será também um processo com raiz unitária.⁴ O caso mais interessante ocorre quando essa matriz tiver menos que posto pleno, pois é o posto da matriz que indicará o número das relações que co-integram, como será mostrado. Assim, o teste de co-integração que se baseia no posto da matriz é, de fato, uma versão multivariada do teste Dickey-Fuller Aumentado, que se aplica a uma série univariada, como se viu no contexto das equações (4) e (6).

Quanto à estimação de D , chame ΔY_t^* e Y_{t-1}^* as matrizes dos resíduos das regressões de ΔY_t e Y_{t-1} , respectivamente, contra os valores defasados de ΔY_t 's. Então, com base na propriedade dos Mínimos Quadrados Ordinários [ver, por exemplo, Goldberger (1968)], D poderia ser, por exemplo, estimado ajustando-se uma regressão do tipo

$$\Delta Y_t^* = D Y_{t-1}^* + u_t \quad (9)$$

Johansen (1988) mostra, entretanto, que na presença de restrições quanto ao posto da matriz D a sua estimação por Mínimos Quadrados

³A equação (8) pode ser alternativamente reparametrizada como:

$$\Delta Y_t = B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + B_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} - D Y_{t-p} + u_t,$$

onde $B_1 = -I + A_1 + A_2 + \dots + A_{p-1}$

⁴Para usar a mesma ilustração de Dickey Jansen e Thornton (1991), faz-se $p=2$. Então se $A_2 = 0$ e $A_1 = I$, segue que $(I - A_1 - A_2) = 0$, e nesse caso todos os componentes de Y_t são processos com raiz unitária, e a matriz terá posto zero. Por outro lado, se $A_2 = 0$ e A_1 é $(\nu_1, \nu_2, \dots, \nu_n)I$ onde $\nu_i < 1$, para todo i , então a matriz $(I - A_1 - A_2)$ tem posto pleno e todos os componentes de Y_t são processos estacionários.

é ineficiente, devendo, ao invés, ser obtida pelo Método da Máxima Verossimilhança, como segue:⁵

$$\hat{D} \hat{D} M = M \Gamma \quad (10)$$

onde \hat{D} é o estimador de Mínimos Quadrados de ΔY_t^* contra Y_{t-1}^* , \hat{D} é o estimador da regressão reversa de Y_{t-1}^* contra ΔY_t^* e Γ é a matriz diagonal cujos elementos $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_p$ são o quadrado das correlações canônicas entre as séries dos resíduos ΔY_t^* e Y_{t-1}^* , com M sendo uma matriz cujas colunas são os autovetores correspondentes a essas correlações canônicas.

De fato, o posto da matriz D é, como já foi dito, sinônimo do número de relações que co-integram no modelo. Uma vez determinado o posto da matriz D , digamos de ordem $N \times N$ (isto é, supondo-se um modelo com N variáveis), cujo posto é, por exemplo, r , então, D poderá ser escrito como o produto de duas matrizes α e β de ordem $N \times r$ e $r \times N$, respectivamente. As linhas da matriz β dariam, então, os r distintos vetores de co-integração. Note-se que βY é nesse caso estacionário e dá o erro da relação de longo prazo. Inserindo-se essa informação na equação (8), estima-se, então, o coeficiente α , que mostraria a correção a ser feita na respectiva variável em vista do desequilíbrio existente na relação de longo prazo.⁶

O teste da razão de verossimilhança para a hipótese da existência de não mais do que r combinações lineares estacionárias entre as variáveis do modelo, tendo como hipótese alternativa que todas as séries sejam estacionárias, é dado por Johansen (1988) como:

⁵Ver a esse respeito Orden e Fisher (1991).

⁶ β é na verdade estimado como o autovetor correspondente aos r maiores autovalores obtidos após resolver-se $|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0$, onde S_{00} é a matriz de resíduos de Mínimos Quadrados da regressão ΔY_t contra $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-k+1}$, S_{kk} é a matriz desses resíduos, mas quando a variável dependente ΔY_t é substituída por Y_{t-k} , e S_{0k} é a matriz do produto cruzado desses dois grupos de resíduos. Essa estimação de β , em conjunto com aquela de α discutida no texto, permite obter α . O programa de computação Microfit aqui usado permite calcular separadamente α e β .

$$-T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \gamma_i). \quad (11)$$

Este é o chamado teste estatístico do traço (**trace**) da matriz, que é, como já se ressaltou, a versão multivariada do teste Dickey-Fuller discutido acima no contexto de uma série simples. Aqui, a hipótese nula é de que o número de vetores de co-integração é menor ou igual a r , com $r = 0, 1, 2, \dots$. A hipótese alternativa é, neste caso, genérica. O teste alternativo, chamado autovalor máximo, usa a maior correlação canônica de ordem $(r + 1)$, e é dado por:

$$-T \ln(1 - \gamma_{r+1}). \quad (12)$$

Neste teste a hipótese alternativa é explícita; por exemplo, testa-se a hipótese nula $r = 0$ contra a hipótese alternativa $r = 1$, seguida da hipótese nula $r = 1$ contra a alternativa $r = 2$ e assim por diante. Ambos os testes são aplicados neste estudo.

3 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

Primeiramente, o modelo para o equilíbrio de longo prazo é:

$$(M/P)_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 r_t + a_3 \pi_t + u_t,$$

onde M/P são os encaixes monetários reais, y é o PIB real, r é a taxa de juros nominal (letras de câmbio), e π é a taxa de inflação (com base no IGP-DI), com todas as variáveis sendo dadas em logaritmo natural; u é um erro aleatório. Já a equação que dá a dinâmica de curto prazo para o Modelo com Correção de Erro é, no caso da variável M/P ,

$$\begin{aligned} \Delta(M/P)_t = & b_0 + \sum_{s=1}^{n1} b_{1s} \Delta(M/P)_{t-s} + \sum_{s=1}^{n2} b_{2s} \Delta y_{t-s} + \sum_{s=1}^{n3} b_{3s} \Delta r_{t-s} + \\ & + \sum_{s=1}^{n4} b_{4s} \Delta \pi_{t-s} + \lambda u_{t-1}, \end{aligned}$$

⁷A razão da escolha do termo para a correção de erro, u_{t-1} , nesta especificação é discutida em Rossi (1993).

onde Δ representa a primeira-diferença da variável.⁸ A especificação para as outras três variáveis do modelo seria obtida simplesmente substituindo M/P no lado esquerdo da igualdade desta equação por, respectivamente, y , r e π . Aqui arbitrou-se pela mesma defasagem de ordem quatro para todas as variáveis.

Conforme mencionado, os dados desta análise são os mesmos de Rossi (1988 e 1993), vale dizer, as séries trimestrais cobrem períodos distintos que, dependendo do agregado monetário, podem iniciar-se em 1966, 1969 ou 1972. Independentemente do início das séries, os seus términos ocorrem em três datas distintas, quais sejam, 1979, 1985 e 1987. A razão básica de se tomar esses três períodos separadamente é para que se possa avaliar a sensibilidade dos resultados a fatos tais como um possível deslocamento da função de demanda por moeda nos anos 80, devido, provavelmente, a inovações financeiras [ver Rossi (1988)], e também para se ter o efeito do congelamento de preços e salários, imposto pelo Plano Cruzado de março de 1986. A amostra não foi estendida para o período mais recente, por duas razões principais. Primeiramente, para que se possa comparar os resultados desta análise com aquelas em Rossi (1988 e 1993) que, como já dito, usam técnicas econométricas mais tradicionais. É claro que essa comparação só é estritamente válida para uma mesma base de dados. Em segundo lugar, a inclusão de dados do período pós-Plano Cruzado, em vista da truculência de certas medidas econômicas (por exemplo, o congelamento de ativos financeiros no Plano Collor), subverte de tal modo as séries dos agregados monetários que, ao invés de robustecer, deturpa consideravelmente os resultados obtidos com os dados de períodos anteriores.

Antes de realizar o teste de co-integração há que se proceder ao teste de estacionaridade das séries, como já foi dito. A aplicação tanto do teste Dickey-Fuller Simples (DF) como da sua versão Aumentada (ADF) indicou que todas as séries são não-estacionárias, com integração de ordem um; mais precisamente, as séries são $I(1)$, indicando estacionaridade após realizar apenas

⁸Deve ser ressaltado que as variáveis que constam da dinâmica de curto prazo não precisam ser as mesmas daquelas relativas à especificação de longo prazo. Por exemplo, numa aplicação para os Estados Unidos, Mehra (1991) concluiu que os gastos reais de consumo foram mais adequados para a dinâmica de curto prazo da demanda por moeda, enquanto o PIB real foi mais relevante para a especificação de longo prazo. Aliás, é sabido que variações em certos componentes do PIB, tais como investimentos fixos e flutuações nos estoques, provocam respostas menores nos encaixes monetários do que aquelas causadas pelo componente gastos de consumo, por exemplo.

uma diferenciação nas respectivas variáveis.⁹ Dado que esses resultados são essencialmente idênticos àqueles encontrados em Rossi (1993), eles não serão aqui mostrados mas podem ser obtidos junto ao autor.

A Tabela 1 mostra o resultado do teste de co-integração de Johansen (1988) para a demanda por moeda, utilizando os vários agregados monetários, para os três períodos distintos. Note-se inicialmente que para M1, quando se usa o teste do autovalor (**eigenvalue**) máximo, temos, no período 1966/79, somente um vetor de co-integração, mas três vetores de co-integração se usarmos o teste do traço (**trace**) da matriz. Johansen e Juselius (1990) sugerem que o primeiro desses dois testes tem maior poder para distinguir entre as hipóteses nula e alternativa e será, pois, aqui usado como critério básico para decidir sobre o número de vetores que co-integram. Assim, aceita-se com bastante convicção que temos no período analisado um vetor de co-integração. De qualquer modo, na Tabela 2 mostramos os demais vetores de co-integração, caso se aceite também o teste do traço da matriz. É bom notar que a literatura parece um tanto vaga sobre como proceder em casos nos quais haja mais de um vetor de co-integração. Por exemplo, em dois estudos envolvendo aplicações à demanda por moeda no Reino Unido e nos Estados Unidos, Japão, Alemanha, França e novamente Reino Unido por, respectivamente, Adam (1991) e Boughton (1991), o primeiro usa uma combinação linear de três vetores de co-integração significativos, que também co-integrará, como o vetor preferido para medir o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Já o segundo autor toma, frequentemente, um vetor menos significativo entre aqueles que co-integram, com base no que se deve esperar da teoria econômica em termos do sinal e magnitude dos coeficientes das variáveis do modelo.

Vê-se na Tabela 2 que o primeiro vetor de co-integração para o agregado M1 apresenta, no período 1966/79, todos os coeficientes (padronizados para que a variável dependente tenha o coeficiente unitário), com o sinal apropriado, tendo ainda valores com magnitudes razoáveis. Observe-se em particular que é unitária a elasticidade-renda e são negativas a elasticidade-taxa de juros e

⁹Os testes DF e ADF foram, de fato, realizados com e sem tendência, sendo que no caso do teste ADF foram consideradas defasagens de um a quatro e as séries permaneceram sempre não-estacionárias. Conclusões semelhantes foram obtidas por Pereira (1989), no período 1966/87, para esses mesmos dados, onde o teste de raiz unitária foi realizado de acordo com três hipóteses nulas, alternativas, propostas por Fuller (1976), quais sejam, puro passeio aleatório, passeio aleatório mais deslocamento (**drift**) e, finalmente, passeio aleatório mais deslocamento mais tendência determinística.

TABELA 1

AGREGADOS MONETARIOS REAIS

TESTES DE CO-INTEGRACAO	HIP. ALTER.	M1		M2		M3		M4		VALOR CRITICO 95%			
		PERIODO	PERIODO	PERIODO	PERIODO	PERIODO	PERIODO	PERIODO	PERIODO				
		66-79	66-85	66-87	69-79	69-85	69-87	70-79	70-85	70-87	72-79	72-85	72-87
AUTO-VALOR MAXIMO	r=1	70.20	48.00	39.70	108.29	61.69	63.94	88.80	57.80	50.58	71.10	38.61	30.97
	r=2	19.10	20.80	12.10	50.34	22.13	21.74	49.07	26.71	30.18	28.32	20.81	25.19
	r=3	14.30	7.66	6.56	15.59	17.92	14.69	16.17	17.49	14.29	11.82	12.72	19.11
	r=4	7.89	4.80	4.82	7.06	5.20	5.59	7.02	6.35	6.35	5.78	6.11	3.23
TRAÇO	r>=1	111.64	81.39	63.20	181.28	106.96	105.96	161.07	108.35	105.96	117.03	78.25	78.50
	r>=2	41.38	33.31	23.49	72.99	45.26	42.01	72.27	50.55	42.01	45.93	39.65	47.53
	r>=3	22.21	12.47	11.39	22.65	23.13	20.28	23.19	23.84	20.28	17.60	18.83	22.34
	r=4	7.90	4.81	4.82	7.06	5.20	5.59	7.02	6.34	5.59	5.78	6.11	3.23

TABELA 2

VETORES DE CO-INTEGRAÇÃO (β) E COEFICIENTE DA CORREÇÃO DE ERRO (α)

VARIÁVEIS	VET1		VET2		VET3		VET1		VET2		VET3		VET1		VET2		VET3	
	(β)	(α)	(β)	(α)	(β)	(α)	(β)	(α)	(β)	(α)	(β)	(α)	(β)	(α)	(β)	(α)	(β)	(α)
	66-79																	
LNMI	-1.00	0.13	-1.00	0.0008	-1.00	0.16	-1.00	0.002	-1.00	0.02	-	-	-1.00	-0.07	-1.00	-0.05	-	-
LNJ	1.04	0.16	2.47	0.001	0.81	-0.05	0.96	-0.06	0.92	0.004	-	-	1.04	-0.10	0.64	0.01	-	-
LNINFLA	4.55	0.00007	-879.21	-0.0004	2.70	-0.04	-12.92	-0.0030	-125.34	-0.0010	-	-	1.22	0.01	24.69	-0.0030	-	-
LNJUROS	-1.11	-0.00040	72.26	-0.0020	2.45	-0.01	-0.89	0.03	8.60	-0.01	-	-	-1.46	-0.01	-3.95	0.08	-	-
	69-85																	
LNMI	-1.00	0.82	-1.00	0.02	-	-	-1.00	0.05	-1.00	0.15	-1.00	0.02	-1.00	0.02	-1.00	0.03	-1.00	0.02
LNJ	1.47	0.07	1.34	0.04	-	-	1.74	-0.18	1.26	0.04	2.79	0.02	1.69	-0.20	1.34	0.09	0.23	-0.01
LNINFLA	-7.33	0.0030	-113.86	-0.0004	-	-	-16.26	0.01	-5.69	0.01	-89.82	0.002	-13.76	0.01	-10.48	-0.16	26.69	-0.01
LNJUROS	-1.09	0.0001	6.90	-0.003	-	-	0.58	-0.01	0.56	0.16	5.89	-0.03	0.51	0.04	0.32	0.05	-2.90	0.07
	70-87																	
LNMI	-1.00	0.72	-1.00	0.05	1.00	-0.02	-1.00	0.07	-1.00	0.26	-	-	-1.00	0.003	-1.00	0.29	-	-
LNJ	1.76	0.02	1.79	0.08	1.74	-0.02	2.03	0.20	1.75	0.01	-	-	2.10	-0.18	1.75	0.10	-	-
LNINFLA	-1.26	0.42	-62.42	-0.91	0.24	0.003	-14.58	0.003	-14.30	0.01	-	-	-13.43	0.02	-14.66	0.01	-	-
LNJUROS	-0.90	0.003	3.67	-0.004	5.93	-0.02	0.74	-0.04	0.88	0.001	-	-	0.74	0.003	0.94	-0.03	-	-
	72-87																	
LNMI	-1.00	2.03	-1.00	-0.20	-	-	-1.00	-0.08	-1.00	0.41	-	-	-1.00	-0.08	-1.00	0.54	-1.00	0.005
LNJ	1.86	0.44	2.35	-0.28	-	-	2.36	-0.14	1.47	-0.07	-	-	2.57	-0.09	1.16	-0.20	2.28	0.01
LNINFLA	-8.60	0.03	4.84	0.02	-	-	-12.48	-0.01	-13.02	0.01	-	-	-8.68	0.003	-5.40	-0.10	-31.07	0.05
LNJUROS	-0.01	0.08	-2.00	0.12	-	-	0.46	-0.08	0.99	0.01	-	-	0.27	-0.06	0.43	-0.30	2.39	0.20

a elasticidade-taxa de inflação dos encaixes reais, com esta sendo cerca de quatro vezes maior que aquela. [Essa elasticidade-renda é aproximadamente igual àquelas obtidas em Rossi (1988 e 1993), mas as outras duas elasticidades que acabamos de citar só coincidem em sinal (não em magnitude) nos três estudos]. Os outros dois vetores de co-integração têm alguns coeficientes com o sinal contrário à expectativa, quando este não é o caso, os coeficientes têm valores com magnitudes inaceitáveis.¹⁰

Quando o período se estende para, respectivamente, 1985 e 1987, tem-se, ainda para o agregado M1, uma vez mais, um vetor de co-integração pelo primeiro dos dois testes alternativos propostos por Johansen e, agora também, um vetor de co-integração pelo segundo teste (ver a Tabela 2). No primeiro desses dois períodos os coeficientes têm os sinais apropriados, com a elasticidade-renda próximo da unidade, mas com a elasticidade-inflação sendo muito maior do que a elasticidade-juros (-12,92 contra -0,89). No período que vai até 1987, entretanto, apesar de o valor da elasticidade-renda permanecer em torno da unidade e a elasticidade-juros ter o sinal correto, o sinal positivo para a elasticidade-inflação parece contra-intuitivo. Isso sugere mudanças estruturais na relação de longo prazo na demanda por moeda entre os períodos 1966/79 e, respectivamente, 1966/85 e 1966/87, o que, aliás, está de acordo com as conclusões de Rossi (1988).

Considerando-se agora o agregado M2, ao invés de M1, como conceito de moeda, verifica-se (ver Tabela 2) que no período 1969/79 têm-se dois vetores de co-integração pelo teste do autovalor máximo, embora apenas o primeiro deles mantenha os mesmos sinais do correspondente vetor de co-integração do agregado M1. No segundo vetor de co-integração o coeficiente da variável taxa de juros passa a ter sinal positivo. Parece difícil dizer, neste caso, qual o sinal apropriado da variável, pois o agregado M2 inclui ativos indexados (aqui, depósitos a prazo), cuja demanda deve aumentar com a taxa de juros. Aliás, nota-se que quando se estende o período de análise, seja para 1985 ou para 1987, então o único vetor de co-integração estatisticamente significativo tem o coeficiente da variável taxa de juros com sinal positivo.

As observações no parágrafo anterior são ainda válidas quando se substitui o agregado M2 pelos agregados M3 (inclui depósitos em caderneta de poupança) e M4 (inclui títulos do governo em poder do público), respectivamente. Por isso, omitimos aqui os resultados relativos a esses dois agregados monetários.

¹⁰ Ressalte-se que, em muitos casos, a inspeção visual do **plot** dos resíduos relativos aos vetores de co-integração (significativos) parece sugerir a sua não-estacionaridade, o que contraria, pois, o resultado do teste formal de Johansen.

embora esses possam ser obtidos junto ao autor. De qualquer modo, reconheça-se que por serem curtas as séries para os agregados M3 e M4 os seus resultados são apenas tentativos.

Um ponto a ressaltar é, ainda conforme a Tabela 2, que para o primeiro período, que se encerra em 1979, todos os agregados monetários têm os coeficientes do primeiro vetor de co-integração com sinais idênticos, mais precisamente o sinal positivo para a variável renda e o sinal negativo para as variáveis taxa de inflação e taxa de juros.

A Tabela 2 mostra, finalmente, os coeficientes do termo relativo à Correção de Erro. Para o modelo que usa M1 como conceito de moeda, os resultados podem ser assim interpretados: primeiramente, o sinal positivo para o coeficiente desse termo indicaria que, quando a demanda atual de moeda estiver acima daquela indicada pela sua especificação de longo prazo, a variável em consideração variará naquela mesma direção.¹¹ Assim, no período 1966/79 tanto a taxa de juros nominal como os encaixes monetários reais devem cair, como requer aliás uma política monetária estabilizadora, enquanto o PIB real deve aumentar. O leitor poderá interpretar o coeficiente do termo da Correção de Erro para os demais agregados monetários usando a mesma linha de raciocínio utilizada para o agregado M1.

Para concluir, uma certa precariedade no uso da técnica de co-integração recomenda cautela na interpretação dos nossos resultados. Independentemente disso, os dados parecem indicar alguma mudança estrutural nos parâmetros do modelo nos anos 80. Essas são razões suficientemente fortes para não se usar os resultados da estimação como válidos para o período atual. De qualquer modo, o excesso de ruído nos dados mais recentes, causado por várias intervenções no plano econômico, sugere que talvez não se possa fazer melhor no campo da estimação econométrica do que se fez aqui. Nesse sentido, é válido o esforço desta análise.

¹¹Miller (1991) interpreta o termo de erro como indicativo da diferença entre a oferta de moeda e a sua demanda de longo prazo.

BIBLIOGRAFIA

- ADAM, C.S. Financial innovation and the demand for M3 in the UK 1975-86. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.53, n.4, p.401-424, 1991.
- BOUGHTON, J.M. Long-run money demand in large industrial countries. *IMF Staff Papers*, v.38, n.1, p.1-32, March, 1991.
- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. Distribution of estimates of autoregressive time series with Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, v.74, p.27-31, June 1979.
- DICKEY, D.A., JANSEN, D.W., THORNTON, D.L. A primer on co-integration with an application to money and income. *Review of the Federal Reserve Bank of St.Louis*, v.73, n.2, p.58-78, Mar./Apr. 1991.
- ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v.55, p.251-276, May 1987.
- FULLER, W.A. *Introduction to statistical time series*. New York, Willey, 1976.
- GOLDBERGER, A.S. *Topics in regression analysis*. New York, MacMillan, 1968.
- GOLDFELD, S.M. The case of the missing money. *Brookings Papers*, v.3, p.383-739, 1976.
- GRAMGER, C.W.J., NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, v.2, p.111-20, July 1974.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of co-integrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, p.231-254. 1988.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on co-integration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.52, p.169-210, May 1990.
- MEHRA, Y.P. An error-correction model of U.S. M2 demand. *Economic Review of the Federal Reserve Bank of Richmond*, v.77/3, p.3-12, May/June 1991.
- MILLER, S.M. Monetary dynamics: an application of co-integration and error-correction modeling. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v.23, n.2, p.139-154, May 1991.

ORDEN, D., FISHER. L.A. Macroeconomic policy and agricultural economics research. **American Journal of Agricultural Economics**, p.1.348-1.354, Dec. 1991.

PEREIRA, P.L.V. Empirical analysis of Brazilian money demand (1966-1987): an application of co-integration methods. In: **Anais do XI Encontro Brasileiro de Econometria**. Dez.1989, p. 317-333.

ROSSI, J. W. A demanda por moeda no Brasil: o que ocorreu a partir de 1980? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.18, n.1, p.37-54, abr. 1988.

———. Modelando a demanda por moeda no Brasil. In: FONTES, R.M.O.(org.). **Inflação brasileira**. Ed. Imprensa Universitária, Universidade de Viçosa, 1993, p.161-173 (a ser publicado).