

IMPACTO DOS CUSTOS DE COMERCIALIZAÇÃO NAS MARGENS PRODUTOR-VAREJO DE ARROZ E DE FEIJÃO EM MINAS GERAIS¹

Danilo R. D. Aguiar*

RESUMO

Este artigo analisa o impacto das mudanças nos preços dos insumos, nos preços ao varejo e nos preços recebidos pelos produtores nas margens de comercialização de arroz e feijão no estado de Minas Gerais. As análises estáticas foram combinadas com análises dinâmicas de séries temporais para permitir avaliações de relações complexas que ocorrem entre as variáveis. Verificou-se que, em geral, as margens de ambos os produtos mudam mais em decorrência de choques de oferta e demanda do que em decorrência de choques nos preços dos insumos. No entanto, os efeitos positivos dos preços dos insumos nas margens encontrados nas estimações sugerem que as margens de comercialização poderiam diminuir, pelo menos no curto prazo, se os preços dos insumos fossem reduzidos. Particularmente, os preços dos combustíveis apresentam expressivo impacto na margem de comercialização de arroz e os preços dos fertilizantes mostram-se mais importantes no mercado de feijão. Outros itens muito importantes para os dois mercados são o risco de preço e o salário.

Palavras-chave: margem de comercialização, preços, mercados de alimentos, custos de comercialização.

1 INTRODUÇÃO

O conhecimento dos efeitos dos componentes da margem de comercialização é de grande importância para a compreensão do funcionamento dos mercados agrícolas e para o delineamento de políticas reguladoras de mercados. Em nível teórico, Gardner (1975) mostra que mudanças na margem de comercialização podem ser originadas em variações na demanda, na oferta ou, ainda, no suprimento de insumos de mercado. Cabe, então, à pesquisa empírica definir quais são as fontes de variações na margem de determinado produto e como se dá esse impacto.

* Professor Adjunto IV do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa e pesquisador do CNPq. E-mail: danilo@ufv.br.

¹ Este trabalho relata parte dos resultados de pesquisa financiada pelo CNPq e Fapemig.

Teor. e Evid. Econ.	Passo Fundo	v. 12	n. 22	p. 51-76	maio 2004
---------------------	-------------	-------	-------	----------	-----------

Neste contexto, este trabalho tem como objetivo averiguar a importância do custo de comercialização em relação aos choques de oferta e de demanda na margem de comercialização de arroz e de feijão no estado de Minas Gerais por meio do modelo teórico proposto por Aguiar (1994). A importância do trabalho decorre de os produtos mencionados serem os dois principais alimentos individuais consumidos no estado.²

O trabalho organiza-se em cinco itens, incluindo esta introdução. No item 2, o referencial teórico da pesquisa é apresentado; o item 3 expõe os procedimentos e os dados utilizados; o item 4 analisa os resultados empíricos e o item 5 conclui o trabalho.

2 MODELO TEÓRICO

O referencial teórico para este estudo é o modelo dinâmico de margem de comercialização desenvolvido por Aguiar (1994). O modelo, que se baseia fundamentalmente em Heien (1980) e Barros (1990), 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.

2.1 Submodelo com causalidade produtor-varejo

A estrutura básica do modelo admite que as variações de preços se originam em 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:

$$V_t^d = \theta_0 + \theta_1 v_t, \quad \theta_1 < 0 \quad (1)$$

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

² Considerando apenas o consumo dentro dos domicílios, no ano de 1996 (Pesquisa de Orçamentos Familiares, 1996), as quantidades consumidas *per capita* de feijão (em que se destaca o tipo “rajado”) e de arroz na região metropolitana de Belo Horizonte foram de 9,2 kg e 31 kg, respectivamente.

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

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

em que V_t^s é a quantidade do produto final ao varejo; P_t , a quantidade de produto agrícola; Z_t , a quantidade de um agregado de insumos de mercado, 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 do produto agrícola e do agregado de insumos de mercado, respectivamente. O preço dos insumos de mercado 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:

$$v_t^* = b_1 p_t + b_2 z_t \quad (2)$$

O preço ao varejo modifica-se por ajustamentos parciais:

$$v_t - v_{t-1} = \alpha (v_t^* - v_{t-1}), \quad 0 < \alpha < 1 \quad (3)$$

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

$$V_t^s = V_{t-1}^d \quad (4)$$

Mercado em nível de produtor

A oferta de produto 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):

$$P_t^s = \gamma_0 + \gamma_1 p_{t-1} + \gamma_2 c_t, \quad g_1 > 0 \text{ e } g_2 < 0 \quad (5)$$

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

$$P_t^d = b_1 V_t^s \quad (6)$$

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

$$p_t - p_{t-1} = r (P_t^d - P_t^s), \quad r > 0 \quad (7)$$

Partindo dessas equações estruturais, chega-se às equações reduzidas do preço ao produtor e ao varejo e, conseqüentemente, da margem de comercialização.

Equações reduzidas dos preços

Das equações (6), (4) e (1) obtém-se:

$$P_t^d = b_1 \theta_0 + b_1 \theta_1 v_{t-1} \quad (8)$$

Substituindo as equações (8) e (5) na equação (7) e isolando o preço corrente ao produtor, tem-se que:

$$p_t = r(b_1 q_0 - g_0) + r b_1 q_1 v_{t-1} + (1 - r g_1) p_{t-1} - r g_2 c_t \quad (9)$$

O preço ao varejo pode ser obtido pela substituição da equação (2) na equação (3):

$$v_t = a b_1 p_t + a b_2 z_t + (1 - a) v_{t-1} \quad (10)$$

Substituindo a equação (9) na (10), obtém-se:

$$v_t = a b_1 r(b_1 q_0 - g_0) + [a b_1 (r b_1 q_1) + (1 - a)] v_{t-1} + a b_1 (1 - r g_1) p_{t-1} - a b_1 r g_2 c_t + a b_2 z_t \quad (11)$$

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 a notação do modelo, a margem pode ser descrita como: $m_t = v_t - b_1 p_t$. Das equações (9) e (11), tem-se:

$$m_t = (a - 1) b_1 r(b_1 q_0 - g_0) + [(a - 1) r b_1^2 q_1 + (1 - a)] v_{t-1} + b_1 (a - 1) (1 - r g_1) p_{t-1} + (1 - a) b_1 r g_2 c_t + a b_2 z_t \quad (12)$$

A equação (12) é a forma a ser estimada para representar a margem de comercialização. Dados os sinais de seus componentes, o coeficiente do preço ao varejo defasado deve ser positivo. O coeficiente do preço ao produtor defasado será negativo se $\rho \gamma_1 < 1$ e positivo, em caso contrário. O insumo de mercado deve ter coeficiente positivo, dados os sinais pressupostos dos componentes de seu coeficiente nas equações básicas. O coeficiente do insumo agrícola deve ser negativo, de forma que, quanto maior for o preço desse insumo, menor tende a ser a margem de comercialização.

2.2 Submodelo 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 per-

feita.³ Também se admite que o varejo opera com uma função de produção 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:

$$V_t^d = \theta_0 + \theta_1 v_t, \quad \theta_1 < 0 \quad (13)$$

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

$$V_t^s = \frac{P_t^s}{b_1}. \quad (14)$$

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

$$v_t - v_{t-1} = r (V_t^d - V_t^s), \quad r > 0 \quad (15)$$

Mercado em nível de produtor

A oferta do produtor é suposta a mesma do submodelo anterior:

$$P_t^s = g_0 + g_1 p_{t-1} + g_2 c_t, \quad g_1 > 0 \text{ e } g_2 < 0 \quad (16)$$

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:

$$p_t^* = \frac{v_t - b_2 z_t}{b_1} \quad (17)$$

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

$$p_t - p_{t-1} = \alpha(p_t^* - p_{t-1}), \quad 0 < \alpha < 1 \quad (18)$$

³ Note-se que o “preço-meta” ao produtor não é, em si, um objetivo dos produtores, como foi no caso do varejo, mas, sim, o preço que o mercado atinge quando se chega a um novo equilíbrio.

Equações reduzidas dos preços

Substituindo a equação (17) na (18), tem-se:

$$p_t = \frac{a}{b_1} v_t + (1-a) p_{t-1} - \frac{ab_2}{b_1} z_t. \quad (19)$$

Substituindo a equação (16) na equação (14), chega-se à equação da oferta ao varejo. Substituindo essa equação e a equação da demanda (13) em (15), tem-se:

$$v_t = \frac{r(q_0 b_1 - g_0)}{b_1(1-rq_1)} + \frac{1}{1-rq_1} v_{t-1} - \frac{rg_1}{b_1(1-rq_1)} p_{t-1} - \frac{rg_2}{b_1(1-rq_1)} c_t. \quad (20)$$

Substituindo a equação (20), que já é a equação reduzida do preço ao varejo, na equação (19), chega-se à equação reduzida do preço ao produtor:

$$p_t = \frac{ar(q_0 b_1 - g_0)}{b_1^2(1-rq_1)} + \frac{a}{b_1(1-rq_1)} v_{t-1} + \left[(1-a) - \frac{arg_1}{b_1^2(1-rq_1)} \right] p_{t-1} - \frac{arg_2}{b_1^2(1-rq_1)} c_t - \frac{ab_2}{b_1} z_t. \quad (21)$$

Margem de comercialização

Partindo das equações (20) e (21), a equação reduzida da margem de comercialização torna-se:

$$m_t = \frac{r(1-a)(q_0 b_1 - g_0)}{b_1(1-rq_1)} + \frac{1-a}{1-rq_1} v_{t-1} + \frac{(a-1)[b_1 rg_1 + b_1^3(1-rq_1)]}{b_1^2(1-rq_1)} p_{t-1} + \frac{(a-1)rg_2}{b_1(1-rq_1)} c_t + ab_2 z_t. \quad (22)$$

A diferença básica que existe entre os sistemas de equações (8), (11), (12) e (20), (21), (22) é que o insumo de mercado afeta, inicialmente, 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 (12) e positivo na (22).

3 DADOS E MÉTODOS

3.1 Dados

Os dados utilizados na pesquisa, cobrindo o período de janeiro de 1987 a março de 1998, têm como fontes as seguintes instituições: Agridata (www.agridata.mg.gov.br), a partir de dados do Ceasa-BH, para as séries de preços recebidos pelos produtores e preços do mercado varejista; IBGE, para os salários médios em Belo Horizonte; Andima, para a taxa de juros de *overnight*; Fundação Getúlio Vargas (FGV), para o índice de preços pagos por combustíveis, para o índice de preços pagos por fertilizantes (*proxy* do custo de insumo agrícola) e para o índice de preços ao consumidor de Belo Horizonte (usado como deflator de todas as séries). Todas essas séries, com exceção das obtidas no Agridata, foram obtidas no *site* da Fundação Getúlio Vargas (www.fgv.br). As margens de comercialização foram calculadas supondo-se 10% de perdas físicas entre a produção e o varejo.

A variável risco de preço foi construída a partir dos preços. Embora não tenha aparecido explicitamente no modelo de Aguiar (1994), a variável risco de preço pode ser incorporada ao modelo como um insumo de mercado. Esse procedimento já foi adotado por Brorsen et al. (1985) e, assim como eles procederam, este trabalho também assume que os agentes de comercialização são avessos ao risco.

Empiricamente, o risco de preço tem sido mensurado por alguma medida de defasagem distribuída ou média-móvel da variabilidade dos preços passados. Neste trabalho, utiliza-se uma média-móvel ponderada de quatro meses, conforme feito por Faminow e Laubscher (1991), por ser o método mais adequado para produtos que permanecem pouco tempo armazenados. O cálculo do risco é feito da seguinte forma:

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

em que R é a variável risco, p é o preço e $Dp_i = \dot{p}_i - p_{i-1}$, ou seja, é o valor absoluto da diferença consecutiva dos preços. Os preços utilizados na construção da variável risco foram os preços do varejo, conforme preconizado no modelo de Brorsen et al. (1985).

3.2 Procedimentos

Partindo dos modelos apresentados, a diferença que existe entre a especificação teórica e as equações estimadas neste trabalho é a segmentação da variável insumos de mercado, segmentada em vários componentes.

A análise empírica⁴ divide-se em duas fases: estática e dinâmica. Contudo, antes de implementar essas análises, as séries precisam ser submetidas a alguns procedimentos preliminares, particularmente a definição do sentido de causalidade e a verificação, por meio de testes de raiz unitária, de se as séries são estacionárias.

A definição do sentido de causalidade entre os preços, para conseqüente escolha do submodelo adequado a cada mercado, pode ser feita com base na teoria, no conhecimento das características do mercado, ou por meio de testes de exogeneidade. Neste trabalho, essa definição baseia-se na aplicação de testes de causalidade de Granger (1969), para os quais foram estimados modelos com 12 defasagens, conforme sugerido por estudos prévios.⁵

Para testar se cada série é estacionária, aplicou-se o teste de Dickey-Fuller expandido, sendo os valores calculados comparados com os valores críticos tabulados por Dickey e Fuller (1979).

3.2.1 Análise estática

Os efeitos estáticos das diversas variáveis sobre a margem de comercialização são examinados por meio da significância e dos sinais dos coeficientes estimados para as equações reduzidas de margem: equação (12), no submodelo com causalidade produtor-varejo, e equação (22), no submodelo com causalidade varejo-produtor.

3.2.2 Análise dinâmica

A análise dinâmica é feita por meio da estimação de vetores auto-regressivos (VAR) ou, no caso de séries cointegradas, de vetores de correção de erro (VEC).

Vetores auto-regressivos (VAR)

Os modelos VAR foram introduzidos por Sims (1980) como uma alternativa aos modelos estruturais multiequacionais. Para estruturar um VAR, é necessário definir, basicamente, duas coisas: o conjunto de variáveis que, acredita-se, interage entre si e o maior número de defasagens necessário para captar a maior parte dos efeitos que as variáveis têm umas sobre as outras. Além disso, restringem-se as equações do modelo à forma linear.

Em notação matricial, um VAR(p) pode ser representado por:

⁴ A análise econométrica é desenvolvida por meio do *software* Eviews, versão 3, desenvolvido por Quantitative Micro Software.

⁵ Ver Aguiar (1993).

$$x_t = \Theta_1 x_{t-1} + \dots + \Theta_p x_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (23)$$

em que x_t é o vetor das variáveis incluídas no modelo; $\Theta_1, \dots, \Theta_p$ são matrizes $n \times n$ que relacionam os valores defasados das variáveis aos valores correntes das mesmas e ε_t é um vetor $n \times 1$ dos erros.

A definição do número de defasagens (p) do VAR pode ser feita experimentalmente, como o fez Brandão (1985), através do teste de razão de verossimilhança,⁶ ou *ad hoc*, mesmo porque o método experimental nem sempre é conclusivo. Brandão não encontrou diferença entre utilizar 6 ou 13 defasagens, optando pelo último número “em se tratando da atividade agrícola, que tem um ciclo anual...” (p. 40). Neste trabalho, lança-se mão dos resultados encontrados por diversos autores⁷ e utiliza-se uma estrutura com 12 defasagens.

A estimação do sistema apresentado em (23) pode ser feita por mínimos quadrados ordinários (MQO). Visto que não existe nenhuma variável endógena do lado direito das equações que não seja defasada e desde que as variáveis do lado direito das equações sejam as mesmas em quaisquer equações, o método de MQO gera estimadores consistentes e eficientes (PINDYCK; RUBINFELD, 1991).

Dispondo-se das estimativas dos parâmetros do modelo (23), podem ser feitos três tipos de análise: 1) obtenção de elasticidade de impulso, a partir do modelo de médias-móveis; 2) decomposição da variância dos erros de previsão k -períodos à frente; 3) teste de causalidade tipo Granger-Sims.⁸

O procedimento adotado neste trabalho para analisar esses impulsos é o mesmo de Barros (1991 e 1992). Os dados foram transformados em logaritmos neperianos, de maneira que, dividindo-se o efeito sobre cada variável, em cada mês, pelo valor do desvio-padrão da variável que sofre o choque, ter-se-ia uma medida de elasticidade. Cada valor de cada mês mostra a variação percentual sofrida pela variável considerada em resposta a uma variação de 1% na variável que sofre o choque. A única variável não transformada em logaritmo foi a taxa de juros.

Um segundo tipo de análise que pode ser feito com os modelos VAR é a decomposição da variância dos erros de previsão de k -períodos. Esse procedimento permite atribuir à variância de cada uma das inovações a parcela que se deve à própria inovação e as parcelas devidas às demais, mas apresenta a limitação de depender da seqüência

⁶ Pindyck e Rubinfeld (1991, p. 240).

⁷ Ver Barros (1991 e 1992).

⁸ Neste trabalho, o teste de causalidade não foi feito via VAR, visto que foi realizado na fase de definição dos modelos que antecede a estimação do VAR.

em que as variáveis são incluídas no sistema. Devem-se definir quais variáveis são contemporaneamente afetadas pelas demais e quais não são, pois, no ordenamento do sistema, as variáveis colocadas à esquerda afetam as colocadas à sua direita, mas não são por estas afetadas.

Vetores de correção de erro (VEC)⁹

Embora os modelos VAR tradicionais sejam bastante úteis na análise de séries temporais, apresentam como limitação o requerimento de que as séries sejam estacionárias. No caso de séries não estacionárias, é possível estimar um VAR restrito, denominado “vetor de correção de erro” (VEC).

A base dos modelos VEC está na constatação feita por Engle e Granger (1987) de que uma combinação linear de duas ou mais séries não estacionárias pode ser estacionária. Caso essa combinação linear estacionária exista, pode ser interpretada como uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Dessa forma, um VEC consiste num VAR restrito de tal forma que as variáveis endógenas sejam forçadas a convergir, no longo prazo, as suas relações de cointegração, embora possam variar amplamente no curto prazo. O termo “correção de erro” decorre de o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo ser corrigido gradualmente por meio de uma série de ajustamentos parciais de curto prazo.

Definidos os termos de correção de erro, o que é feito por meio do teste de cointegração, o modelo VEC pode ser estimado. Os principais produtos de tal estimação são as elasticidades de impulso e a decomposição da variância dos erros de previsão, similarmente aos modelos VAR.

Teste de cointegração

Antes de se definir o uso e a especificação do VEC, é necessário definir se as séries são cointegradas e, se o forem, identificar as relações de cointegração, ou seja, as relações de equilíbrio de longo prazo. O método utilizado neste trabalho foi desenvolvido por Johansen (1991, 1995).

Supondo um modelo VAR de ordem p , conforme representado anteriormente na equação (23), esse modelo pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{s=1}^{p-1} \Gamma_s \Delta x_{t-s} + \varepsilon_t$$

⁹ Para maiores detalhes sobre VEC, ver Davidson e Mackinnon (1993), Enders (1995) ou Greene (1997).

em que

$$\Pi = \sum_{s=1}^p \Theta_s - I \quad \text{e} \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p \Theta_j$$

Se o coeficiente da matriz Π tiver posto (r) tal que $0 < r < k$, existem as matrizes α e β (de dimensão k por r), tal que $\Pi = \alpha\beta$ e $\beta'x_t$ é estacionária. O posto r é o número de relações de cointegração e cada coluna de β é um vetor de cointegração. Os elementos de α são os parâmetros de ajustamento no modelo VEC. O método de Johansen consiste em se estimar a matriz Π , por máxima verossimilhança, na forma irrestrita e, depois, testar se as restrições decorrentes do posto de Π podem ser rejeitadas. A hipótese nula de que existem r vetores cointegrados é testada por meio de dois testes de razão de verossimilhança: o teste do traço e o teste do máximo autovalor. O *software* Eviews utiliza os valores críticos dados por Osterwald-Lenum (1992), para o teste do traço, não os de Johansen e Juselius (1990). Os valores críticos do teste de máximo autovalor não são reportados pelo Eviews.

Estrutura do modelo

O modelo teórico apresentado anteriormente fornece os elementos necessários para definir as equações estruturais dos modelos VAR, ou, se for o caso, dos modelos VEC. Em ambas as formulações adotadas, uma com causalidade produtor-varejo e outra com causalidade varejo-produtor, as variáveis de custo (insumos) são vistas como independentes das demais. A variável que depende de todas as demais é a margem de comercialização. Por isso, a margem será a última variável colocada no modelo e as variáveis de custo, as primeiras.

Em ambos os submodelos, a primeira variável colocada é o índice de preços de combustíveis, seguida pelo índice de preços de fertilizantes, pelo salário, pela taxa de juros e pelo risco de preço, seqüencialmente.

No submodelo com causalidade produtor-varejo, as equações-chave para o ordenamento são (9), (10), (11) e (12). Verifica-se que o preço se forma em nível de produtor (equação 9), que afeta o preço ao varejo (equação 10); depois, forma-se a margem. Neste modelo, após as variáveis de custo, coloca-se o preço ao produtor, seguido pelo preço ao varejo e pela margem.

O modelo com causalidade varejo-produtor tem como equações principais: (19), (20), (21) e (22). O preço forma-se ao varejo [equação (20)], afeta o preço ao produtor [equação (19)], e essas duas variáveis formam a margem de comercialização. Assim, o

ordenamento após os itens de custo é: preço ao varejo, preço ao produtor e margem de comercialização.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A seqüência da análise inicia-se com a observação do comportamento dos preços ao varejo e ao produtor dos dois produtos, seguindo-se os testes de causalidade para a definição dos submodelos, os testes de raiz unitária, a análise estática e a análise dinâmica das margens de comercialização. No último caso, além dos resultados das estimações, são analisados os resultados dos testes de cointegração.

As variáveis apresentadas nas tabelas são as seguintes: COMB = índice de preços de combustíveis; FERT = índice de preços de fertilizantes; SAL = salário médio; JURO = taxa de juros; RISKKA = risco de preço de arroz; PVA = preço de arroz ao varejo; PPA = preço de arroz ao produtor; MARA = margem total de comercialização de arroz; RISKF = risco de preço de feijão; PVF = preço de feijão ao varejo; PPF = preço de feijão ao produtor; MARF = margem total de comercialização de feijão; LX = logaritmo neperiano de X, em que X representa todas as variáveis, com exceção de JURO.

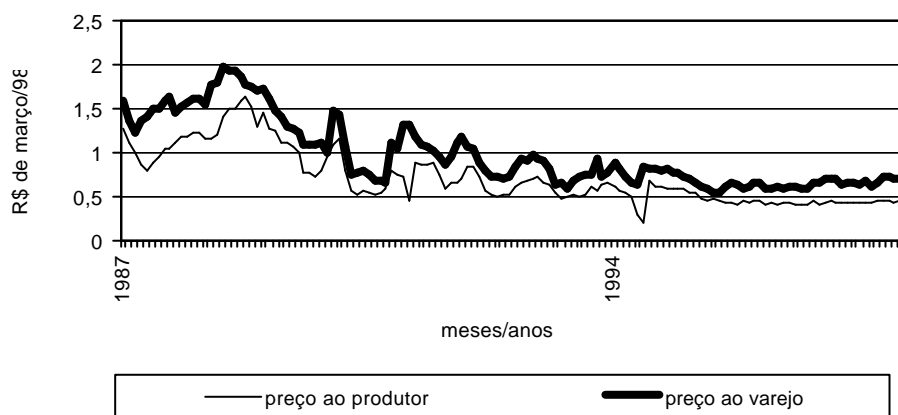


Figura 1 – Preços por quilo de arroz ao varejo e ao produtor em Minas Gerais

4.1 Comportamento dos preços

As Figuras 1 e 2 mostram que, em geral, tanto os preços reais ao varejo quanto ao produtor mudaram de patamar entre as décadas de 1980 e 1990. Não existe tendência

clara; o que transparece é que a média de preços do final da década de 1980 é superior à média da de 1990. Apesar de não ser fácil identificar relações causais por meio de gráficos, a observação cuidadosa de vários períodos sugere que, no mercado de arroz, as variações do preço ao varejo antecedem as variações do preço ao produtor, ocorrendo o inverso no mercado de feijão. Esse padrão fica mais claro nos momentos de mudança de comportamento.

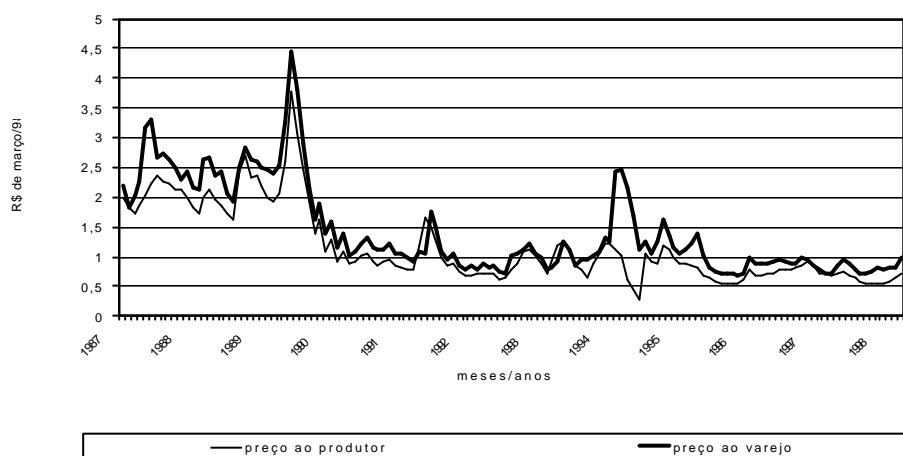


Figura 2 – Preços por quilo de feijão ao varejo e ao produtor em Minas Gerais

Quadro 1 – Testes de causalidade de Granger

Hipótese nula	Estatística-F
LPPA não Granger-causa LPVA	1,27
LPVA não Granger-causa LPPA	15,27*
LPPF não Granger-causa LPVF	2,74**
LPVF não Granger-causa LPPF	1,68

*Significativo a 1%; **Significativo a 5%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

4.2 Sentido de causalidade

De maneira consistente com as sugestões da análise gráfica, os resultados apresentados no Quadro 1 mostram que, considerando-se um nível de significância de 5%, não

se rejeitam os sentidos de causalidade produtor-varejo, para feijão, e varejo-produtor, para arroz. Portanto, doravante, o submodelo de margem com causalidade produtor-varejo é adotado para explicar o mercado de feijão e o submodelo com causalidade varejo-produtor é adotado para o mercado de arroz.

4.3 Testes de raiz unitária

Os resultados dos testes expandidos de Dickey-Fuller, apresentados no Quadro 2, sugerem que apenas a margem de comercialização de arroz, tanto na forma logaritmizada quanto na em nível, e a margem de comercialização de feijão, em logaritmos, seriam estacionárias no nível de significância de 5%, considerando-se o modelo com intercepto e sem tendência. Os testes para o índice de preços de combustíveis foram rejeitados tanto em nível quanto em duas diferenças, mas não foram rejeitados com uma diferença, o que pode sugerir tanto que a série é estacionária quanto que é integrada de segunda ordem. As demais variáveis, considerando o modelo com intercepto e sem tendência, seriam integradas de primeira ordem, no nível de significância de 5%. Os testes feitos por meio do modelo com intercepto e tendência não mostraram resultados tão claros quanto os testes com o modelo sem tendência.

O fato de os resultados não serem tão claros não chega a representar um problema para a estimação dos modelos VAR ou VEC, porque os testes de cointegração permitirão uma definição mais clara sobre a estrutura dos modelos a serem estimados. No caso da análise estática, os indícios de que as séries sejam, em sua maioria, $I(1)$, sugere o uso de primeiras diferenças para que se evite o problema de regressões espúrias.

4.4 Análise estática

Os resultados da estimação da equação (22) para o mercado de arroz estão apresentados no Quadro 3. As variáveis taxa de juros e risco de preço mostraram-se significativas em ambas as especificações, em nível e em diferenças (considerando um nível de significância de 10% para a taxa de juros, neste último caso), sendo positivo o coeficiente do risco de preço, o que sugere aversão ao risco por parte dos intermediários, e negativo o coeficiente da taxa de juros, contrário ao que se esperaria de um item de custo de comercialização. Esse fato pode ser entendido dadas as peculiaridades da taxa de juros: se, por um lado, um aumento do juro aumenta o custo de comercialização, pressionando a margem para cima, por outro, promove a venda dos estoques, com conseqüente queda do preço ao varejo e redução da margem no curto prazo. O salário médio não foi significativo em nenhuma das especificações, ao passo que as demais

variáveis foram significativas apenas na especificação em nível. Nesta, o índice de preços de combustíveis teve sinal positivo, como esperado; o índice de preços de fertilizantes também foi positivo, como previa o submodelo com causalidade varejo-produtor, o que sugere que a escolha deste submodelo foi adequada.

Quadro 2 – Testes de raiz unitárias das variáveis relacionadas aos mercados de arroz e de feijão

Variáveis	Modelo			
	Com intercepto e sem tendência		Com intercepto e tendência	
	Em nível	Em diferenças	Em nível	Em diferenças
MARA	-3,54*	-4,10*	-3,35***	-4,34*
PVA	-2,47	-3,19**	-2,73	-3,57**
PPA	-1,68	-3,66*	-2,22	-3,76**
MARF	-2,64***	-3,96*	-2,63	-3,96**
PVF	-1,71	-3,69*	-1,97	-3,75**
PPF	-1,61	-3,83*	-2,07	-3,85**
COMB ¹	-5,42*	-2,87***	-5,03*	-3,80**
FERT	-1,88	-3,02**	-2,27	-3,35***
SAL	-2,11	-3,21**	-1,80	-3,51**
JURO	-2,73***	-4,90*	-3,12	-4,88*
RISKA	-0,55	-5,18*	-2,82	-5,26*
RISKF	-2,34	-4,19*	-3,07	-4,19*
LMARA	-3,98*	-5,68*	-4,04*	-5,90*
LPVA	-2,07	-3,06**	-2,57	-3,33***
LPPA	-1,41	-4,04*	-2,04	-4,12*
LMARF	-2,98**	-4,05*	-2,92	-4,07*
LPVF	-1,72	-3,68*	-2,00	-3,74**
LPPF	-1,55	-4,44*	-2,27	-4,46*
LCOMB ¹	-3,65*	-2,47	-3,45**	-3,01
LFERT	-1,98	-3,29**	-2,09	-3,52***
LSAL	-2,11	-3,08**	-1,74	-3,39***
LRISKF	-2,56	-4,48*	-3,31***	-4,46*
LRISKA	-0,80	-4,78*	-2,99	-4,81*

* significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%;

¹ O teste para COMB com duas diferenças, na especificação 1, foi -5,17*; o teste para LCOMB com duas diferenças, na especificação sem tendência, foi -5,43*, e na especificação com tendência, -5,37*.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Quadro 3 – Resultados da estimação dos modelos de margem de curto prazo para arroz (equação 22), em nível e em diferenças

Variáveis explicativas ¹	Modelo em nível		Modelo em diferenças	
	Coefficiente	Desvio-padrão	Coefficiente	Desvio-padrão
Constante	0,000753	0,036734	-	-
PVA(-1)	0,382859*	0,078477	-0,1713	0,199119
PPA(-1)	-0,52128*	0,086367	0,195724	0,23285
FERT	0,000432**	0,000197	0,000283	0,000574
COMB	5,06E-04**	0,000227	0,000355	0,000617
SAL	1,23E-05	9,06E-05	4,16E-05	0,000187
JURO	-0,04975	0,18318	-0,38658***	0,216502
RISKA	1,161359*	0,248956	1,168361*	0,308327
R ²	0,42717		0,346011	
R ² ajustado	0,394303		0,274667	

* significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%;

¹ PVA(-1) = preço de arroz ao varejo defasado de um mês; PPA(-1) = idem para preço de arroz ao produtor.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Quadro 4 – Resultados da estimação dos modelos de margem de curto prazo para feijão (equação 12), em nível e em diferenças

Variáveis explicativas ¹	Modelo em nível		Modelo em diferenças	
	Coefficiente	Desvio-padrão	Coefficiente	Desvio-padrão
Constante	0,148575	0,127675	-	-
PVF(-1)	-0,01469	0,121301	0,063169	0,090776
PPF(-1)	0,058973	0,14206	0,045511	0,108229
FERT	-0,00101	0,000763	-0,00015	0,001711
COMB	0,000571	0,000635	0,002076	0,001342
SAL	-0,0001	0,000228	7,63E-05	0,000362
JURO	-0,08429	0,249331	-0,09485	0,345643
RISKF	0,241764**	0,119201	0,574616*	0,152847
R ²	0,666472		0,127324	
R ² ajustado	0,63772		0,084405	

* significativo a 1%; ** significativo a 5%;

¹ PVF(-1) = preço de feijão ao varejo defasado de um mês; PPF(-1) = idem para preço de feijão ao produtor.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os coeficientes estimados para o mercado de feijão, correspondentes à equação (12), não se mostraram significativos, com exceção do risco de preço (Quadro 4), que apresentou sinal positivo, sugerindo que também no mercado de feijão os intermediários sejam avessos ao risco. Mais uma vez, evidencia-se que a redução do risco de preço

traria benefícios no sentido de reduzir a margem de comercialização, pelo menos no curto prazo.

4.5 Análise dinâmica

4.5.1 Testes de cointegração

Os resultados apresentados nos Quadros 5 e 6, relativos ao teste de cointegração de Johansen, mostram que tanto para o mercado de arroz quanto para o de feijão não se rejeita, ao nível de 1% de significância, a existência de seis vetores de cointegração. Portanto, procede-se à estimação de modelos VEC incluindo seis vetores de cointegração para cada um dos mercados estudados.

Quadro 5 – Teste de cointegração de Johansen relativo ao modelo VAR do mercado de arroz, com 11 defasagens

Autovalor	Estatística do traco	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Número de equações de cointegração hipotetizadas
0,793543	522,9371	156	168,36	Nenhuma *
0,668146	335,1951	124,24	133,57	No máximo 1 *
0,451546	203,9308	94,15	103,18	No máximo 2 *
0,365669	132,4531	68,52	76,07	No máximo 3 *
0,291391	78,28616	47,21	54,46	No máximo 4 *
0,182839	37,29636	29,68	35,65	No máximo 5 *
0,105471	13,26795	15,41	20,04	No máximo 6
3,72E-05	0,004422	3,76	6,65	No máximo 7

* Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Quadro 6 – Teste de cointegração de Johansen relativo ao modelo VAR do mercado de feijão, com 11 defasagens

Autovalor	Estatística do traco	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Número de equações de cointegração hipotetizadas
0,819474	526,5608	156	168,36	Nenhuma *
0,58976	322,8472	124,24	133,57	No máximo 1 *
0,542313	216,8167	94,15	103,18	No máximo 2 *
0,334139	123,81	68,52	76,07	No máximo 3 *
0,235551	75,41566	47,21	54,46	No máximo 4 *
0,215091	43,45225	29,68	35,65	No máximo 5 *
0,115651	14,63199	15,41	20,04	No máximo 6
5,46E-05	0,006496	3,76	6,65	No máximo 7

* Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

4.5.2 Decomposição da variância dos erros de previsão

Este item analisa a decomposição da variância dos erros de previsão para os preços ao varejo e ao produtor, o risco de preço e a margem de comercialização. Iniciando pelo mercado de arroz, o Quadro 7 apresenta a decomposição da variância dos erros de previsão com 1, 6, 12 e 24 meses de defasagem. É importante notar que o impacto de algumas variáveis se dá mais rapidamente, ao passo que outras só mostram seus efeitos no longo prazo. O preço ao varejo, por exemplo, praticamente não é afetado pelo preço do produtor no curto prazo, mas é grandemente influenciado por este após o primeiro ano. A margem, entretanto, é muito influenciada pelos preços ao produtor e ao varejo no curto prazo, crescendo a importância dos itens de custo, particularmente dos combustíveis, no longo prazo.

Quadro 7 – Decomposição da variância do erro de previsão de arroz k meses à frente, em percentagem

Variância de	Choques em*								
	k	LCOMB	LFERT	LSAL	JURO	LRISKA	LPVA	LPPA	LMARA
LRISKA	1	0,30	0,03	7,40	0,11	92,15	0,00	0,00	0,00
	6	6,79	12,55	6,92	6,85	48,08	12,44	1,16	5,22
	12	9,14	9,90	9,29	16,85	30,98	13,52	5,53	4,79
	24	11,31	8,83	11,32	19,63	23,68	13,96	7,14	4,13
LPVA	1	0,01	0,78	0,76	17,63	1,10	79,72	0,00	0,00
	6	9,91	3,35	4,50	9,86	2,63	58,36	6,83	4,55
	12	9,79	11,99	3,87	6,26	8,13	37,27	19,46	3,23
	24	6,14	15,62	11,54	7,59	18,37	19,31	18,14	3,30
LPPA	1	3,00	3,62	34,64	1,47	2,57	5,07	49,62	0,00
	6	13,13	6,23	16,65	11,57	12,68	9,76	23,20	6,77
	12	8,48	14,65	11,53	11,33	11,16	10,44	27,72	4,70
	24	8,68	14,27	16,19	10,41	12,92	11,61	21,11	4,82
LMARA	1	1,83	0,86	1,71	0,41	0,56	41,07	19,00	34,57
	6	13,59	3,85	3,25	6,94	1,90	29,40	16,45	24,62
	12	13,59	7,12	5,99	8,50	4,91	27,49	13,58	18,82
	24	17,13	7,14	8,86	11,28	9,36	20,37	10,38	15,49

* Todas as variáveis estão em primeiras diferenças (modelo VEC).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados sugerem que alguns itens de custo são bastante importantes na explicação dos preços ao varejo e ao produtor. De particular importância sobre ambos os preços é o impacto do preço dos fertilizantes; o risco de preço e a taxa de juros são de

grande importância para o preço ao varejo, e o salário, de muita importância para o preço ao produtor.

Já que o risco de preço é tão importante, especialmente na explicação do preço de arroz ao varejo, é importante olhar mais detalhadamente para seus elementos determinantes. O Quadro 7 mostra que o risco de preço não é afetado unicamente pelas variações na oferta e demanda do produto, visto que a taxa de juros é seu principal determinante. Com efeito, no mercado de arroz, os juros afetam o preço ao varejo imediatamente e o risco de preço após algum tempo.

Quadro 8 – Decomposição da variância do erro de previsão de feijão k meses à frente, em percentagem

Variância de	k	Choques em*							
		LCOB	LFERT	LSAL	JURO	LRISKF	LPPF	LPVF	MARF
LRISK	1	7,50	17,43	1,81	13,38	59,88	0,00	0,00	0,00
	6	9,76	22,15	7,13	16,41	31,03	1,98	5,49	6,06
	12	9,98	19,10	8,41	19,98	23,98	3,87	5,72	8,98
	24	11,33	19,48	7,66	18,10	20,91	4,82	9,28	8,41
LPPF	1	6,63	21,61	10,34	9,38	3,90	48,13	0,00	0,00
	6	7,41	24,99	3,29	4,54	20,71	23,20	7,72	8,15
	12	12,92	27,57	4,61	5,69	18,82	15,72	5,59	9,06
	24	17,52	21,80	4,91	5,77	17,01	12,63	10,56	9,80
LPVF	1	7,10	0,02	9,90	0,01	11,49	0,73	70,76	0,00
	6	10,09	11,53	7,36	3,19	20,21	2,33	39,02	6,28
	12	12,25	18,42	6,37	6,50	14,73	3,43	27,13	11,18
	24	16,04	16,82	4,92	7,43	19,11	4,38	23,64	7,66
LMARF	1	2,56	0,12	1,90	0,11	2,67	26,48	14,17	51,98
	6	2,68	8,84	2,81	4,89	11,18	18,36	21,01	30,24
	12	4,07	16,13	4,22	8,69	10,10	15,69	16,86	24,23
	24	6,96	14,33	6,24	10,22	13,35	13,27	15,50	20,13

* Todas as variáveis estão em primeiras diferenças (modelo VEC).

Fonte: Resultados da pesquisa.

No tocante à margem, que é o principal foco deste estudo, parece ser muito mais afetada por choques de oferta e demanda do que por pressões em termos de custo. Exceções a esse fato residem no preço dos combustíveis, sobretudo, na taxa de juros, que se mostram de grande importância na explicação da margem de comercialização de arroz após um ano.

O Quadro 8, que trata do mercado de feijão, mostra algumas particularidades que não haviam se manifestado no mercado de arroz. Em primeiro lugar, o preço do insumo

agrícola mostra-se importante na explicação de todas as variáveis analisadas, especialmente do preço ao produtor, resultado esse consistente com o modelo teórico adotado para esse mercado, já que a formação do preço do feijão se daria em nível de produtor. A taxa de juros manteve sua importância sobre o risco de preço, mas não sobre o preço ao varejo. Os preços ao produtor e ao varejo foram mais afetados por três variáveis: preço dos combustíveis, risco de preço e preço de fertilizantes.

Quadro 9 – Elasticidades de impulso sobre a margem de comercialização de arroz

K	Elasticidades devido a choque em ¹							
	LCOB	LFERT	LSAL	JURO	LRISKA	LPVA	LPPA	LMARA
1	-0,23	0,16	0,22	-0,11	-0,13	1,09	-0,74	1,00
2	0,49	-0,15	-0,23	0,43	0,10	0,14	-0,24	-0,35
3	0,34	0,24	-0,02	0,12	0,19	-0,09	-0,40	-0,26
4	0,21	0,28	-0,16	0,21	0,11	0,13	-0,08	-0,06
5	-0,02	0,09	0,15	-0,30	-0,11	0,08	0,20	0,10
6	-0,48	-0,02	0,10	-0,02	0,09	-0,47	-0,08	-0,17
Total até 6	0,31	0,6	0,07	0,33	0,25	0,88	-1,35	0,27
7	0,03	-0,15	-0,18	0,27	-0,10	0,22	-0,06	-0,04
8	-0,40	0,38	0,09	0,01	-0,12	0,25	0,08	0,03
9	0,05	0,12	0,30	0,03	-0,12	0,46	0,11	-0,07
10	0,04	-0,24	0,22	-0,20	-0,43	-0,16	-0,08	0,10
11	-0,10	-0,02	-0,18	-0,27	0,10	-0,05	0,19	-0,07
12	-0,23	-0,20	-0,18	-0,18	0,05	-0,13	-0,15	-0,06
13	-0,28	0,20	0,01	0,18	-0,47	-0,09	-0,01	-0,06
14	-0,20	0,16	0,23	-0,05	-0,18	0,25	-0,01	-0,07
15	0,02	0,02	0,58	-0,16	-0,36	-0,12	-0,11	0,41
16	-0,04	0,07	-0,11	0,28	-0,05	0,11	-0,29	-0,15
17	0,26	0,23	-0,03	0,23	0,13	0,17	0,00	-0,24
18	0,29	0,13	-0,16	0,15	0,11	-0,08	0,08	-0,05
19	-0,36	0,15	-0,09	-0,37	-0,04	0,01	0,04	0,22
20	-0,30	-0,07	-0,24	0,02	0,01	-0,23	0,00	-0,08
21	-0,25	-0,03	-0,13	0,13	-0,41	0,08	-0,05	-0,08
22	-0,50	0,08	-0,06	-0,01	-0,04	-0,05	-0,04	-0,10
23	-0,23	0,30	0,01	0,40	-0,20	0,14	-0,15	-0,07
24	-0,08	-0,01	0,04	0,26	-0,10	0,22	-0,17	-0,02
Total até 24	-1,96	1,72	0,18	1,05	-1,97	1,87	-1,98	-0,14

¹ Todas as variáveis estão em primeiras diferenças (modelo VEC).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Vale ressaltar que o preço dos combustíveis, que foi tão importante na explicação da margem de comercialização de arroz, tem importância reduzida na margem de feijão; já o risco de preço afeta bem mais a margem de feijão do que arroz.

4.5.3 Elasticidades de impulso

A análise das elasticidades de impulso das diversas variáveis sobre as margens de comercialização de arroz e de feijão, com base nos Quadros 9 e 10, complementa as observações feitas com relação à decomposição da variância dos erros de previsão.

Quadro 10 – Elasticidades de impulso sobre a margem de comercialização de feijão

K	Elasticidade devido a choque em ¹							
	COMB	FERT	SAL	JURO	RISKF	PPF	PVF	MARF
1	0,22	0,05	-0,19	0,05	-0,23	-0,71	0,52	1,00
2	0,03	0,04	0,03	0,32	0,12	-0,35	0,46	0,40
3	0,15	0,29	0,27	0,09	0,03	0,03	0,15	-0,04
4	0,19	0,42	0,05	-0,24	0,14	-0,13	0,04	-0,06
5	0,00	-0,28	0,05	-0,17	0,53	-0,18	0,16	-0,23
6	-0,05	-0,13	0,01	0,01	0,29	-0,26	0,57	-0,13
Total até 6	0,54	0,39	0,22	0,06	0,88	-1,61	1,90	0,95
7	0,02	0,14	-0,22	-0,36	0,06	-0,21	0,20	0,25
8	-0,30	-0,26	-0,17	0,06	0,23	-0,20	-0,03	0,04
9	-0,06	-0,48	0,18	0,19	0,12	-0,08	-0,05	-0,13
10	-0,07	-0,36	0,04	-0,02	0,05	-0,05	0,11	-0,12
11	-0,13	-0,01	0,07	-0,32	-0,16	0,00	0,10	-0,08
12	0,01	-0,30	-0,03	-0,10	0,04	0,16	-0,10	-0,04
13	0,09	-0,32	0,10	0,11	0,17	0,12	0,08	-0,20
14	0,17	-0,09	0,26	0,11	-0,12	0,09	0,22	0,11
15	0,31	-0,07	0,22	-0,09	-0,06	0,09	0,23	-0,14
16	0,19	-0,11	0,13	-0,46	0,01	0,03	-0,24	0,02
17	0,07	-0,09	0,02	-0,07	-0,13	0,02	-0,20	-0,08
18	-0,07	0,06	0,08	-0,18	-0,40	0,14	-0,12	-0,14
19	-0,07	0,02	-0,16	-0,10	-0,40	-0,05	-0,08	0,24
20	-0,02	-0,11	-0,11	0,05	-0,17	-0,02	0,00	0,18
21	0,22	-0,05	0,24	0,01	-0,22	-0,03	0,10	0,04
22	0,11	0,00	0,04	-0,09	-0,07	-0,14	-0,01	0,09
23	0,15	-0,18	-0,06	-0,01	0,01	-0,19	-0,06	-0,03
24	0,22	-0,17	0,03	0,09	-0,10	-0,22	-0,17	-0,14
Total até 24	1,38	-1,99	0,87	-1,11	-0,26	-2,16	1,89	0,80

¹ Todas as variáveis estão em primeiras diferenças (modelo VEC).

Fonte: Resultados da pesquisa.

É de se notar que as elasticidades muitas vezes alternam sinais ao longo do tempo, o que se deve ao próprio processo dinâmico de ajustamento dos mercados. Também, como os sinais das elasticidades variam expressivamente entre os meses, a análise de elasticidades totais (acumuladas) pode mostrar mais claramente alguns padrões de relacionamento entre as variáveis. Os mesmos quadros mostram que os efeitos totais dos preços dos insumos nos primeiros seis meses após os choques são todos positivos em ambos os mercados, ou seja, aumento nos preços dos insumos acarretaria aumento nas margens de comercialização num horizonte de seis meses. Entretanto, quando se observam as elasticidades acumuladas para todos os 24 meses, alguns insumos que claramente deveriam ter sinal positivo apresentam efeito total negativo, como é o caso do risco de preço, em ambos os mercados, do preço de combustíveis, no mercado de arroz, e da taxa de juros, no mercado de feijão. Com efeito, esses resultados são difíceis de ser compreendidos.

5 CONCLUSÃO

A combinação de métodos estáticos e dinâmicos de análise permitiu o exame de diversas faces de interligação entre os preços dos insumos e as margens de comercialização dos produtos estudados.

No tocante às margens de comercialização produtor-varejo, de maneira geral, verificou-se que tanto para arroz quanto para feijão variam mais em decorrência de choques de oferta e demanda dos produtos do que de variações nos preços dos insumos. Entretanto, os efeitos positivos dos preços dos insumos sobre as margens sugerem que estas poderiam ser reduzidas no curto prazo caso se reduzissem os preços desses insumos.

O preço dos combustíveis mostrou-se mais importante na explicação da margem de arroz, ao passo que o preço dos fertilizantes mostrou-se mais importante na explicação da margem de feijão. Ambos os efeitos se manifestaram mais intensamente a partir de um ano após os choques iniciais e tiveram sinais predominantemente negativos. Uma explicação plausível para tais efeitos negativos decorre de ambos os insumos serem importantes na produção agrícola, além de o combustível ser insumo de mercado. Um choque de custo agrícola tenderia a afetar a próxima safra agrícola, acarretando maiores preços agrícolas no segundo ano após os choques e, em virtude de dificuldade de transmissão de tais aumentos de preços aos consumidores, numa redução da margem.

Outro item de grande importância é o salário médio. O aumento de salário está relacionado ao aumento nas margens de comercialização de ambos os produtos tanto

nos primeiros seis meses quanto após dois anos dos choques iniciais. A conclusão que se deve extrair de tal relação é que não estão ocorrendo ganhos de produtividade do trabalho no setor de intermediação que viabilizassem aumentos de salários sem que a margem de comercialização seja pressionada para cima.

A taxa de juros teve efeito inicial negativo, mas efeito acumulado positivo, no mercado de arroz, comportamento cuja explicação está associada à desova de estoques logo após um aumento da taxa de juros e a seu impacto sobre o custo de comercialização após alguns meses. No caso do mercado de feijão, os efeitos inicial e acumulado nos primeiros seis meses foram positivos em razão do impacto da taxa de juros sobre o custo de comercialização, porém o efeito acumulado após 24 meses foi negativo. Esse fato, mais difícil de ser explicado, está possivelmente relacionado ao horizonte da análise, conforme se discutirá adiante.

De particular importância, tanto na análise estática quanto na dinâmica, foi o efeito do risco de preço. Os resultados de curto prazo mostram que os intermediários comportam-se com aversão ao risco, de forma que medidas que promovessem a estabilização da oferta e da demanda dos produtos estudados, com conseqüente redução do risco de preço, teriam efeitos benéficos no sentido de redução das margens de comercialização. É de se notar que o efeito do risco mostra-se mais importante no mercado de feijão, resultado idêntico ao encontrado por Aguiar (1994) para o estado de São Paulo.

Finalizando, cabe tecer alguns comentários sobre os sinais negativos de alguns itens de custo no segundo ano após os choques. Mesmo o risco de preço teve efeito acumulado de 24 meses negativo, o que, levado ao pé da letra, implicaria comerciantes amantes do risco. Tal fato levanta uma questão de natureza metodológica que deveria ser levada em conta em futuros estudos, referentemente ao horizonte relevante para a análise. Note-se que os efeitos de todos os insumos nos primeiros seis meses foram positivos. Haveria relevância em se analisar os efeitos de choques após 24 meses numa economia sujeita a tantos choques, tal como a economia brasileira tem sido, pelo menos, até meados da década de 1990? A percepção que se tem, com base neste trabalho, é que os efeitos após o primeiro ano nos mercados e nos períodos estudados deixam de ser relevantes.

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*. Tese (Doutorado) - USP, 1994. 185 p.

_____. A Questão da transmissão de preços agrícolas. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 31, n. 4, p. 291-308, out./dez. 1993.

BARROS, G. S. A. C. Effects of international shocks and domestic macroeconomic policies upon Brazilian agriculture. *Agricultural Economics*, v. 7, p. 317-329, 1992.

_____. Impacts of monetary and real factors on the US dollar in identifiable VAR models. *Revista Brasileira de Economia*, v. 45, n. 4, p. 519-41, out./dez. 1991.

_____. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 44, n. 1, p. 5-20, jan./mar. 1990.

BRANDÃO, A. S. P. Moeda e preços relativos: evidência empírica. *Revista de Econometria*, v. 5, n. 2, p. 33-80, 1985.

BRORSEN, B. W. et al. Marketing margins and price uncertainty: the case of the U.S. wheat market. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 67, p. 521-528, 1985.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. *Estimation and inference in econometrics*. Oxford University Press, 1993.

DICKEY, D.A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley and Sons, Inc., 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55 p. 251-276, 1987.

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

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

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, v. 37, n. 3, p. 424-38, 1969.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 3rd ed. Prentice-Hall, 1997.

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

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, p. 1551-1580, 1991.

_____. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press, 1995.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration-with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-210, 1990.

OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, p. 461-472, 1992.

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

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, p. 1-48, 1980.

SYNOPSIS

IMPACT OF MARKETING COSTS ON THE FARM-TO-RETAIL MARKETING MARGINS OF RICE AND BEANS IN THE STATE OF MINAS GERAIS, BRAZIL

This paper evaluates the impact of changes in marketing input prices, retail prices and farm prices on the marketing margins of rice and beans in the State of Minas Gerais. Static analyses are combined with dynamic time series analyses to allow the evaluation of very complex relationships among the variables. It is verified that in general the margins of both products change more because of supply and demand shocks than due to input price shocks. However, the positive effects of the input prices on the margins found in the estimations suggest that the marketing margins could be reduced, at least in the short run, if the input prices were reduced. In particular, fuel prices present impressive impact on the marketing margin of rice while fertilizer prices are more important in the beans market. Other very important items for both markets are price risk and wage.

Key words: marketing margin, prices, Brazilian food markets, marketing costs.

SISOPSIS

IMPACTO DE LOS COSTOS DE COMERCIALIZACIÓN SOBRE LAS MÁRGENES PRODUCTOR - VENTA AL POR MENOR DE ARROZ Y DE FRÍJOL EN MINAS GERAIS

Este artículo analiza el impacto de los cambios en los precios de los insumos, en los precios al por menor y en los precios recibidos por los productores sobre las márgenes de comercialización de arroz y frijol en el Estado de Minas Gerais. A las análisis estáticas les fueron combinadas análisis dinámicas de series temporales para permitir la evaluación de relaciones complejas que ocurren entre variables. Se verificó, en general, que las márgenes de ambos productos cambian más en consecuencia de choques de oferta y demanda que en consecuencia de choques en los precios de los insumos. Sin embargo, los efectos positivos de los precios de los insumos en las márgenes, encontrados en las estimaciones, sugieren que las márgenes de comercialización podrían disminuir, por lo menos en el corto plazo, si los precios de los insumos fueran disminuidos. Particularmente, los precios de los combustibles presentan un expresivo impacto en la margen de comercialización de arroz y los precios de los fertilizantes se muestran más importantes en el mercado de frijol. Otros ítems muy importantes para los dos mercados son el riesgo de precio y el salario.

Palabras-clave: margen de comercialización, precios, mercados de alimentos, costos de comercialización.