

AVALIAÇÃO DA EFICIÊNCIA INTERTEMPORAL DE PREÇOS NOS MERCADOS DE HORTIGRANJEIROS DE CURITIBA E SÃO PAULO¹

JOÃO EDUARDO WINTER SIQUEIRA², CARLOS ARTHUR B. DA SILVA³
ALBERTO MARTINS REZENDE⁴

RESUMO – O estudo avalia a hipótese de que os preços praticados nos mercados atacadistas de hortigranjeiros de Curitiba e São Paulo refletem efetivamente as informações disponíveis. A análise da eficiência intertemporal de preços, realizada com os produtos batata, tomate e cenoura, mostrou que esta hipótese não pode ser rejeitada nos níveis convencionais de significância. Conclui-se, portanto, que os sistemas de informação de mercado têm sido suficientemente capazes de transmitir via preços o amplo conhecimento das condições de comercialização nos mercados estudados.

Termos para indexação: comercialização agrícola, análise de preços.

AN EVALUATION OF INTERTEMPORAL PRICING EFFICIENCY IN THE WHOLESALE VEGETABLE MARKETS OF CURITIBA AND SÃO PAULO, BRAZIL

ABSTRACT – The study evaluates the hypothesis that prices in the Curitiba and São Paulo wholesale vegetable markets effectively reflect all information available. The analysis of intertemporal pricing efficiency, performed for potato, tomato and carrots, has shown that this hypothesis cannot be rejected at the usual significance levels. It is therefore concluded that the market information systems have been sufficiently capable of disseminating, through prices, all information about marketing conditions in the markets studied.

Index terms: potato, tomato, carrots, market information, prices information.

INTRODUÇÃO

O preço desempenha importante papel no mercado, tanto pelo lado da demanda, na determinação do consumo, como pelo lado da oferta, onde atua sobre as decisões que agricultores e processadores da produção agrícola tomam sobre a produção, estocagem ou colocação do produto no mercado.

O comportamento dos preços de um produto pode funcionar como indicador dos tipos de relações que existem dentro de um mercado e entre mercados. Conforme salientado por Thakur (1974), a análise de preços fornece uma boa indi-

cação da eficiência do sistema de mercado, pois os efeitos da competição são refletidos através dos preços. Todavia, para que esse tipo de indicador funcione eficientemente, faz-se necessária a existência de um bom sistema de informações, por meio do qual se podem evitar distorções dentro do mercado, reduzindo as restrições artificiais ou especulativas, além de contribuir para a redução de riscos e para o direcionamento da produção a setores mais rentáveis.

A manutenção de sistemas de informações de mercado pelo setor público está baseada no pressuposto de que a livre disponibilidade de informações é condição imperiosa para a competitividade de um mercado. Segundo Gupta & Mueller (1982), investimentos na melhoria de tais sistemas tendem a ser justificados pela hipótese de que os custos da obtenção de informações e as imperfeições na estrutura de mercado impedem que os preços reflitam toda a informação disponível. Isso posto, a eficiência de preços seria aumentada a partir da melhoria do sistema de informações.

¹ Aceito para publicação em 23 de dezembro de 1992

Extraído da Tese de Mestrado em Economia Rural apresentada à Univ. Fed. de Viçosa pelo primeiro autor.

² Eng.-Agr., M.Sc., Banco do Brasil S. A., Travessa Pio XII, 160, Curitiba-PR.

³ Econ. Rural, Ph.D., Prof. da UFV/DTA, CEP 36570-000 - Viçosa, MG.

⁴ Eng.-Agr., M.Sc., Prof. da UFV/DER.

O estudo teve por objetivo testar a hipótese de que os preços praticados nos mercados de hortigranjeiros de Curitiba e São Paulo refletem efetivamente as informações de mercado disponíveis. Para tanto, analisaram-se séries de preços de batata, cenoura e tomate, segundo o conceito de eficiência intertemporal de preços, apresentado por Gupta & Mueller (1982).

MATERIAL E MÉTODOS

Modelo conceitual

Gupta & Mueller (1982) fundamentam sua abordagem metodológica da definição de mercado eficiente proposta por Fama (1970), segundo a qual em um mercado eficiente os preços refletem totalmente as informações disponíveis. Se tais informações consistem apenas de dados históricos sobre preços, os mercados que a refletem são classificados como "fracamente eficientes" (weak form efficient). Em tais mercados não existem oportunidades para a utilização, por especuladores de informações contidas nas séries de preços visando a realização de lucros extra-competitivos. Na medida em que novas informações se tornam disponíveis, os preços a elas se ajustam, apresentando, portanto, um comportamento aleatório (Gupta & Mueller, 1982). Segundo os autores, em tais condições não é possível a realização de lucros especulativos, o que não aconteceria no caso do não ajustamento de preço às novas informações.

Na análise da eficiência intertemporal de preços, evidências de ineficiência poderiam subsidiar a formulação de políticas visando a melhoria do sistema de informações, com consequentes benefícios para todos os participantes do sistema de comercialização.

A partir desses conceitos, a eficiência intertemporal de preços poderá ser testada através da análise de séries históricas desta variável. Com o objetivo de examinar quando, nas presentes condições do mercado de hortigranjeiros de Curitiba e São Paulo, os preços refletem as informações publicamente disponíveis, dois dos testes propostos por Gupta & Mueller (1982) foram utilizados neste estudo; o teste de autocorrelação e a análise de seqüências (runs).

O propósito do teste de autocorrelação foi determinar a eficiência ou não do mercado, através da análise da autocorrelação dos preços numa série temporal. Esse procedimento teve como hipótese nula a existência de autocorrelação zero que, se aceita como verdadeira, consideraria o mercado como intertemporalmente

preço-eficiente. Segundo Gupta & Mueller (1982), as autocovariâncias estimadas das séries de preços serviriam de base para o cálculo das autocorrelações das mudanças de preços. Isto seria possível por ter sido aceita a suposição de serem as séries de mudanças de preços estacionárias.

De acordo com Nelson (1973), as autocovariâncias estimadas das séries de preços seriam determinadas a partir da equação:

$$c_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-j} [(z_t - \bar{z})(z_{t+j} - \bar{z})] \quad (1)$$

em que:

- T = número de observações
- c_j = autocovariâncias estimadas das séries de preços
- z = observação
- t = número de observação
- j = número de períodos que separa uma observação da outra ("lags")
- \bar{z} = média simples das observações, dada pela equação:

$$\bar{z} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_t \quad (2)$$

A hipótese de autocorrelação zero pode ser testada pela aplicação de um teste para amostra individual de autocorrelação. Este critério baseia-se no erro-padrão da estimativa do coeficiente de autocorrelação da amostra, representado por $\sqrt{[r(j)]}$, e que pode ser estimado pela fórmula de Bartlett:

$$\sqrt{[r(j)]} = \frac{1}{T} \left(1 + 2 \sum_{i=1}^q r_i^2 \right)^{1/2} \quad j > q \quad (3)$$

em que:

q = ordem máxima do processo

A autocorrelação da amostra numa defasagem de tamanho j é indicada por r(j) e estimada a partir da equação:

$$r(j) = \frac{c_j}{c_0} \quad (4)$$

Segundo Nelson (1973), rejeitar-se-á a hipótese nula, quando $[r(j)] > 2\sqrt{[r(j)]}$.

De acordo com Nelson (1973), em defasagem de pequeno tamanho haverá uma redução substancial do vies dos erros-padrões, quando estimados pela fórmula de Bartlett. Por esse motivo, adotou-se o teste sugerido por Box & Pierce (1970). O teste de Box & Pierce (1970) envolve o cálculo da estatística:

$$Q = T \sum_{j=1}^K r(j)^2 \quad (5)$$

em que K é estabelecido em magnitude suficientemente ampla para incluir autocorrelação esperada não-zero, e T é o número de observações. Tomando a hipótese nula de autocorrelação zero, a estatística Q segue uma distribuição qui-quadrado, com k graus de liberdade. Se a estatística Q calculada for maior que o valor tabulado do qui-quadrado a determinado nível de significância, então a hipótese de autocorrelação zero seria rejeitada. Nesse caso, o mercado considerado seria julgado como ineficiente.

O segundo procedimento proposto por Gupta & Mueller (1982), com o propósito de testar a eficiência intertemporal de preços, consistiu da análise das seqüências de mudanças de preços do mesmo sinal (análise de "runs"). O método é baseado no procedimento adotado por Fama (1965). Em tal procedimento, Fama comparou o número atual e esperado de: a) todas as seqüências; b) seqüências de determinado sinal; c) seqüências de determinado sinal e tamanho.

Para comparar o número atual e esperado de todas as seqüências, admitiu-se, como hipótese nula, a independência das séries, testada por meio da determinação do valor da variância padronizada k, que, segundo Gupta & Mueller (1982), é regida pela equação:

$$K = (R + 0,5 - m) \tau_m \quad (6)$$

em que: R = número atual de todas as seqüências;
 m = número esperado de todas as seqüências;
 τ_m = erro-padrão de m.

Os valores das variáveis m e τ_m são determinados pelas fórmulas fornecidas por Wallis & Roberts (1965), citados por Gupta & Mueller (1982), assim descritas:

$$m = \left[N(N+1) - \sum_{i=1}^3 n_i^2 \right] / N, \quad (7)$$

sendo: m = número esperado de todas as seqüências;
 N = número total de mudanças de preços;
 n_i = número de mudanças de sinais de preços i;
 i = 1, 2 e 3 para mudança positiva, zero e negativa, respectivamente.

$$\tau_m = \left[\frac{\sum_{i=1}^3 n_i^2 \left[\sum_{i=1}^3 n_i^2 + N(N+1) \right] - 2N \sum_{i=1}^3 n_i^3 - N^3}{N^2 (N-1)} \right]^{1/2} \quad (8)$$

A variável padronizada k apresenta distribuição normal em torno da média. Por isso, a hipótese nula de independência das séries é rejeitada a 0,05% de significância, se $k > 1,96$. Se isto ocorrer, uma comparação entre o número atual e o esperado de seqüências de determinados sinais e tamanhos poderia, então, ajudar na identificação de possíveis fontes de dependências nas séries.

A partir dos resultados dos testes, foram feitas inferências sobre a adequabilidade dos sistemas de informação vigentes nos mercados analisados.

Dados

Os preços médios semanais de um período de dois anos dos produtos batata, cenoura e tomate foram utilizados na avaliação da eficiência intertemporal de preços. As séries cobriram os períodos compreendidos entre janeiro de 1984 e dezembro de 1985 (CEAGESP, 1984).

Esses dados foram provenientes de coletas de informações diárias junto aos mercados de hortigranjeiros de Curitiba e São Paulo. O Departamento de Economia da Companhia de Entrepósitos e Armazéns Gerais de São Paulo (CEAGESP) divulga esses dados, diariamente, através de um boletim informativo, que contém, além da cotação de preços do atacado, a procedência dos produtos comercializados no Entrepósito Terminal de São Paulo.

Com relação às informações de mercado junto à CEASA-Curitiba, além da divulgação das informações diárias feitas através de boletim editado pelo Núcleo Regional da Secretaria de Agricultura, existe um boletim semanal editado pelo Departamento de Economia Rural da Secretaria de Estado da Agricultura do Paraná, que apresenta a variação e tendência de preços dos produtos hortigranjeiros na semana.

Os dados foram corrigidos de acordo com o Índice Geral de Preços, tendo como base o índice do mês de dezembro de 1985.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Análise de autocorrelação

Na análise de autocorrelação, a hipótese testada foi a inexistência de autocorrelações nas séries com defasagens (lags) de até 24 semanas. Julgou-se ser esse período suficientemente amplo para captar eventuais evidências de autocorrelação em "lags" de médio, curto e longo prazo, além de ser adequado aos ciclos produtivos e de mercado dos produtos sob análise.

As autocorrelações foram computadas a partir das autocovariâncias das séries, após a realização de um processo de filtragem para torná-las estacionárias. As hipóteses de inexistência de autocorrelação foram testadas em cada autocorrelação computada, assim como no seu conjunto, segundo os métodos descritos anteriormente. Nos testes individuais, a hipótese nula de ausência de autocorrelação foi rejeitada, quando o valor computado apresentou magnitude igual ou superior a duas vezes seu erro-padrão (Nelson, 1973). No teste de significância do conjunto de autocorrelações, a hipótese nula de ausência de autocorrelações foi rejeitada quando o valor de qui-quadrado foi superior ao valor estimado da estatística Q em determinado grau de significância (Nelson, 1973). Os valores computados são apresentados na Tabela 1.

Observa-se, na Tabela 1, que apenas em "lags" de curto prazo (uma e duas semanas), no mercado de cenoura em São Paulo e no mercado de batata em Curitiba ("lag" de uma semana), foram evidenciadas autocorrelações significativas a 5% de significância. Contudo, conforme frisado por Gupta & Mueller (1982), a fórmula de cômputo dos erros-padrões utilizada tende a apresentar viés em "lags" de curta duração, razão por que se recomenda o teste de significância para o conjunto de autocorrelações. Nesse teste, a hipótese de ausência de correlação não foi rejeitada a 5% de significância.

A principal conclusão desta análise é a de que inexistem, internamente nos mercados de São Paulo e Curitiba, evidências de possibilidade de auferição de lucros especulativos a partir do uso de informações privilegiadas, não-disponíveis para todos os participantes do processo de comercialização de batata, cenoura e tomate.

Esses resultados foram corroborados pela análise de seqüências.

Análise de seqüências ("Runs")

O pressuposto básico deste procedimento foi o mesmo da análise anterior: o de que séries de preços estacionárias, que apresentam características de aleatoriedade, refletem a eficiência do sistema de informações de mercado do ponto de vista intertemporal.

Nesta metodologia, as relações de dependência intertemporal entre as séries de preço foram determinadas por meio da análise das seqüências de mudanças negativas e positivas em seus valores. Um "run" foi definido como uma dessas seqüências. Seqüências de valores inalterados ao longo de um período qualquer seriam também consideradas, se presentes nas séries em estudo. Os resultados da avaliação são resumidos na Tabela 2.

Os valores da variável padronizada "k" foram tomados como referência para aceitação ou rejeição da hipótese nula de independência entre os valores das séries, ao longo do tempo. A eventual aceitação dessa hipótese implicaria na comprovação de que as mudanças de preço foram menos frequentes que as esperadas em uma série completamente aleatória, característica de mercados intertemporalmente preço-eficientes.

Os resultados da análise mostraram que a hipótese de independência entre os valores das séries não pôde ser rejeitada a 5% de significância em nenhum dos produtos e mercados testados. Desse modo, concluiu-se que os preços reportados pelo Sistema de Informações de Mercado refletiam integralmente as informações disponíveis dentro dos mercados de Curitiba e São Paulo a respeito dos produtos batata, tomate e cenoura, o

TABELA 1. Autocorrelações, erros-padrões e estatística "Q" da diferença do logaritmo natural.

Defasagem	Batata		Cenoura		Tomate	
	São Paulo	Curitiba	São Paulo	Curitiba	São Paulo	Curitiba
1	0,028	-0,416*	-0,253*	0,058	-0,103	0,165
2	-0,051	0,029	0,240*	0,041	0,061	0,015
3	0,045	-0,059	-0,011	0,031	-0,064	-0,080
4	0,061	0,038	-0,030	-0,003	-0,055	-0,139
5	0,082	0,003	0,027	-0,032	-0,050	0,048
6	0,068	-0,012	-0,060	-0,121	-0,081	-0,002
7	-0,107	-0,008	0,052	0,067	-0,005	-0,015
8	0,036	0,082	-0,031	0,088	-0,033	-0,109
9	-0,053	0,009	0,073	0,064	-0,013	0,127
10	-0,193	-0,021	-0,061	-0,059	-0,079	0,050
11	-0,046	-0,050	0,011	-0,074	0,024	-0,124
12	0,078	-0,014	-0,118	-0,097	-0,166	-0,154
13	0,058	0,050	-0,052	-0,110	-0,019	-0,200
14	-0,025	-0,035	-0,057	-0,004	-0,002	-0,098
15	-0,085	0,012	0,078	-0,060	-0,069	0,008
16	-0,004	0,024	-0,076	-0,047	0,006	0,074
17	-0,056	0,055	-0,044	0,133	-0,000	-0,019
18	-0,090	-0,138	-0,091	-0,005	-0,063	-0,031
19	-0,156	-0,029	0,094	-0,103	-0,061	0,020
20	0,023	-0,020	-0,182	0,045	-0,039	0,025
21	-0,082	0,031	0,040	-0,055	-0,010	0,019
22	0,053	-0,037	-0,006	-0,087	-0,042	-0,056
23	-0,182	-0,182	-0,087	-0,028	-0,120	-0,083
24	0,024	-0,049	-0,132	-0,080	-0,089	-0,101
T	0,1142	0,1181	0,1193	0,1094	0,1076	0,1160
Q(24)	17,7345	22,7915	25,7903	12,6090	10,7704	20,9128

* Significativo a 0,05, tendo em vista que o valor crítico de Q ao nível de significância de 0,05 - Com: 24 graus de liberdade $\chi^2_{0,05}(24) = 36,42$.

que caracteriza tais mercados como eficientes do ponto de vista intertemporal.

Um dos principais argumentos a favor da manutenção de serviços de informação de mercado está baseado na noção de que a livre e ampla disponibilidade de conhecimento dos preços é fundamental para que todos os participantes de um sistema de comercialização possam desempenhar, efetivamente, suas funções. Tanto produtores como intermediários utilizam preços como sinalizadores nas suas decisões comerciais. Quando os preços refletem precisamente todas as informa-

ções disponíveis sobre as condições de oferta e demanda em determinado mercado, está satisfeito um dos pressupostos da concorrência perfeita, já que nenhum participante tem condições de auferir lucros extranormais baseado em informações privilegiadas. De acordo com os resultados da análise efetuada, esta situação de livre disponibilidade de conhecimentos está caracterizada nos mercados de hortigranjeiros de Curitiba e São Paulo. Portanto, o sistema de informações de preço ali vigente está tendo desempenho satisfatório, e deve continuar recebendo o suporte institucional necessário para o seu funcionamento.

TABELA 2. Resultados dos testes utilizados na análise de seqüências.

	Batata		Cenoura		Tomate	
	São Paulo	Curitiba	São Paulo	Curitiba	São Paulo	Curitiba
Número total de mudanças de preços	103	103	103	103	103	103
Número de mudanças de preços negativas	29	31	41	35	40	38
Número de mudanças de preços positivas	74	72	62	68	63	65
Número de mudanças de preços zero	0	0	0	0	0	0
Número total de "runs"	38	39	58	38	48	40
Estimativa do número esperado de "runs"	42,67	44,34	50,36	47,21	49,93	48,96
Erro-padrão	4,08	4,24	4,84	4,53	4,80	4,70
Estatística K	-1,02	-1,14	-1,68	-1,93	-0,30	-1,80
Desvio percentual do número atual do esperado de "runs"	-10,94	-12,04	15,17	-19,51	-3,87	-18,30

CONCLUSÕES

1. Os mercados estudados não apresentaram características de ineficiência intertemporal de preços nos produtos cenoura, batata e tomate.

2. De acordo com as análises efetuadas, os preços reportados têm refletido suficientemente dentro dos mercados atacadistas testados, o amplo conhecimento das condições de comercialização.

3. Em síntese, as análises realizadas mostraram que o sistema de informações de mercado foi suficientemente eficiente no processo de coleta e disseminação, em ambos os mercados estudados.

REFERÊNCIAS

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of residual correlation in autoregressive integrated moving average time series models. *Journal of the American Statistical Association*, v.65, p.1509-1526, 1970.

CEAGESP. Dados estatísticos relativos aos produtos hortigranjeiros e pescado afluídos ao Entrepósito Terminal de São Paulo e CEASA's regionais. *Boletim Anual*, São Paulo, 1984. 320p.

FAMA, E. F. The behavior of stock market prices. *Journal of Business*, v.38, n.1, p.34-105, 1965.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, New York, v.25, p.383-417, 1970.

GUPTA, S.; MUELLER, R. A. E. Intertemporal pricing efficiency in agricultural markets: the case of slaughter hogs in West Germany. *European Review of Agricultural Economics*, Amsterdam, v.9, n.1, p.25-40, 1982.

NELSON, C. R. *Applied time Series Analysis for managerial forecasting*. San Francisco, California: Holden-Day Inc., 1973. 231p.

THAKUR, D. S. Foodgrain marketing efficiency: a case study of Gujarat. *Indian Journal of Agricultural Economics*, v.29, n.4, p.61-74, 1974.