

Relações dinâmicas entre oferta monetária, preços agrícolas e preços industriais: testes de co-integração e causalidade

Antonio Cordeiro de Santana*

Sergio Alberto Brandt**

Estudo anterior apresentou evidência de não-neutralidade entre expansão monetária, preços agrícolas e preços industriais, no curto prazo. A metodologia então utilizada foi a de VAR, teoricamente incoerente ou inconsistente com o equilíbrio de longo prazo. No presente artigo usa-se o procedimento de co-integração para testar a hipótese de neutralidade no longo prazo. Para avaliar a dinâmica entre moeda e preços, especifica-se um vetor de correção de erro (VCE), que gera estimativas mais coerentes dos parâmetros do que o vetor auto-regressivo (VAR). Em seguida, testa-se a hipótese de causalidade da oferta monetária para os preços, por meio dos procedimentos de Sims e Granger. Usam-se séries anuais cobrindo o período de 1946-89. Os resultados indicam que o equilíbrio a longo prazo tende a se estabelecer e que o VCE é modelo apropriado e bem especificado. Sugere-se que o efeito monetário sobre os preços flui, na maior parte, dentro de um ano, e as acomodações continuam, rumo ao equilíbrio de longo prazo. Mostra-se, finalmente, que a dinâmica entre moeda e preços depende da origem do choque inicial na economia.

1. Introdução; 2. Metodologia; 3. Resultados e discussão; 4. Conclusões.

1. Introdução

No estudo macroeconômico da agricultura, tem dominado o interesse em verificar os efeitos dinâmicos da política monetária sobre preços agrícolas e não-agrícolas (Devadoss & Meyers, 1987; Saunders, 1988; Robertson & Orden, 1990; Vieira & Teixeira Filho, 1988).

Os argumentos básicos sobre este tema seguem duas diretrizes: a estruturalista e a monetarista (Barbosa, 1983). Sob a ótica estruturalista, as idéias fluem na direção de que choques aleatórios de oferta em setores estratégicos da economia, como quebras globais de safras agrícolas, provo-

* Professor assistente na Faculdade de Ciências Agrárias do Pará.

** Professor titular na Universidade Federal de Viçosa.

cam elevação nos preços de produtos agrícolas e não-agrícolas. Por conseguinte, esses aumentos de preços podem ser contrabalançados pela expansão da oferta de moeda, de modo que não se exige redução dos preços de outros bens. Então, a essência do argumento estruturalista é que a oferta monetária é passiva e simplesmente compensa as alterações de preços que ocorrem no varejo. Com efeito, toda inflação é originada de choques reais que elevam os preços nominais de matérias-primas ou outros insumos. Adicionalmente, a agricultura é vista como um setor competitivo, produzindo produtos homogêneos e com preços flexíveis, enquanto a indústria é tida como oligopolista, operando com retornos crescentes à escala e com preços inflexíveis a quedas. Sendo assim, quebras de safras elevam os preços relativos da agricultura, que são tidos como causa fundamental da inflação.

Por outro lado, a visão monetarista sobre o processo inflacionário é fundamentada no fato de que incrementos isolados na oferta de moeda lideram ou causam elevação nos preços diretamente e não *ex post*, para equilibrar efeitos de choques reais de oferta. Este argumento é embasado na teoria quantitativa da moeda, que trata a moeda como variável causal e o nível de preços como variável resultado. Ou seja, a oferta monetária é a causa da inflação. Atualmente, ambos os argumentos admitem que, no longo prazo, sem expansão monetária, a inflação não pode ocorrer. A diferença fundamental reside, então, em saber se mudanças na oferta monetária têm influência passiva ou ativa no processo inflacionário.

Nesta linha, apenas os argumentos monetaristas têm sido confirmados, na maior parte das evidências empíricas (Barnett et alii, 1983; Jones & Uri, 1987; Saunders, 1988).

Estudos teóricos também dão conta de que choques aleatórios de oferta e alterações monetárias induzem efeitos sobre o crescimento dos preços agrícolas e não-agrícolas, simultaneamente. A questão é saber se os preços praticados nestes setores respondem proporcionalmente às mudanças na oferta monetária, no longo prazo, e se ocorrem desvios desta neutralidade, no curto prazo. Sob a hipótese de que a agricultura é um setor competitivo em que os preços são mais flexíveis do que os preços do setor não-agrícola, tem-se argumentado que uma política monetária expansionista favorece a agricultura, fazendo com que os preços no curto prazo excedam os níveis de equilíbrio no longo prazo (Barnett et alii, 1983; Bessler, 1984). Alternativamente, tem-se argumentado que choques de preços no setor oligopolista, contrabalançado por política monetária expansionista, causa inflação que atinge a agricultura via compressão custo-preço (*cost-price squeeze*) (Tweeten, 1980 e 1989). Esses argumentos, que relacionam oferta monetária e preços, no curto prazo, só apresentam coerência com a neutralidade de longo prazo

na medida em que os preços nominais, em todos os setores, atingem nível de equilíbrio proporcional à oferta monetária. Esse é o comportamento normal dos modelos de longo prazo, mas a grande maioria dos estudos abarca apenas relações de curto prazo (Robertson & Orden, 1990; Jones & Uri, 1987; Saunders, 1988; Orden & Fackler, 1989; Karavitis, 1987).

No Brasil, Bessler (1984) mostrou, para o período de 1964 a 1981, evidências de não-neutralidade entre expansão monetária e preços agrícolas e não-agrícolas, no curto prazo. A metodologia utilizada por Bessler é a de vetor auto-regressivo (VAR), que, teoricamente, é incoerente ou inconsistente com as relações de equilíbrio de longo prazo, quando as séries são co-integradas (Engle & Granger, 1987). Neste caso, um vetor de correção de erro (VCE) gera estimativas mais eficientes dos parâmetros do que um VAR, especificado com as variáveis em nível, principalmente quando o VAR é especificado nas primeiras diferenças, porque ignora as informações sobre o nível das séries e é mal especificado. Então, o VCE é mais consistente para estimar o comportamento dos preços e oferta monetária no curto e longo prazos. O Brasil, portanto, é um bom caso para se analisar as relações dinâmicas entre oferta monetária e preços. Os dados mostram que, no período de 1950 a 1989, a oferta monetária evoluiu a uma taxa média anual de 20,31%, enquanto que os preços agrícolas e industriais evoluíram a taxas médias de 34,25% e 53,59%, respectivamente, o que, perfeitamente, carece de explicação para a dinâmica dessa evolução.

Nesse contexto, o presente artigo pretende ir além dos estudos até então realizados, em dois aspectos. Em primeiro lugar, as relações de curto e longo prazos entre oferta monetária e preços são analisadas para o período de 1946 a 1989. O longo prazo evidencia a hipótese teórica de neutralidade monetária, ou seja, a estabilidade existente entre moeda e preços. A teoria de co-integração, recentemente introduzida na literatura econométrica (Engle & Granger, 1987; Engle & Yoo, 1987; Phillips, 1988; Engle et alii, 1989), mostra-se apropriada para testar essa hipótese de neutralidade no longo prazo.

Em segundo lugar, até então, os estudos consideram apenas o tipo convencional de causalidade Granger-Sims, que somente indica presença ou ausência de causalidade, no sentido qualitativo (Nachane et alii, 1988; Jones & Uri, 1987), sem, contudo, avaliar a importância das relações quantitativas de causalidade. Medidas explícitas de dependência causal, entre séries temporais, têm sido sugeridas por Granger (1969), Sims (1980), Geweke et alii (1983) e Stock & Watson (1989).

2. Metodologia

Neste estudo, as relações entre oferta monetária e preços são modeladas usando-se séries anuais (1946-89) de moeda (M1), preços agrícolas (PA) e

preços industriais (PI), com (M1) expressa em termos de variações em 12 meses (dezembro a dezembro). Os dados são de diversos números da *Conjuntura Econômica*, da Fundação Getúlio Vargas.

2.1 Co-integração

A teoria de co-integração é compatível com as relações de equilíbrio de longo prazo de séries integradas e, portanto, com a neutralidade entre oferta monetária e preços agrícolas e industriais. Séries integradas referem-se ao reverso da operação de diferenças, uma vez que as séries, após sofrerem diferenças, podem ser integradas para retornarem às séries originais. Por conseguinte, diz-se que uma série de tempo não determinística X_t é integrada de ordem d se, após a d -ésima diferença, $\Delta^d X_t$ é um processo ARMA estacionário e invertível. Esta definição é denominada $X_t \sim I(d)$ (Engle & Granger, 1987).

Considerando-se que duas séries temporais X_t e Y_t são $I(d)$, uma combinação linear delas também pode ser $I(d)$. Conseqüentemente, se existe uma constante α de modo que $(X_t - \alpha Y_t) = Z_t$ é $I(d - b)$, com $b > 0$, diz-se que as séries X_t e Y_t são co-integradas. O caso em que $d = b = 1$ tem considerável importância prática, de modo que, se as séries X_t e Y_t são $I(d)$, nelas predominam os componentes de longo prazo. Porém, Z_t , como definido anteriormente, é $I(0)$ e é desprovido dos componentes de longo prazo. Neste caso especial, a constante α , se existir, é única.

Em termos gerais, para um vetor ($N \times 1$) de séries co-integradas não-estacionárias Y_t existe um ou mais vetores ($\alpha_i \neq 0$), de modo que $\alpha' Y_t = Z_{it}$ é estacionário (Engle & Granger, 1987). O vetor α_i é denominado *vetor de co-integração*, sendo utilizado para reduzir a ordem de integração da série, e os Z_{it} , ou termos de correção, são os desvios do equilíbrio de longo prazo. Quando as séries são co-integradas, a relação ou restrição de equilíbrio de longo prazo, $\alpha' Y_t = 0$, pode ser estabelecida após a ocorrência ou não de choques. Assim, a relação entre co-integração e equilíbrio torna-se óbvia. Além disso, a hipótese de neutralidade requer que as variações proporcionais de longo prazo das relações entre oferta monetária e cada série de preços sejam unitárias, de modo tal que os preços sejam compatíveis com o equilíbrio monetário.

2.1.1 Testes de estacionariedade e co-integração

No emprego do procedimento de co-integração, dois tipos de testes são aplicados. O primeiro é usado para se determinar a ordem de integração de cada série individualmente, já que apenas séries de mesma ordem podem

ser co-integradas. O segundo teste é aplicado para se verificar se as séries de mesma ordem são ou não co-integradas.

Os testes para determinação das características de estacionariedade individual de cada série baseiam-se na hipótese nula de que a representação auto-regressiva de cada série contém uma raiz unitária (Evans & Savin, 1981 e 1984; Dickey & Fuller, 1981; Sargan & Bhargava, 1983; Phillips, 1987; Stock, 1987). Essa hipótese é testada contra a alternativa de que a representação auto-regressiva é estacionária. Os testes baseiam-se nas estimativas de MQO de equações reparametrizadas em primeiras diferenças, como:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 Y_{t-1} + \sum_{i=-1}^n \alpha_{2+i} \Delta Y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

em que $Y_t = (M1, PA, PI)$; t é a tendência determinística; $\Delta Y_t = (1 - L)Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, sendo L o operador de defasagem; e e_t é um resíduo ruído branco.

Os resultados dos testes da hipótese de raiz unitária ($\alpha_2 = 1$), com ou sem rumo ou *drift* e tendência, têm seus valores críticos apresentados em Dickey & Fuller (1981) e Sargan & Bhargava (1983), para as estatísticas t de Student e DW de Durbin-Watson.

Os testes usados para determinação da co-integração entre séries $M1$ e Pi ($i = A$ ou I) são o teste de Durbin-Watson de regressão co-integrada ($CRDW$) e o teste de Dickey-Fuller (DF), para a regressão de co-integração seguinte:

$$M1 = \beta_0 + \beta_1 Pi + u_t \quad (2)$$

No teste estatístico $CRDW$, a hipótese nula de raiz unitária tem valor próximo de zero e os valores críticos são fornecidos por Engle & Granger (1987), com as limitações usuais.

Quanto ao teste DF , formulado por Dickey & Fuller (1981), os resultados são fundamentados nos resíduos da equação (2), conforme especificado na equação (3):

$$\Delta u_t = \gamma_{t-1} + V_t \quad (3)$$

onde: Δu_t é a primeira diferença de u_t , da equação (2).

A equação (3) é estimada por MQO e dela resultam duas estatísticas: o valor $t\gamma$ que é a estatística t de Student para γ , na equação (3); e $n \cdot \hat{\gamma}$, onde $\hat{\gamma}$ é a estimativa de MQO de γ em (3); e n é o número de observações utilizadas na estimação (Dickey & Fuller, 1981; Engle & Granger, 1987; Engle & Yoo, 1987).

Como as relações de co-integração envolvem pelo menos duas variáveis, existem pelo menos $r \leq N - 1$ vetores co-integrantes linearmente independentes entre as N variáveis. Especificamente, se os resultados dos testes discutidos anteriormente indicam co-integração entre oferta monetária e preços agrícolas e/ou preços industriais, as relações podem ser expressas por:

$$\alpha' Y_t = Z_t \quad (4)$$

onde:

$$\alpha' = \begin{bmatrix} \alpha'_{11} \\ \alpha'_{21} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{12} & 0 \\ 1 & 0 & -\alpha_{23} \end{bmatrix}; Y_t = \begin{bmatrix} M1 \\ PA \\ PI \end{bmatrix}; Z_t = \begin{bmatrix} Z_{1t} \\ Z_{2t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Stock (1987) mostrou que as estimativas de *MQO* dos parâmetros de co-integração ($-\alpha_{ij}$) em (5) são coerentes ou consistentes. A neutralidade monetária de longo prazo implica $\alpha_{12} = \alpha_{23} = -1$ e alguma combinação linear dos dois vetores resulta numa expressão de co-integração.

2.1.2 Dinâmica entre oferta monetária e preços

A co-integração também exerce influência na especificação de modelos para relacionar a dinâmica entre moeda e preços. Para avaliar essa dinâmica, impondo-se a restrição de neutralidade de longo prazo, especifica-se um *vetor de correção de erro (VCE)*. No modelo *VCE*, os desvios defasados de um período, resultantes das relações de longo prazo das variáveis co-integradas, interagem num sistema de equações auto-regressivas de primeiras diferenças das séries envolvidas. Havendo co-integração, o modelo *VCE* gera estimativas mais coerentes ou consistentes dos parâmetros do que o vetor auto-regressivo (*VAR*) em nível, e a estruturação do *VAR* para diferenças ignora as informações sobre o nível das séries, assim como descarta as relações de longo prazo sugeridas pela teoria econômica; logo, o modelo é mal especificado. Assim, somente o modelo *VCE* fornece estimativas coerentes do comportamento da oferta monetária em relação a preços, no curto e longo prazos. Os parâmetros das variáveis específicas nas primeiras diferenças captam as relações de curto prazo e o parâmetro da variável z_{t-1} incorpora as relações de longo prazo, ou seja, descreve o caminho rumo ao novo equilíbrio. Engle & Granger (1987) e Engle & Yoo (1987) mostram que o procedimento útil para analisar essas restrições é um modelo *VCE* de forma

$$\sum_{s=0}^n \alpha_s \Delta Y_{t-s} = -\sigma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde: $\alpha_0 = I$; ε_t é um vetor de erros futuros (um passo adiante); e σ é uma matriz ($N \times r$) de parâmetros ($\sigma \neq 0$). A idéia básica do *VCE* reside em que a proporção do desequilíbrio de um período é corrigida no período seguinte, ou seja, o desequilíbrio representado por z_{t-1} permite um tipo gradual de ajustamento rumo ao novo equilíbrio (Engle & Granger, 1987; Santana & Brandt, 1991).

O método de estimação é o de *MQO* em duas etapas, sugerido por Engle & Granger (1987), usando os resíduos das regressões co-integradas como estimativas dos termos de correção de erro. Ajusta-se a regressão das primeiras diferenças de cada série sobre uma constante, o termo de correção de erro defasado de um período e a defasagem da primeira diferença de cada série. Isto significa que todas as variáveis incluídas no *VCE* são integradas de ordem zero. Assim, ao utilizar uma correta estrutura de defasagem, o *VCE* pode captar a correta dinâmica do sistema e, ao mesmo tempo, pode também satisfazer a condição de equilíbrio sugerido pela teoria econômica.

Um sistema co-integrado pode ter uma ordem causal em pelo menos uma direção, dado que os z_t incluem ambas as variáveis, dada a condição de equilíbrio ($\sigma \neq 0$), por isso, pode ser incluído em uma ou todas as equações. Assim, no *VCE* cada variável do vetor Y_t pode ser causada por Z_{t-1} , por ser uma função de Y_{t-1} . Todavia, PA_{t+1} e/ou PI_{t+1} , em princípio, são causados por $M1$, ou $M1_{t+1}$ por PA_t e/ou PI_t , se essas variáveis são co-integradas (Granger, 1988). Conseqüentemente, no *VCE*, a variável $M1_t$ pode ser causada por PA_{t-1} ou pelo termo Z_{t-1} , se $\sigma \neq 0$. Há, portanto, duas fontes de causalidade para cada variável. A conclusão básica deste argumento é que, sem o termo Z_{t-1} , os modelos são mal especificados e as conclusões sobre não-causalidade podem ser incorretas. Não se sabe, contudo, qual a direção da causalidade, por isso, os testes seguintes são propostos.

2.2 Testes de causalidade

O conceito de causalidade, de Granger, tem sido objeto de exaustivas discussões na literatura (Glymour & Spirtes, 1988; Simon & Iwasaki, 1988), e vários processos para testar causalidade têm sido sugeridos (Geweke et alii, 1983). Especialmente, dois testes têm mostrado aceitável desempenho, em pequenas amostras. São eles: o teste direto de Granger (*GR*) e o teste modificado de Sims (*MS*) (Nachane et alii, 1988).

O teste direto de Granger (*GR*) baseia-se nas estimativas de *MQO* das equações restritas e irrestritas:

$$Pi_t = \sum_{s=1}^{N1} \alpha_{1s} Pi_{t-s} + u_{1t} \quad (i = A \text{ ou } I) \quad (7)$$

(t = 1, ..., T)

$$Pi_t = \sum_{s=1}^{N1} \alpha_{2s} Pi_{t-s} + \sum_{s=1}^{N2} \beta_{2s} M1_{t-s} + u_{2t} \quad (8)$$

$$M1_t = \sum_{s=1}^{N1} \gamma_{1s} M1_{t-s} V_{1t} \quad (9)$$

$$M1_t = \sum_{s=1}^{N1} \gamma_{2s} M1_{t-s} + \sum_{s=1}^{N2} \delta_{2s} Pi_{t-s} + v_{2t} \quad (10)$$

onde: α , β , γ e δ são os coeficientes a serem estimados; e $N1$ e $N2$ são os números de defasagens das variáveis dependentes e independentes, respectivamente. As equações (7) e (9) são restritas e as equações (8) e (10) são irrestritas. Usam-se as equações (7) e (8) para testar a hipótese nula de relações causais que vão de oferta monetária para preços, e as equações (9) e (10), para testar a hipótese de relações causais que rumam de preços para moeda.

Sob a hipótese nula de não-causalidade de oferta monetária para preços, os β_s ($s = 1, \dots, N2$) não podem ser estatisticamente diferentes de zero. Neste teste, as inferências causais baseiam-se na estatística F para os coeficientes das variáveis independentes, em cada equação estimada.

O teste de Sims (MS) para distribuições bilaterais das defasagens é fundamentado nas estimativas de mínimos quadrados (MQ) das equações restritas e irrestritas:

$$Pi_t = \sum_{s=1}^{N1} \lambda_{1s} Pi_{t-s} + \sum_{s=0}^{N2} \theta_{1s} M1_{t-s} + u_{3t} \quad (i = A \text{ ou } I) \quad (11)$$

$$Pi_t = \sum_{s=1}^{N1} \lambda_{2s} Pi_{t-s} + \sum_{s=-N2}^{N2} \theta_{2s} M1_{t-s} + u_{4t} \quad (12)$$

$$M1_t = \sum_{s=1}^{N1} \pi_{1s} M1_{t-s} + \sum_{s=0}^{N2} \psi_{1s} Pi_{t-s} + v_{3t} \quad (13)$$

$$M1_t = \sum_{s=1}^{N1} \pi_{2s} M1_{t-s} + \sum_{s=-N2}^{N2} \psi_{2s} Pi_{t-s} + v_{4t} \quad (14)$$

As equações (11) e (13) são restritas e as equações (12) e (14) são irrestritas. As equações (11) e (12) são usadas para testar a hipótese nula de que mudanças nos preços causam mudanças na oferta monetária, enquanto que as equações (13) e (14) são usadas para testar a hipótese nula de que a causalidade não ocorre de mudanças na oferta de moeda para os preços.

Sob a hipótese nula de que a relação de causalidade não flui de $M1_t$ para Pi_t , os coeficientes futuros de Pi_t (ψ_{2s} , para $s = -N2, \dots, -1$) não podem ser estatisticamente diferentes de zero. Similarmente, na hipótese nula de que a relação causal não ocorre de Pi_t para $M1_t$, os coeficientes futuros de $M1_t$ (π_{2s} , para $s = -N2, \dots, -1$) não podem ser diferentes de zero. Assim, no teste de Sims, a estatística "F" dos valores futuros das variáveis independentes é usada para indicar as inferências causais.

3. Resultados e discussão

Os resultados dos testes para determinação das características de estacionariedade das séries individuais $M1$, PA e PI são resumidos na tabela 1. A hipótese nula de raiz unitária é rejeitada, ao nível de 0,01 de probabilidade, com base na primeira diferença de cada série, ou seja,

Tabela 1

Testes da hipótese de raízes unitárias das séries $M1$, PA , PI , Brasil, 1946-89

Especificação	Estatística				Ordem de integração
	DW	DF com drift	R ²	"F"(1,40)	
<i>Variável</i>					
M1	1,866	4,098	0,753	59,378	I(1)
PA	0,828	28,825	0,954	830,900	I(1)
PI	0,559	41,678	0,971	1.737,070	I(1)
<i>Valor crítico</i>					
Nível 0,01	0,511	3,87	...	7,31	...
Nível 0,05	0,386	3,14	...	4,08	...
Nível 0,10	0,322	2,75

Fonte: valores críticos de Dickey & Fuller (1981, p. 1.062) e Engle & Granger (1987, p. 269-70).

Tabela 2

Regressões co-integradas e teste de hipótese de co-integração entre oferta monetária e preços, Brasil, 1946-89

Parâmetro e teste	Regressão co-integrada					
	M1		PA		PI	
	PA	PI	M1	P1	M1	PA
Constante	65,552 (4,673)	66,702 (4,680)	-1.086,978 (3,178)	23,305 (3,194)	-1.473,88 (-3,169)	-33,682 (-3,176)
Parâmetro	0,039 (11,576)	0,029 (11,321)	19,218 (11,576)	0,748 (516,801)	25,555 (11,321)	1,337 (516,801)
R ² ajustado	0,756	0,747	0,756	0,999	0,745	0,999
F(1;42 g.l.)	134,010	128,162	134,010	267,084	128,162	267,084
<i>Teste de co-integração e neutralidade</i>						
<i>Modelo irrestrito</i>						
Teste DF: $\hat{r}\hat{\gamma}$	-4,13	-4,13	-5,72	-5,69	-6,15	-5,45
$n.\hat{\gamma}$	-25,35	-25,18	-38,29	-38,02	-48,89	-36,34
Teste DW: CRDW	2,18	2,19	1,92	2,01	1,81	1,90
<i>Modelo restrito</i>						
Teste DF: $\hat{r}\hat{\gamma}$	-3,64	-4,72	-4,16	-4,21	-4,16	-6,15
$n.\hat{\gamma}$	-21,27	-31,56	-25,31	-56,80	-25,31	-48,12
Teste DW: CRDW	1,98	1,99	1,87	0,57	1,86	0,83
Teste F(1;44 g.l.)		210,580		181,058		170,023
Valor crítico:	$\hat{r}\hat{\gamma}$	$n.\hat{\gamma}$	CRDW			
Nível 0,01	-2,66	-11,90	0,511
Nível 0,05	-1,95	-7,30	0,386

Fonte: ver texto.

Obs.: A variável M1 é expressa em termos de variações de 12 meses, portanto, o parâmetro β_1 na equação (2) refere-se à quantidade $(1 + \alpha_{ij})$.

Tabela 3
Estimativas dos parâmetros do modelo VCE, Brasil, 1946-89

Especificação	Regressão estimada			
	$M1_t$	$M1_t$	PA_t	PI_t
Constante	34,046** (2,832)	4,210** (3,503)	74,324 (0,668)	-43,691 (0,487)
$M1_{t-1}$	-2,356** (11,690)	-2,370** (5,702)	-0,610 (0,192)	1,686 (0,458)
$M1_{t-2}$	-2,094** (7,574)	-1,982** (3,572)	-12,122* (2,009)	-1,540 (0,317)
$M1_{t-3}$	-0,729* (2,554)	-1,163* (2,239)
PA_{t-1}	0,425** (9,076)	...	9,884** (9,110)	...
PA_{t-2}	0,752** (5,945)	...	2,598 (1,002)	...
PA_{t-3}	0,975** (8,732)
Z_{t-1}	0,906** (4,280)	1,037** (3,550)	-0,411** (3,291)	-0,123 (1,532)
PI_{t-1}	...	0,304** (4,307)	...	13,962** (18,368)
PI_{t-2}	...	0,843* (2,258)	...	0,303 (0,068)
PI_{t-3}	...	0,815 (2,433)
R^2	0,939	0,831	0,974	0,991
"F"	85,002**	27,631**	300,592**	862,204**
DW	1,572**	1,956**	1,973**	1,943**

* Significante ao nível 0,05 de probabilidade.

** Significante ao nível 0,01 de probabilidade.

Obs.: Ausência de asterisco indica não-significância, nem ao nível 0,05 de probabilidade.

indica-se que as séries são integradas de primeira ordem com rumo ou *drift*. Os modelos têm alto poder explicativo, com coeficientes de determinação (R^2 's) e estatísticas $F(1;40 \text{ g.l.})$ significantes, ao nível 0,01 de probabilidade. Estes resultados, portanto, permitem confirmar a hipótese, geralmente assumida, de que séries macroeconômicas, em nível, são não-estacionárias.

Visto que as séries são estacionárias nas primeiras diferenças, ou seja, integradas de mesma ordem, pode-se testar a hipótese de co-integração entre as mesmas. As estimativas dos parâmetros das regressões co-integradas entre oferta de moeda e preços, assim como todas as possíveis regressões bivariadas, são apresentadas na tabela 2.

Para cada teste, a hipótese nula é a de que as variáveis correspondentes a cada regressão não são co-integradas e os resíduos contêm raiz unitária. A hipótese alternativa é a de que as variáveis co-integradas e os resíduos são estacionários. Os testes se baseiam no modelo auto-regressivo de primeira ordem dos resíduos da equação (3), cuja distribuição atende o teste de Dickey-Fuller de dependência dos parâmetros co-integrados.

Tal como mostrado na tabela 2, rejeita-se a hipótese nula, ao nível 0,01 de probabilidade, para todas as regressões, indicando-se alta potência dos testes. Os termos de erro são integrados de ordem zero [$z_t \sim I(0)$], portanto, deve ocorrer um equilíbrio de longo prazo. Assim, as relações de equilíbrio de longo prazo entre oferta monetária e preços devem ser estabelecidas. Para se testar a hipótese de neutralidade no longo prazo, igualam-se os parâmetros à unidade, nas regressões co-integradas, e testam-se os resíduos para raiz unitária. Contudo, esse teste apenas indica se há ou não coerência ou consistência, da hipótese de neutralidade, com o equilíbrio estacionário de longo prazo entre oferta monetária e preços. Os resultados dos modelos restritos, apresentados na tabela 2 são, no geral, similares aos obtidos para os modelos irrestritos, sugerindo que moeda e preços são variáveis co-integradas, sob as restrições de proporcionalidade impostas. A estatística F para verificação da coerência ou consistência dos modelos restritos também é significativa, ao nível 0,01 de probabilidade, atestando a hipótese de neutralidade no longo prazo entre as variáveis. Finalmente, indica-se que as regressões são co-integradas, ao nível 0,01 de probabilidade, e os sinais dos coeficientes são coerentes com as expectativas de equilíbrio de longo prazo.

Os resultados das estimativas de cada equação, do modelo *VCE*, são apresentados na tabela 3, com base na terceira ordem de defasagem das séries *M1*, *PA* e *PI*. Os coeficientes de determinação ajustados (R^2) estimados são altos e os desvios-padrão, relativamente baixos, para os modelos bivariados. O coeficiente do termo de correção de erro defasado de um período (Z_{t-1}) apresenta sinal coerente (que pode ser positivo ou negativo) e significativo, ao nível 0,01 de probabilidade, para os modelos *VCE* es-

Tabela 4

Resultados dos testes de Granger (GR) e Sims (MS), com uma e três defasagens das primeiras diferenças das séries, Brasil, 1946-89

Hipótese nula	Uma defasagem		Três defasagens	
	Teste GR	Teste MS	Teste GR	Teste MS
<i>M1</i> não causa <i>PA</i>	5,25*	34,32**	0,17	8,50**
<i>PA</i> não causa <i>M1</i>	16,78**	307,18**	6,66*	159,13**
<i>M1</i> não causa <i>PI</i>	12,81**	26,42**	0,41	8,58**
<i>PI</i> não causa <i>M1</i>	15,64**	365,61**	2,80	129,09**
<i>PA</i> não causa <i>PI</i>	9,39**	12,45**	3,10	6,12*
<i>PI</i> não causa <i>PA</i>	33,15**	40,04**	15,64**	24,24**

* Significante ao nível 0,05 de probabilidade.

** Significante ao nível 0,01 de probabilidade.

Obs.: Ausência de asterisco indica não-significância, nem ao nível 0,05 de probabilidade.

timados, sugerindo que o processo dinâmico que conduz o sistema ao equilíbrio de longo prazo está presente nas variáveis co-integradas e que o *VCE* é o modelo que melhor descreve o processo de ajustamento dinâmico destas variáveis. Ou seja, o *VCE* captura as propriedades de séries temporais, através da estrutura de defasagem das variáveis envolvidas e, ao mesmo tempo, incorpora uma teoria econômica que trata das relações de equilíbrio (Granger & Weiss, 1983). Por conseguinte, a resposta de longo prazo a dado choque deve ocorrer em proporções iguais ou não entre as variáveis co-integradas, e o equilíbrio pleno se restabelecerá em três períodos para *M1* e em dois períodos para *PA* e *PI*, respectivamente (tabela 3). O número de defasagens foi determinado com base na predição do erro final mínimo (*PEF*) descrito em Saunders (1988), referente à especificação de cada variável por meio de um processo auto-regressivo; a ordem da defasagem que apresentou *PEF* mínimo foi escolhida. A significância da variável z_{t-1} ($\delta \neq 0$) mostra que a economia está em desequilíbrio; com efeito, se as variáveis incluídas em *Y*, não são co-integradas, o modelo *VCE* não produz equilíbrio conforme sugerido pela teoria econômica. Entretanto, se *y*_{*t*} é co-integrado, as variáveis evoluem estocasticamente juntas, conservam as relações de longo prazo e conduzem a economia ao equilíbrio através da dinâmica do termo δz_{t-1} (Granger & Newbold, 1986). Adicionalmente, a

variável Z_{t-1} também capta as relações causais entre as variáveis co-integradas, mas não indica a direção em que o fenômeno ocorre.

No que se refere à relação entre preços (PA e PI) e oferta de moeda ($M1$), observa-se que variações em $M1$ são explicadas por variações tanto nos preços agrícolas quanto nos preços industriais. Por sua vez, os preços agrícolas também são explicados por variações na oferta monetária, dada a significância do erro de equilíbrio (Z_{t-1}). Assim, o impacto dinâmico entre oferta monetária ($M1$) e preços (PA e PI) depende de onde tem início o choque, o que é mais bem visualizado e compreendido por meio da análise de causalidade, que passamos a apresentar.

Como as séries $M1$, PA e PI são integradas de primeira ordem, conduz-se a análise de causalidade entre moeda e preços, nas equações (7) a (14), com base na primeira diferença de cada série nas equações reparametrizadas.

Para que o teste de causalidade seja válido, faz-se necessário que as equações relevantes sejam livres de correlação serial. Em vista disso, as equações de (7) a (14) são estimadas por *MQG* (Johnston, 1984).

Os testes de Granger (*GR*) e Sims (*MS*) da hipótese de causalidade direcional são implementados com o objetivo de verificar se existe relação causal (unidirecional ou bidirecional) entre mudanças na oferta monetária e nos preços. Os resultados dos testes *GR* e *MS*, com uma e três defasagens, são apresentados na tabela 4. Estes resultados mostram que a causalidade bidirecional entre moeda e preços é significativa, ao nível 0,01 de probabilidade, em ambos os testes, quando a defasagem é de apenas um período ($N2 = 1$). Indica-se assim, que, na economia brasileira, se fazem sentir tanto o argumento monetarista como o estruturalista.

O efeito da oferta monetária sobre os preços agrícolas e industriais parece ocorrer de forma instantânea, dada a significância do teste *GR* apenas para o caso de uma defasagem, nas equações (8) e (9). Contudo, o impacto na acomodação futura dos preços prolonga-se no tempo, conforme mostra o teste *MS*. Em outras palavras, sugere-se que o efeito monetário sobre os preços flui, na maior parte, dentro de um ano e as acomodações continuam rumo ao equilíbrio de longo prazo. Os resultados também mostram forte dependência linear entre as séries $M1$ e PA ; $M1$ e PI ; PA e PI , conforme os resultados do teste de Geweke, da ordem de 139,38, 138,24 e 277,56, respectivamente, entre as equações (7) e (12) ou (9) e (14), significantes a 0,01 de probabilidade. Estes resultados reforçam o caráter simultâneo no processo de determinação da inflação brasileira, dado que as variáveis são endógenas. As variáveis são integradas, portanto, derivadas da presença de tendência estocástica. Neste caso, a especificação de modelos sem considerar a variável erro de equilíbrio (Z_{t-1}) pode resultar em erro de especificação e, com isso, produzir resultados inconsistentes com o fenômeno estudado.

Os resultados dos testes de causalidade, juntamente com os resultados dos testes da hipótese de co-integração, sugerem que a dinâmica entre moeda e preços depende da origem do choque inicial na economia. Especificamente, um choque monetário pode refletir-se em níveis mais elevados de oferta monetária, de preços agrícolas e de preços industriais, no longo prazo. Como não se refuta nenhum dos argumentos sobre a dinâmica do ajustamento entre preços e moeda, pode-se sugerir a dinâmica que segue. Os preços agrícolas respondem instantaneamente ao choque monetário e impõem seus efeitos na direção dos preços industriais, que devem responder com uma defasagem maior ao choque monetário, e na direção também da oferta monetária, para estabelecer o ajuste na economia a um nível de equilíbrio mais elevado, no longo prazo, conforme sugerem os testes de causalidade. Um choque de preços industriais, especialmente nos preços dos insumos modernos, também eleva o nível das três séries no longo prazo. Inicialmente, o choque afeta a agricultura através da elevação relativa dos custos de produção e, em seguida, a oferta monetária se eleva, de modo a acomodar o acréscimo dos preços agrícolas e industriais e estabelecer equilíbrio simultâneo na economia. Sendo assim, choques de preços (agrícolas ou industriais) também podem elevar os níveis das três séries, no longo prazo, e o ajuste rumo ao equilíbrio é conduzido pela variável Z_{t-1} .

4. Conclusões

As principais conclusões deste estudo podem ser resumidas do seguinte modo. Em primeiro lugar, os testes da hipótese de estacionariedade permitem rejeitar a sugestão de presença de raiz unitária nos modelos auto-regressivos das séries específicas de moeda, preços agrícolas e preços industriais. Em segundo lugar, indica-se que as séries de moeda e preços são co-integradas, conforme parâmetros estimados através de regressões irrestritas e restritas. Em terceiro lugar, a significância da variável Z_{t-1} assegura que o equilíbrio de longo prazo tende a se estabelecer ($\alpha'Y = 0$), indicando que as relações dinâmicas entre moeda e preços são coerentes ou consistentes com neutralidade de longo prazo. Em quarto lugar, a causalidade bidirecional entre moeda e preços é assegurada pelos testes de *GR* e *MS*, respectivamente, para as primeiras diferenças das séries defasadas de um período. Portanto, nenhum dos argumentos (monetarista ou estruturalista) sobre a dinâmica do ajustamento entre moeda e preços pode ser refutado. Finalmente, o *VCE* é o modelo mais adequado para descrever as relações dinâmicas entre preços e moeda, dado que as variáveis são co-integradas.

Abstract

Cointegration procedures are used to test the long-run neutrality hypothesis among money supply, farm and manufacturing prices. An error correction vector is specified in order to evaluate the dynamics of money supply and prices. The causality hypothesis is tested by means of Granger and Sims procedures. Time series data (1946-89) are the basic information used. Results show that a long-run equilibrium tends to be established and that the error correction model is adequate and well specified. Most of the money effect on prices flows within an one year period.

Referências bibliográficas

Barbosa, F.H. *A inflação brasileira no pós-guerra: monetarismo versus estruturalismo*. Rio de Janeiro, IPEA, 1983. 248 p.

Barnett, R.C.; Bessler, D.A. & Thompson, R.L. The money supply and nominal agricultural prices. *Amer. J. Agr. Econ.*, 65(2):303-7, 1983.

Bessler, D.A. Relative prices and money: a vector autoregression on Brazilian data. *Amer. J. Agr. Econ.*, 66(1):25-30, 1984.

Devadoss, S. & Meyers, W.H. Relative prices and money: further results for the United States. *Amer. J. Agr. Econ.*, 69(4):838-42, 1987.

Dickey, D.A. & Fuller, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the Statistical Association*, 74(366):427-31, 1979.

_____ & _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4):1.057-72, 1981.

Engle, R.F. & Granger, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2):251-76, 1987.

_____; _____ & Hallman, J.J. Merging short-and long-run forecasts: an application of seasonal cointegration to monthly electricity sales forecasting. *Journal of Econometrics*, 40(1):45-62, 1989.

_____ & Yoo, B.S. Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, 35(1):143-59, 1987.

Evans, B.G.A. & Savin, N.E. Testing for unit roots: 1. *Econometrica*, 49(3):753-79, 1981.

_____ & _____. Testing for unit roots: 2. *Econometrica*, 52(2):1.241-69, 1984.

Geweke, J.; Meese, R. & Dent, W. Comparing alternative tests of causality in temporal systems. *Journal of Econometrics*, 21(2):161-94, 1983.

Glymour, C. & Spirtes, P. Latent variables, causal models and overidentifying constraints. *Journal of Econometrics*, 39(1/2):175-98, 1988.

Granger, G.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3):424-38, 1969.

_____. Some recent developments in a concept of causality. *Journal of Econometrics*, 39(1/2):199-211, 1988.

_____. & Newbold, P. *Forecasting economic time series*. New York, Academic Press, 1986. 338 p.

_____. & Weiss, A.A. Times series analysis of error-correction models. In: Karlin, S.; Amemiya, T. & Goodman, L.A. *Studies in econometrics, time series, and multivariate statistics*. New York, Academic Press, 1983. p. 255-78.

Johnston, J. *Econometric methods*. New York, McGraw-Hill, 1984. 568 p.

Jones, J.D. & Uri, N. Money, inflation and causality: another look at the empirical evidence for the USA, 1953-84. *Applied Economics*, 19(5):619-34, 1987.

Karavitis, N. The causal factors of government expenditure growth in Greece: 1950-80. *Applied Economics*, 19(5):789-807, 1987.

Nachane, D.M.; Nadkarni, R.M. & Karnik, A.V. Co-integration and causality testing of the energy-GDP relationship: a cross-country study. *Applied Economics*, 20(11):1.511-31, 1988.

Orden, D. & Fackler, P.L. Identifying monetary impacts on agricultural prices in VAR models. *Amer. J. Agr. Econ.*, 71(2):495-502, 1989.

Phillips, P.C.B. Time series regression with a unit root. *Econometrica*, 55(2):277-301, 1987.

_____. Regression theory for near-integrated time series. *Econometrica*, 56(5):1.021-43, 1988.

Robertson, J.C. & Orden, D. Monetary impacts on prices in the short and long run: some evidence from New Zealand. *Amer. J. Agr. Econ.*, 72(1):160-71, 1990.

Santana, A.C. de & Brandt, S.A. Encadeamento de preços na pecuária de corte: uma aplicação do modelo de correção de erro. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, 29(2), 1991.

Saunders, P.J. Causality of U.S. agricultural prices and the money supply: further empirical results. *Amer. J. Agr. Econ.*, 70(2):588-96, 1988.

Simon, H.A. & Iwasaki, Y. Causal ordering, comparative statics, and near decomposability. *Journal of Econometrics*, 39(1/2):149-73, 1988.

Sims, C.A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1):1-48, 1980.

Sargan, J.D. & Bhargava, A. Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian random walk. *Econometrica*, 51(1):153-74, 1983.

Stock, J.H. Asymptotic properties of least squares estimators of cointegration vectors. *Econometrica*, 55(5):1.035-56, 1987.

_____ & Watson, M. Interpreting the evidence on money-income causality. *Journal of Econometrics*, 40(1): 161-81, 1989.

Tweeten, L.G. Macroeconomics in crisis: agriculture in an underachieving economy. *Amer. J. Agr. Econ.*, 62(3):853-65, 1980.

_____. *Farm policy analysis*. San Francisco, Westview Press, 1989. 399 p.

Vieira, R.C.M.T. & Teixeira Filho, A.R. Inflação e preços agrícolas: uma análise estruturalista. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 26(3):289-305, 1988.