

# **Análise dinâmica de margens de comercialização: uma aplicação aos mercados de arroz e de feijão no estado de São Paulo\***

Danilo R. D. Aguiar\*\*  
Geraldo S. A. C. Barros\*\*\*

**Sumário:** 1. Introdução; 2. Modelo teórico; 3. Procedimentos empíricos; 4. Dados; 5. Resultados empíricos; 6. Conclusão.

Este trabalho estudou o impacto dinâmico do risco de preço e dos custos de comercialização sobre a margem de comercialização de arroz e de feijão no estado de São Paulo. Os métodos analíticos foram os multiplicadores de Theil e os modelos de auto-regressão vetorial (VAR). Os resultados mostraram que as margens de comercialização são mais afetadas por variações na oferta ou demanda de produtos agrícolas do que da oferta dos insumos de comercialização. O risco de preços foi importante apenas no mercado de feijão. A taxa de juros foi importante nos dois mercados.

This paper studied the dynamic impact of price risk and marketing costs on marketing margin of rice and beans in the state of São Paulo, Brazil. The analytical methods were Theil multipliers and vector autoregression models (VAR). Results showed that marketing margins are more impacted by changes on supply and demand of agricultural products than by changes on marketing inputs supply. Price risk was only important on beans market. Interest rate was important on both markets.

## **1. Introdução**

A análise dos componentes da margem de comercialização é de grande importância na compreensão do funcionamento dos mercados agrícolas e na definição do impacto de medidas de política econômica sobre esses mercados. Em nível teórico, Gardner (1975) sugere que a margem de comercialização pode ser impactada por variações na demanda primária, na oferta agrícola ou, ainda, na oferta de insumos de comercialização. Dessa forma, cabe à pesquisa empírica uma resposta mais precisa sobre quais são as fontes de variações na margem de determinado produto e como se dá esse impacto.

Outra questão relevante é que, na análise de preços e margens, predomina o enfoque estático, com pouca atenção dada ao processo de ajustamento dos mercados. Este trabalho combinou alguns instrumentos de análise empírica com o intuito de verificar se as variações na margem de comercialização de arroz e de feijão no estado de São Paulo decorrem de choques na oferta de insumos de comercialização, na oferta primária ou na demanda. Buscou-se também quantificar os impactos de alguns dos principais insumos de comercialização agrícola, ao longo do período de ajustamento dos mercados. Os instrumentos analíticos utilizados foram os multiplicadores de Theil e a análise de auto-regressão vetorial.

\* Artigo recebido em set. e aprovado em dez. 1994. Os autores são gratos pelas sugestões de dois revisores da RBE.

\*\* Professor adjunto do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa.

\*\*\* Professor titular do Departamento de Economia e Sociologia Rural da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

## 2. Modelo teórico

Um modelo que explique o relacionamento dinâmico entre as variáveis é básico na análise por multiplicadores de Theil, sendo também de utilidade na ordenação das variáveis na análise de auto-regressão vetorial. O modelo utilizado na pesquisa é o proposto por Aguiar (1994), também apresentado por Aguiar e Barros (1994). Esse modelo 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 no mercado no curto prazo. O modelo de Aguiar (1994) admite duas possibilidades de causalidade entre os preços: causalidade produtor  $\rightarrow$  varejo e causalidade varejo  $\rightarrow$  produtor.

### *Modelo com causalidade produtor $\rightarrow$ varejo*

A estrutura básica do modelo admite que as variações de preços se originam a nível de produtor e são depois transmitidas, via ajustes parciais, até o 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

Supõe-se a demanda 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  $t$ .

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

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

em que  $V$  é a quantidade do produto final ao varejo,  $P$  é a quantidade de matéria-prima agrícola,  $Z$  é a quantidade de um agregado de insumos de comercialização (armazenamento, transporte, processamento etc.) e  $b_1$  e  $b_2$  são coeficientes técnicos de produção.

Admitindo-se, ainda, retornos constantes à escala, o custo total do mercado varejista no instante  $t$  é:  $C = (b_1 p_t + b_2 z_t) V_t^s$ , em que  $p_t$  e  $z_t$  são os preços correntes da matéria-prima agrícola e do agregado de insumos de comercialização,<sup>1</sup> respectivamente, e  $V_t^s$  é a quantidade ofertada ao varejo. O preço dos insumos de comercialização é exógeno. Como o custo

---

<sup>1</sup> Ver cálculo de  $z_t$  e  $c_t$  no item 3.

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 ajusta-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 a nível de produtor

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

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

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:

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

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 (6), (4) e (1):

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

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

$$p_t = \rho(b_1 \theta_0 - \gamma_0) + \rho b_1 \theta_1 v_{t-1} + (1 - \rho \gamma_1) p_{t-1} - \rho \gamma_2 c_t \quad (9)$$

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

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

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

$$v_t = \alpha b_1 \rho (b_1 \theta_0 - \gamma_0) + [\alpha b_1 (\rho b_1 \theta_1) + (1 - \alpha)] v_{t-1} + \alpha b_1 (1 - \rho \gamma_1) p_{t-1} - \alpha b_1 \rho \gamma_2 c_t + \alpha b_2 z_t \quad (11)$$

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

$$m_t = (\alpha - 1) b_1 \rho (b_1 \theta_0 - \gamma_0) + [(\alpha - 1) \rho (b_1)^2 \theta_1 + (1 - \alpha)] v_{t-1} + b_1 (\alpha - 1) (1 - \rho \gamma_1) p_{t-1} + (1 - \alpha) b_1 \rho \gamma_2 c_t + \alpha b_2 z_t \quad (12)$$

### Modelo com causalidade varejo $\rightarrow$ produtor

Agora, admite-se que o preço varia inicialmente no varejo, mediante equação de excesso de demanda, e que essa variação é transmitida ao produtor via ajustes parciais, até atingir um “preço-meta” que seria o preço de equilíbrio em competição perfeita. 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

Supõe-se a demanda 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 à oferta agrícola através 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:

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

## Mercado a nível de produtor

Supõe-se a oferta a nível de produtor a mesma do modelo anterior:

$$P_t^s = \gamma_0 + \gamma_1 p_{t-1} + \gamma_2 c_t \quad \gamma_1 > 0 \text{ e } \gamma_2 < 0 \quad (16)$$

Supõe-se o “preço-meta” ao produtor 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:

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

## Equações reduzidas dos preços

Substituindo a equação (17) na (18):

$$p_t = \frac{\alpha}{b_1} v_t + (1-\alpha) p_{t-1} - \frac{\alpha b_2}{b_1} z_t \quad (19)$$

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:

$$v_t = \frac{\rho(\theta_0 b_1 - \gamma_0)}{b_1(1-\rho\theta_1)} + \frac{1}{1-\rho\theta_1} v_{t-1} - \frac{\rho\gamma_1}{b_1(1-\rho\theta_1)} p_{t-1} - \frac{\rho\gamma_2}{b_1(1-\rho\theta_1)} c_t \quad (20)$$

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:

$$p_t = \frac{\alpha\rho(\theta_0 b_1 - \gamma_0)}{b_1^2(1-\rho\theta_1)} + \frac{\alpha}{b_1(1-\rho\theta_1)} v_{t-1} + \left[(1-\alpha) - \frac{\alpha\rho\gamma_1}{b_1^2(1-\rho\theta_1)}\right] p_{t-1} - \frac{\alpha\rho\gamma_2}{b_1^2(1-\rho\theta_1)} c_t - \frac{\alpha b_2}{b_1} z_t \quad (21)$$

## Margem de comercialização

A margem é dada por  $m_t = v_t - b_1 p_t$ . Dessa forma, substituindo as equações (20) e (21) nesta última, obtém-se a equação reduzida da margem de comercialização:

$$m_t = \frac{\rho(1-\alpha)(\theta_0 b_1 - \gamma_0)}{b_1(1-\rho\theta_1)} + \frac{1-\alpha}{1-\rho\theta_1} v_{t-1} + \frac{(\alpha-1)[b_1 \rho \gamma_1 + b_1^3(1-\rho\theta_1)]}{b_1^2(1-\rho\theta_1)} p_{t-1} + \frac{(\alpha-1)\rho\gamma_2}{b_1(1-\rho\theta_1)} c_t + \alpha b_2 z_t \quad (22)$$

A diferença básica entre os sistemas das equações (8)-(11)-(12) e (20)-(21)-(22) 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 (12) e positivo na (22). Já o coeficiente do insumo de comercialização deve ser positivo tanto na equação (12) quanto na (22).

## O modelo teórico 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 e Fromm (1968), permite deduzir que os varejistas de feijão teriam dificuldade para conhecer com precisão a oferta do produto nos locais de produção. Soma-se ainda 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). Sob o 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  $\rightarrow$  varejo, ou seja, o nível de produtor teria um 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  $\rightarrow$  produtor.

### 3. Procedimentos empíricos

Partindo do modelo de Aguiar (1994), a diferença que existe entre as formulações teóricas e as equações estimadas neste trabalho é a segmentação da variável custo de comercialização. Enquanto o custo de comercialização era representado, no modelo teórico, por uma única variável ( $z$ ), nas estimações o custo foi segmentado em salário mínimo, preço do óleo diesel, taxa real de juros e risco de preço. O risco foi incluído nos modelos como um “insumo” a ser “comprado” pelos varejistas.<sup>2</sup>

A análise empírica<sup>3</sup> seguiu dois procedimentos analíticos: a análise dos multiplicadores de Theil e o método de auto-regressão vetorial (VAR). O método de Theil leva em conta a formulação do modelo teórico, consistindo no cálculo da forma final do modelo e dos multiplicadores de impacto. A análise de auto-regressão vetorial segue um procedimento mais empírico, em que o modelo teórico é utilizado como mera referência na ordenação das variáveis; apresenta a vantagem de também possibilitar a mensuração de choques nas variáveis endógenas, enquanto o método de Theil permite a mensuração apenas dos impactos sobre as variáveis exógenas. A análise VAR foi dividida em duas partes: numa primeira fase foram estimados modelos VAR convencionais (não-identificados), com todas as variáveis que aparecem nas formas reduzidas da margem no modelo teórico, inclusive os preços dos produtos; depois, procedeu-se à maior estruturação dos itens de custo por meio de um modelo VAR identificável, quando o modelo foi restringido com a exclusão dos preços dos produtos. Segue-se uma descrição sumariada desses métodos.

#### *Multiplicadores de Theil*

Theil (1971:463-8) apresenta uma terceira forma de equações de modelos simultâneos, 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 como função apenas das variáveis exógenas correntes e defasadas.

Para se chegar à forma final, no caso do modelo de causalidade produtor  $\rightarrow$  varejo, partiu-se das equações reduzidas dos preços ao produtor e ao varejo e da margem de comercialização, apresentadas anteriormente como equações (8), (11) e (12). As variáveis e os coeficientes desse sistema de equações reduzidas podem ser agrupados em vetores e matrizes da seguinte forma:

---

<sup>2</sup> Essencialmente, Brorsen et alii (1985) 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 alii (1985), aqui se assume que os agentes de comercialização são avessos ao risco.

<sup>3</sup> A análise econométrica foi desenvolvida por meio do *software* RATS (*Regression Analysis of Time Series*).

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

$$D_1 = \begin{bmatrix} (1 - \rho\gamma_1) & \rho b_1 \theta_1 & 0 \\ \alpha b_1 (1 - \rho\gamma_1) & [\alpha b_1 (\rho b_1 \theta_1) + (1 - \alpha)] & 0 \\ b_1 (\alpha - 1)(1 - \rho\gamma_1) & [(\alpha - 1)\rho b_1^2 \theta_1 + (1 - \alpha)] & 0 \end{bmatrix} \quad D_2 = \begin{bmatrix} -\rho\gamma_2 & 0 \\ -\alpha b_1 \rho\gamma_2 & \alpha b_2 \\ (1 - \alpha)b_1 \rho\gamma_2 & \alpha b_2 \end{bmatrix}$$

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  $\varepsilon_t$  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, 1971: 464). As estimativas dos parâmetros de  $D_1$  foram utilizadas na verificação da convergência.

Substituindo, continuamente, os valores defasados de  $w$ , chega-se à forma final, que relaciona o vetor de variáveis endógenas apenas às 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, foram dados pelas matrizes de coeficientes da forma final. Assim, o efeito imediato foi dado pela primeira matriz de coeficientes,  $D_2$ ; o efeito com defasagem de um período foi dado por  $D_1 D_2$ ; o efeito com defasagem de dois períodos foi dado por  $D_1^2 D_2$ ; o efeito com defasagem  $k$  foi igual a  $D_1^k D_2$ ; e o efeito total foi dado por  $(I - D_1)^{-1} D_2$ .

A análise dos multiplicadores de impacto no modelo de causalidade varejo → produtor foi feita de maneira análoga à apresentada para o modelo anterior. No caso, utilizaram-se as equações (20), (21) e (22), para compor a forma final do sistema. Os vetores e matrizes que compõem o sistema são:



$$w_t = \begin{bmatrix} p_t \\ v_t \\ m_t \end{bmatrix} \quad x_t = \begin{bmatrix} c_t \\ z_t \end{bmatrix} \quad d_0 = \begin{bmatrix} \alpha\rho(\theta_0 b_1 - \gamma_0) / b_1^2 (1 - \rho\theta_1) \\ \rho(\theta_0 b_1 - \gamma_0) / b_1 (1 - \rho\theta_1) \\ \rho(1 - \alpha)(\theta_0 b_1 - \gamma_0) / b_1 (1 - \rho\theta_1) \end{bmatrix}$$

$$D_1 = \begin{bmatrix} (1 - \alpha) - \left( \frac{\alpha\rho\gamma_1}{b_1^2 (1 - \rho\theta_1)} \right) & \left( \frac{\alpha}{b_1 (1 - \rho\theta_1)} \right) & 0 \\ \left( \frac{\rho\gamma_1}{b_1 (1 - \rho\theta_1)} \right) & \left( \frac{1}{(1 - \rho\theta_1)} \right) & 0 \\ \left( \frac{[\alpha - 1][b_1\rho\gamma_1 + b_1^3 (1 - \rho\theta_1)]}{b_1^2 (1 - \rho\theta_1)} \right) & \left( \frac{(1 - \alpha)}{(1 - \rho\theta_1)} \right) & 0 \end{bmatrix}$$

$$D_2 = \begin{bmatrix} -\left( \frac{\alpha\rho\gamma_2}{b_1^2 (1 - \rho\theta_1)} \right) & -\left( \frac{\alpha b_2}{b_1} \right) \\ -\left( \frac{\rho\gamma_2}{b_1 (1 - \rho\theta_1)} \right) & 0 \\ \left( \frac{(\alpha - 1)\rho\gamma_2}{b_1 (1 - \rho\theta_1)} \right) & \alpha b_2 \end{bmatrix}$$

Sendo essas as matrizes e 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  $\varepsilon_t$  é o vetor de desvios das equações reduzidas, incluído na forma a ser estimada.

Considerando que as equações reduzidas são oriundas do mesmo sistema estrutural, o que sugere que seus erros são naturalmente correlacionados, a estimação foi processada pelo método de Zellner para modelos aparentemente não-relacionados (encontrado na literatura como SUR ou SURE).<sup>4</sup>

Assim, estimadas as equações (8), (11) e (12), para o mercado de feijão, e (20), (21) e (22), para o de arroz, formaram-se as matrizes  $D_1$  e  $D_2$  e procederam-se multiplicações contínuas dessas matrizes para calcular o impacto em cada mês. Na estimação, o vetor de variáveis exógenas ( $x_t$ ) incluiu todos os insumos considerados no trabalho.

### Modelo VAR não-identificável

Os modelos VAR foram introduzidos por Sims (1980), como uma alternativa aos modelos estruturais multiequacionais. Esses modelos permitem análises dinâmicas, sem a neces-

<sup>4</sup> Pindyck e Rubinfeld (1991) apresentam uma descrição detalhada desse método.

sidade de especificação de modelos teóricos que mostrem o relacionamento intertemporal das variáveis.<sup>5</sup>

Para estruturar modelos VAR, é necessário definir, basicamente, duas coisas: a) o conjunto de variáveis que, se acredita, interage entre si; e b) 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.

Supondo que o sistema só contenha variáveis endógenas (como se fez neste trabalho), representadas por  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , um VAR é representado por um conjunto de  $n$  equações lineares:

$$\begin{aligned} x_{1,t} &= \sum_{j=1}^p \theta_{11j} x_{1,t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{12j} x_{2,t-j} + \dots + \sum_{j=1}^p \theta_{1nj} x_{n,t-j} + \varepsilon_{1t} \\ &\cdot \\ &\cdot \\ &\cdot \\ x_{n,t} &= \sum_{j=1}^p \theta_{n1j} x_{1,t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{n2j} x_{2,t-j} + \dots + \sum_{j=1}^p \theta_{nnj} x_{n,t-j} + \varepsilon_{nt} \end{aligned} \quad (23)$$

em que  $p$  é o número de defasagens das variáveis,  $\theta$  são os parâmetros e  $\varepsilon$  são os erros.

A definição do número de defasagens do modelo pode ser feita experimentalmente, como fez Brandão (1985), através do teste de razão de verossimilhança, ou *ad hoc*. Mesmo o método experimental nem sempre é conclusivo; Brandão (1985) não encontrou diferença entre utilizar seis ou 13 defasagens, optando pelo último número “em se tratando da atividade agrícola, que tem um ciclo anual...” (p. 40). Barros (1991 e 1992) optou por 12 defasagens em decorrência de resultados obtidos em diversos trabalhos macroeconômicos; testou também o modelo com seis defasagens, que foi rejeitado pela razão de verossimilhança a 1%. Nesse trabalho, lançou-se mão dos resultados encontrados pelos diversos autores e utilizou-se uma estrutura com 12 defasagens, ou seja, o modelo estimado foi um VAR (12).

A estimação do sistema apresentado em (23) foi feita por mínimos quadrados ordinários (MQO). Como não existe nenhuma variável endógena, do lado direito das equações, que não seja defasada, e desde que as variáveis do lado direito das equações são as mesmas em quaisquer equações, o método de MQO gera estimadores consistentes e eficientes (Pindyck & Rubinfeld, 1991).

A partir de estimativas dos parâmetros do modelo (23), obtiveram-se elasticidades de impulso e a decomposição da variância dos erros de previsão  $k$ -períodos à frente. As elasticidades foram calculadas pelo procedimento de Barros (1991 e 1992); a estimação foi feita em logaritmos neperianos e o efeito de cada variável foi dividido pelo desvio-padrão da variável que sofreu o choque.

O procedimento adotado para diagonalizar a matriz de variâncias e covariâncias foi o método de Cholesky.<sup>6</sup> Em função disso, a ordenação das variáveis afeta o resultado, já que

<sup>5</sup> Ver Brandão (1985) ou Aguiar (1994) para uma descrição detalhada dos modelos VAR.

<sup>6</sup> Ver Brandão (1985) para uma descrição desse método.

se assume uma relação recursiva entre elas. O ordenamento das variáveis acaba representando uma certa identificação.

## Estrutura do modelo

O modelo teórico fornece os elementos necessários para definir as equações estruturais do modelo VAR. Em ambas as formulações adotadas, uma com causalidade produtor  $\rightarrow$  varejo (feijão) e outra com causalidade varejo  $\rightarrow$  produtor (arroz), as variáveis de custo são vistas como independentes das demais. A variável que depende de todas as demais é a margem de comercialização. Por isso, a margem foi a última variável colocada no modelo e as variáveis de custo foram as primeiras.

Em ambos os modelos (de causalidade produtor  $\rightarrow$  varejo e de causalidade varejo  $\rightarrow$  produtor), a primeira variável colocada foi o preço do óleo diesel, seguida pelo índice de preços de fertilizantes, pelo salário mínimo, pela taxa de juros e pelo risco de preços, seqüencialmente.

No modelo com causalidade produtor  $\rightarrow$  varejo (feijão), verifica-se que o preço se forma ao nível de produtor, que afeta o preço ao varejo e, depois, forma-se a margem. Nesse modelo, após as variáveis de custo, colocou-se o preço ao produtor, seguido pelo preço ao varejo e pela margem.

No modelo com causalidade varejo  $\rightarrow$  produtor (arroz), o preço forma-se ao varejo, afeta o preço ao produtor, e essas duas variáveis formam a margem de comercialização. Assim, o ordenamento, após os itens de custo, foi: preço ao varejo, preço ao produtor e margem de comercialização.

## *Modelo VAR identificável*

A simples ordenação das variáveis já representa uma forma de identificação das variáveis do modelo, conforme mostrado no item anterior. Entretanto, os modelos VAR convencionais assumem uma estrutura recursiva bastante restritiva que, muitas vezes, afasta a forma empírica daquilo que é esperado do ponto de vista teórico. Embora o modelo teórico utilizado não preveja as interações das variáveis de custo, é uma pressuposição bastante forte a existência de uma estrutura recursiva entre todas elas. Assim, procedeu-se a uma maior identificação das relações entre as variáveis.

Diversos procedimentos vêm sendo propostos para permitir maior identificação das variáveis envolvidas num modelo VAR. O método implementado neste trabalho foi o proposto por Orden e Fackler (1989), o qual também foi utilizado por Barros (1991 e 1992). A proposta é concentrar as restrições nas interações contemporâneas das variáveis, não se impondo restrições às variáveis defasadas.

A lógica de se restringir, exclusivamente, as interações contemporâneas está no fato de que a teoria econômica geralmente define com maior rigor essas relações do que as relações de defasagem. Além disso, realizações passadas de todas as variáveis são geralmente do conhecimento dos agentes econômicos, vindo a ser utilizadas na formulação de expectativas. Essas expectativas fornecem uma ligação entre realizações passadas e correntes de todas as variáveis do modelo, para o que a teoria econômica tem pouco a dizer (Orden & Fackler, 1989).

Um modelo VAR, com restrições na matriz de interações contemporâneas, pode ser representado por:

$$A_0 x_t = \sum_{s=1}^p A_s x_{t-s} + \varepsilon_t \quad (24)$$

em que  $x_t$  é o vetor das variáveis incluídas no modelo;  $A_0$  é a matriz  $n \times n$  de coeficientes de relações contemporâneas e  $A_s$  são matrizes  $n \times n$  de coeficientes de relações com defasagem  $s$ , para  $s = 1, \dots, p$ ; e  $\varepsilon_t$  é um vetor  $n \times 1$  dos erros aleatórios.

A expressão estrutural (24) pode ser reescrita na forma reduzida:

$$x_t = \sum_{s=1}^p A_0^{-1} A_s x_{t-s} + A_0^{-1} \varepsilon_t \quad (25)$$

Num primeiro estágio, estima-se (25) por MQO, tendo  $\mu_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$  como resíduos. A matriz de variância-covariância de  $\mu_t$  é  $\Omega$ . Sua estimativa,  $D$ , é obtida<sup>7</sup> por  $T$  (número de observações) vezes a matriz de produtos residuais cruzados. A matriz estimada será utilizada, no segundo estágio, na estimação de  $A_0^{-1}$ .

O segundo estágio da estimação é feito com a maximização da função logarítmica de verossimilhança:

$$\ln L = -T(0,5n) \ln(2\pi) + T(|\ln A_0| - 0,5 \ln |D|) - 0,5T \operatorname{tr}(D^{-1} A_0 \Omega A_0')$$

assumindo-se  $\mu_t$  distribuído multinormalmente. A maximização da função de verossimilhança apresentada é conduzida pelo método de Newton, pois as condições de primeira ordem são quadráticas.

Após estimar os coeficientes das matrizes  $A_0$  e  $D$ , podem-se analisar as respostas de cada variável a choques em quaisquer das variáveis do modelo e a decomposição da variância dos erros de previsão, similarmente aos modelos VAR convencionais. O modelo auto-regressivo pode ser expresso em sua forma de médias-móveis:

$$x_t = \sum_{s=1}^{\infty} C_s \mu_{t-s}$$

em que  $C_s$  representa as matrizes que medem os impactos do vetor de erros. Lembrando que  $\mu_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$ , a expressão anterior fica:

$$x_t = \sum_{s=1}^{\infty} C_s A_0^{-1} D^{\frac{1}{2}} \varepsilon_t \quad (26)$$

<sup>7</sup> Utilizou-se o procedimento de Bermanke incorporado ao *software* RATS.

Os choques unitários em  $\epsilon$ , multiplicados pela raiz quadrada de  $D$ , são equivalentes a choques de um desvio-padrão. Como foram utilizados valores em logaritmos, os valores obtidos, divididos pelo logaritmo do desvio-padrão da variável que sofre o choque, darão uma medida de elasticidade. A decomposição da variância dos erros de previsão também é obtida a partir da expressão (26).

## Estrutura do modelo

Exposto o método, cabe agora definir as restrições contemporâneas da matriz  $A_0$ . Um primeiro procedimento adotado foi a redução da matriz inicial que possuía oito variáveis. Esse procedimento foi adotado porque a matriz anterior era excessivamente grande, o que dificultou até mesmo a consecução da convergência no processo de maximização de Bernanke. Como o objetivo do trabalho é a análise do impacto dos itens de custo na margem, e não nos preços dos produtos, optou-se por excluir os preços ao varejo e ao produtor da nova matriz de interações. A matriz passou a ter dimensão  $6 \times 6$ , com as seguintes variáveis: preço do óleo diesel, índice de preço de fertilizantes, salário mínimo, taxa de juros, risco de preço e margem de comercialização produtor-varejo.

Na definição da matriz de interações contemporâneas ( $A_0$ ), a relação entre as variáveis de custo não pode ser derivada do modelo teórico, pois estas só foram segmentadas para a implementação da análise empírica; porém, a lógica econômica permite que se formulem algumas hipóteses sobre essas relações.

O preço do óleo diesel não deve ser, contemporaneamente, afetado pelo valor de nenhuma das demais variáveis, o mesmo ocorrendo com o salário mínimo, que é definido por lei e normalmente leva em conta apenas a evolução passada dos preços. O preço dos fertilizantes deve ser impactado, contemporaneamente, pelo preço do óleo diesel de forma direta, visto que o petróleo é insumo de produção dos fertilizantes e também porque variações dos preços dos derivados de petróleo (como o óleo diesel) são rapidamente divulgadas e difundidas no país. A taxa de juros pode ser afetada positivamente pelo salário mínimo, já que seu valor tende a ser sensível aos rendimentos da economia como um todo. O risco de preço pode ser, contemporaneamente, afetado pela taxa de juros, visto que esta impacta a formação e a desova de estoques, os quais têm impacto sobre os preços e sobre sua variabilidade; o sentido deste impacto, no entanto, não pode ser antecipado.

O modelo sugere que a margem de comercialização de feijão é afetada, contemporaneamente, pelos preços dos insumos agrícola e de comercialização. O que se espera é que aumento no preço dos insumos de comercialização provoque aumento na margem de comercialização, enquanto aumento no preço dos insumos agrícolas leve à queda na margem.<sup>8</sup> Como os coeficientes da matriz  $A_0$  são invertidos [estão do lado esquerdo da equação (24)], os sinais devem ser negativos para os itens de comercialização e positivo para o insumo agrícola.

No modelo do mercado de arroz, a margem também é afetada, contemporaneamente, apenas pelos preços dos insumos de comercialização e agrícola. Entretanto, espera-se que aumento do preço do insumo agrícola também leve a aumento da margem.<sup>9</sup> Dessa forma, os

---

<sup>8</sup> Rever modelo (item 2).

<sup>9</sup> Rever item 2.

efeitos contemporâneos de todos os itens sobre a margem de comercialização devem ser negativos na matriz  $A_0$ .

#### 4. Dados

Todas as séries utilizadas na pesquisa envolvem dados mensais de janeiro de 1975 a março de 1993. São elas:

##### *Produtos*

Os preços de feijão e arroz considerados foram os preços médios mensais recebidos pelos produtores do estado de São Paulo e os preços médios mensais ao varejo de São Paulo (capital) divulgados pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA). Esses dados foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços — Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

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 a nível de produtor originando 1 kg de feijão ao varejo. 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 foi 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 a 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.

##### *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 utilizou-se uma que envolve quatro meses, conforme foi feito por Faminow e Laubscher (1991).

Pressupõe-se que a percepção do risco se dá através de uma média-móvel ponderada do valor absoluto das variações do preço, 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  $\Delta p_i = |p_i - p_{i-1}|$ , ou seja, é o valor absoluto da diferença consecutiva dos preços.

Os preços utilizados na construção da variável risco foram os preços ao varejo (da cidade de São Paulo, publicados pelo IEA), conforme preconizado no modelo de Brorsen et al. (1985).

## 5. Resultados empíricos

Esta seção apresenta e analisa os resultados das estimações dos multiplicadores de Theil, do modelo VAR convencional (não-identificável) e do modelo VAR identificável.<sup>10</sup> Embora se procure utilizar representações padrões para as variáveis, deve-se lembrar que, na análise dos modelos VAR, utilizaram-se os logaritmos das variáveis e não as variáveis em nível como na análise de multiplicadores de Theil; a única exceção foi a taxa de juros, que foi incluída em nível. Na estimação das equações reduzidas, as quais permitiram o cálculo dos multiplicadores de Theil, todas as variáveis foram utilizadas em nível.

As variáveis das tabelas são: Diesel = preço do óleo diesel; Fert = preço de fertilizantes; SM = salário mínimo; Juros = taxa de juros real; Risco = risco de preço; Pv = preço ao varejo; Pp = preço ao produtor; e Marg = margem de comercialização produtor-varejo.<sup>11</sup>

### *Multiplicadores de Theil*

#### Arroz

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

<sup>10</sup> A análise pelos modelos VAR permite também testar o sentido de causalidade (tipo Granger) entre as variáveis por meio de um teste F. Entretanto, este teste tem recebido muitas críticas. Segundo Greene (1993), uma das principais críticas decorre do fato de se poder encontrar um sentido de causalidade resultante simplesmente da omissão de alguma variável que está correlacionada com as variáveis do modelo. Em vista disso, e pelo fato de os resultados dos testes F encontrados neste trabalho terem sido ambíguos, optou-se por manter as pressuposições de causalidade entre os preços nos dois mercados estudados, deixando-se de apresentar e discutir os resultados dos testes F.

<sup>11</sup> Todas as variáveis foram submetidas ao teste de raiz unitária de Dickey-Fuller apresentado no software *RATS version 4*. Os resultados foram comparados com os valores críticos tabulados por Fuller e reproduzidos em Engle e Yoo (1987, tabela 2), o que permitiu não se rejeitar a hipótese de estacionaridade das séries.

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

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

O cálculo das raízes características da matriz  $D_1$ , estimada para arroz, apresentou os valores: 0; 0,966; e 0,616. Como todas essas raízes foram 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 1. Verifica-se que aumento de R\$1,00 no preço de fertilizantes leva a aumentos na margem de comercialização de arroz durante todos os 24 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.

**Tabela 1**  
Efeito de choques nas variáveis exógenas sobre a margem  
de comercialização de arroz — multiplicadores de Theil

Meses	Fert <sub>t</sub>	Risco <sub>t</sub>	Juros <sub>t</sub>	SM <sub>t</sub>	Diesel <sub>t</sub>
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	1,71×10 <sup>-5</sup>
6	0,00249	-0,00373	22,437	0,00073	9,24×10 <sup>-5</sup>
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	9,27×10 <sup>-5</sup>
18	0,00020	-0,00335	20,188	0,00066	8,31×10 <sup>-5</sup>
19	0,00017	-0,00300	18,058	0,00059	7,44×10 <sup>-5</sup>
20	0,00015	-0,00268	16,121	0,00053	6,64×10 <sup>-5</sup>
21	0,00013	-0,00239	14,370	0,00047	5,92×10 <sup>-5</sup>
22	0,00011	-0,00213	12,795	0,00042	5,27×10 <sup>-5</sup>
23	9,98×10 <sup>-5</sup>	-0,00189	11,383	0,00037	4,69×10 <sup>-5</sup>
24	8,77×10 <sup>-5</sup>	-0,00168	10,119	0,00033	4,17×10 <sup>-5</sup>
Total	0,06550	0,06165	-364,406	-0,01133	-0,00148

Fonte: Dados da pesquisa.



As demais variáveis têm 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 defasagem cinco; 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, ou seja, diante de aumento na taxa de juros, os intermediários desovam estoques, o que provoca, inicialmente, queda do preço ao varejo e da margem. O efeito positivo que se segue 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.

## Feijão

As matrizes  $D_1$  e  $D_2$ , formadas a partir dos coeficientes estimados para feijão, são:

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

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

As raízes características, calculadas a partir das estimativas dos elementos da matriz  $D_1$ , para feijão, foram: 0; 0,752; e 0,697. Estão todas dentro do círculo unitário, o que permite não se rejeitar a hipótese de convergência do modelo.

Os multiplicadores, apresentados na tabela 2, 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 prevê o modelo; entre a nona e a 24ª 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.

**Tabela 2**  
**Efeito de choques nas variáveis exógenas sobre a margem**  
**de comercialização de feijão — multiplicadores de Theil**

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

Fonte: Dados da pesquisa.

### *Modelo VAR não-identificável*

Esse item apresenta os resultados da estimação do modelo VAR realizada com o uso da fatoração de Cholesky, ou seja, admitindo-se uma relação recursiva entre as variáveis.

### **Arroz**

As elasticidades de impulso das diversas variáveis sobre a margem de comercialização de arroz são apresentadas na tabela 3. Esses resultados devem ser analisados conjuntamente com a decomposição da variância dos erros de previsão da margem, apresentada na tabela 4.

Os insumos de maior importância foram o índice de preços de fertilizantes e a taxa de juros. Os demais insumos tiveram importância muito reduzida sobre a margem de comercialização. Quanto às elasticidades, de maneira geral os valores convergiram em direção a zero no decorrer dos 24 meses (tabela 3). A tabela 4 mostra, também, que o preço ao varejo é o principal fator na explicação da variância dos erros de previsão da margem de comercialização do arroz.

**Tabela 3**  
Elasticidades de impulso sobre a margem de comercialização de arroz  
no modelo VAR não-identificável, dados de 1975 a 1993

Meses	Diesel	Fert	SM	Juros	Risco	Pv	Pp	Marg
1	-0,0511	0,1267	0,2270	-1,2737	0,0744	1,5773	-0,9043	1,0000
2	-0,0326	0,3150	0,5714	-0,6015	0,0709	1,1112	-0,2931	1,6905
3	-0,1034	0,1277	0,1399	-0,5804	0,0820	0,8851	-0,3723	1,3410
4	-0,1617	0,4900	0,2778	-0,3838	0,0774	0,7485	-0,2246	0,7692
5	-0,1384	0,6017	0,3279	-0,0431	0,0008	0,3832	0,0687	0,7575
6	0,1663	0,7170	-0,0361	1,0230	0,0066	-0,0748	0,2665	0,5107
7	0,2031	0,5768	0,0009	0,6186	0,0032	-0,1251	0,3671	0,4086
8	0,2059	0,6581	-0,1704	-0,2083	0,0247	-0,4141	0,3699	0,5733
9	0,2999	0,3030	-0,1130	-0,0750	0,0312	-0,3693	0,2814	-0,0415
10	0,0680	0,3862	0,0570	1,8798	-0,0166	-0,2997	0,4730	0,2834
11	0,1616	0,4693	0,0076	2,1763	-0,0712	0,0048	0,1757	0,1761
12	0,3738	0,0498	-0,0169	1,7781	-0,0491	0,3500	-0,0080	-0,5882
13	0,0763	0,1953	-0,0021	0,4459	-0,0190	0,0744	0,0538	-0,3917
14	0,1411	0,0143	-0,0020	-0,9234	0,0346	0,0330	-0,0057	-0,4876
15	0,2699	0,0605	-0,0621	-0,4996	0,0445	-0,1715	-0,0709	-1,0891
16	0,2410	-0,0313	0,0219	-0,3262	0,0260	-0,0903	-0,0965	-0,9226
17	0,1076	0,0195	-0,1309	-0,3016	0,0192	-0,2464	0,0838	-0,7779
18	0,0460	0,1124	-0,1323	-0,0776	0,0401	-0,3781	0,0382	-0,4916
19	0,1243	0,2746	-0,1737	0,1099	-0,0099	-0,4281	0,0409	-0,4097
20	0,1157	0,1583	-0,1452	0,4547	0,0023	-0,1578	0,0062	-0,5788
21	-0,0292	0,0390	-0,0102	1,0870	0,0222	0,0539	0,0924	-0,4771
22	0,0404	0,1780	0,0444	1,3158	0,0070	0,1176	0,1975	-0,4186
23	0,1125	0,0771	-0,0162	0,3648	0,0033	0,1283	0,1949	-0,1091
24	0,0911	0,1038	0,0460	0,3555	-0,0075	0,0546	0,0930	0,0327

Fonte: Dados da pesquisa.

A maior importância dos preços de arroz do que dos preços dos itens de custo, na explicação da margem de arroz, sugere que a margem de comercialização desse produto tem variado mais em decorrência de choques na oferta agrícola e na demanda primária do que na oferta de insumos. Esse resultado tem importante implicação política, como será discutido mais adiante.

É interessante comparar os resultados obtidos pelos modelos VAR (tabela 3) com aqueles advindos dos multiplicadores de Theil (tabela 1). O preço do óleo diesel, a taxa de juros e o índice de preços de fertilizantes apresentam resultados muito semelhantes, nas duas formas analíticas, no que diz respeito ao sinal do impacto; os preços de fertilizantes têm efeito positivo sobre a margem durante quase todo o período de análise (exceção ao 16º mês dos modelos VAR), enquanto o preço do óleo diesel e a taxa de juros mostram efeitos negativos até o quinto mês, seguidos de efeitos positivos (havendo ainda algumas oscilações de sinal no impacto da taxa de juros pelos modelos VAR). O risco de preço mostra efeito inicial positivo nos dois métodos, ficando esse efeito negativo a partir da quinta defasagem na análise por multiplicadores e a partir do 10º mês na análise de auto-regressão vetorial. O salário mínimo é a maior exceção, apresentando efeitos opostos nos dois métodos de análise.

## Feijão

A variável mais importante na explicação da variância dos erros de previsão da margem de feijão é o preço ao varejo, com parcela variando de quase 50%, no primeiro mês, a 28%,

no 24<sup>º</sup> mês (tabela 6). Esse resultado realça, também, a importância que choques na demanda primária podem ter sobre a margem de comercialização de feijão. Entretanto, é de se destacar a importância do risco de preço e da taxa de juros. Com efeito, o risco mostrou-se muito mais importante na explicação da margem de comercialização de feijão do que de arroz.

Tabela 4  
Decomposição da variância dos erros de previsão da margem de comercialização de arroz no modelo VAR não-identificável, dados de 1975 a 1993, em %

Meses	Diesel	Fert	SM	Juros	Risco	Pv	Pp	Marg
1	0,09	0,29	2,04	5,89	3,48	59,31	25,07	3,84
2	0,08	1,28	9,21	4,44	4,09	54,71	17,08	9,12
3	0,25	1,19	7,90	4,24	5,46	54,00	16,06	10,90
4	0,62	2,92	8,21	3,92	6,39	52,81	14,65	10,48
5	0,85	5,36	9,36	3,65	5,94	50,53	13,68	10,64
6	1,17	8,51	8,76	4,85	5,56	47,24	13,60	10,31
7	1,63	10,24	8,32	5,10	5,28	45,00	14,40	10,03
8	2,02	12,14	8,13	4,81	5,05	43,27	14,82	9,76
9	2,96	12,22	7,99	4,63	5,06	42,70	15,05	9,39
10	2,79	12,10	7,42	8,12	4,73	40,11	15,96	8,78
11	2,84	12,31	6,88	12,30	5,26	37,18	15,06	8,17
12	3,96	11,61	6,48	14,58	5,35	35,79	14,18	8,04
13	3,98	11,71	6,44	14,66	5,37	35,58	14,11	8,14
14	4,10	11,54	6,35	15,25	5,49	35,09	13,91	8,26
15	4,64	11,26	6,23	15,08	5,66	34,36	13,59	9,18
16	5,06	11,08	6,13	14,93	5,67	33,85	13,44	9,83
17	5,09	10,93	6,21	14,81	5,65	33,74	13,31	10,26
18	5,03	10,82	6,28	14,59	5,80	34,04	13,12	10,32
19	5,06	10,93	6,44	14,32	5,71	34,40	12,88	10,27
20	5,12	10,92	6,57	14,35	5,65	34,19	12,75	10,46
21	5,06	10,78	6,48	15,13	5,65	33,75	12,64	10,52
22	4,96	10,69	6,36	16,22	5,53	33,13	12,65	10,46
23	5,03	10,65	6,33	16,23	5,50	33,02	12,83	10,40
24	5,08	10,66	6,33	16,29	5,49	32,93	12,85	10,37

Fonte: Dados da pesquisa.

Comparando os resultados obtidos com os modelos VAR (tabela 5) e aqueles procedentes dos multiplicadores de Theil (tabela 2), para o mercado de feijão, não se verificam tantas semelhanças como havia ocorrido no mercado de arroz. Entretanto, o salário mínimo, que havia apresentado os efeitos mais contrastantes no mercado de arroz, agora mostra impactos muito semelhantes nos dois tipos de análise. O risco de preço também apresenta, nos dois métodos, impacto positivo nos primeiros meses, seguido por impactos negativos à medida que aumentam as defasagens. Mas, em geral, os modelos VAR mostram contínuas oscilações de sinal ao longo dos meses, enquanto os multiplicadores de Theil apresentam uma única mudança de sinal para cada variável.

### *Modelo VAR identificável*

Nesse item apresentam-se os resultados referentes à estimação do modelo VAR com a fatoração de Bernanke. Além das elasticidades de impacto sobre a margem de comercializa-

ção e da decomposição da variância dos erros de previsão dessa variável, apresentam-se as estimativas dos coeficientes da matriz de interações contemporâneas ( $A_0$ ) que mostram até que ponto as restrições de identificação adotadas são adequadas.

Tabela 5  
Elasticidades de impulso sobre a margem de comercialização de feijão  
no modelo VAR não-identificável, dados de 1975 a 1993

Meses	Diesel	Fert	SM	Juros	Risco	Pp	Pv	Marg
1	-0,3875	0,5280	0,3924	0,2664	0,3221	-0,7530	3,7301	1,0000
2	-0,1732	0,1327	0,0046	-2,1996	0,2077	0,2957	2,3771	-0,1325
3	0,2360	0,5036	0,0591	-2,2107	0,1117	0,4403	2,0022	-0,2716
4	0,0165	-0,0915	0,3334	1,2899	0,0833	0,2961	1,6093	-0,0054
5	0,4614	0,2732	0,1206	5,7472	-0,0380	0,3008	1,3990	-0,2608
6	0,7107	0,5972	-0,2473	5,1985	-0,1933	0,0159	0,6435	-0,2901
7	0,8029	-0,0333	0,1809	-1,6236	-0,2275	0,1309	0,6933	-0,3807
8	0,3237	0,6435	0,3557	-3,5535	-0,2029	0,2062	-1,5176	-0,1913
9	-0,0721	-0,1704	0,1907	-1,2432	0,0196	0,5643	-0,0586	-0,0298
10	-0,2505	-0,4181	0,1399	-1,4372	0,1113	0,6079	-0,1951	-0,0072
11	-0,5935	0,9140	-0,1501	-0,5253	0,1917	-0,0222	-0,8890	0,0113
12	-0,1749	1,5899	-0,4256	-1,1166	0,1701	-0,2088	0,6733	-0,3065
13	-0,4684	1,4470	-0,1083	0,5625	0,1215	-0,0708	0,4127	0,2209
14	-0,0869	1,1498	0,2061	-0,4989	0,0552	0,0571	0,7532	-0,0268
15	-0,5921	0,7208	0,0233	-1,4861	0,0475	0,0750	0,5772	0,0472
16	-0,8006	0,7213	0,0195	-1,9478	0,1533	-0,0452	0,5455	0,0516
17	-0,2895	0,9611	-0,1928	1,8279	0,0384	0,1201	0,5875	-0,2166
18	0,0111	1,0067	0,0168	0,3959	-0,0489	-0,2253	0,0238	-0,3830
19	-0,1437	0,7404	0,7001	-1,7014	-0,1076	-0,0600	-0,1222	-0,2937
20	-0,2272	0,6207	0,3838	-1,4298	-0,1292	-0,1651	-0,8253	-0,2671
21	-0,4391	-0,2683	0,4043	-1,8609	-0,0720	-0,0659	-0,5794	-0,2210
22	-0,3491	0,2835	0,2720	-0,6421	-0,0152	-0,1266	-0,1265	-0,3219
23	-0,4677	0,3405	0,1511	-0,5799	0,0072	-0,0948	-0,1939	-0,1817
24	-0,4940	0,3944	0,1089	-1,6982	0,0802	-0,0254	0,0264	-0,2448

Fonte: Dados da pesquisa.

## Arroz

A tabela 7 mostra as estimativas dos coeficientes da matriz  $A_0$  para o arroz com as interações definidas anteriormente. Todos os coeficientes que relacionam os preços dos insumos à margem (última linha da tabela 7) tiveram o sinal esperado, ou seja, a margem aumenta em decorrência de aumentos contemporâneos no preço do óleo diesel, no preço de fertilizantes, no salário mínimo ou no risco de preço. O único sinal contrário ao esperado é o do coeficiente que relaciona o salário mínimo com a taxa de juros (terceira coluna da quarta linha), que é negativo.

A matriz não apresenta o impacto contemporâneo da taxa de juros sobre a margem, porque o modelo não convergiu de maneira alguma até que essa restrição fosse imposta. As outras análises já haviam mostrado que o impacto imediato da taxa de juros sobre a margem de comercialização de arroz é de pouca importância.

Muito embora as estimativas do desvio-padrão tenham sido elevadas para a maioria das variáveis, levando-se em consideração que muitas delas sejam não-significativas, o fato de que quase todos os sinais ficaram de acordo com o esperado sugere que as restrições foram adequadas.

Tabela 6  
Decomposição da variância dos erros de previsão da margem de comercialização  
de feijão no modelo VAR não-identificável, dados de 1975 a 1993, em %

Meses	Diesel	Fert	SM	Juros	Risco	Pp	Pv	Marg
1	0,97	1,24	1,43	0,04	17,94	9,42	49,24	19,72
2	0,88	0,99	1,08	2,18	19,18	8,22	52,31	15,16
3	0,96	1,54	0,93	3,64	17,46	8,94	52,88	13,64
4	0,89	1,44	1,46	3,92	16,75	9,06	53,94	12,54
5	1,43	1,38	1,30	12,87	14,29	8,41	49,05	11,27
6	2,63	1,88	1,37	17,96	15,17	7,30	43,20	10,49
7	4,06	1,73	1,38	17,17	17,51	6,84	40,50	10,80
8	3,90	2,21	1,67	18,11	18,31	6,42	39,40	9,99
9	3,77	2,18	1,72	17,75	17,66	7,99	39,30	9,63
10	3,76	2,35	1,72	17,51	17,73	9,73	37,92	9,28
11	4,29	3,40	1,70	16,70	18,86	9,26	36,96	8,83
12	4,06	6,45	2,08	15,79	19,05	8,85	34,94	8,78
13	4,28	8,78	2,02	15,17	18,96	8,49	33,62	8,67
14	4,19	10,16	2,08	14,84	18,63	8,30	33,36	8,46
15	4,71	10,57	2,04	14,88	18,36	8,16	32,98	8,30
16	5,61	10,79	1,97	14,93	18,75	7,87	32,07	8,02
17	5,61	11,56	2,01	15,06	18,36	7,74	31,60	8,06
18	5,49	12,42	1,96	14,76	18,07	7,78	30,92	8,60
19	5,40	12,74	2,12	14,85	18,16	7,63	30,27	8,82
20	5,33	12,78	2,39	14,72	18,34	7,53	30,00	8,91
21	5,51	12,62	2,69	14,91	18,20	7,40	29,70	8,96
22	5,64	12,57	2,82	14,82	18,02	7,39	29,41	9,34
23	5,92	12,59	2,85	14,75	17,89	7,36	29,23	9,42
24	6,18	12,57	2,83	14,92	17,88	7,26	28,81	9,55

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 7  
Matriz de interações contemporâneas ( $A_0$ ) para arroz\*

Equações	Variáveis explicativas					
	Diesel	Fert	SM	Juros	Risco	Marg
Diesel	1					
Fert	-0,0048 (0,0478)	1				
SM			1			
Juros			0,0033 (0,0185)	1		
Risco				-0,5230 (0,9354)	1	
Marg	-0,0365 (0,1160)	-0,1189 (0,1688)	-0,2245 (0,0954)		-0,0483 (0,0274)	1

Fonte: Dados da pesquisa.

\* Entre parênteses estão as estimativas do desvio-padrão de cada coeficiente.

As elasticidades de impulso para os choques das variáveis sobre a margem de comercialização de arroz (tabela 8) e a decomposição da variância dos erros de previsão (tabela 9) mostram algumas diferenças entre o modelo identificável e o modelo VAR convencional, porém, não muito expressivas.

**Tabela 8**  
Elasticidades de impulso sobre a margem de comercialização de arroz  
no modelo VAR identificável, dados de 1975 a 1993

Meses	Diesel	Fert	SM	Juros	Risco	Marg
1	0,0371	0,1189	0,2244	0,0253	0,0483	1,0000
2	0,1282	0,3300	0,5238	0,2377	0,0548	0,6565
3	0,0176	0,2347	0,1844	0,0123	0,0752	0,5317
4	-0,0414	0,6506	0,3240	-0,2540	0,0751	0,4217
5	-0,0919	0,7276	0,3544	-0,2817	0,0049	0,2170
6	0,0565	0,7852	-0,0215	0,3503	0,0089	-0,0051
7	0,0727	0,6665	0,0235	0,0312	0,0074	-0,0404
8	0,1118	0,6153	-0,1782	-0,8820	0,0250	-0,1943
9	0,2249	0,2387	-0,1001	-0,7318	0,0313	-0,1649
10	-0,0730	0,2810	-0,0311	1,4234	-0,0133	-0,1639
11	-0,0050	0,4002	-0,2074	2,2850	-0,0864	0,0023
12	0,3068	0,0075	-0,1482	2,1545	-0,0693	0,1675
13	0,0849	0,1516	-0,0976	0,9729	-0,0379	0,0345
14	0,1620	-0,0404	-0,0135	-0,3424	0,0103	-0,0335
15	0,2228	-0,0125	0,0359	-0,1816	0,0253	-0,1207
16	0,1332	-0,1664	0,0496	-0,2154	0,0193	-0,0654
17	0,0251	-0,1940	-0,0473	-0,4527	0,0276	-0,1606
18	0,1035	-0,0174	-0,0086	-0,5323	0,0425	-0,2327
19	0,1456	0,1757	-0,0679	-0,6417	0,0060	-0,2941
20	0,1224	0,0099	-0,0218	-0,4299	0,0078	-0,1676
21	0,0782	-0,0655	0,0557	0,0135	0,0253	-0,0700
22	0,1457	0,1350	0,0588	0,3384	0,0017	-0,0231
23	0,1698	0,0749	0,0009	-0,1817	-0,0071	0,0298
24	0,1466	0,1842	0,0013	0,0408	-0,0263	0,0631

Fonte: Dados da pesquisa.

Na tabela 9, verifica-se significativo aumento na participação da margem na explicação da variância dos erros de sua previsão, o que, em grande parte, se deve à exclusão dos preços (especialmente o preço ao varejo, que é muito importante na explicação da margem). Esse resultado sugere maior importância para choques de oferta agrícola e de demanda primária em relação a choques na oferta de insumos de comercialização, confirmando constatação anterior. Outra diferença que se verifica é redução da participação de todos os insumos na decomposição da variância dos erros de previsão da margem nos primeiros meses (particularmente durante o primeiro mês), quando a participação da margem se situa acima de 80%. Verifica-se, também, aumento da importância do salário mínimo em relação aos resultados do modelo convencional (comparar as tabelas 4 e 9).

Numa comparação com os outros dois tipos de análise dinâmica (os multiplicadores de Theil e o VAR convencional), o VAR identificável difere por apresentar sinais iniciais das elasticidades da taxa de juros e do preço do óleo diesel positivos. Já o sinal positivo para o salário mínimo é o mesmo que havia sido constatado pelo modelo VAR convencional e oposto à constatação feita pelos multiplicadores.

**Tabela 9**  
**Decomposição da variância dos erros de previsão da margem de comercialização**  
**de arroz no modelo VAR identificável, dados de 1975 a 1993, em %**

Meses	Diesel	Fert	SM	Juros	Risco	Marg
1	0,05	0,24	2,66	0,00	1,50	95,54
2	0,40	1,28	10,71	0,13	2,15	85,32
3	0,34	1,54	9,80	0,11	3,66	84,56
4	0,32	4,42	10,79	0,20	4,72	79,55
5	0,41	7,62	12,58	0,30	4,34	74,76
6	0,44	11,28	12,05	0,46	4,17	71,60
7	0,50	13,73	11,71	0,44	4,06	69,55
8	0,63	15,23	11,67	1,43	3,99	67,06
9	1,24	15,11	11,51	2,06	4,09	65,99
10	1,26	14,96	11,08	4,43	3,97	64,30
11	1,15	14,47	10,81	9,80	5,07	58,70
12	2,01	13,37	10,31	13,78	5,55	54,98
13	2,05	13,27	10,29	14,52	5,72	54,15
14	2,30	13,22	10,24	14,57	5,72	53,95
15	2,77	13,08	10,16	14,46	5,77	53,77
16	2,92	13,13	10,14	14,42	5,80	53,58
17	2,90	13,14	10,05	14,45	5,86	53,60
18	2,94	12,88	9,84	14,43	6,05	53,87
19	3,05	12,64	9,62	14,39	5,88	54,42
20	3,15	12,51	9,53	14,42	5,83	54,55
21	3,20	12,49	9,54	14,37	5,91	54,48
22	3,38	12,51	9,55	14,41	5,89	54,26
23	3,62	12,49	9,51	14,39	5,88	54,10
24	3,80	12,57	9,46	14,32	5,94	53,90

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 10**  
**Matriz de interações contemporâneas ( $A_0$ ) para feijão\***

Equações	Variáveis explicativas					
	Diesel	Fert	SM	Juros	Risco	Marg
Diesel	1					
Fert	0,0584 (0,0495)	1				
SM			1			
Juros			0,0104 (0,0177)	1		
Risco				-0,7816 (1,2040)	1	
Marg	0,6488 (0,2538)	-0,5321 (0,3549)	-0,3235 (0,2105)	0,4212 (0,8344)	-0,3794 (0,0481)	1

Fonte: Dados da pesquisa.

\* Entre parênteses estão as estimativas do desvio-padrão de cada coeficiente.



## Feijão

A tabela 10 é similar à 7, mas apresenta, adicionalmente, o impacto contemporâneo da taxa de juros sobre a margem de comercialização de feijão. Os sinais das interações dos insumos foram todos contrários ao esperado (com exceção da relação do juro com o risco, para a qual não se pressupôs qualquer sinal) e tiveram estimativas de desvio-padrão bastante elevadas. Já o impacto dos insumos sobre a margem mostrou-se mais significativo, exceção feita ao impacto da taxa de juros.

As elasticidades de impulso das diversas variáveis sobre a margem de comercialização de feijão (tabela 11) e a decomposição da variância dos erros de previsão da margem (tabela 12) mostram algumas diferenças em relação ao modelo VAR convencional (comparar tabelas 12 e 6). *Grosso modo*, reduziu a importância do preço dos fertilizantes e aumentou bastante a importância do risco (principalmente) e da taxa de juros na explicação da margem. Alguns sinais das elasticidades também se alteraram.

Tabela 11  
Elasticidades de impulso sobre a margem de comercialização de feijão  
no modelo VAR identificável, dados de 1975 a 1993

Meses	Diesel	Fert	SM	Juros	Risco	Marg
1	-0,6799	0,5321	0,3248	-0,1247	0,3794	1,0000
2	-0,8116	0,2278	0,1507	-2,3051	0,3443	0,4442
3	-0,2596	0,4841	0,0776	-2,0805	0,2681	0,3253
4	-0,2068	-0,0772	0,2336	-2,4369	0,2413	0,3022
5	0,1559	-0,4229	0,2219	5,5459	0,1004	0,2075
6	0,3328	0,0229	-0,0915	4,2128	-0,0212	0,2358
7	0,7341	0,2902	0,2516	-1,8557	-0,0855	0,1258
8	0,3481	1,2657	0,3882	-3,5884	-0,1066	-0,1586
9	0,2128	0,0812	0,1373	-1,4896	-0,0094	-0,1870
10	0,1300	-0,2711	0,1570	-1,3877	0,0550	-0,1578
11	-0,6512	0,8661	-0,1569	-0,5932	0,1022	0,0890
12	-0,2434	1,4563	-0,2585	-0,8958	0,0799	0,0703
13	-0,3352	1,3117	0,1905	0,8116	0,1190	0,1053
14	-0,0691	1,3852	0,2983	-1,1743	0,0379	0,1154
15	-0,5570	0,8900	0,1095	-1,4236	0,0636	0,1367
16	-0,6587	0,7521	0,0947	-1,2809	0,1582	0,1621
17	-0,3869	0,3791	-0,0487	1,6653	0,0728	0,1059
18	0,1882	0,4813	-0,0025	0,0184	0,0139	0,0499
19	0,1802	0,3803	0,2018	-1,3992	-0,0590	0,0355
20	0,1282	0,4198	0,1812	-1,6574	-0,0840	-0,0109
21	-0,0759	-0,1402	0,1405	-2,3865	-0,0739	0,0270
22	0,0039	0,4083	0,0576	-1,5034	-0,0515	0,0509
23	-0,1848	0,3398	-0,0607	-0,7582	-0,0249	0,0568
24	-0,0925	0,4342	-0,1025	-1,3421	-0,0289	0,0417

Fonte: Dados da pesquisa.

O risco de preço foi a variável que teve maior aumento de importância na explicação da variância dos erros de previsão da margem, quando se comparam os modelos VAR convencional (tabela 6) e identificável (tabela 12). As elasticidades de impulso dessa variável sobre a margem também aumentaram bastante de valor nos primeiros quatro meses (comparar tabelas 5 e 11), mostrando tendência convergente a partir de então. O predomínio continua sendo de elasticidades positivas, coerentemente com agentes de comercialização avessos ao risco.

**Tabela 12**  
**Decomposição da variância dos erros de previsão da margem de comercialização**  
**de feijão no modelo VAR identificável, dados de 1975 a 1993, em %**

Meses	Diesel	Fert	SM	Juros	Risco	Marg
1	2,75	0,83	0,89	0,01	22,65	72,87
2	4,75	0,70	0,77	2,04	29,48	62,25
3	4,34	1,03	0,70	3,19	32,36	58,39
4	4,01	0,93	0,87	4,59	33,88	55,72
5	3,64	1,09	0,98	12,15	30,96	51,18
6	3,71	1,02	0,95	15,70	28,96	49,67
7	4,98	1,09	1,15	15,95	28,43	48,40
8	4,92	2,94	1,59	17,65	27,16	45,73
9	4,95	2,90	1,63	17,83	26,70	45,99
10	4,91	2,94	1,69	17,97	26,49	46,00
11	5,74	3,71	1,72	17,54	26,37	44,92
12	5,68	5,91	1,87	17,11	25,86	43,56
13	5,73	7,53	1,92	16,66	25,79	42,37
14	5,57	9,28	2,12	16,43	25,11	41,48
15	6,06	9,85	2,10	16,39	24,70	40,90
16	6,69	10,03	2,05	16,08	25,10	40,05
17	6,88	10,03	2,03	16,33	25,00	39,73
18	6,92	10,21	2,02	16,27	24,92	39,65
19	6,92	10,26	2,12	16,47	24,89	39,34
20	6,88	10,31	2,18	16,75	24,97	38,91
21	6,80	10,19	2,20	17,49	24,90	38,42
22	6,75	10,27	2,20	17,73	24,85	38,20
23	6,79	10,34	2,20	17,76	24,79	38,13
24	6,76	10,45	2,21	17,95	24,68	37,94

Fonte: Dados da pesquisa.

Mesmo com a exclusão dos preços do produto, a importância da margem e do risco de preço apresenta novos indícios no sentido de que os choques oriundos do mercado do produto têm impacto de maior importância sobre a margem de comercialização de feijão do que os choques no mercado de insumos de comercialização.

Os resultados das elasticidades do modelo VAR identificável no mercado de feijão mostram-se semelhantes aos dos multiplicadores de Theil, especialmente nos primeiros meses. Com exceção do efeito imediato do preço de fertilizantes constatado na análise de multiplicadores, que foi negativo (mas extremamente próximo de zero), poder-se-ia dizer que os sentidos dos impactos foram os mesmos nas duas análises durante os quatro primeiros meses.

## 6. Conclusão

Uma generalização que pode ser feita sobre os dois mercados é que a importância dos insumos de comercialização analisados, com exceção da taxa de juros, é pequena em relação à importância dos preços do produto ao varejo e ao produtor. O risco de preço, que foi importante no mercado de feijão, é uma variável originada no mercado de produto e não no mercado de insumos. Assim, os resultados sugerem que os choques oriundos da oferta de insumos de comercialização são de pequena importância na explicação das variações da margem de comercialização dos dois produtos. Essas variações teriam como agentes causais de maior importância a oferta agrícola e a demanda primária.

Algumas implicações políticas emergem dos resultados encontrados. Em geral, como as margens são fortemente afetadas por choques de oferta agrícola e de demanda primária, medidas que promovam a estabilização dos mercados a níveis de produtor e varejo, amenizando eventuais choques, parecem ter maior impacto sobre a margem dos dois produtos do que medidas que aumentem a oferta de insumos de comercialização. A estabilização dos preços, com conseqüente redução do risco, tende a ser de maior importância no mercado de feijão, em que esta variável se mostrou importante.

O trabalho também apresenta implicações de natureza metodológica. O modelo utilizado apresentou bons ajustes aos dados dos mercados analisados. Com o uso da forma final de Theil, foi possível quantificar o impacto das variáveis exógenas sobre as endógenas ao longo do tempo, tendo-se chegado a resultados próximos dos encontrados na análise de auto-regressão vetorial.

A mudança na importância de algumas variáveis de custo na explicação da margem e a alternância que existe no efeito dessas variáveis ao longo do tempo mostraram que os métodos dinâmicos de análise (seja pelos multiplicadores de Theil ou pelos modelos VAR) são instrumentos poderosos para se compreender o comportamento da margem de comercialização de produtos agrícolas. O principal exemplo foi a taxa de juros, cuja importância aumentou no decorrer do tempo.

O método de auto-regressão vetorial mostrou-se adequado para captar as inter-relações dinâmicas das variáveis; sua vantagem em relação ao método de Theil é a possibilidade de quantificar choques também das variáveis endógenas, que foram de importância no presente estudo, e a possibilidade de calcular a importância de cada variável na explicação dos erros de previsão da margem de comercialização. A vantagem do uso dos multiplicadores é uma maior consistência teórica dos resultados, visto que esse método requer maior identificação do modelo para ser implementado. O modelo VAR identificável não alterou, qualitativamente, os resultados do modelo VAR convencional, servindo mais para confirmar as conclusões do primeiro modelo.

## 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. Modelo dinâmico de margem de comercialização. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 1994. Brasília. *Anais...* Brasília, Sober, 1994. v. II, p. 902-21.

Barros, G. S. A. C. Effects of international shocks and domestic macroeconomic policies upon Brazilian agriculture. *Agricultural Economics* (7):317-29, 1992.

———. Impacts of monetary and real factors on the US dollar in identifiable VAR models. *Revista Brasileira de Economia*, 45(4):519-41, out./dez. 1991.

Brandão, A. S. P. Moeda e preços relativos: evidência empírica. *Revista de Econometria*, 5(2):33-80, 1985.

Brorsen, B. W.; Chavas, J. P.; Grant, W. R. & Schnanke, L. D. Marketing margins and price uncertainty: the case of the U.S. wheat market. *American Journal of Agricultural Economics* (67):521-28, 1985.

Canto, W. L. Sistema ponderal de conversões e determinação de margens de comercialização. Campinas, Ital, 1986. (Estudos Econômicos — Alimentos Processados, 22.)

- Eckstein, O. & Fromm, G. The price equation. *American Economic Review*, 58(5):1.159-83, 1968.
- Engle, R. F. & Yoo, B. S. Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, 35(1):143-59, 1987.
- 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*. Rio de Janeiro, Fundação Getulio Vargas, diversos.
- Gardner, B. L. The farm-retail price spread in a competitive food industry. *American Journal of Agricultural Economics* (57):399-409, 1975.
- Greene, W. H. *Econometric analysis*. 2 ed. New York, Macmillan Publishing Company, 1993. 791p.
- IEA. *Informações Econômicas*. São Paulo, Secretaria de Agricultura e Abastecimento, Instituto de Economia Agrícola, diversos.
- Orden, D. & Fackler, P. L. Identifying monetary impacts on agricultural prices in VAR models. *American Journal of Agricultural Economics* (71):495-502, 1989.
- Pindyck, R. S. & Rubinfeld, D. L. *Econometric models and economic forecasts*. 3 ed. Singapore, McGraw-Hill, 1991. 596p.
- Sims, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica* (48):1-48, 1980.
- Taxa de juros no Brasil*. São Paulo, Nova Análise, 1992.
- Theil, H. *Principles of econometrics*. New York, John Wiley & Sons, Inc., 1971. 736p.