

A política monetária e os preços agrícolas¹

Rita de Cássia M.T. Vieira²

Antônio Raphael Teixeira Filho³

RESUMO - A inflação tem se constituído num fenômeno com o qual a economia brasileira convive secularmente. Os aumentos anuais no índice geral de preços (IGP), por exemplo, após 1944, vão de 2,9 em 1947 a 1037,6 em 1988. As evidências empíricas mostram que a política monetária tem efeitos generalizados sobre a inflação. Preços agrícolas, apesar de serem frequentemente citados como os responsáveis pelo processo inflacionário, não têm sido objeto de análises que procuram as razões de sua flutuação. A reação desses preços à mudança nas variáveis monetárias foi pesquisada no presente trabalho. Fez-se uma avaliação de como os preços agrícolas se comportam em relação a variáveis monetárias e, em seguida, realizou-se uma comparação com preços industriais e globais. Os resultados alcançados levam à conclusão de que os preços agrícolas são menos inflacionários que os preços industriais e preços globais. Não há razões para imputar aos preços agrícolas maior sensibilidade a fenômenos inflacionários que aos outros preços na economia.

Termos para indexação: inflação, teoria monetarista.

¹ Entregue para publicação em 01.08.89.
Aceito para publicação em 11.12.89.

² Engenheira-Agrônoma, Doutorado/EMBRAPA.

³ Engenheiro-Agrônomo, Ph.D., Professor-Titular da UFV.

THE MONETARY POLICY AND AGRICULTURAL PRICES

ABSTRACT - Inflation is a phenomenon which the Brazilian economy has always faced. Yearly increases in the General Price Level after 1944 range from 2.9% in 1944 to 1037,6 in 1988. Empirical evidences show that monetary policy has generalized effects on inflation. Agricultural Prices are usually charged with the responsibility for leading inflationary movements. Despite this fact, agricultural prices have not as yet been the subject of analyses as to the causes of their fluctuations. The present paper analyses the reactions of agricultural prices to variations of monetary variables. The study evaluates how and by how much agricultural prices react to changes in monetary variables. Comparisons are made with changes in agricultural prices in the industrial price index and in the General Price Level. The results lead to the impression that agricultural prices are the least inflationary of the three indices. There is no reason to attribute to agricultural prices more sensitivity to inflationary causes than to others.

Index terms: inflation, monetary theory.

INTRODUÇÃO

O problema

As evidências empíricas mostram que a política monetária tem efeitos generalizados sobre a inflação. Poucos economistas negariam a existência de algum grau de correlação entre as variações na oferta de moeda e na inflação. Como afirma Pastore (1973), não existem razões para rejeitar a hipótese de que a expansão monetária desempenha papel extraordinariamente importante na explicação do fenômeno inflacionário.

Os índices usados na apuração do processo inflacionário combinam, em proporções variadas, preços praticados em vários setores da economia. Em função das características produtivas dos vários setores, bem como dos mercados consumidores que utilizam os produtos desses setores, é possível que as reações dos respectivos preços aos estímulos monetários sejam variados. Fatos dessa natureza podem estar subjacentes aos variados níveis de sucesso da aplicação das medidas de controle inflacionário.

Considerações dessa ordem justificam a validade de procurar entender a reação de cada setor aos estímulos macroeconômicos.

O setor agrícola tem influência marcante na formação do índice de preços na economia. O índice geral de preços (IGP) é uma média ponderada

do índice de preços por atacado (IPA), do índice de custo de vida (ICV) e do índice de construção civil (ICC), com pesos iguais a 0,6; 0,3 e 0,1, respectivamente.

Nas avaliações que se fazem do processo inflacionário brasileiro, não raro, produtos ou conjuntos de produtos agrícolas são constantemente apontados como os principais causadores da aceleração de preços. Às más safras agrícolas tem sido atribuída a elevação dos índices de preços na economia. Safras abundantes constituem elementos básicos de sucesso de políticas econômicas, do mesmo modo que às más safras normalmente se atribuem dificuldades no alcance do êxito dessas políticas.

Preços agrícolas, apesar de serem freqüentemente citados como os responsáveis pelo processo inflacionário, não têm sido objeto de análises que procurem as razões de suas flutuações. As reações desses preços a mudanças em variáveis monetárias que podem afetá-los não são conhecidas. Enquanto os preços industriais são freqüentemente usados nas análises do processo inflacionário brasileiro, não se conhecem análises semelhantes sobre os preços agrícolas.

Nos estudos monetários sobre a inflação, a movimentação dos preços é explicada por variações na oferta monetária. Entre os componentes da oferta monetária há parcelas que podem variar em função de medidas adotadas em relação ao setor agrícola. A interferência da agricultura, portanto, surge ao se procurar decompor a oferta monetária. Um estudo no qual esta abordagem pode ser nitidamente detectada é o de Pastore (1973).

Uma causa, ligada à agricultura, comumente apontada como fonte de aceleração inflacionária é o subsídio ao crédito rural. A concessão de crédito a taxas de juros negativos facilitava a expansão de empréstimos na economia, gerando expansão dos meios de pagamentos que, por sua vez, exerciam pressão altista generalizada nos níveis de preços.

Economistas agrícolas, ao se preocuparem com aspectos macroeconômicos da agricultura, às vezes, abordam em suas análises, interfaces de atividade agropecuária e processo inflacionário. Nesses estudos, ressaltam-se fundamentos da análise monetarista, orientado o pensamento dos autores. Mata (1982) apresenta um resumo das características institucionais do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), montado na metade da década de 60, e estima os subsídios implícitos nesse sistema ao longo da década de 70. A expansão do saldo total do crédito rural foi praticamente contínua no período, mesmo antes da instituição do SNCR (1965). Apenas

1965 e os últimos anos apresentaram crescimento negativo dos saldos totais. O subperíodo de 1970/75 foi uma fase de crescimento explosivo do crédito rural. Segundo Mata (1982), argumenta-se com freqüência que tais subsídios impedem a execução de uma política monetária restritiva, o que dificulta o controle das pressões inflacionárias.

Essa linha de raciocínio tem certa pertinência, pois os subsídios ao crédito rural atingiram proporções substanciais da base monetária e dos meios de pagamento nos últimos anos. Nos períodos de 1964/68, 1964/66, 1976/80 e 1978/80, as relações entre o crédito rural e a base monetária foram de 35,1%, 31,3%, 97,1% e 88,9%, respectivamente. Com relação aos meios de pagamento, o volume de crédito rural correspondeu a 20,1%, 18,3%, 50,0% e 47,2%, respectivamente. Essa constatação sugere, a necessidade de que a política de crédito rural seja constantemente avaliada, em seus prováveis efeitos sobre a produção e preços agrícolas. No entanto, parece inadequado ligar diretamente as emissões de moeda à concessão dos subsídios, pois tal raciocínio implica a prévia negociação de prioridade a esse programa governamental.

Segundo Montezano et al. (1982), a política de crédito rural adotada na década de 60 teve como objetivo fundamental a indução de técnicas mais produtivas. Através de taxas de juros concessionais, a intenção era estimular a adoção de tecnologias modernas com um subsídio implícito nos preços dos insumos e fatores adquiridos no mercado. Com o passar do tempo, constataram-se fortes distorções no uso do instrumento. O aumento de subsídios implícitos não levava necessariamente à melhorias na rentabilidade agrícola, e a taxa efetiva de subsídios era caracterizada "a posteriori", conforme a rigidez das taxas de juros ao longo de um contrato de empréstimo. Essa taxa seria explicada pela inflação do período contratual. Constatou-se, também, a crescente interdependência entre instrumentos de política econômica (oferta monetária) e crédito rural, dada a elevação do peso dos empréstimos agrícolas nas operações ativas das autoridades monetárias. O conflito entre controle da base monetária e expansões do crédito rural foi ampliado em decorrência do aumento dos subsídios.

Oliveira & Montezano (1982) reconhecem que os recursos monetários não inflacionários (depósitos à vista), que representavam importante fonte dos empréstimos totais, vieram sistematicamente perdendo importância, tomando-se, apenas, pequeno percentual dos fundos financeiros totais da economia. O Sistema Nacional de Crédito Rural subsidiado, porém, continua ainda vinculado às exigências das instituições financeiros comerciais, a

fontes monetárias exclusivamente. Como essas fontes de crédito agrícola têm-se expandido rapidamente, surgem duas conseqüências: ampliação forte e ineficaz do percentual de depósitos à vista das aplicações compulsórias dos bancos comerciais e, simultaneamente, pressões crescentes sobre o orçamento das autoridades monetárias, o que tem contribuído para ampliar os meios de pagamentos e aumentar a taxa de juros e a taxa de inflação.

A facilidade com que o Brasil recorre ao Orçamento Monetário, para atender problemas setoriais, faz com que o setor agrícola, ao exigir aportes financeiros não programados, force a expansão de empréstimos que, por sua vez, transmite à oferta monetária os riscos e a instabilidade naturais da atividade do setor.

Uma análise simultânea da inflação agrícola, industrial e do índice geral de preços na economia poderá permitir a determinação das diferenças dos preços setoriais entre si e da sua participação na composição final da inflação global. Neste sentido, o presente trabalho analisa a inflação agrícola, isolando os preços agrícolas por atacado (IPAA-OG, índice de preços atacado de produtos agrícola, oferta global) e suas reações a variáveis monetárias ao longo dos anos 1944/85. Simultaneamente, o trabalho submete aos mesmos tratamentos a inflação industrial (IPAIND-OG, índice de preços por atacado de produtos industriais, oferta global) e a inflação global (IGP-DI, índice geral de preços, disponibilidade interna). As reações destes índices a mudanças nas variáveis monetárias serão comparadas.

Objetivos

O objetivo geral do presente estudo é analisar a inflação de preços agrícolas brasileiros utilizando a abordagem monetarista. A avaliação e a comparação de como os preços agrícolas, preços industriais e preços globais são influenciadas pelas variáveis de política monetária, fazem parte do objetivo geral do estudo.

Especificamente pretende-se:

- a) analisar a inflação agrícola, industrial e global utilizando-se o modelo de previsão de preços;
- b) estudar a demanda de moeda com ajustamento instantâneo das expectativas, considerando preço agrícola, industrial e global;
- c) avaliar a demanda de moeda com expectativa adaptativa para preço agrícola, industrial e global.

ESQUEMA ANALÍTICO

No presente capítulo discute-se o modelo monetarista; descrevem-se alguns conceitos fundamentais às formulações algébricas propostos e as suposições estatísticas fundamentais para a presente análise; explora-se, dentro da abordagem monetarista, o modelo de demanda de moeda e de previsão de preços.

Conceitos fundamentais

Os monetaristas baseiam-se na tradição teórica de que quanto maior a oferta de dinheiro, menor o seu valor e mais alto o nível geral dos preços.

O enfoque monetarista começa com o diagnóstico da situação em que a inflação é percebida como consequência imediata da excessiva expansão monetária. Expansão excessiva é aquela superior à demanda real de moeda por parte dos agentes econômicos. A demanda de moeda, por sua vez, é baseada na teoria quantitativa da moeda. Essa teoria relaciona os fatores que determinam a quantidade de moeda que as pessoas querem reter. Várias interpretações já foram dadas à teoria quantitativa da moeda.

Uma das versões é dada pela equação de Cambridge. Na versão popularizada com o nome de encaixe real de Cambridge, essa hipótese equivale a dizer que a demanda nominal da moeda (M) é proporcional à renda nominal, ou seja, $M = KPy$, sendo M , P e y o estoque de moeda, o nível de preços e a renda (produto) nacional real, respectivamente. Essa equação sugere que a moeda necessária na economia é proporcional ao produto; K é a relação entre o estoque de moeda e a renda nominal, podendo ser definida como variável que espelha o comportamento da sociedade, do grupo ou da unidade considerada; indica a proporção da renda que os agentes econômicos desejam reter na forma de moeda. Para efeitos práticos, k é calculado para satisfazer a identidade contida na equação citada. Como variável de comportamento, k propicia a definição da quantidade de moeda que se quer manter, que não precisa ser igual à quantidade mantida.

Pela equação de trocas, $MV = PT$, equação de Fisher (1913), o coeficiente de proporcionalidade, k , transforma-se na velocidade-renda da moeda, pois $V = 1/k$. Esse enfoque enfatiza outro aspecto da moeda, seu uso como meio de troca. T representa as transações ocorridas no período. A velocidade-renda da moeda é definida pela razão entre a renda (=produto) nominal e o estoque de moeda, medindo, portanto, o número de vezes, por

período, em que cada cruzeiro é utilizado no pagamento dos fatores de produção ou na aquisição de bens e serviços finais. Essa variável tem papel relevante na visão monetarista do processo inflacionário.

A partir da equação $M = kPy$, supõe-se que M seja a variável independente da equação. A hipótese da independência de M está relacionada com a suposição de que o estoque de meios de pagamento seja uma variável política, ou seja, uma variável sobre a qual as autoridades dispõem de razoável poder de controle.

Para os monetaristas, $M = KB$. A base monetária, B , é controlada pelo governo; K , o multiplicador monetário, é produto do comportamento do público bancário e o não bancário; K depende de fatores estruturais e até culturais e do comportamento das instituições bancárias; pode também ser influenciado pelo governo. Dessa forma, as autoridades monetárias poderiam condicionar o total de meios de pagamentos aos objetivos macroeconômicos globais. O planejamento monetário resumir-se-ia, então, em estabelecer metas para a base e para o multiplicador e em exercer um controle contínuo sobre ambos.

De modo geral, entende-se que a consistência da concepção monetarista depende de que a oferta de moeda seja uma variável exógena, ou seja, determinada independentemente das variáveis macroeconômicas.

Acreditam os monetaristas que o controle rígido da taxa de expansão monetária traria imediatamente a economia para a estabilização de preços, um fato importante para o desenvolvimento econômico. O aumento do dinheiro em circulação provoca o aumento de preços.

Dentre as causas do crescimento desordenado da oferta de moeda, acumulavam-se evidências de uma política deliberada de financiamento inflacionário, utilizando o governo a expansão monetária como forma de captar recursos que, ineficientemente, não conseguia coletar com a política fiscal e transferindo parte desses recursos para as empresas produtoras de serviços públicos, cujos preços congelados geravam baixa rentabilidade, que tinha de ser sustentada por pesados subsídios.

Modelo matemático-estatístico

A partir da equação da teoria quantitativa da moeda, pode-se alcançar as duas formas exploradas no presente estudo, ao analisar a inflação brasileira segundo a abordagem monetarista, quais sejam; o modelo de previsão

de preços e o modelo de demanda de moeda.

$$MV = Py \quad (1)$$

No intervalo de tempo em que a velocidade é constante, essa definição serve a base para a estimativa da demanda de moeda, na qual:

$$M = f(P, y), \quad (2)$$

ou a versão de previsão de preços, pela qual

$$P = f(M, y).$$

Modelo de previsão de preço

Partindo-se da equação de troca, pode-se definir:

$$P = V \cdot \frac{M}{y}$$

Num intervalo de tempo em que V não varia, essa equação permite estabelecer a seguinte igualdade, considerando os acréscimos às respectivas variáveis:

$$\log \frac{P_t}{P_{t-1}} = \log \frac{M_t}{M_{t-1}} - \log \frac{Y_t}{Y_{t-1}},$$

ou seja, a taxa de inflação resulta do crescimento da taxa de expansão acima do produto real, ou seja,

$$\pi_t = u_t - \lambda_t.$$

Essa relação é alcançada, por meio da suposição de que $M_t = m_t^d$, que a oferta da moeda seja igual à quantidade demandada de moeda e que $E_t = \pi_t$, taxa de inflação esperada, seja igual à taxa de inflação observada (real).

Esse modelo de previsão de preços foi empregado pela primeira vez, em estudo empírico, por Harberger (1963).

Delfim Neto (1965) e Lemgruber (1974) utilizaram o mesmo modelo para analisar a inflação brasileira em 1965 e 1974, respectivamente.

Harberger (1963), ao especificar seu modelo, introduziu a aceleração da inflação entre as variáveis que, pela teoria, deveriam explicar as mudanças na taxa de inflação.

A análise conduzida no presente trabalho e que usará o modelo de previsão de preços inicia com a especificação das mesmas variáveis usadas por Harberger em seu estudo. Parte-se, portanto, da seguinte especificação básica:

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \lambda_t + \alpha_2 u_t + \alpha_3 u_{t-1} + \alpha_4 A_t,$$

sendo

π_t a mudança percentual no nível de preços de dezembro do ano t-1 a dezembro do ano t;

λ_t a mudança percentual na renda média real do ano t-1 ao ano t;

u_t a mudança percentual na oferta de moeda de dezembro do ano t-1 a dezembro do ano t;

u_{t-1} a mudança percentual na oferta de moeda de dezembro de t-2 a dezembro de t-1;

A_t a mudança percentual no nível de preços durante o ano t-1 menos a mudança percentual no nível de preços durante o ano t-2, ou seja, a aceleração da inflação de dezembro de t-1 a dezembro de t-2.

Os sinais esperados de α_1 e α_2 são:

$$\alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0 \text{ e } \alpha_3 > 0. \text{ Espera-se também } \alpha_4 > 0.$$

Esse modelo prevê que, "caeteris paribus", para cada um por cento adicional na taxa de crescimento da oferta de moeda, a taxa de inflação aumentará também um por cento. O crescimento do produto real contribui negativamente para a taxa de inflação. A magnitude dessa contribuição marginal é dada pela elasticidade-renda da demanda da moeda.

Uma forma de captar defasagens nas quais as mudanças na oferta monetária afetam o nível de preços é a introdução da mudança na oferta de moeda, com diferentes defasagens como variáveis explicativas para a taxa de inflação, ou seja:

$$P_t = \gamma_0 + \gamma_1 u_t + \gamma_2 u_{t-1} + \gamma_3 u_{t-2} + \gamma_4 u_{t-3} \dots + \gamma_k u_{t-k} \quad (6)$$

No presente estudo, toma-se n igual a 10 e k igual a 11.

Todos os modelos de previsão de preços foram estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

Modelo de demanda de moeda

Uma interpretação mais acurada da forma em que os ajustes aconte-

cem na realidade poder ser alcançada, considerando-se os fluxos das variáveis envolvidas. Definem-se os fluxos como mudança de cada variável no tempo. A equação fundamental sugere que

$$\frac{1}{V} \cdot \frac{dV}{dt} + \frac{1}{M} \cdot \frac{dM}{dt} = \frac{1}{P} \cdot \frac{dP}{dt} + \frac{1}{Y} \cdot \frac{dY}{dt} \quad (7)$$

Faça-se $\frac{1}{M} \cdot \frac{dM}{dt} = u$, variação na quantidade de moeda;

$\frac{1}{Y} \cdot \frac{dY}{dt} = \lambda$, crescimento da renda;

$\frac{1}{P} \cdot \frac{dP}{dt} = \pi$, taxa de inflação;

As proposições fundamentais da teoria quantitativa permitem também interpretar a inserção de expectativas inflacionárias na definição de demanda de moeda. A quantidade de moeda que se quer reter dependerá da taxa de inflação esperada. Com base nas diferenças entre taxa de inflação esperada e taxa observada, são feitas as correções na expectativa de inflação.

O ajustamento das expectativas pode ser definido da seguinte forma:

$$\frac{dE}{dt} = \beta(\pi_t - E_t), \beta \geq 0 \quad (8)$$

$$\pi_t = \frac{d \log P_t}{dt} \quad (9)$$

sendo

π_t a inflação observada e E_t a inflação esperada.

β , o coeficiente de expectativa, define a velocidade com que a taxa esperada se ajusta à observada. Quanto menor for, mais lento será o julgamento.

A equação (8) é matematicamente equivalente a

$$E_t = \beta(\log P_t - \int_{-\infty}^t E_x dx) + K \quad (10)$$

A equação diferencial de primeira ordem em E e t é

$$E_t = H e^{-\beta t} + e^{-\beta t} \int_{-T}^t \beta \pi_x e^{\beta x} dx. \quad (11)$$

H é a constante de integração e -T é o limite inferior da integralidade.

Essa regra de formação de expectativas implica maior peso dos valores mais recentes da inflação observada na formação da expectativa atual da inflação. A esse processo se dá o nome de expectativa adaptativa, Cagan (1956).

As definições de u e E_t geram a seguinte equação para a procura de moeda:

$$\log_e \frac{M}{P} + \alpha \left(\frac{1 - e^{-\beta}}{e^{-\beta t}} \right) \sum_{x=-T}^t \pi_x e^{\beta x} + \gamma = E_t. \quad (12)$$

Essa função pode ser estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários. É necessário, antes, gerar séries de valores esperados de inflação, E_t . Esses valores podem ser obtidos pela aplicação da fórmula

$$E_t = \frac{(1 - e^{-\beta}) \sum_{x=-t}^t \pi_x e^{\beta x} dx}{e^{\beta t}} \quad (13)$$

Ao gerar os valores de E_t , passa-se a depender de β . Este será sempre uma fração. Apenas uma parcela da diferença entre inflação observada e inflação esperada será corrigida em cada período. Passa-se, portanto, a depender da determinação de mais um valor. O procedimento a ser adotado tomará valores de β de 0,1 a 0,9 para gerar séries de E_t . A série que gerar os melhores ajustamentos da demanda de moeda apontará também o valor de β , coeficiente de expectativa. Esse procedimento foi adotado originalmente por Cagan (1956) e, no Brasil, por Pastore (1973).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Modelo de previsão de preços

A equação $\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \gamma_t + \alpha_2 u_t + \alpha_3 u_{t-1} + \alpha_4 A_t$ foi estimada para o período de 1948/85, utilizando-se dados anuais. A Tabela 1 contém as estimativas dos parâmetros dessa equação. A taxa de inflação foi medida pelo

índice de preço por atacado, oferta global de produtos agrícolas, índice geral de preços, disponibilidade interna e índice de preço por atacado, oferta global de produtos industriais. Esses dados foram calculados em 12 meses, de dezembro a dezembro. A quantidade de moeda foi medida pelo conceito de base monetária (B) e meios de pagamento (M_1). M_1 englobou papel-moeda em poder do público e depósitos à vista no sistema bancário. Para base e M_1 foram utilizados os estoques existentes em dezembro de cada ano. A renda foi medida pelo PIB real.

Na estimativa de equações com a quantidade de moeda medida pelo conceito de base monetária e meios de pagamento, as equações que continham a variável base monetária mostraram-se estatisticamente mais significativas que aquelas que continham a variável meios de pagamento, tendo sido por isso utilizadas no presente trabalho.

O teste de Durbin - Watson indicou, em todos os casos, a não-existência de autocorrelação dos resíduos. O teste F, com significância, em todos os casos de 0,0001 de probabilidade, indicou que, pelo menos, uma das variáveis utilizadas foi importante para explicar variações da inflação agrícola global e industrial em todos os casos considerados.

Em todas as estimativas, os sinais foram coerentes com os esperados. Nas equações que continham a renda (γ_t), a base monetária em t (u_t) e a base monetária em t-1 (u_{t-1}) como variáveis independentes, o coeficiente de determinação corrigido, \bar{R}^2 , indicou que 69,07%, 86,02% e 86,33% das variações na taxa de inflação agrícola, global e industrial, respectivamente, eram explicados pelas variáveis utilizadas.

Observa-se que, utilizando as mesmas variáveis para explicar as taxas de inflação agrícola (IPAA), global (IGP) e industrial (IPAIND), os resultados relativos à taxa de inflação global e industrial foram estatisticamente mais significativos, indicando a superioridade das variáveis para explicar a inflação global e industrial, quando comparadas com a inflação agrícola.

Para o cálculo das elasticidades, tomou-se o ponto médio das variáveis envolvidas, uma vez que o coeficiente na equação linear é apenas o coeficiente angular. Os valores das elasticidades-renda foram da ordem de 0,5541 para o IPAA, 0,4402 para o IGP e 0,5147 para o IPAIND, indicando que um aumento de 10% na renda levaria a um decréscimo de 5,54% no IPAA, 4,40% no IGP e 5,15% no IPAIND. Observa-se que os preços agrícolas têm maior sensibilidade à variação contemporânea na renda que os demais.

Tab. 1. Abordagem monetarista, previsão de preços.

Variável ¹ dependente	Período	Nº obser- vações	Equações estimadas ²				R ² R̄ ²	D.W.	
IPAA	1948/85	38	29,6284** (17,3564)	- 4,5439λ _t *** (1,8273)	+ 0,7189u _t **** (0,2338)	+ 0,4565u _{t-1} * (0,2975)	0,7158 0,6907	2,006	
IGP	1948/85	38	24,2752**** (9,0337)	- 3,5438λ _t **** (0,9511)	+ 0,7552u _t **** (0,1217)	+ 0,2643u _{t-1} ** (0,1549)	0,8789 0,8682	1,910	
IPAIND	1948/85	38	26,8379**** (9,1226)	- 3,7209λ _t **** (0,9604)	0,8066u _t **** (0,1229)	+ 0,1661u _{t-1} ns (0,1564)	0,8744 0,8633	2,014	
IPAA	1948/85	38	26,2662* (18,3855)	- 4,2318λ _t *** (1,9158)	+ 0,5485u _t * (0,3680)	+ 0,6600u _{t-1} * (0,4516)	+ 0,1328AtIPAA ^{ns} (0,2200)	0,7189 0,6848	2,083
IGP	1948/85	38	20,1324*** (9,3230)	- 3,1592λ _t **** (0,9715)	+ 0,5453u _t **** (0,1866)	+ 0,5150u _t *** (0,2290)	+ 0,1636AtIPAA* (0,1116)	0,8863 0,8725	1,937
IPAIND	1948/85	38	21,7173*** (9,2606)	- 3,2456λ _t **** (0,9650)	+ 0,5472u _t **** (0,1853)	+ 0,4761u _{t-1} *** (0,2275)	+ 0,2022AtIPAA** (0,1108)	0,8859 0,8721	2,040

¹ As variações IPAA, IGP e IPAIND representam a taxa de inflação agrícola, global e industrial, respectivamente; a variável λ_t indica a variação na renda real; u_t é a taxa de variação na base monetária; u_{t-1} é a taxa de variação na base monetária em t-1 e AtIPAA é a aceleração de inflação, considerando-se os índices agrícolas.

² A estimativa de cada coeficiente precede a respectiva variável. Os valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão da estimativa.

*, **, *** e **** indicam significância estatística, aos níveis de 0,20; 0,10; 0,05; e 0,01 de probabilidade, respectivamente; ns indica não-significância, ao nível de 0,20.

A influência de variação na base monetária (u_t) foi menor para os preços agrícolas quando se considerou o ano t . A variação da base monetária no ano $t-1$, no entanto, mostra um efeito maior para a inflação dos índices de preços agrícolas.

Através do valor do R^2 , verifica-se que as variáveis monetárias têm um impacto menor na inflação agrícola do que na inflação global e industrial.

No segundo bloco de equações, quando se considera a variável aceleração da inflação (mudança percentual no nível de preços em $t-1$ menos mudança percentual no nível de preço durante $t-2$), somente a aceleração da inflação agrícola (AtIPAA) apresentou-se estatisticamente significativa para explicar a inflação global e industrial. Esse fato salienta a importância dos preços agrícolas na taxa de inflação.

O coeficiente da variável aceleração da inflação agrícola (AtIPAA) não foi significativo para explicar a inflação agrícola; apresentou, no entanto, significância a níveis aceitáveis de probabilidade nos casos da inflação global e industrial.

Com a inclusão da variável aceleração dos preços agrícolas (AtIPAA) nas equações, o coeficiente de determinação mudou pouco: seu efeito maior apareceu na inflação industrial e na inflação do IGP, quando comparadas com a inflação do próprio setor. Na inflação agrícola, o coeficiente de determinação apresentou pequena queda com a inclusão desta variável.

Defasagens da política monetária

Em razão da argumentação dos monetaristas de que as variações de política monetária levam algum tempo para afetar os preços, o presente estudo propôs-se avaliar, por etapas, a taxa de inflação, considerando as taxas de expansão monetária de t até $t-9$.

A Tabela 2 contém estimativas de parâmetros de equação de defasagens da política monetária, com a utilização do método dos mínimos quadrados ordinários.

Observou-se que grande número das variáveis incluídas não teve efeitos significativos em nenhum caso.

Para explicar a inflação agrícola, as variáveis utilizadas foram as variações da oferta monetária no ano corrente (ΔB), em $t-2$ ($\Delta B-2$) e em $t-6$ ($\Delta B-6$). As variáveis desse modelo explicaram 65,87% da variação da in-

flação agrícola. Também na inflação dos índices de preços globais e industriais, essas variáveis foram incluídas no modelo, apresentando um coeficiente de determinação da ordem de 0,8360 e 0,8194, respectivamente.

Com relação aos sinais dos coeficientes das variáveis, a expansão monetária em t e em t-2 apresentou sinais positivos. Em todos os casos, a expansão monetária em t-6 apresentou-se com sinal negativo.

Como afirma Pastore (1973), depois da inclusão de número grande de variáveis, os coeficientes começam a perder a significância e os pesos negativos começam a aparecer em defasagens superiores.

Como medida da oferta monetária, utilizaram-se, também, os meios de pagamento, cujos dados se referem à variação de estoque de dezembro a dezembro. Nesse caso, as variáveis incluídas na explicação da inflação agrícola e global foram as variações dos meios de pagamento em t ($\Delta M1$), t-2 ($\Delta M1-2$) e t-6 ($\Delta M1-6$). Os modelos que contêm essas variáveis explicam 63,37% e 70,27% da variação na inflação agrícola e global, respectivamente. O \bar{R}^2 para a equação de inflação foi igual a 0,7638.

Para explicar a inflação industrial, outra variável, a variação dos meios de pagamento em t-3 ($\Delta M1-3$), foi também incluída. Juntamente com a variação dos meios de pagamento em t, t-2, e t-6, foi responsável por 77,26% da variação na inflação industrial.

Os sinais de variação de meios de pagamento em t, em t-2 e em t-3 foram positivos, enquanto em t-6 o sinal foi negativo.

O teste de Durbin-Watson, na maioria dos casos, indicou a não-existência de autocorrelação dos resíduos. Apenas quando se utilizou M, como variável independente, o teste mostrou-se inconclusivo para o IGP e IPAIND. O teste F apresenta significância de 0,0001 de probabilidade.

A regularidade dos resultados dessas estimativas sugere certa estabilidade na dinâmica do ajustamento monetário, que pode ter implicações do ponto de vista de política antiinflacionária. As propriedades dinâmicas dos modelos estimados não foram analisados no presente estudo.

De certa forma, o próprio Harberger (1963) deve ter encontrado algo semelhante e isto o teria induzido a criar a variável composta com a qual ele mediu o efeito da expansão monetária. Esse autor combinou numa única variável os efeitos de β_{t-2} β_{t-4} e β_{t-6} . A significância dos coeficientes da expansão monetária em t, t-2 e t-3 mostrou que os efeitos de aumentos na oferta monetária prolongam-se por até três anos.

Tab. 2. - Defasagens da política monetária na explicação da inflação.

Variável ¹ dependente	Período	Nº obser- vações	Equações estimadas ²				R ² R-2	D.W.
IPAA	1952/85	34	- 21,8209 ^{ns} (18,6409)	+ 0,8936 Δ B**** (0,1784)	+ 1,0747 Δ B-2*** (0,4435)	- 0,3847 Δ B-6 ^{ns} (0,4129)	0,6897 0,6587	2,214
IGP	1952/85	34	- 12,0788 ^{ns} (10,1784)	+ 0,8490 Δ B**** (0,0974)	+ 0,7324 Δ B-2**** (0,2422)	- 0,3176 Δ B-6* (0,2255)	0,8509 0,8360	1,894
IPAIND	1952/85	34	- 7,7134 ^{ns} (10,5610)	+ 0,8653 Δ B**** (0,1011)	+ 0,6175 Δ B-2**** (0,2513)	- 0,3325 Δ B-6* (0,2339)	0,8358 0,8194	1,871
IPAA	1952/85	34	- 16,7267 ^{ns} (19,4608)	+ 0,8385 Δ M1**** (0,1816)	+ 1,0814 Δ M1-2*** (0,4650)	- 0,4658 Δ M1-6 ^{ns} (0,4301)	0,6670 0,6337	1,845
IGP	1952/85	34	- 7,3621 ^{ns} (11,5321)	+ 0,7893 Δ M1**** (0,1076)	+ 0,7492 Δ M1-2**** (0,2756)	- 0,3921 Δ M1-6* (0,2549)	0,8116 0,7927	1,529
IPAIND	1952/85	34	- 3,0712 ^{ns} (12,1724)	+ 0,7946 Δ M1**** (0,1136)	+ 0,6486 Δ M1-2*** (0,2909)	- 0,4050 Δ M1-6* (0,2690)	0,7853 0,7638	1,598
IPAIND	1952/85	34	- 8,1243 ^{ns} (12,4269)	+ 0,7733 Δ M1**** (0,1124)	+ 0,4154 Δ M1-2 ^{ns} (0,3264)	- 0,4856 Δ M1-3* - 0,5080 Δ M1-6** (0,3301) (0,2731)	0,8002 0,7726	1,513

¹ As variáveis IPAA, IGP e IPAIND representam a taxa de inflação agrícola, global e industrial, respectivamente; Δ B, Δ B-2, Δ B-6 representam a variação da base monetária em t, t-2 e t-6, respectivamente; M1, M1-2, M1-3 e M1-6 representam a variação dos meios de pagamento em t, t-2, t-3 e t-6, respectivamente.

² A estimativa de cada coeficiente precede a respectiva variável. Os valores entre parênteses representam o desvio padrão da estimativa.

*, **, *** e **** indicam significância estatística, aos níveis de 0,20, 0,10, 0,05 e 0,01 de probabilidade, respectivamente;

ns indica não-significância, ao nível de 0,20.

Os níveis de inflação com que a economia brasileira sempre conviveu levam à expectativa de que os períodos de ajustamento a acréscimos na oferta monetária serão mais curtos e os ajustamentos mais rápidos.

Demanda de moeda

As estimativas de demanda de moeda foram conduzidas em duas etapas distintas. Na primeira, supõe-se que a inflação esperada seja igual à observada. Nos termos da equação 6 do modelo, $\pi_t = E_t$, ou seja $\beta = 1$.

Essa suposição fez com que apenas a inflação contemporânea compusesse a equação de demanda. Noutra etapa, supõe-se que $\beta < 1$, ou seja, as expectativas seriam ajustadas de acordo com a diferença entre a inflação observada e a esperada. Nesse processo, as observações passadas mais próximas de t teriam pesos maiores na formação das expectativas adaptativas.

Ajustamento instantâneo das expectativas

Usando-se dados anuais para o período de 1946/85, estimou-se a equação de demanda de moeda para o Brasil.

Supôs-se que a taxa esperada de inflação fosse igual à taxa observada. Usando-se o método dos mínimos quadrados ordinários, obtiveram-se os resultados apresentados na (Tabela 3). Esse procedimento foi também utilizado por Pastore (1973), que usou π_{t-1} , em vez de π_t , na tentativa de evitar correlação espúria entre o caixa real e a taxa de inflação no mesmo período. Segundo o autor, poder-se-ia justificar esse procedimento pela possível ocorrência de uma defasagem de reconhecimento por parte da população. Ao tentar corrigir as expectativas formuladas no período anterior, a população compararia a taxa de inflação observada com a esperada, mas, possivelmente, decorre algum período até que a taxa de inflação efetivamente ocorrida seja adequadamente percebida.

Fishlow (1969), por sua vez, utiliza como "proxy" para a taxa de inflação esperada a própria taxa de inflação em t .

No presente trabalho, estimou-se a equação de demanda de moeda com as diversas alternativas mencionadas; todas as variáveis foram usadas em logaritmo. Os sinais foram coerentes com os esperados e o teste F, significativo ao nível de 0,0001 de probabilidade.

Tab. 3. - Demanda da moeda - ajustamento instantâneo das expectativas - dados anuais

Variável ¹ dependente	Período	Nº obser- vações	Equações estimadas ²		
LMTB	1946/85	40	1,3385**** (0,1165)	+ 0,5916LPIBR**** (0,0460)	- 0,7540 π A ₋₁ **** (0,1255)
LMTB	1946/85	40	1,2407**** (0,1067)	+ 0,6366LPIBR**** (0,0428)	- 0,9952 π G ₋₁ **** (0,1300)
LMTB	1946/85	40	1,2466**** (0,1137)	+ 0,6291LPIBR**** (0,0452)	- 0,9151 π I ₋₁ **** (0,1310)
LMTB	1946/85	40	1,1669**** (0,0888)	+ 0,6685LPIBR**** (0,0356)	- 0,6398 π A**** (0,1076)
LMTB	1946/85	40	1,1223**** (0,0870)	+ 0,6880LPIBR**** (0,0351)	- 0,7961 π G**** (0,1618)
LMTB	1946/85	40	1,1013**** (0,0912)	0,6932LPIBR**** (0,1393)	- 0,7280 π I**** (0,1393)
LMTB	1946/85	40	1,1061**** (0,0940)	+ 0,7227LPIBR**** (0,0476)	- 0,0325LPIBR ₋₁ ** (0,0195)
LMTB	1946/85	40	1,0771**** (0,0925)	+ 0,7292LPIBR**** (0,0464)	- 0,0252LPIBR ₋₁ * (0,0188)
LMTB	1946/85	40	1,0800**** (0,0975)	+ 0,7043LPIBR**** (0,0480)	- 0,0072LPIBR ₋₁ ^{ns} (0,020)
LMTB	1946/85	40	1,1675**** (0,0891)	+ 0,6892LPIBR**** (0,0433)	- 0,6566 π A**** (0,1100)
LMTB	1946/85	40	1,1214**** (0,0864)	+ 0,7132LPIBR**** (0,0426)	- 0,8330 π G**** (0,1645)
LMTB	1946/85	40	1,1010**** (0,0918)	+ 0,7109LPIBR**** (0,0443)	- 0,7461 π I**** (0,1425)
LMTB	1946/85	40	0,6149**** (0,1549)	+ 0,9338LPIBR**** (0,0700)	- 0,5270LPIBR ₋₁ **** (0,1343)
LMTB	1946/85	40	0,6338**** (0,1606)	+ 0,9198LPIBR**** (0,0723)	- 0,4869LPIBR ₋₁ **** (0,1448)
LMTB	1946/85	40	0,6139 (0,1608)	+ 0,9130LPIBR**** (0,0765)	- 0,5089LPIBR ₋₁ **** (0,1540)

Tab. 3. - Cont.

Equações estimadas ²			R^2 \bar{R}^2	D. W.
			0,8238	1,357
			0,8143	
			0,8636	1,393
			0,8562	
			0,8479	1,460
			0,8397	
- 0,3407 πA_{-1} **** (0,1152)			0,9110	0,588
- 0,2981 πG_{-1} ** (0,1745)			0,9035	
- 0,3524 πI_{-1} *** (0,1471)			0,9154	0,651
			0,9116	
			0,9135	0,836
			0,9063	
- 0,6516 πA **** (0,1053)	- 0,3507 πA_{-1} **** (0,1126)		0,9175	0,672
			0,9081	
- 0,7953 πG **** (0,1600)	- 0,3152 πG_{-1} ** (0,1731)		0,9224	0,705
			0,9081	
- 0,7215 πI **** (0,1421)	- 0,3608 πI_{-1} **** (0,1507)		0,9224	0,705
			0,9135	
- 0,3474 πA_{-1} **** (0,1159)	- 0,0194LMTB ₋₁ ^{ns} (0,0228)		0,9128	0,842
			0,9040	
- 0,2919 πG_{-1} ** (0,1744)	- 0,0221LMTB ₋₁ ^{ns} (0,0219)		0,9128	0,598
			0,9028	
- 0,3554 πI_{-1} *** (0,1481)	- 0,0163LMTB ₋₁ ^{ns} (0,0225)		0,9148	0,784
			0,9050	
- 0,5076 πA **** (0,0952)	- 0,2266 πA_{-1} *** (0,1020)	+ 0,4282LMTB ₋₂ **** (0,1154)	0,9413	0,852
			0,9327	
- 0,6916 πG **** (0,1459)	- 0,1183 πG_{-1} ^{ns} (0,1656)	+ 0,3991LMTB ₂ **** (0,1243)	0,9405	0,939
			0,9317	
- 0,6195 πI **** (0,1295)	- 0,1439 πI_{-1} ^{ns} (0,1488)	+ 0,4307LMTB ₂ **** (0,1314)	0,9345	1,071
			0,9249	

¹ A variável LMTB significa o caixa real, LPIBR é a renda real e πA , πG e πI são a inflação agrícola, global e a inflação industrial.

² As variáveis são precedidas pela estimativa dos respectivos coeficientes. Os valores entre parênteses são os desvios padrão da estimativa.

*, **, *** e **** indicam significância estatística, aos níveis de 0,20, 0,10, 0,05 e 0,01 de probabilidade, respectivamente;

ns indica não-significância, ao nível de 0,20 de probabilidade.

No primeiro grupo, consideram-se como variáveis explicativas a renda, medida pelo PIB real, e a taxa de inflação em $t-1$, π_{t-1} . Todas as variáveis apresentaram sinais coerentes com os esperados. Os valores dos coeficientes de determinação, R^2 , foram elevados em todos os casos e a equação com a inflação global do ano anterior foi a que melhor explicou o efeito na redução da quantidade de moeda demandada. As equações com a inflação agrícola como variável independente apresentaram R^2 menor. Observou-se que 81,43% da variação no caixa real foi explicada pela renda real e pela taxa de inflação dos índices de preços agrícolas do ano anterior. Com a inflação industrial do ano anterior esse valor foi de 83,97% e, para os índices de preços globais retardados, 85,62%. As elasticidades-renda foram de 0,5916, 0,6366 e 0,6291, quando se consideraram preços agrícolas, globais e industriais, respectivamente.

No segundo bloco de equações, incluiu-se, também, a taxa de inflação em t . Os coeficientes das variáveis renda real e taxa de inflação em t foram, em todos os casos, significativos, aos níveis considerados.

Nesse bloco de equações, os coeficientes de determinação apresentaram-se mais elevados, embora os coeficientes apresentassem menor grau de significância; o valor da estatística de Durbin-Watson indicou correlação serial dos resíduos. Problemas de correlação serial dos resíduos foram encontrados por Cardoso (1981), Pastore (1969) e Simonsen (1970), ao estimarem a equação de demanda de moeda.

As elasticidades-renda, considerando preços agrícolas, globais e industriais, foram de 0,6685, 0,6880 e 0,6932, respectivamente.

Num terceiro grupo, introduziu-se a variável renda real do ano anterior. Essa variável não se apresentou estatisticamente significativa para explicar a variação no caixa real, quando se tratava dos preços industriais.

Nos demais casos, o efeito da renda em $t-1$ tende a reduzir a quantidade de moeda em t , sendo o efeito maior quando se considera a inflação dos índices de preços agrícolas.

A elasticidade-renda da demanda da moeda foi da ordem de 0,70 nos três casos. Isso significa que um acréscimo de 1% na renda leva a um aumento de 0,7% nos encaixes reais. Os coeficientes de determinação, R^2 , foram de 0,90.

Outra variável usada para explicar o caixa real foi o caixa real do ano anterior. Apesar de não significativa, seu desvio padrão foi inferior à estima-

tiva do seu coeficiente quando se utilizou a inflação global. No quarto grupo de equações, a variável caixa real retardada de dois períodos foi considerada e se mostrou significativa em todos os casos.

Observa-se que a inflação dos índices de preços agrícolas teve efeito menor sobre o caixa real, quando comparados com os índices de preços industriais e globais.

No primeiro grupo, uma variação de 10% na inflação dos preços agrícolas do ano anterior reduziu o caixa real 7,6% enquanto a mesma variação na inflação global e industrial, no ano anterior, reduziu o caixa real 9,9% e 9,0%, respectivamente.

Também se evidencia a menor influência dos preços agrícolas sobre o caixa real, comparados com preços industriais e globais, através da elasticidade-preço. Somando-se o coeficiente da inflação corrente com o do ano anterior, observa-se que uma variação de 1% nos índices de preços agrícolas teve efeito menos que proporcional sobre o caixa real, enquanto variação de 1% nos índices de preços industriais e globais teve efeito mais do que proporcional sobre o caixa real. Considerando-se as variações em t e em $t-1$, a elasticidade-preço agrícola de demanda de moeda foi de 0,98, enquanto a dos preços globais foi de 1,09 e a dos preços industriais de 1,08.

Em todas as equações estimadas, a variável renda real apresentou elasticidade inferior à unidade. Isso confirma os resultados obtidos por Fishlow (1969), Pastore (1969), Simonsen (1970), Silveira (1973) e Silva (1973), que obtiveram elasticidade-renda menor que um.

O efeito de acréscimo nos preços sobre a quantidade de demanda de moeda expressa-se no fato de a desvalorização da moeda levar a comunidade a procurar livrar-se dela. Nesse processo, gasta-se mais, forçando maior circulação da moeda, e com isso os preços sobem mais. Nesse contexto, aumentos de preços agrícolas são os que têm menor efeito na redução da quantidade de moeda que a comunidade mantém.

O efeito de aumento dos preços agrícolas sobre a demanda de moeda é menor que o dos preços industriais, tanto quando se consideram as variações contemporâneas como quando se tomam as variações passadas.

Expectativa adaptativa

A suposição de que na equação (8)

$$\frac{dE}{dt} = \beta(\pi_t - E_t),$$

seja menor do que um, faz com que, na revisão das expectativas da comunidade, as observações passadas sejam também ponderadas. Supondo-se que a formação de expectativas obedeça à equação (13),

$$E_t = \frac{(1 - e^{-\beta}) \sum_{x=-T}^t x e^{\beta x}}{e^{\beta t}} \quad (13)$$

os valores E_t passariam a depender dos valores de β . Dado um valor para β (< 1), consegue-se gerar uma série de E_t .

O presente estudo considerou que β ia de 0,1 a 0,9. Foram geradas nove séries de E_t . Utilizando-se cada uma delas, foram ajustadas equações de demanda de moeda

$$\log_e \frac{M}{P} + \left(\frac{1 - e^{-\beta}}{e^{\beta t}} \right) \sum_{x=-T}^t \pi_x e^{\beta x} + \gamma = E_t.$$

Foi escolhida a série E_t que gerou maior coeficiente de determinação (R^2) para a demanda de moeda. Define-se simultaneamente o valor do coeficiente da expectativa.

A dificuldade do emprego modelo iterativo nesse caso é a presença do caixa real defasado como variável independente, o que torna o R^2 muito insensível às variações em (β). No presente estudo, essa variável foi eliminada, por apresentar elevado grau de correlação com as demais variáveis.

Os resultados são apresentados na Tabela 4. Todos os coeficientes apresentaram sinais coerentes com os previstos pela teoria. O coeficiente da expectativa foi negativo, uma vez que a taxa de inflação esperada e a quantidade real de moeda demandada caminharam em sentidos opostos. A renda, representada pelo PIB real, apresentou, em todos os casos, sinal positivo.

Como se verifica, todos os coeficientes foram significantes, exceto para ΔB , na explicação do caixa real. O R^2 passou por um máximo, em torno

de (β), igual a 0,7; 0,4 e 0,5, nos casos dos preços globais, agrícolas e industriais, respectivamente. Nesse caso, usou-se a base monetária como medida para o caixa real. Esses valores indicam que 70% da diferença entre os preços esperados e os observados foram corrigidos, em um período, no caso do IGP; 50% por cento no caso dos índices de preços industriais e 40% no caso dos índices de preços agrícolas.

Quando se considerou a variação dos meios de pagamento, juntamente com a expectativa de preços e renda real, o R^2 passou por um máximo, em torno de (β), igual a 0,4, no caso dos índices dos preços agrícolas e 0,5, no caso dos índices de preços globais e industriais. Isso indica que 40% da diferença entre os preços esperados e os observados foi corrigida, em um período, no caso do IPAA, E 50% no caso do IGP e do IPAIND.

Embora todos os coeficientes tenham apresentado os sinais previstos pela teoria, os valores da estatística de Durbin-Watson indicaram correlação serial dos resíduos.

A equação de demanda de moeda foi estimada na forma linear. No cálculo das elasticidades tornou-se o ponto médio das variáveis envolvidas.

A elasticidade-renda do moeda, em todas as equações, foi inferior à unidade, apresentando valores menores nos casos em que se usou a variável base monetária como medida do caixa real. Esse valor foi de 0,69 para os preços globais e agrícolas, e de 0,63 para os preços industriais.

Quando o caixa real foi medido através dos meios de pagamento, a elasticidade-renda passou para um valor de 0,87 para preços globais e agrícolas, e 0,84 para preços industriais.

A afirmação de Simonsen (1970) de que a identificação da moeda como um bem de elasticidade-renda inferior à unidade é inegavelmente surpreendente do ponto de vista teórico não tem muito sentido, pois nada se pode afirmar acerca da magnitude do coeficiente de elasticidade-renda.

Nos Estados Unidos, Friedman (1970) encontrou uma elasticidade-renda maior do que um, no período de 1870/1954, enquanto Lee encontrou, para o período de 1951/65, elasticidade-renda inferior a um. Modelos desenvolvidos por Baumol e Tobin para explicar a demanda de moeda têm como hipótese básica a proposição de que há economias da escala na demanda de moeda. Se houver economias de escala, a elasticidade-renda da moeda será menor que um.

Tab. 4. - Demanda de moeda - expectativa adaptativa.

Variável ¹ dependente	Período	Nº obser- vações	Equações estimadas ²				R ² R ²	D. W.
MTB	1956/85	30	1.550,1820**** (323,5854)	- 888,9025EAGR B4**** (315,9739)	+ 0,6094PIBR**** (0,0952)	+ 1,0338ΔB ^{ns} (2,0882)	0,6194	0,788 0,5755
MTB	1956/85	30	1.542,9176**** (243,4452)	- 903,8410EIGP B7**** (240,1516)	+ 0,6108PIBR**** (0,0852)	+ 2,0175ΔB ^{ns} (1,8667)	0,6786	0,873 0,6415
MTB	1956/85	30	1.640,1728**** (251,0029)	- 948,8612EIND B5**** (235,1275)	0,5950PIBR**** (0,0814)	+ 1,2722ΔB ^{ns} (1,5980)	0,6947	0,861 0,6595
MTM	1956/85	30	3.688,2928**** (754,1294)	- 2.506,9601EAGR B4**** (743,0305)	+ 1,4466PIBR**** (0,2177)	+ 5,4108ΔMI ^{ns} (4,5204)	0,6364	0,851 0,5945
MTM	1956/85	30	3.976,5949**** (595,6492)	- 2.732,8366EIGP B5**** (569,6395)	+ 1,4441PIBR**** (0,1812)	+ 6,2632ΔMI** (3,4862)	0,7227	0,793 0,6907
MTM	1956/85	30	3.922,5467**** (574,4590)	- 2.658,5977EIND B5**** (544,0682)	+ 1,3968PIBR**** (0,1755)	+ 6,1141ΔMI** (3,4038)	0,7275	0,854 0,6960

¹ MTB e MTM significam caixa real, considerando a base monetária e os meios de pagamento; PIBR e a renda, medida pelo PIB; ΔB e ΔMI são as variações na oferta monetária, representadas pela base monetária e pelos meios de pagamento; EIGP, EAGR, EIND representam os setores selecionados, ou seja, setores que maximizaram o coeficiente de determinação.

² As estimativas dos coeficientes precedem as variáveis. O desvio padrão da estimativa é representado pelo número entre parênteses.

*, **, *** e **** indicam significância, aos níveis de 0,20, 0,10, 0,05 e 0,01 de probabilidade, respectivamente;

ns indica não-significância, ao nível de 0,20 de probabilidade.

Silveira (1973) também encontrou elasticidade-renda, para todas as regressões, inferior à unidade. Pesquisadores, como Silva (1973) Fishlow (1969), Pastore (1969) e Simonsen (1970), encontraram elasticidade-renda da moeda menor que um. Como comenta Barbosa (1978), a maior parte dos resultados obtidos indica elasticidade-renda da moeda inferior à unidade.

No presente estudo, um acréscimo de 1% na renda real levaria a um aumento de 0,69% nos encaixes reais medidos pela base monetária e de 0,87% nos encaixes reais medidos pelos meios de pagamentos, quando se consideram os preços agrícolas.

Durante a fase de aumento de preços, as pessoas tentam livrar-se mais rapidamente dos ativos monetários em excesso sobre os desejados, ajustando mais rapidamente suas expectativas e seu caixa real. Esses fatos se refletem nos coeficientes estimados.

Se as autoridades monetárias aumentam a expansão monetária, os preços aumentam, provocando revisão de expectativas; cai a demanda de moeda, adicionando novas pressões para a elevação de preços.

Embora em valores muito mais elevados para a variável meios de pagamentos, há coincidência quando se considera a base monetária, no tocante à influência no caixa real.

Em todos os casos, o caixa real é menos influenciado pelos preços agrícolas e mais influenciado pelos preços globais.

CONCLUSÕES

Para que fossem responsabilizados pelo processo inflacionário, os preços dos produtos agrícolas teriam de, no mínimo, mostrar resultados estatísticos mais expressivos do que os dos não agrícolas e, especialmente, mais incisivos do que os do nível geral de preços.

Seguindo a ordem em que foram apresentados, observa-se que, no modelo de previsão de preços, os preços dos produtos agrícolas revelaram sensibilidade ligeiramente menor às variações contemporâneas na base monetária que a dos preços dos produtos industriais e do índice geral de preços. Com relação à variação contemporânea na renda, os preços agrícolas demonstraram maior sensibilidade que os outros. O aumento de renda reduziu mais a pressão dos preços agrícolas que a dos industriais e globais.

Por outro lado, o efeito retardado da base monetária nos preços agrícola-

las foi maior que nos demais preços analisados.

Quando nos modelos de previsão de preços são consideradas as acelerações de preços agrícolas, industriais e globais entre as variáveis independentes, observa-se que a aceleração dos preços agrícolas é a única com efeito significativo na inflação do IGP e dos preços industriais. Embora essa variável tenha tido efeito significativo nas variações desses dois índices (IGP e IPAIND), seu efeito no variação de preços agrícolas não foi significativo.

Ao constituir uma variável importante para explicar a inflação industrial e global, a aceleração dos preços agrícolas alcança, no modelo monetário (previsão de preços), resultados algo coerentes com os fundamentos da análise estruturalista. Acréscimos nos preços agrícolas provocam acréscimos nos índices gerais de preços e nos preços industriais.

Ainda no modelo de previsão de preços, o que se observa é que variáveis montárias explicam menor parcela de variação dos índices de preços agrícolas do que as dos índices de preços industriais e do índice geral de preços.

A menor sensibilidade dos preços agrícolas à variação contemporânea na base monetária desautoriza conclusões de análises que apontam esses preços como os que lideram o processo inflacionário, no que se refere à inflação causada principalmente pela política monetária expansionista.

Quando o modelo de previsão de preços isola a variável oferta monetária, este trabalho mostra que os preços agrícolas foram os que tiveram os menores percentuais de variações explicadas pelas variações na oferta monetária. Outra vez ficam comprovados efeitos mais substanciais da expansão monetária nos preços industriais e no IGP.

A análise da demanda de moeda mostra que os preços agrícolas têm o menor efeito na redução da quantidade demandada de moeda. em dois anos (t e $t-1$), os efeitos simultâneos e retardados da variações nos preços agrícolas não alcançaram 100%. O índice geral de preços de preços teria efeito global na demanda de moeda equivalente a 109%, e os preços industriais, 108%.

O efeito retardado de variações na renda reduz a expansão da demanda de moeda. Aumentos da renda no ano ($t-1$) tendem a reduzir a qualidade demandada de moeda em t . Esse efeito, significativo nas equações que consideraram as variações nos preços agrícolas e no índice geral de preços, foi maior na equação em que os preços agrícolas compunham seus argumentos.

Na condução da análise de demanda de moeda, no presente estudo, foi levado em conta também o caso em que se supõe que, na formação da expectativas de preço, consideram-se os preços observados em períodos anteriores. Supondo-se que as observações mais recentes tenham pesos maiores na formação de expectativas de preços, os resultados alcançados indicam que a correção das expectativas de preços agrícolas é mais lenta.

Correção mais lenta das expectativas leva a reações menores de aumentos de preços à redução das quantidades demandadas de moeda. Essa é mais uma constatação de que os preços agrícolas não são os que inflacionam mais rapidamente. A menor velocidade no ajustamento das expectativas de preços agrícolas foi constatada na equação em que a quantidade de moeda foi medida pela base monetária, bem como pelos meios de pagamento.

Os resultados alcançados levam à conclusão de que os preços agrícolas são menos inflacionáveis que os preços industriais e que o índice geral de preços.

Preços agrícolas sofrem efeitos menores de expansão monetária e têm expectativas inflacionárias que se corrigem mais lentamente. Mudança da oferta monetária, base monetária ou meio de pagamento têm efeito menor na demanda da moeda quando a variação de preços considerada se refere a preços agrícolas do que quando se refere a preços industriais ou a o índice geral de preços.

Na visão monetarista não há por que concluir que o processo inflacionário dos preços agrícolas seja o início das flutuações econômicas no Brasil.

Vale ressaltar também que alguns efeitos retardados nos preços agrícolas de variáveis macroeconômicas tendem a ser maiores e mais significantes que efeitos semelhantes nos preços industriais e no índice geral de preços. O efeito da expansão monetária, no ano anterior, sobre preços agrícolas é maior que os efeitos similares nos preços industriais e no índice geral de preços.

Em resumo, do ponto de vista monetarista não há razão para imputar a preços agrícolas maior sensibilidade a fenômenos inflacionários que a dos outros preços na economia.

REFERÊNCIAS

- AGRICULTURA, abastecimento e inflação. **Agroanalysis**. Rio de Janeiro, 7(12):2-13, dez., 1983.
- AGRICULTURA e inflação. **Agroanalysis**. Rio de Janeiro, 6(6):2-14, junh., 1982.
- ALMEIDA, L.T.F. & MONTEIRO, J.J.C. Agricultura e inflação. **Agroanalysis**. Rio de Janeiro, 10(2):2-15, fev., 1986.
- BACHA, E.L. **Os mitos de uma década**. 2.ed. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1978, 175p. (ensaios de economia brasileira).
- BARBOSA, F.H. A demanda de moeda no Brasil: uma resenha da evidência empírica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, 8(1):33-82, abr., 1978.
- BARBOSA, F.H. **A inflação brasileira no pós-guerra: monetarismo versus estruturalismo**. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1983. 248p.
- BARBOSA, F.H. & FARO, C. de. Inflação e política de rendas. **Revista da ANPEC**. Recife, 8(29):59-68, dez., 1985.
- BARROS, J.R.M. & GRAHAM, D.H. A agricultura brasileira e o problema da produção de alimentos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, 8(39):596-786, dez., 1978.
- CAGAN, P. The monetary dynamics of hiperinflation. In: FRIEDMAN, M. **Studies in the quantity theory of money**. Chicago, University of Chicago Press, 1956. p. 25-117.
- CARDOSO, E.A. Uma equação para a demanda de moeda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, 11(3):617-36, dez., 1981.
- CARVALHO, L. Inflação e política de renda. **Reivsta da ANPEC**. Recife, 8(10):55-7, dez., 1985.
- CASTRO, P.R. Agropecuária: exame de algumas políticas de produção e de abastecimento, 1967/1976. In: CARNEIRO, D.D. **Brasil: dilemas de política econômica**. São Paulo, Campos, 1977, p.153-76.
- CONJUNTURA ECONÔMICA. Índices econômicos, v.33, n. 11, 1979. Suplemento Especial.
- CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro, FGV, v.30, n. 2, fev., 1976.

- CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro, FGV, v.39, n. 5, maio 1985.
- CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro, FGV, v.41, n. 5, maio 1987.
- CONTADOR, C.R. *A exogeneidade da oferta de moeda no Brasil. Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, 8(2):475-504, ago., 1978.
- DELFIM NETO, A. et al. *Alguns aspectos da inflação brasileira*. São Paulo, ANPES, 1965. 51p.
- _____. *Importância da agricultura para a inflação. Estado de São Paulo*. São Paulo, 19 de agosto de 1979.
- DINIZ, A.C. Money and Prices in Argentina, 1935-1962. In: MEISLE-MANN, D. *Varieties of monetary experience*. s.l., University of Chicago Press, 1970. p. 71-162.
- FISHER, I. *The purchasing power of money*. New York, Macmillan, 1913.
- FISHLOW, A. *The monetary policy in 1968*. Rio de Janeiro, IPEA, 1969, (mimeog).
- FONSECA, C.H. & CONTINI, E. *Informações e índices básicos da economia brasileira - subsídios para o economista agrícola*. Brasília, EMBRAPA-DEP, 1985. 81p.
- FRIEDMAN, M. A theoretical framework for monetary analysis. *Journal of Political Economy*, 58(2):193-238, mar./abr., 1970.
- _____. The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58(1): 1-17, mar., 1968.
- GOMES, G.W. Monetaristas, neo-estruturalistas e a inflação brasileira em 1985. *Revista da ANPEC*. Recife, 8(10):81-92, dez., 1985.
- HARBERGER, A.C. The dynamics of inflation in Chile. In: MEASURE ment in economics: studies in mathematical economics and econometrics 'in memory of yehuda grunfeld. Stanford, Stanford University Press, 1963. p.219-51.
- ÍNDICES. *Oferta Global*. Rio de Janeiro, FGV/Centro de Estatística Econômica, 1985. 8p.
- ÍNDICES. *Oferta Global*. Rio de Janeiro, FGV/Centro de Estatística Econômica, 1966. 9p.
- LANDAU, E. *A aceleração inflacionária de 1979*. Rio de Janeiro, PUC, 1982. 90p. Dissertação de Mestrado.

- LEMRUBER, A.C. Inflação: O modelo de realimentação e o modelo de aceleração. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, 28(3):35-56, jul./set., 1974.
- MATA, M. Crédito rural: caracterização do sistema e estimativas dos subsídios implícitos. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, 36(3):215-45, jul./set., 1982.
- MONTEZANO, R.M. et alli. Instrumentos de políticas agrícolas no Brasil: pontos para debate. In: DIAS, G.L.S. & LOPES, M.R. **Seminário de política agrícola: coletânea de artigos técnicos**. Brasília, CFP, 1982. p.7-16. (Coleção análise e pesquisa, 25).
- MUNHOZ, D.G. **Economia agrícola - agricultura: uma defesa dos subsídios**. Rio de Janeiro, Vozes, 1982. 112p.
- OLIVEIRA, J.C. & MONTEZANO, R.M.S. Os limites das fontes de financiamento à agricultura no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, 12(2):139-59, 1982.
- Os Problemas do Sistema Monetário Brasileiro. **Conjuntura Econômica**, 32(11):89-91, nov., 1978.
- PASTORE, A.C. Inflação e política monetária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, 23(1):92-123, 1969.
- _____. **Observações sobre a política monetária no programa brasileiro de estabilização**. São Paulo, USP, 1973, 196p. Tese de Livre Docência.
- REZENDE, G.C. A política de crédito agrícola e sua eficácia. **Conjuntura Econômica**, Rio de Janeiro, 35(5):88-90, maio 1981.
- SAYAD, J. Notas sobre a agricultura no curto prazo. **Revista de Economia Política**, Rio de Janeiro, 24(4):33-55, out./dez., 1982.
- SILVA, A.M. Demanda de Moeda e taxa esperada de inflação: um estudo empírico de Argentina, Brasil, Chile e E.U.A., **Estudos Econômicos**, 3(3):59-102, set./dez. 1973.
- SILVA, J.M.A. **Política de estabilização: os insucessos da prática brasileira dos anos 80**. Viçosa, UFV, Dept^o Economia Rural, 1985. 32p. (Mimeog.).
- SILVA, P.A. O controle monetário e a contribuição de open market. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, 35(2):105-55, abr./jun., 1981.
- SILVEIRA, A.M. The demand for money: the evidence from brazilian economy, **Journal of Money, Credit and Banking**, 5(1):113-40, Feb., 1973.

SIMONSEN, M.H. A inflação brasileira: lições e perspectivas. **Revista de Economia Política**, Rio de Janeiro, 5(4):15-30, out./dez., 1985.

_____. **Inflação: gradualismo x tratamento de choque**. Rio de Janeiro, APEC, 1970. 215p.

ZOOTMAN, L. Inflação, formação de poupança e criação de emprego: **A economia brasileira e suas perspectivas**, 10:129-35, jul., 1971.