

MODELOS ALTERNATIVOS DE MARGEM DE COMERCIALIZAÇÃO APLICADOS AOS MERCADOS DE FEIJÃO E DE ARROZ*

Danilo R. D. Aguiar* ** e
Geraldo S. A. Camargo Barros* **

RESUMO - Este trabalho apresenta um modelo teórico de margem de comercialização, o qual é comparado com modelos alternativos por meio da estimação empírica para os mercados de arroz e de feijão no Estado de São Paulo, Brasil. O modelo proposto ajustou-se muito bem a ambos os mercados. Os resultados empíricos mostraram a maior importância do risco de preços no mercado de feijão e da taxa de juros em ambos os mercados.

Termos para indexação: margem de comercialização, preços, escolha do modelo, custo.

ALTERNATIVE MARKETING MARGIN MODELS APPLIED TO BEAN AND RICE MARKETS

ABSTRACT - This paper presents a theoretical model of marketing margin, which is compared with alternative models through an empirical estimation of the bean and rice markets in the State of São Paulo, Brazil. The proposed model fitted very well on both markets. Empirical results showed that price risk is very important on the formation of the bean marketing margin and that interest rate is important on both markets.

Index Terms: marketing margin, prices, model choice, cost.

* Baseado em parte da tese de doutoramento do primeiro autor: Aguiar (1994).

** Prof. Adjunto do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. 36.571-000, Viçosa, MG.

*** Prof. Titular do Departamento de Economia e Sociologia Rural da E. S. A. "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. Av. Pádua Dias, 11, 13.418-900, Piracicaba, SP.

INTRODUÇÃO

Uma linha de pesquisa que tem sido bastante desenvolvida recentemente propõe a estimação de equações reduzidas de modelos alternativos de margem de comercialização e o teste para definir qual modelo se ajusta melhor¹. Ao ser definido aquele que melhor se ajusta, o modelo é utilizado para mensurar o impacto de diversas variáveis sobre a margem.

Este trabalho se enquadra nessa linha, tendo como principal objetivo analisar o impacto de itens de custo de comercialização na margem de arroz e de feijão no Estado de São Paulo. Além disso, como a maioria dos modelos utilizados atualmente tem apresentado pouca fundamentação teórica, uma das preocupações deste trabalho é apresentar um modelo alternativo que possa ser comparado aos que vem sendo convencionalmente empregados. O próximo item apresenta os principais modelos utilizados em estudos similares; no item seguinte é apresentado um modelo alternativo; e os demais itens apresentam dados e procedimentos, resultados e conclusões do trabalho.

MODELOS EMPÍRICOS DE MARGEM DE COMERCIALIZAÇÃO

Os principais modelos empíricos de margens de comercialização que vêm sendo estimados e testados são:

Modelo de *Markup*

Essa especificação baseia-se no trabalho de Waugh (1973), tendo sido também utilizada e difundida por George & King (1971). De forma genérica, o modelo poderia ser representado como:

$$m = f(v, z) \tag{1}$$

em que m é margem de comercialização produtor-varejo; v , preço ao varejo; e z , custo dos serviços de comercialização.

Esse modelo representa margens de comercialização resultantes de *markup*

¹ Neste linha, encontram-se os trabalhos de Buse & Brandow (1960), Wohlgenant & Mullen (1987), Thompson & Lyon (1989), Faminow & Laubscher (1991) e Lyon & Thompson (1993), entre outros. Esses trabalhos reconhecem que um modelo estrutural com equações simultâneas de oferta e demanda, tanto ao nível de produtor quanto ao nível de varejo, permitiria um conhecimento mais preciso das relações entre as inúmeras variáveis que afetam os preços agrícolas. Entretanto, existem algumas razões que justificam a estimação de formas reduzidas dos modelos de margem. Uma delas seria a dificuldade de encontrar dados necessários para a estimação dos modelos estruturais, com a mesma periodicidade com que se quer estudar as margens. Outra razão, apontada por Faminow & Laubscher, é que a intervenção governamental no mercado pode obscurecer a estimação de um modelo estrutural.

percentual combinado com *markup* absoluto². Além disso, conforme argumentam Thompson & Lyon, embora o modelo não seja explicitamente dinâmico, ele é consistente com a ênfase de Heien (1980) nas regras de explicitamente dinâmico, ele é consistente com a ênfase de Heien (1980) nas regras de *markup* usadas nas decisões de determinação de preços do varejo no curto prazo.

Uma limitação do modelo do *markup*, conforme mostra Gardner (1975, p. 404), é que esse método só descreve com precisão a relação entre os preços ao produtor e ao varejo se as mudanças ocorrerem somente na oferta. Caso ocorram alterações simultâneas na oferta e na demanda, esse modelo não se aplica.

Modelo Relativo

Criando uma alternativa ao modelo de *markup*, Wohlgenant & Mullen (1987) apresentam um modelo, aqui denominado modelo relativo (originalmente: *relative price spread model*), o qual permite mudanças simultâneas nas condições de demanda e oferta. A formulação implícita do modelo é:

$$m = f\left(v, v, V \frac{z}{v}\right) \quad (2)$$

em que $m = v - p$ (preço ao varejo menos preço ao produtor, em preços das quantidades equivalentes) e V é a quantidade vendida no varejo.

Comparando esse modelo com o de *markup*, constata-se que o modelo relativo não apresenta relação fixa entre a margem e o preço ao varejo. Além disso, ele é consistente com o modelo teórico de Gardner, pelo fato de a relação entre os preços variar quando mudam a quantidade produzida ou o preço relativo dos insumos de comercialização.

A margem seria função da quantidade produzida (comercializada), do custo de comercialização e do preço ao varejo. As variações nas condições de demanda e oferta manifestar-se-iam, respectivamente, por meio do preço ao varejo e da quantidade produzida. A relação direta entre a margem e as variáveis explicativas mostra que

² A especificação de George & King (p. 57) é: $m = \alpha + \beta v$. Como $m = v - p$, a função pode ser reescrita da seguinte

maneira $v = \frac{\alpha}{1 - \beta} + \frac{1}{1 - \beta} p$, em que se verificam, explicitamente, os componentes fixo e percentual do *markup*.

aumentos na quantidade produzida (maior oferta agrícola) ou no custo relativo de comercialização (redução na oferta de insumos de comercialização e/ou redução da demanda primária) levariam a aumentos na margem de comercialização. Essa conclusão é exatamente o que se prevê por meio do modelo de Gardner, admitindo-se condições normais.

Modelo do Custo de Comercialização

Essa especificação corresponde à definição de margem de comercialização como sendo o preço de um conjunto de serviços de comercialização, apresentada por Tomek & Robinson (1980). Espera-se que as firmas forneçam serviços de comercialização até o ponto em que a receita marginal (preço, em competição perfeita) desses serviços (que é a própria margem, m) iguale-se ao custo marginal. Assim:

$$m = K(V,z) \tag{3}$$

em que K é a função de custo marginal do agregado de serviços de comercialização.

Portanto, o modelo do custo de comercialização admite que margem seja o conjunto de preços dos serviços de comercialização; em equilíbrio competitivo, a margem é igual ao custo marginal de se oferecerem esses serviços. Dessa forma, a margem de comercialização pode ser especificada como função apenas das variáveis do custo marginal: custo e quantidade.

Comparação entre os Modelos

Sistematizando os modelos para facilitar a comparação, estes podem ser divididos em três categorias, em decorrência das variáveis que determinam a margem: (1) margem como função do preço ao nível de varejo, da quantidade comercializada (produzida) e do custo de comercialização (modelo relativo); (2) margem como função apenas do preço ao varejo e do custo de comercialização (modelo de *markup*); e (3) margem como função apenas da quantidade comercializada e do custo de comercialização (modelo do custo de comercialização). Desses três, a literatura tem enfatizado a contraposição entre os dois primeiros, o que permitiria, segundo os diversos autores que estimaram esses modelos, um teste indireto da aderência dos modelos de Gardner e de Heien.

Deficiências dos Modelos

Os modelos empíricos de margem de comercialização apresentados vêm sendo submetidos a intenso processo de estimação e de teste. Infelizmente, tem sido bem menor o esforço para examinar a origem de cada modelo quanto a seus

pressupostos e a sua consistência econômica. Neste item, discutem-se alguns aspectos dos modelos de *markup*, relativo e do custo de comercialização.

O modelo de *markup* baseia-se, segundo os diversos autores que o utilizaram, na forma de determinação do preço no curto prazo apresentada por Waugh. Segundo Waugh, no curto prazo, os preços formar-se-iam ao nível de produtor; o preço ao varejo seria obtido pelo acréscimo do custo de comercialização ao preço do produtor. Essa é justamente a forma de determinação do preço assumida por Heien, em seu modelo teórico, motivo pelo qual melhor ajuste do modelo de *markup* vem sendo utilizado como argumento favorável ao modelo de Heien. Porém, observação cuidadosa da forma empírica utilizada pode levantar dúvidas sobre a relação entre o modelo de Heien e o modelo empírico de *markup*. Na equação (114) de George & King (p. 57), o preço ao varejo é realmente colocado como variável dependente do preço ao produtor, coerentemente com Waugh e Heien. Entretanto, ao formularem a expressão da margem de comercialização [equação (115), na p. 57 da publicação original], George & King colocam o preço ao varejo como variável explicativa. Essa formulação, que é utilizada por George & King e por todos os demais trabalhos aqui citados que estimaram o modelo de *markup*, pode ser consistente com diversas formas de determinação de preço (inclusive com a formação do preço ao nível de consumidor), não servindo como teste do modelo de Heien. Mais coerente seria a estimação do modelo apresentado por Barros (1987, p.47), no qual a margem teria o preço ao produtor como variável explicativa.

O modelo relativo também apresenta-se pouco fundamentado teoricamente. Embora permita conclusões bastante próximas das advindas do modelo teórico de Gardner, o modelo parte da forma implícita da demanda derivada pelo produto agrícola e não apresenta equações estruturais que permitiriam maior segurança quanto aos sinais esperados dos parâmetros da equação reduzida da margem.

O modelo do custo de comercialização é consistente com a teoria econômica neoclássica; sendo a margem de comercialização vista como o preço dos serviços de comercialização, em competição perfeita ela também seria igual ao custo marginal de se oferecerem esses serviços. Entretanto, num ambiente de incerteza e em que os intermediários oferecem enorme gama de serviços, regras como a aplicação de *markups* parecem ser mais realistas, ao menos no curto prazo. Além disso, também neste modelo não existe clara definição de como as variáveis se relacionam no processo de formação da margem.

MODELO DINÂMICO

Apresenta-se, neste item, um modelo que se propõe a subsidiar mais claramente a análise empírica que será conduzida. O modelo proposto utiliza apenas os níveis de produtor e varejo, enfatizando os ajustamentos parciais, os ajustamentos por excesso de demanda e a utilização do *markup* como “preço-meta” por parte dos

agentes de comercialização. Os ajustamentos parciais e por excesso de demanda são formas de se admitir a existência de desequilíbrio nos mercados no curto prazo. O modelo admite duas possibilidades de causalidade entre os preços: causalidade produtor=>varejo e causalidade varejo=>produtor.

Modelo com Causalidade Produtor=>Varejo

A estrutura básica do modelo admite que as variações de preços se originam ao nível de produtor e são depois transmitidas, via ajustes parciais, ao varejo. Esses ajustes parciais levam a um "preço-meta" que corresponde à aplicação de um *markup* sobre o custo. As equações do modelo, apresentadas a seguir, colocam as quantidades em letras maiúsculas e os preços em letras minúsculas:

Mercado varejista

A demanda pelo produto final é suposta uma relação linear do preço ao varejo:

$$V_t^d = \theta_0 + \theta_1 v_t, \quad \theta_1 < 0 \quad (4)$$

em que V_t^d é a quantidade demandada ao varejo e v_t é o preço ao varejo, ambos no instante t .

Quanto à oferta, admite-se que o varejo opera com uma função de produção de proporções fixas (tipo Leontief):

$$V_t^s = \min\left(\frac{P_t}{b_1}, \frac{Z_t}{b_2}\right)$$

em que V_t^s é a quantidade do produto final ao varejo; P_t , a quantidade de matéria-prima agrícola; Z_t , a quantidade de um agregado de insumos de comercialização (armazenamento, transporte, processamento etc.); e b_1 e b_2 , os coeficientes técnicos de produção.

Admitindo-se, ainda, retornos constantes à escala, o custo total do mercado varejista no instante t é: $c_t = (b_1 p_t + b_2 z_t)V_t^s$, em que p_t e z_t são os preços correntes

³ Chuang (1982, p. 297) mostra como calcular as raízes características de uma matriz.

⁴ Note que o "preço-meta" ao produtor não é em si um objetivo dos produtores, como fora no caso do varejo, mas sim o preço que o mercado atinge quando se chega a um novo equilíbrio.

da matéria-prima agrícola e do agregado de insumos de comercialização, respectivamente: e V_t^s , a quantidade ofertada ao varejo. O preço dos insumos de comercialização é exógeno. Como o custo marginal ao varejo é igual a $b_1 p_t + b_2 z_t$, o preço de equilíbrio ao varejo será aquele que iguala o custo marginal:

$$v_t^* = b_1 p_t + b_2 z_t \quad (5)$$

O preço ao varejo modifica-se por ajustamentos parciais:

$$v_t - v_{t-1} = \lambda (v_t^* - v_{t-1}), \quad 0 < \lambda < 1 \quad (6)$$

O modelo supõe, também, que a oferta em dado período busca igualar a demanda verificada no período anterior:

$$V_t^s = V_{t-1}^d$$

Tabela 1 - Estimações dos modelos alternativos de margem de comercialização de feijão no Estado de São Paulo, dados anuais de 1975 a 1992¹ (7)

Mercado ao nível de produtor

A oferta de matéria-prima agrícola é uma função linear do preço ao produtor no período anterior e do preço (exógeno) corrente de um agregado de insumos agrícolas (c_t):

$$P_t^s = \gamma_0 + \gamma_1 P_{t-1} + \gamma_2 c_t, \quad \gamma_1 > 0 \text{ e } \gamma_2 < 0 \quad (8)$$

A função de demanda ao produtor é uma demanda derivada, obtida pela multiplicação da oferta ao varejo do mesmo período pelo fator de equivalência:

$$P_t^d = b_1 V_t^s \quad (9)$$

O ajustamento do preço ao produtor se dá por excesso de demanda:

$$p_t - p_{t-1} = \rho (P_t^d - P_t^s), \quad \rho > 0 \quad (10)$$

Trabalhando com essas equações estruturais, pode-se chegar às equações reduzidas do preço ao produtor e ao varejo e, conseqüentemente, da margem de comercialização.

Equações reduzidas dos preços

Das equações (9), (7) e (4), obtém-se:

$$P_t^d = b_{10} + b_{11} v_{t-1} \quad (11)$$

Substituindo-se as equações (11) e (8) na equação (10) e isolando-se o preço corrente ao produtor, tem-se que:

$$p_t = \rho(b_1\theta_0 - \gamma_0) + \rho b_1\theta_1 v_{t-1} + (1 - \rho\gamma_1)p_{t-1} - \rho\gamma_2 c_t \quad (12)$$

O preço ao varejo pode ser obtido pela substituição da equação (5) na equação (6):

$$v_t = b_1 p_t + b_2 z_t + (1 - \alpha) v_{t-1} \quad (13)$$

Substituindo-se a equação (12) na (13), obtém-se:

$$v_t = \alpha b_1 \rho (b_1 \theta_0 - \gamma_0) + [\alpha b_1 (\rho b_1 \theta_1) + (1 - \alpha)] v_{t-1} + \alpha b_1 (1 - \rho \gamma_1) p_{t-1} - \alpha b_1 \rho \gamma_2 c_t + \alpha b_2 z_t \quad (14)$$

Margem de comercialização

A margem de comercialização é definida como a diferença de preços de quantidades equivalentes em diferentes níveis de mercado, ou seja, utilizando-se a notação do modelo, a margem pode ser descrita como: $m_t = v_t - b_1 p_t$. Das equações (12) e (14), tem-se:

$$m_t = (\alpha - 1) b_1 \rho (b_1 \theta_0 - \gamma_0) + [(\alpha - 1) \rho b_1^2 \theta_1 + (1 - \alpha)] v_{t-1} + b_1 (\alpha - 1) (1 - \rho \gamma_1) p_{t-1} + (1 - \alpha) b_1 \rho \gamma_2 c_t + \alpha b_2 z_t \quad (15)$$

Impacto dinâmico

Theil (1971, p. 463-468) apresenta uma terceira forma, além da estrutural e da reduzida, denominada forma final, que seria mais adequada para mensurar o efeito dos choques nas variáveis exógenas, por ter as variáveis endógenas função apenas das variáveis exógenas correntes e defasadas. Para se chegar à forma final, parte-se das equações reduzidas dos preços ao produtor e ao varejo e da margem de comercialização, apresentadas anteriormente. As variáveis e os coeficientes desse sistema de equações reduzidas podem ser agrupados em vetores e matrizes, da seguinte forma:

$$w_t = \begin{bmatrix} p_t \\ v_t \\ m_t \end{bmatrix} \quad x_t = \begin{bmatrix} c_t \\ z_t \end{bmatrix} \quad d_0 = \begin{bmatrix} \rho(b_1\theta_0 - \gamma_0) \\ \alpha b_1 \rho(b_1\theta_0 - \gamma_0) \\ (\alpha - 1)b_1 \rho(b_1\theta_0 - \gamma_0) \end{bmatrix}$$

$$D_1 = \begin{bmatrix} (1 - \rho\gamma_1) & \rho b_1 \theta_1 & 0 \\ \alpha b_1 (1 - \rho\gamma_1) & [\alpha b_1 (\rho b_1 \theta_1) + (1 - \alpha)] & 0 \\ b_1 (\alpha - 1)(1 - \rho\gamma_1) & [(\alpha - 1) \rho b_1^2 \theta_1 + (1 - \alpha)] & 0 \end{bmatrix}$$

$$D_2 = \begin{bmatrix} -\rho\gamma_2 & 0 \\ -\alpha b_1 \rho\gamma_2 & \alpha b_2 \\ (1 - \alpha)b_1 \rho\gamma_2 & \alpha b_2 \end{bmatrix}$$

Sendo essas as matrizes e os vetores, o sistema formado pelas três equações reduzidas pode ser representado pela equação:

$$w_t = d_0 + D_1 w_{t-1} + D_2 x_t + \varepsilon_t$$

em que ε_t é o vetor de desvios das equações reduzidas, incluído na forma a ser estimada.

Partindo da equação anterior, pode-se defasar w_t e substituir o resultado no lado direito dessa equação:

$$w_t = d_0 + D_1 (d_0 + D_1 w_{t-2} + D_2 x_{t-1} + \varepsilon_{t-1}) + D_2 x_t + \varepsilon_t \\ = (I + D_1) d_0 + D_1^2 w_{t-2} + D_2 x_t + D_1 D_2 x_{t-1} + \varepsilon_t + D_1 \varepsilon_{t-1}$$

A condição necessária e suficiente para convergência do modelo, ou seja, para que D_1^s se aproxime de uma matriz nula, à medida que s aumenta, é que todas as raízes características da matriz D_1 estejam dentro do círculo unitário (Theil, p. 464). As estimativas dos parâmetros de D_1 podem ser utilizadas na verificação da convergência¹.

Substituindo, continuamente, os valores defasados de w , chega-se à forma final, que relaciona o vetor de variáveis endógenas apenas com as variações nas variáveis exógenas:

$$w_t = (I - D_1)^{-1} d_0 + D_2 x_t + \sum_{j=1}^{\infty} D_1^{j-1} D_1 D_2 x_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} D_1^j \varepsilon_{t-j}$$

Os multiplicadores de impacto, que mostram em quantos reais variam as variáveis endógenas em decorrência de uma variação de um real nas variáveis exógenas, são dados pelas matrizes de coeficientes da forma final. Assim, o efeito imediato é dado pela primeira matriz de coeficientes: D_2 ; o efeito com defasagem de um período é dado por $D_1 D_2$; o efeito com defasagem de 2 períodos é dado por $D_1^2 D_2$; o efeito com defasagem k é igual a $D_1^k D_2$; e o efeito total é dado por $(I - D_1)^{-1} D_2$.

Modelo com Causalidade Varejo=>Produtor

Agora, admite-se que o preço varia inicialmente no varejo, mediante equação de excesso de demanda, e que essa variação seja transmitida ao produtor por ajustes parciais, até atingir um "preço-meta" que seria o preço de equilíbrio em competição perfeita². Também admite-se que o varejo opera com uma função de produção de proporções fixas (tipo Leontief): $V = \min \{ (P/b_1), (Z/b_2) \}$. Mantendo sempre que possível as notações do modelo apresentado anteriormente, as demais equações do modelo são:

Mercado varejista

A demanda é suposta uma relação linear do preço ao varejo:

$$v_t^d = \theta_0 + \theta_1 v_t, \quad \theta_1 < 0 \quad (16)$$

A oferta no varejo relaciona-se com a oferta agrícola por meio do coeficiente técnico de produção:

$$v_t^s = \frac{P_t^s}{b_1} \quad (17)$$

O ajustamento do preço ao varejo se dá por excesso de demanda:

$$v_t - v_{t-1} = \rho (V_t^d - V_t^s), \quad \rho > 0 \quad (18)$$

Mercado em nível de produtor

A oferta em nível de produtor é suposta a mesma do modelo anterior:

$$P_t^s = \gamma_0 + \gamma_1 P_{t-1} + \gamma_2 C_t, \quad \gamma_1 > 0 \text{ e } \gamma_2 < 0 \quad (19)$$

Supõe-se que o "preço-meta" ao produtor seja aquele que leva o mercado varejista ao equilíbrio em competição perfeita, ou seja, aquele que ocorre quando o varejo iguala seu custo marginal ao preço. Essa igualdade seria: $CMa = b_1 p_t^* + b_2 z_t - v_t$, em que p_t^* é o "preço-meta" do produtor, e CMa é o custo marginal do varejista. Rearranjando os termos, tem-se:

$$p_t^* = \frac{v_t - b_2 z_t}{b_1} \quad (20)$$

O ajuste do preço ao produtor se dá por ajustamentos parciais:

$$p_t - p_{t-1} = \rho (p_t^* - p_{t-1}), \quad 0 < \rho < 1 \quad (21)$$

Equações reduzidas dos preços

Substituindo a equação (20) na (21), tem-se:

$$p_t = \frac{\alpha}{b_1} v_t + (1 - \alpha) p_{t-1} - \frac{\alpha b_2}{b_1} z_t. \quad (22)$$

Substituindo a equação (19) na equação (17), chega-se à equação da oferta ao varejo. Substituindo essa equação e a equação da demanda (16) em (18), tem-se:

$$v_t = \frac{\rho(\theta_0 b_1 - \gamma_0)}{b_1(1 - \rho\theta_1)} + \frac{1}{1 - \rho\theta_1} v_{t-1} - \frac{\rho\gamma_1}{b_1(1 - \rho\theta_1)} p_{t-1} - \frac{\rho\gamma_2}{b_1(1 - \rho\theta_1)} c_t. \quad (23)$$

Substituindo a equação (23), que já é a equação reduzida do preço ao varejo, na equação (22), chega-se à equação reduzida do preço ao produtor:

$$p_t = \frac{\alpha\rho(\theta_0 b_1 - \gamma_0)}{b_1^2(1 - \rho\theta_1)} + \frac{\alpha}{b_1(1 - \rho\theta_1)} v_{t-1} + \left[(1 - \alpha) - \frac{\alpha\rho\gamma_1}{b_1^2(1 - \rho\theta_1)} \right] p_{t-1} - \frac{\alpha\rho\gamma_2}{b_1^2(1 - \rho\theta_1)} c_t - \frac{\alpha b_2}{b_1} z_t. \quad (24)$$

Margem de comercialização

A margem é dada por $m_t = v_t - b_1 p_t$. Dessa forma, substituindo as equações (23) e (24) nesta última, obtém-se a equação reduzida da margem de comercialização:

$$m_t = \frac{\rho(1 - \alpha)(\theta_0 b_1 - \gamma_0)}{b_1(1 - \rho\theta_1)} + \frac{1 - \alpha}{1 - \rho\theta_1} v_{t-1} + \frac{(\alpha - 1)[b_1\rho\gamma_1 + b_1^3(1 - \rho\theta_1)]}{b_1^2(1 - \rho\theta_1)} p_{t-1} + \frac{(\alpha - 1)\rho\gamma_2}{b_1(1 - \rho\theta_1)} c_t + \alpha b_2 z_t. \quad (25)$$

A diferença básica que existe entre os sistemas das equações (11)-(14)-(15) e (23)-(24)-(25) é que o insumo de comercialização afeta o preço ao varejo, no primeiro sistema, e o preço ao produtor, no segundo. Também ocorre diferença quanto ao sinal esperado para o coeficiente do insumo agrícola nas equações de margem: negativo na equação (15) e positivo na (25). Já o coeficiente do insumo de comercialização deve ser positivo tanto na equação (15) quanto na (25).

Impacto dinâmico

A análise dos multiplicadores de impacto no modelo de causalidade varejo=>produtor pode ser feita de maneira análoga à apresentada para o modelo anterior. Utilizam-se, agora, as equações (23), (24) e (25), para compor a forma final do sistema. Os procedimentos de análise são os já apresentados.

O Modelo Dinâmico e os Mercados de Arroz e de Feijão

O modelo apresentado, com suas possibilidades de sentido de causalidade entre os preços, fornece instrumentos para melhor compreensão dos mercados estudados. Sendo assim, é importante levantar alguns aspectos que permitam enquadrar os mercados de arroz e de feijão no arcabouço do modelo.

O mercado de feijão tem, pelo menos, três safras anuais dispersas geograficamente, sendo de grande importância a produção de pequena escala. Esse fato, na linha de raciocínio de Eckstein & Fromm (1968), permite deduzir que os varejistas de feijão tenham dificuldade para conhecer, com precisão, a oferta do produto nos locais de produção. Soma-se a isso o fato de que o produto é de mais difícil estocagem e não possui um mercado internacional dinâmico, com produtos de qualidade comparável à do consumido domesticamente. Assim, os intermediários de feijão tenderiam a acompanhar o desenvolvimento do mercado em nível de produção (onde, muitas vezes, têm seus representantes). Do ponto de vista de formação de preços, esses argumentos levam a assumir que o mercado de feijão comporta-se como o modelo com causalidade produtor=>varejo, ou seja, o nível de produtor teria papel mais ativo na formação do preço.

Numa situação oposta encontra-se o mercado de arroz. Sendo produzido em áreas mais definidas, por produtores de maior porte do que os de feijão (em geral), e sendo mais facilmente armazenável, o arroz permitiria aos intermediários desse mercado maior segurança quanto à disponibilidade do produto. Também ter-se-ia um mercado internacional de acesso mais fácil e com produto de maior semelhança ao consumido internamente do que se verifica no mercado de feijão. Esses argumentos permitem supor que o setor de intermediação poderia iniciar as variações de preço no mercado de arroz que funcionaria de forma semelhante ao modelo com causalidade varejo=>produtor.

DADOS E PROCEDIMENTOS

Dados

Feijão

Preço-Produtor: média do Estado de São Paulo, obtida junto ao Instituto de Economia Agrícola (IEA), 1/75 a 7/93. Preço ao varejo: média da capital de São Paulo, obtida junto ao IEA, 1/75 a 7/93. Deflator: Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Quantidade produzida: produção anual do Brasil, obtida junto ao IEA e à Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), 1975-1992.

Na composição dos dados anuais de margens e preços, calculou-se a média aritmética dos doze meses de cada ano; para 1993, a média envolveu apenas os meses para os quais havia dados disponíveis. Em razão da indisponibilidade de estudos sobre perdas de comercialização de feijão, atribuiu-se, arbitrariamente, o seguinte coeficiente de quantidade-equivalente: 1,1 kg de feijão ao nível de produtor originando 1 kg de feijão ao varejo.

Arroz

Preço-Produtor: média do Estado de São Paulo, obtida junto ao IEA, 1/75 a 8/93. Preço ao varejo: média da capital de São Paulo, obtida junto ao IEA, 1/75 a 8/93. Deflator: IGP-DI da FGV. Quantidade produzida: produção anual do Brasil, obtida junto ao IEA e CONAB, 1975-1992.

Também no caso do arroz, os dados anuais de preços e margem foram compostos pela média aritmética dos meses de cada ano. A quantidade-equivalente utilizada na composição da margem de comercialização do arroz foi a calculada por Canto (1986): 1.428 kg de arroz em casca para 1 kg de arroz beneficiado; resulta ainda, como subproduto, a casca do arroz, que é excluída dos cálculos pela indisponibilidade de dados mensais de preços desse subproduto e por sua pequena importância em relação ao valor do arroz.

Insumos de comercialização

As fontes de dados foram: FGV, para salário-mínimo; IEA, para preço do óleo diesel; e Taxa de Juros do Brasil (1992), para taxa de juros real. A taxa de juros utilizada é o custo real efetivo do financiamento do capital de giro (pagamento em seis meses) cobrado pelas instituições financeiras. O período de todas as séries foi de janeiro de 1975 a agosto de 1993, com exceção da taxa de juros que cobre o período de janeiro de 1975 a março de 1993.

Insumos de produção agrícola

Utilizou-se o índice de preços de fertilizantes formulado por Aguiar (1994). Trata-se de uma média ponderada (pelo consumo nacional de 1990) dos preços de superfosfato simples, sulfato de amônia e cloreto de potássio. Os preços utilizados na formação da série do índice foram os preços médios pagos pelos agricultores do Estado de São Paulo, obtidos junto ao IEA; a série foi deflacionada pelo IGP-DI da FGV.

Risco

Diversas formas de se mensurar o risco são encontradas na literatura. Grosso modo, elas consistem em alguma medida de defasagem distribuída ou média-móvel da variabilidade dos preços passados. Neste trabalho utilizam-se duas formas alternativas, uma que envolve doze meses e outra que envolve quatro meses, conforme foi feito por Faminow & Laubscher.

Na construção da variável risco com doze meses, Faminow & Laubscher utilizam o procedimento de Brorsen *et al.* (1985). Pressupõe-se que a percepção do risco se dá por meio de uma média-móvel ponderada do valor absoluto das variações do preço, da seguinte forma:

$$r = \frac{12\Delta p_t + 11\Delta p_{t-1} + 10\Delta p_{t-2} + \dots + 1\Delta p_{t-11}}{78}$$

em que r é a variável risco; p , preço; e $\Delta p_i = |p_i - p_{i-1}|$, ou seja, é o valor absoluto da diferença consecutiva dos preços. A soma é dividida por 78, para se ter a média ponderada, já que $1 + 2 + \dots + 12 = 78$.

Outra forma, mais adequada para produtos que permanecem pouco tempo armazenado (como o feijão), envolve a média-móvel ponderada de quatro meses (Faminow & Laubscher):

$$r = 0,4 \Delta p_t + 0,3 \Delta p_{t-1} + 0,2 \Delta p_{t-2} + 0,1 \Delta p_{t-3}$$

em que as variáveis são as mesmas definidas na equação anterior.

Os preços utilizados na construção da variável risco foram os preços ao varejo, conforme preconizado no modelo de Brorsen *et al.*

Procedimentos

Partindo-se dos modelos apresentados, a diferença existente entre as formulações teóricas e as equações a serem estimadas neste trabalho é a segmentação

da variável custo de comercialização. Enquanto o custo de comercialização era representado por uma única variável na maioria dos modelos (por exemplo, z , no modelo dinâmico), nas formas estimadas com dados mensais o custo é segmentado em salário-mínimo, preço do óleo diesel, taxa real de juros e risco de preço. O risco é visto nos modelos como um “insumo” a ser “comprado” pelos varejistas¹.

A análise empírica² divide-se em duas fases: (1) comparação entre especificações alternativas de modelos de margem de comercialização; (2) análise da importância do risco e das variáveis de custo sobre a margem de comercialização. Nos itens seguintes, expõem-se, separadamente, as três fases citadas.

Comparação entre modelos alternativos

Os modelos estimados nesta pesquisa são o de *markup*, o relativo, o de custo de comercialização e o dinâmico. As variáveis exógenas envolvidas (a variável endógena é a margem de comercialização produtor-varejo) são: preço ao varejo, preço ao produtor (utilizado apenas no modelo dinâmico), custo de comercialização (preço dos insumos de comercialização, incluindo o risco de preço), custo agrícola (índice de preços de fertilizantes) e quantidade (produzida ou comercializada). Essa última variável impõe restrição ao procedimento aqui adotado: não existe disponibilidade de dados mensais de quantidades comercializadas de feijão e arroz (tanto para São Paulo como para o Brasil); existem apenas dados anuais de produção para o Brasil. Dessa forma, parte da análise é feita por meio dos dados agregados anualmente. Os modelos de *markup* e dinâmico, por não possuírem a quantidade entre suas variáveis explicativas, são os únicos que admitem comparação com dados mensais.

As variáveis utilizadas nas estimações com dados anuais são as seguintes: m_t , margem de comercialização produtor-varejo do produto (feijão e arroz); v_t , preço ao varejo, no ano t ; p_t , preço ao produtor, no ano t ; Q_t , quantidade produzida de feijão ou arroz, no ano t (já que não se dispõe de quantidade comercializada); sm_t , salário-mínimo médio, no ano t ; c_t , índice de preços de fertilizantes, no ano t ; e ε_t , erro. As equações a serem estimadas são as seguintes:

- Modelo de *Markup*:

$$m_t = \beta_0 + \beta_1 v_t + \beta_2 sm_t + \varepsilon_t \quad (26)$$

¹ Essencialmente, Brorsen *et al.* também incorporaram o risco como custo, por meio da inclusão do preço esperado e de seu desvio-padrão na equação de oferta sob risco. Maior risco (assim como maior custo) implicava menor oferta e maior preço ao varejo (para dada demanda). Assim como em Brorsen *et al.*, aqui se assume que os agentes de comercialização são avessos ao risco.

² A análise econométrica é desenvolvida pelo software RATS (*Regression Analysis of Time Series*).

- Modelo Relativo:

$$m_t = \beta_1 v_t + \beta_2 (v_t Q_t) + \beta_3 sm_t + \varepsilon_t \quad (27)$$

- Modelo do Custo de Comercialização:

$$m_t = \beta_0 + \beta_1 Q_t + \beta_2 sm_t + \varepsilon_t \quad (28)$$

- Modelo Dinâmico:

$$m_t = \beta_0 + \beta_1 v_{t-1} + \beta_2 p_{t-1} + \beta_3 sm_t + \beta_4 c_t + \varepsilon_t \quad (29)$$

O uso do salário isoladamente, como representante do custo de comercialização, da mesma forma que foi feito por Lyon & Thompson, decorre da necessidade de se evitarem perdas de graus de liberdade; com dados anuais, apenas 18 observações estão disponíveis.

Será feita, também, a comparação entre os modelos de *markup* e dinâmico com dados mensais, visto que ambos os modelos não utilizam a variável quantidade. Nessa parte da análise, outras variáveis de custo e a variável risco de preço serão incluídas nos modelos, já que o maior número de observações relaxa a restrição às perdas de graus de liberdade. As especificações ficam:

- Modelo dinâmico com dados mensais:

$$m_t = \beta_0 + \beta_1 v_{t-1} + \beta_2 p_{t-1} + \beta_3 d_t + \beta_4 c_t + \beta_5 j_t + \beta_6 sm_t + \beta_7 r_t + \varepsilon_t \quad (30)$$

- Modelo de *markup* com dados mensais:

$$m_t = \beta_0 + \beta_1 v_t + \beta_2 d_t + \beta_3 j_t + \beta_4 sm_t + \beta_5 r_t + \varepsilon_t \quad (31)$$

em que d_t é preço do óleo diesel, no mês t ; j_t , taxa real de juros, no mês t ; r_t , risco de preço; e as demais variáveis são as definidas anteriormente, só que agora representando dados mensais.

As estimações das equações serão feitas por mínimos quadrados ordinários (MQO), conforme feito por Wohlgenant & Mullen e por Faminow & Laubscher. O procedimento de Cochrane-Orcutt (Kmenta, 1988) será utilizado quando da constatação de autocorrelação entre os resíduos; a verificação da autocorrelação será

feita pelo teste Q, de Ljung-Box.

A comparação entre os modelos estimados será feita pelos indicadores de qualidade de ajustamento tradicionais, tais como coeficiente de determinação, significância e coerência dos sinais dos parâmetros, e por um teste *non-nested*. O fato de nenhum dos modelos estimados ser um caso especial dos demais faz com que testes *non-nested* sejam adequados para comparar os modelos. O teste a ser empregado é o teste J, proposto por Davidson & Mackinnon (1981), o qual também foi utilizado por Wohlgenant & Mullen e Faminow & Laubscher, entre outros.

Como exemplo do teste J, suponha-se que a hipótese nula seja o modelo de *markup*: $m_t = a_0 + a_1 v_t + a_2 z_t + \varepsilon_{1t}$; e que a hipótese alternativa seja o modelo relativo: $m_t = b_1 v_t + b_2 (v_t Q_t) + b_3 z_t + \varepsilon_{2t}$; em que m_t é a margem de comercialização, v_t é o preço ao varejo, Q_t é a quantidade e z_t é o custo de comercialização. Forma-se, então, o modelo composto:

$$m_t = (1 - \lambda)(a_0 + a_1 v_t + a_2 z_t) + \lambda m_{2t}^* + \varepsilon_t = a'_0 + a'_1 v_t + a'_2 z_t + \lambda m_{2t}^* + \varepsilon_t \quad (32)$$

em que m_{2t}^* é o valor previsto da margem pelo modelo relativo.

Sob a hipótese de nulidade dada pelo modelo de *markup*, o valor de λ é zero, ou seja, o modelo relativo não explica nada da margem que já não tenha sido explicado pelo modelo de *markup*. Davidson & Mackinnon mostram que se pode testar a nulidade de λ , estimando a equação (32) e utilizando o teste t, de Student. Esse procedimento será adotado na comparação entre as expressões (30) e (31), para os dois mercados estudados.

Caso haja mais de uma hipótese alternativa, pode-se estimar uma equação semelhante a (32), contra as variáveis que fazem parte da hipótese nula (o modelo de *markup*, no exemplo anterior) e contra os valores previstos pelas várias hipóteses alternativas, fazendo-se o teste por meio do teste F convencional. Esse procedimento será adotado na comparação entre os quatro modelos estimados com dados anuais [expressões (26) a (29)].

Análise dos efeitos do risco e do custo de comercialização

Definido o modelo de melhor ajuste, este é estimado com todas as variáveis de custo e com o risco de preço de quatro e de doze meses, alternativamente, para que se tenha uma mensuração do impacto dessas variáveis sobre a margem. Essa mensuração dá uma dimensão estática dos efeitos das variáveis exógenas sobre a margem.

Caso o modelo dinâmico se mostre o de melhor ajuste, cabe ainda a análise

dinâmica por meio dos multiplicadores de Theil. Nesse caso, o procedimento a ser seguido consiste na estimação dos coeficientes das equações reduzidas dos preços ao produtor e ao varejo e da margem de comercialização, na definição das matrizes de relações entre as variáveis endógenas (D_1) e de choque das variáveis exógenas (D_2), e na multiplicação contínua dessas matrizes para se calcular o efeito de choques nas variáveis exógenas sobre as endógenas, mês a mês. Considerando que as equações reduzidas são oriundas do mesmo sistema estrutural, o que sugere que seus erros sejam naturalmente correlacionados, a estimação será processada pelo método de Zellner, para modelos aparentemente não-relacionados (denominado, na literatura, como SUR ou SURE)⁷. Uma mudança que se processará, em relação ao modelo descrito, é a ampliação do vetor de variáveis exógenas (x_T), para a inclusão de todos os insumos considerados neste trabalho. Este vetor passa a ter as seguintes variáveis: índice de preços de fertilizantes, risco de preço, taxa de juros, salário-mínimo e preço do óleo diesel. Com essa alteração, a matriz D_2 passa a ter dimensão 3×5 , permanecendo D_1 com dimensão 3×3 .

ANÁLISE DOS RESULTADOS⁸

Comparação entre os Modelos Empíricos

Dados anuais

Feijão:

Os resultados estatísticos das estimações dos modelos de margem de comercialização de feijão com dados anuais [correspondentes às equações (26) a (29)], apresentados na Tabela 1, mostram que o modelo do custo de comercialização e o dinâmico apresentaram os piores ajustamentos.

Vale destacar que a quantidade, isoladamente, não foi significativa, mas sua interação com o preço (no modelo relativo) foi significativa e positiva. Esse resultado é idêntico ao encontrado por Wohlgenant & Mullen, o que leva a admitir a suposição de que a margem relativa de comercialização seja positivamente relacionada com quantidade, coerentemente com as deduções do modelo de Gardner.

Os resultados dos testes J para o mercado de feijão, apresentados na Tabela 2, não permitem a escolha de um modelo único, embora permitam a exclusão dos

⁷ Pindyck & Rubinfeld (1991) apresentam descrição detalhada desse método.

⁸ Os símbolos das variáveis nas Tabelas são os mesmos apresentados nas equações (26) a (31).

modelos dinâmico e do custo de comercialização⁹.

Arroz:

As estimações para arroz (Tabela 3), também referentes aos modelos (26) a (29), mostram fracas performances de todos os modelos, tanto sob a ótica dos coeficientes de determinação quanto pela significância e sinal das principais variáveis.

Os resultados do teste J (Tabela 4) confirmam os fracos ajustamentos de todos os modelos. Todos eles são rejeitados, a 1% de significância.

Compatibilizando os resultados encontrados nas estimações anuais para feijão e arroz, verifica-se que os modelos relativo e de *markup* foram os melhores para explicar a margem de feijão, enquanto o dinâmico foi o que melhor se ajustou ao mercado de arroz (inclusive sugerindo, mediante sinal do coeficiente do índice de fertilizantes, que sentido causal predomina entre os preços desse mercado). Entretanto, diversas variáveis importantes tiveram seus coeficientes não-significativos, como foi o caso dos preços defasados no modelo dinâmico do arroz e do custo de comercialização (salário-mínimo) no modelo relativo de feijão.

Dados Mensais

As estimações com dados mensais permitem comparar apenas os modelos de *markup* e dinâmico, provenientes das expressões (30) e (31) (Tabelas 5 e 6, respectivamente para feijão e arroz). As estimações dos dois modelos foram feitas apenas com o risco quadrimestral, já que o objetivo dessa seção é comparar os modelos e não analisar, de forma mais detalhada, o efeito do risco (que será objeto do próximo item).

Os resultados para o feijão (Tabela 5) mostram um desempenho superior por parte do modelo dinâmico. É interessante notar que o uso de dados mensais e a inclusão de novos itens de custo de comercialização melhoraram, expressivamente, a qualidade do ajustamento do modelo dinâmico e pioraram o ajustamento do modelo de *markup*, em comparação com a estimacão feita a partir de dados anuais. O coeficiente de determinação foi bastante superior no modelo dinâmico (70,9%), em relação ao de *markup* (49,4%).

Os coeficientes do preço do óleo diesel (significativo) e da taxa de juros (não-significativo) tiveram sinais negativos no modelo dinâmico, enquanto o modelo previa sinais positivos para essas variáveis. Já o sinal negativo do coeficiente do índice de fertilizantes é compatível com a versão do modelo dinâmico de causalidade produtor=>varejo, embora esse coeficiente não tenha se mostrado estatisticamente

⁸Cada modelo foi incluído como hipótese nula e também como hipótese alternativa aos demais, porque o resultado do teste pode ser sensível à colocação de um modelo como hipótese nula ou alternativa (Wohlgemant & Mullen).

⁹Cada modelo foi incluído como hipótese nula e também como hipótese alternativa aos demais, porque o resultado do teste pode ser sensível à colocação de um modelo como hipótese nula ou alternativa (Wohlgemant & Mullen).

diferente de zero. Também no modelo de *markup*, em que o coeficiente da variável taxa de juros foi positivo e não-significativo, o preço do óleo diesel apresentou coeficiente significativo e com sinal negativo; o salário-mínimo, coeficientes significativos e positivos nos dois modelos; e o risco de preço, coeficientes com sinal positivo, como se esperava, mas significativo apenas no modelo dinâmico.

No caso do mercado de arroz (Tabela 6), os dois modelos apresentaram performances muito semelhantes. Os coeficientes de determinação foram 65,3% e 59,7%, para os modelos dinâmico e de *markup*, respectivamente. O modelo dinâmico teve os preços defasados significativos, a 1%, e o coeficiente do índice de preços de fertilizantes significativo, a 10%; os coeficientes do preço do óleo diesel, do salário-mínimo e do juro foram não-significativos. No modelo de *markup*, os coeficientes dos insumos de comercialização, com exceção dos juros (e do risco), e o preço corrente no varejo foram significativos, a 1%; entretanto, os sinais dos coeficientes desses insumos foram opostos ao esperado. Novamente, o sinal do coeficiente do índice de preços de fertilizantes mostra-se compatível com o modelo dinâmico com causalidade varejo=>produtor. O risco de preço teve coeficientes positivos e não-significativos nos dois modelos.

Os testes J (Tabela 7) levam à rejeição dos dois modelos, cada um deles em favor do outro. Assim como ocorreu na estimação dos modelos com dados anuais para arroz, os resultados mostraram-se inconclusivos. Resultado semelhante foi encontrado por Faminow & Laubscher, e pode ser, como afirmaram esses autores, uma característica das estimações com dados de média periodicidade, tais como os mensais. Os demais indicadores de qualidade de ajustamento sugerem uma vantagem para o modelo dinâmico (principalmente no mercado de feijão), de forma que esse modelo será utilizado, na seção seguinte, na análise dos itens de custo de comercialização. Embora a vantagem do modelo dinâmico não seja tão evidente no mercado de arroz, sua estimação é preferível, porque suas equações permitem uma análise mais segura dos resultados encontrados.

Análise do Efeito do Risco e do Custo de Comercialização

Dada a melhor performance do modelo dinâmico nas estimações que utilizaram dados mensais, a equação (31) é utilizada para analisar o impacto do custo e do risco sobre a margem de comercialização.

Feijão:

A Tabela 8 mostra que o risco afeta positivamente a margem de comercialização de feijão, quando a variável é construída com dados de quatro meses; o resultado é consistente com as características do mercado do produto, que é armazenado por período inferior a um ano. No caso da variável construída com dados de doze meses, o coeficiente não foi estatisticamente diferente de zero, pelo teste t, de

Student. O sinal positivo do risco sugere que o setor de intermediação do mercado de feijão comporta-se com aversão ao risco, o que é condizente com o esperado.

O modelo dinâmico sugere que o coeficiente do custo de comercialização seja positivo, o que se mostra verdadeiro para o salário-mínimo (positivo e estatisticamente diferente de zero) nas duas estimações (Tabela 8). Isso significa que, quanto maior for o salário-mínimo, maior tenderá a ser o custo e a margem de comercialização.

O sinal negativo do coeficiente do preço do óleo diesel pode encontrar sua explicação no fato de este insumo ser utilizado também na produção agrícola; o modelo de causalidade produtor=> varejo prevê sinal negativo para o coeficiente do insumo agrícola (como se verificou para o índice de preços de fertilizantes), de forma que o sinal negativo do coeficiente do preço do óleo diesel poderia ser negativo, caso predominasse seu efeito como insumo agrícola em relação ao seu efeito como insumo de comercialização.

A variável taxa de juros mostra-se negativa e não-significativa estatisticamente. O modelo teórico incorpora o juro como um elemento de custo, de maneira que seu sinal deveria ser positivo. O sinal negativo pode ser interpretado a partir do reconhecimento de que o mercado financeiro é uma alternativa à estocagem de produtos agrícolas. Dessa forma, quando a taxa de juros aumentasse, os indivíduos que detivessem feijão estocado optariam por vender parte do estoque. Esse aumento da oferta provocaria redução do preço no varejo e a margem também cairia no curto prazo.

Na análise dinâmica pelos multiplicadores de Theil, as matrizes D_1 e D_2 , formadas a partir dos coeficientes estimados para feijão, são:

$$D_1 = \begin{bmatrix} 0,89248 & -0,03002 & 0 \\ 0,48478 & 0,55640 & 0 \\ -0,47231 & 0,57642 & 0 \end{bmatrix}$$

$$D_2 = \begin{bmatrix} 0,31999 \times 10^{-4} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,14273 & 0,31251 & -2,38305 & 0,53684 \times 10^{-4} & -0,59772 \times 10^{-5} \\ -0,23065 \times 10^{-4} & 0,28540 & -2,63354 & 0,52914 & -0,64786 \times 10^{-5} \end{bmatrix}$$

Relembrando, a primeira linha em cada matriz diz respeito ao preço do

produtor; a segunda diz respeito ao preço no varejo; e a terceira diz respeito à margem de comercialização. Na matriz D_1 , a primeira coluna refere-se aos valores defasados do preço ao produtor; a segunda, aos valores defasados do preço ao varejo; e a terceira, aos valores defasados da margem de comercialização (que são nulos, pois as equações reduzidas não têm a variável margem defasada). Na matriz D_2 , a primeira coluna mostra os impactos imediatos do preço de fertilizantes; a segunda, do risco; a terceira, dos juros; a quarta, do salário-mínimo; e a quinta, do preço do óleo diesel. As raízes características, calculadas a partir das estimativas dos elementos da matriz D_1 , para feijão, são: 0; 0,752; e 0,697. Estão todas elas dentro do círculo unitário, o que permite não se rejeitar a hipótese de convergência do modelo.

Os multiplicadores, apresentados na Tabela 9, mostram que todos os efeitos alteraram o sentido após nove meses. O preço de fertilizantes tem efeito imediato negativo, efeito positivo entre o segundo e o nono mês e, novamente, efeito negativo daí em diante. O risco mostra-se com efeito positivo e bastante acentuado entre o mês corrente e a oitava defasagem, tornando-se esse efeito negativo e irrisório a partir da nona defasagem. A taxa de juros tem efeitos inicial e total negativos, como no mercado de arroz. O salário-mínimo apresenta efeitos inicial e total positivos, conforme pressupõe o modelo; entre a nona e a vigésima quarta defasagem o efeito é negativo, mas muito próximo de zero. O preço do óleo diesel tem efeitos total e mensal muito próximos de zero, porém negativos.

Arroz:

Os resultados para o arroz, na Tabela 10, mostram que o mercado desse produto não se ajustou tão bem ao modelo adotado quanto o de feijão. Os coeficientes relativos ao custo de comercialização não foram significativos em nenhuma das estimações¹⁰. Entretanto, o coeficiente do insumo agrícola apresentou-se significativo e com o sinal esperado (para modelo com causalidade varejo=>produtor), nas duas estimações.

O risco mostrou-se não-significativo, quer na forma anual quer na forma quadrimestral. Isso confirma a hipótese de que essa variável seria importante no mercado de feijão e não no mercado de arroz.

A taxa de juros não foi significativa em nenhuma das estimações; o sinal dos coeficientes dessa variável foi negativo, como no mercado de feijão.

Os coeficientes das estimações das equações reduzidas dos preços e da margem de arroz permitiram a composição das matrizes D_1 e D_2 :

¹⁰ A estimação do modelo de *markup* (Tabela 6) apresentou os coeficientes do óleo diesel e do salário mínimo significativos e negativos. Esse resultado, com coeficientes dos custos de comercialização negativos, embora inconsistentes teoricamente, já havia sido encontrado por Faminow & Laubscher, nos três modelos por eles estimados.

$$D_1 = \begin{bmatrix} 0,91933 & -0,01662 & 0 \\ 0,44601 & 0,65853 & 0 \\ -0,86715 & 0,68187 & 0 \end{bmatrix}$$

$$D_2 = \begin{bmatrix} 0,42212 \times 10^{-2} & -0,04952 & 298,007 & 0,97341 \times 10^{-2} & 0,12271 \times 10^{-2} \\ 0,02363 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0,01761 & 0,07300 & -432,730 & -0,01357 & -0,17645 \times 10^{-2} \end{bmatrix}$$

As linhas e as colunas têm os mesmos significados que no mercado de feijão e a multiplicação consecutiva das matrizes levou aos multiplicadores de Theil. O cálculo das raízes características da matriz D_1 , estimada para arroz, apresenta os valores: 0; 0,966; e 0,616. Como todas essas raízes são menores que 1, não se rejeita a hipótese de convergência dinâmica do modelo no mercado de arroz.

A multiplicação consecutiva da matriz D_1 por ela mesma e por D_2 permitiu que se determinassem os multiplicadores apresentados na Tabela 11. Verifica-se, nesta Tabela, que o aumento de R\$ 1,00 no preço de fertilizantes leva a aumentos na margem de comercialização de arroz, durante todos os vinte e quatro meses da análise; o aumento imediato na margem é de R\$ 0,01761 e o efeito total é de um aumento de R\$ 0,06550.

As demais variáveis apresentam mudança no sentido de seus efeitos, cinco meses após o choque. O risco de preço tem efeito positivo nos primeiros quatro meses que se seguem ao choque, o que corresponde a intermediários avessos ao risco, mas apresenta impacto negativo sobre a margem a partir da quinta defasagem; o efeito total do risco, no entanto, é positivo.

A taxa de juros apresenta efeito negativo imediato e nas quatro primeiras defasagens, sendo também negativo o efeito total. Esses multiplicadores podem ser interpretados como variação da margem, em R\$, para aumento de 100% na taxa de juros. O efeito inicial negativo pode ser explicado como o efeito da desova de estoques sobre os preços ao produtor e ao varejo. O efeito positivo seria resultado do impacto do juro no custo de comercialização.

O salário-mínimo apresenta impacto inicial negativo, contrário ao esperado, mas que se torna positivo a partir do sexto mês. O efeito total é negativo. Resultado

muito semelhante é encontrado para o preço do óleo diesel, embora, neste caso, todos os multiplicadores sejam muito próximos a zero.

CONCLUSÕES

Este trabalho mostrou uma série de deficiências dos modelos que vêm sendo utilizados nas análises das margens de comercialização. Propôs-se um modelo que se mostrou superior aos demais para o estudo dos dois mercados. Além de permitirem maior embasamento teórico, as estimativas dos coeficientes das equações reduzidas permitiram a análise dinâmica do impacto das variáveis exógenas sobre a margem, mediante multiplicadores de Theil.

Entre os itens de custo estudados, destaca-se a importância do risco de preço no mercado de feijão. De acordo com as expectativas, a variável composta por médias móveis de quatro meses foi significativa, além de ser positiva, o que não permite rejeitar a hipótese de que os intermediários do mercado de feijão sejam avessos ao risco. Isso sugere que medidas que reduzissem a instabilidade de preço nesse mercado permitiriam redução da margem de comercialização.

No caso da taxa de juros, a análise dinâmica foi particularmente importante, por permitir a separação do efeito dessa variável como desovadora de estoques e como item de custo. Já os demais itens de custo estudados não tiveram seus efeitos definidos de maneira clara.

Finalizando, sugere-se que o modelo proposto na pesquisa seja aplicado também à análise empírica de outros mercados. Como pode ser aplicado a mercados com qualquer causalidade de preços entre produtor e varejo, não haveria restrição ao seu uso. Adicionalmente, seria possível conhecer tanto os efeitos estáticos quanto os dinâmicos, de maneira a se ter completa compreensão das relações entre custo e margem de comercialização.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIAR, D. R. D. Custo, risco e margem de comercialização de arroz e de feijão no Estado de São Paulo: análise dinâmica e teste de modelos alternativos. Piracicaba. Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" / Universidade de São Paulo, 1994, 185 p. (Tese de Doutorado).

BARROS, G. S. A. C. **Economia da comercialização agrícola**. Piracicaba, FEALQ, 306 p., 1987.

BORSEN, B. W.; CHAVAS, J. P.; GRANT, W. R.; SCHNAKE, L. D. Marketing margins and price uncertainty: the case of the U.S. wheat market. **American Journal of Agricultural Economics**, 67: 521-528, 1985.

BUSE, R. C. & BRANDOW, G. E. The relationship of volume, prices, and costs to marketing margins for farm foods. **Journal of Farm Economics**, 42: 362-70, 1960.

CANTO, W. L. Sistema ponderal de conversões e determinação de margens de comercialização. **Estudos Econômicos - Alimentos Processados**, Campinas, ITAL, 22, 1986.

CHIANG, A. **Matemática para economistas**. São paulo, EDUSP/McGraw-Hill, 684 p., 1982.

CONAB. **Previsão e Acompanhamento de Safras**. Ministério de Agricultura e Reforma Agrária, Companhia Nacional de Abastecimento, ano 16, nº 5, junho de 1992.

DAVIDSON, R. & MACKINNON, J. G. Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses. **Econometrica**, 49: 781-93, 1981.

ECKSTEIN, O. & FROMM, G. The price equation. **American Economic Review**, 58(5): 1159-83, 1968.

FAMINOW, M. D. & LAUBSCHER, J. M. Empirical testing of alternative price spread models in the South African maize market. **Agricultural Economics**, 6: 49-66, 1991.

FGV. **Conjuntura Econômica**. Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, diversos.

GARDNER, B. L. The farm-retail price spread in a competitive food industry. **American Journal of Agricultural Economics**, 57: 399-409, 1975.

GEORGE, P. S. & KING, G. A. **Consumer demand for food commodities in the United States with projections for 1980**. Giannini Foundation Monograph N° 26, University of California, Berkeley, 1971.

HEIEN, D. M. Markup pricing in a dynamic model of food industry. **American Journal of Agricultural Economics**, 62: 10-18, 1980.

IEA. **Informações Econômicas**. Secretaria de Agricultura e Abastecimento, Instituto de Economia Agrícola, São Paulo, diversos.

R. Econ. Sociol. Rural, Brasília, v.33, nº 03, p.85-121, jul./set 1995

KMENTA, J. **Elementos de econometria**. 2ª ed. São Paulo, Atlas. 2 v., 694 p., 1988.

LYON, C. C. & THOMPSON, G. D. Temporal and spacial aggregation: alternative marketing margin models. **American Journal of Agricultural Economics**, 75: 523-536, August 1993.

PINDYCK, R. S. & RUBINFELD, D. L. **Econometric models and economic forecasts**. 3ª ed. Singapore. McGraw-Hill, 596 p., 1991.

TAXA DE JUROS NO BRASIL. São Paulo. Nova Análise Editora, 1992.

THEIL, H. **Principles of econometrics**. New York. John Wiley & Sons, Inc., 736 p., 1971.

THOMPSON, G. D. & LYON, C. C. Marketing order impacts on farm-retail price spreads: the suspension of prorates on California-Arizona navel oranges. **American Journal of Agricultural Economics**, 71: 647-660, 1989.

TOMEK, W. G. & ROBINSON, K. L. **Agricultural product prices**. Ithaca, N.Y., Cornell University Press, 2ª ed., 367 p., 1981.

WAUGH, F. V. **Análise de demanda e preços na agricultura**. Piracicaba, USP/ESALQ. Departamento de Ciências Sociais Aplicadas (tradução: O. Serrano, D. W. Larson e J. J. C. Engler), 1973.

WOHLGENANT, M. K. & MULLEN, J. D. Modeling the farm-retail price spread for beef. **Western Journal of Agricultural Economics**, 12(2): 119-125, 1987.

Tabela 1 - Estimções dos modelos alternativos de margem de comercialização de feijão no Estado de São Paulo, dados anuais de 1975 a 1992¹

Variáveis e Estatísticas	Modelo de Markup	Modelo Relativo	Modelo Custo de Comercial.	Modelo Dinâmico
Constante	-1,5417 (-0,21)	-	8,7235 (0,29)	-8,7649 (-0,56)
v_{t-1}	-	-	-	0,1415 (0,32)
v_t	0,2472 (5,00)***	0,1229 (1,94)*	-	-
p_{t-1}	-	-	-	-0,0897 (-0,14)
sm_t	9×10^{-4} (1,06)	$4,6 \times 10^{-4}$ (0,92)	0,0032 (3,49)***	0,0018 (0,94)
Q_t	-	-	$-2,2 \times 10^{-5}$ (-0,23)	-
$v \cdot Q_t$	-	$6,7 \times 10^{-7}$ (2,42)**	-	-
c_t	-	-	-	5×10^{-4} (0,73)
R^2	0,760	0,798	0,519	0,572
G.L.	14	14	15	12
teste Q	6,69 (8)	4,08 (8)	11,97 (8)	12,13 (8)

¹ Observações: entre parênteses, após os coeficientes, estão os valores do teste t; após os valores do teste Q, estão os números de graus de liberdade do teste;

* significativo, a 10%;

** significativo, a 5%;

*** significativo, a 1%;

Fonte: dados da pesquisa

Tabela 2 - Valores dos testes J das estimações anuais dos modelos de margem de comercialização de feijão

Hipótese Nula	- Hipótese Alternativa			
	Markup	Relativo	Custo de Com.	Dinâmico
Markup	-	0,8052	0,8052	0,8052
Relativo	0,5745	-	0,5745	0,5745
Custo de Com.	7,5495*	7,5495*	-	7,5495*
Dinâmico	8,9578*	8,9578*	8,9578*	-

* Significativo, a 1%;

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 3 - Estimções dos modelos alternativos de margem de comercialização de arroz no Estado de São Paulo, dados anuais de 1975 a 1992¹

Variáveis e Testes	Modelo de Markup	Modelo Relativo	Modelo Custo de Comercial.	Modelo Dinâmico
Constante	32878,6 (3,16)***	-	19825,21 (0,77)	47523,4 (3,39)***
v_{t-1}	-	-	-	0,8427 (1,64)
v_t	0,4982 (2,14)**	-0,6524 (-1,76)*	-	-
ρ_{t-1}	-	-	-	-0,3877 (-1,32)
sm_t	-0,2443 (-0,26)	0,6531 (0,71)	1,6081 (2,34)**	-0,8560 (-1,30)
Q_t	-	-	$9,6 \times 10^{-4}$ (0,46)	-
$v \cdot Q_t$	-	$1,8 \times 10^{-7}$ (3,8)***	-	-
c_t	-	-	-	0,9557 (2,54)**
R^2	0,452	0,355	0,295	0,626
G.L.	15	15	15	10
teste Q	9,39 (9)	3,13 (9)	7,53 (9)	7,49 (7)

¹ Observações: entre parênteses, após os coeficientes, estão os valores do teste t; após os valores do teste Q, estão os números de graus de liberdade do teste;

* significativo, a 10%;

** significativo, a 5%;

*** significativo, a 1%;

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 4 - Valores dos testes J das estimações anuais dos modelos de margem de comercialização de arroz

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa			
	Markup	Relativo	Custo de Com.	Dinâmico
Markup	-	263,1639*	263,1639*	263,1639*
Relativo	693,7546*	-	693,7546*	693,7546*
Custo de Com.	18,9597*	18,9597*	-	18,9597*
Dinâmico	8,7510*	8,7510*	8,7510*	-

* Significativo, a 1%;

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 5 - Estimções dos modelos dinâmico e de markup para feijão, dados mensais de 1975 a 1993¹

Variáveis e Estatísticas	Modelo Dinâmico	Modelo de Markup
Constante	0,1962 (0,81)	0,2013 (1,12)
p_{t-1}	-0,3732 (-6,40)***	-
v_{t-1}	0,4973 (11,35)***	-
v_t	-	0,2499 (8,57)***
d_t	$-1,27 \times 10^{-5}$ (-2,54)**	$-1,80 \times 10^{-5}$ (-3,57)***
sm_t	$6,55 \times 10^{-5}$ (3,52)***	$7,85 \times 10^{-5}$ (3,90)***
c_t	$-7,86 \times 10^{-6}$ (-0,55)	-
jt	-1,3297 (-0,94)	0,5387 (0,39)
$r4_t$	0,3283 (3,28)***	0,1309 (0,98)
R^2	0,709	0,494
G.L. da estimação	203	202
teste Q	48,20 (42)	49,37 (42)

¹ Entre parênteses, após os coeficientes, estão os valores do teste t; após os valores do teste Q, estão os números de graus de liberdade do teste;

* significativo, a 10%;

*** significativo, a 1%;

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 6 - Estimacões dos modelos dinâmico e de *markup* para arroz, dados mensais de 1975 a 1993¹

Variáveis e Estatísticas	Modelo Dinâmico	Modelo de <i>Markup</i>
<i>Constante</i>	317,72 (1,66)*	-21,60 (-0,30)
<i>P_{t-1}</i>	-0,8838 (-9,36)***	-
<i>v_{t-1}</i>	0,6630 (12,61)***	-
<i>v_t</i>	-	0,6226 (16,62)***
<i>d_t</i>	-0,0018 (-0,65)	-0,0096 (-2,62)***
<i>sm_t</i>	0,0023 (0,19)	-0,0313 (-2,70)***
<i>c_t</i>	0,0167 (1,89)*	-
<i>l_t</i>	-798,83 (-0,76)	-78,78 (-0,12)
<i>r_{4t}</i>	0,1822 (1,26)	0,0421 (0,32)
<i>R²</i>	0,653	0,597
<i>G L da estimacão</i>	206	197
<i>teste Q</i>	32,12 (42)	51,59 (42)

¹ Entre parênteses, após os coeficientes, estão os valores do teste t; após os valores do teste Q, estão os números de graus de liberdade do teste;

* significativo a 10%.

** significativo a 5%.

*** significativo a 1%.

Fonte: dados da pesquisa

Tabela 7 - Valores dos testes J das estimações mensais dos modelos de *markup* e dinâmico para arroz e para feijão

Hipótese Nula	Hipótese		Alternativa	
	Mercado de Arroz		Mercado de Feijão	
	<i>Markup</i>	Dinâmico	<i>Markup</i>	Dinâmico
<i>Markup</i>	-	9,1261*	-	10,0808*
Dinâmico	18,7857*	-	3,0483*	-

* Significativo, a 1%;

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 8 - Estimções do modelo dinâmico de margem de comercialização para feijão, dados mensais de 1975 a 1993¹

Variáveis e Estatísticas	Coeficientes e Estatísticas	
	Estimção 1	Estimção 2
<i>Constante</i>	0,1962 (0,81)	0,4212 (1,51)
<i>P_{t-1}</i>	-0,3732 (-6,40)***	-0,3438 (-5,54)***
<i>v_{t-1}</i>	0,4973 (11,35)***	0,5069 (11,05)***
<i>d_t</i>	-1,27x10 ⁻⁵ (-2,54)**	-1,01x10 ⁻⁵ (-1,91)**
<i>sm_t</i>	6,55x10 ⁻⁵ (3,52)***	6,19x10 ⁻⁵ (3,51)***
<i>c_t</i>	-7,86x10 ⁻⁶ (-0,55)	-2,13x10 ⁻⁵ (-1,34)
<i>j_t</i>	-1,3297 (-0,94)	-0,8103 (-0,55)
<i>r_{4t}</i>	0,3283 (3,28)**	-
<i>r_{12t}</i>	-	0,1729 (1,30)
<i>R²</i>	0,709	0,747
<i>G.L. da estimção</i>	203	193
<i>teste Q</i>	48,20 (42)	51,72 (42)

¹ Entre parênteses, após os coeficientes, estão os valores do teste t; após os valores do teste Q, estão os números de graus de liberdade do teste;

* significativo, a 10%;

** significativo, a 5%;

*** significativo, a 1%;

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 9 - Efeito de choques nas variáveis exógenas sobre a margem de comercialização de feijão - multiplicadores de THEIL

Meses	c_t	r_t	j_t	sm_t	d_t
0	$-2,3 \times 10^{-5}$	0,28540	-2,63354	0,52914	$-6,5 \times 10^{-6}$
1	0,08226	0,17869	-1,37364	$3,09 \times 10^{-5}$	$-3,4 \times 10^{-6}$
2	0,04780	0,10382	-0,79808	$1,8 \times 10^{-5}$	$-2,0 \times 10^{-6}$
3	0,02721	0,05909	-0,45422	$1,02 \times 10^{-5}$	$-1,1 \times 10^{-6}$
4	0,01499	0,03255	-0,25018	$5,64 \times 10^{-6}$	$-6,3 \times 10^{-7}$
5	0,00781	0,01695	-0,13032	$2,94 \times 10^{-6}$	$-3,3 \times 10^{-7}$
6	0,00366	0,00793	-0,06095	$1,37 \times 10^{-6}$	$-1,5 \times 10^{-7}$
7	0,00130	0,00282	-0,02169	$4,89 \times 10^{-7}$	$-5,4 \times 10^{-8}$
8	$2,15 \times 10^{-5}$	$3,61 \times 10^{-5}$	-0,00028	$6,25 \times 10^{-9}$	$-7,0 \times 10^{-10}$
9	-0,00064	-0,00139	0,01068	$-2,4 \times 10^{-7}$	$2,68 \times 10^{-8}$
10	-0,00093	-0,00203	0,01562	$-3,5 \times 10^{-7}$	$3,92 \times 10^{-8}$
11	-0,00103	-0,00223	0,01718	$-3,9 \times 10^{-7}$	$4,31 \times 10^{-8}$
12	-0,00101	-0,00220	0,01690	$-3,8 \times 10^{-7}$	$4,24 \times 10^{-8}$
13	-0,00094	-0,00204	0,01571	$-3,5 \times 10^{-7}$	$3,94 \times 10^{-8}$
14	-0,00084	-0,00184	0,01412	$-3,2 \times 10^{-7}$	$3,54 \times 10^{-8}$
15	-0,00074	-0,00162	0,01243	$-2,8 \times 10^{-7}$	$3,12 \times 10^{-8}$
16	-0,00064	-0,00140	0,01079	$-2,4 \times 10^{-7}$	$2,72 \times 10^{-8}$
17	-0,00055	-0,00121	0,00928	$-2,1 \times 10^{-7}$	$2,33 \times 10^{-8}$
18	-0,00047	-0,00103	0,00793	$-1,8 \times 10^{-7}$	$1,99 \times 10^{-8}$
19	-0,00040	-0,00088	0,00675	$-1,5 \times 10^{-7}$	$1,69 \times 10^{-8}$
20	-0,00034	-0,00074	0,00573	$-1,3 \times 10^{-7}$	$1,44 \times 10^{-8}$
21	-0,00029	-0,00063	0,00484	$-1,1 \times 10^{-7}$	$1,22 \times 10^{-8}$
22	-0,00024	-0,00053	0,00409	$-9,2 \times 10^{-8}$	$1,03 \times 10^{-8}$
23	-0,00021	-0,00045	0,00345	$-7,8 \times 10^{-8}$	$8,66 \times 10^{-9}$
24	-0,00017	-0,00038	0,00291	$-6,6 \times 10^{-8}$	$7,31 \times 10^{-9}$
Total	0,17463	0,66465	-5,54896	0,52921	$-1,4 \times 10^{-5}$

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 10 - Estimações do modelo dinâmico de margem de comercialização para arroz, dados mensais de 1975 a 1993¹

Variáveis e Estatísticas	Coeficientes e Estatísticas	
	Estimação 1	Estimação 2
<i>Constante</i>	317,72 (1,66)*	276,13 (1,22)
<i>p_{t-1}</i>	-0,8838 (-9,36)***	-0,8663 (-8,56)***
<i>v_{t-1}</i>	0,6630 (12,61)***	0,6827 (13,06)***
<i>d_t</i>	-0,0018 (-0,65)	-0,0052 (-1,45)
<i>sm_t</i>	0,0023 (0,19)	-0,0041 (-0,32)
<i>c_t</i>	0,0167 (1,89)*	0,0229 (2,19)**
<i>j_t</i>	-798,83 (-0,76)	-336,40 (-0,31)
<i>r_{4t}</i>	0,1822 (1,26)	-
<i>r_{12t}</i>	-	0,0347 (0,16)
<i>R²</i>	0,653	0,619
<i>G.L. das estimações</i>	206	198
<i>teste Q</i>	32,12 (42)	32,42 (42)

¹ Entre parênteses, após os coeficientes, estão os valores do teste t; após os valores do teste Q, estão os números de graus de liberdade do teste;

* significativo, a 10%;

** significativo, a 5%;

*** significativo, a 1%;

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 11 - Efeito de choques nas variáveis exógenas sobre a margem de comercialização de arroz - multiplicadores de THEII.

Meses	c_t	r_t	j_t	sm_t	d_t
0	0,01761	0,07300	-432,730	-0,01357	-0,00176
1	0,01245	0,04294	-258,417	-0,00844	-0,00106
2	0,00887	0,02442	-146,940	-0,00480	-0,00061
3	0,00636	0,01221	-73,488	-0,00240	-0,0003
4	0,00461	0,00431	-25,907	-0,00085	-0,00011
5	0,00337	-0,00069	4,158	0,00014	$1,71 \times 10^{-5}$
6	0,00249	-0,00373	22,437	0,00073	$9,24 \times 10^{-5}$
7	0,00187	-0,00546	32,854	0,00107	0,00014
8	0,00142	-0,00633	38,090	0,00124	0,00016
9	0,00110	-0,00664	39,966	0,00131	0,00017
10	0,00086	-0,00660	39,719	0,00130	0,00016
11	0,00068	-0,00634	38,179	0,00125	0,00016
12	0,00055	-0,00597	35,901	0,00117	0,00015
13	0,00045	-0,00552	33,250	0,00109	0,00014
14	0,00038	-0,00506	30,462	0,00100	0,00013
15	0,00032	-0,00460	27,689	0,00090	0,00011
16	0,00027	-0,00416	25,022	0,00082	0,00010
17	0,00023	-0,00374	22,513	0,00074	$9,27 \times 10^{-5}$
18	0,00020	-0,00335	20,188	0,00066	$8,31 \times 10^{-5}$
19	0,00017	-0,00300	18,058	0,00059	$7,44 \times 10^{-5}$
20	0,00015	-0,00268	16,121	0,00053	$6,64 \times 10^{-5}$
21	0,00013	-0,00239	14,370	0,00047	$5,92 \times 10^{-5}$
22	0,00011	-0,00213	12,795	0,00042	$5,27 \times 10^{-5}$
23	$9,98 \times 10^{-5}$	-0,00189	11,383	0,00037	$4,69 \times 10^{-5}$
24	$8,77 \times 10^{-5}$	-0,00168	10,119	0,00033	$4,17 \times 10^{-5}$
Total	0,06550	0,06165	-364,406	-0,01133	-0,00148

Fonte: dados da pesquisa.