

# IMPACTOS DE UMA DESVALORIZAÇÃO CAMBIAL SOBRE AS RELAÇÕES DE PRODUÇÃO NA CULTURA DO CAFÉ<sup>1</sup>

*Adriano Marcos Rodrigues Figueiredo<sup>2</sup>*

*Adriana Vieira Ferreira<sup>3</sup>*

*Erly Cardoso Teixeira<sup>4</sup>*

## RESUMO

Este trabalho tem por objetivo determinar as mudanças nos mercados de produtos e fatores produtivos, advindos de choques cambiais, verificando a substitutibilidade entre os últimos, a partir da aplicação das propriedades duais da função translog. Estuda-se a região de Viçosa, MG, no período entre setembro de 1988 a maio de 1998, para a cultura de café em grãos. Examinam-se dois cenários de desvalorização cambial. Os choques ocasionam aumentos na demanda por fatores, principalmente pelo fator terra. A demanda de insumo importado sofre aumento, aproximadamente, equivalente ao choque aplicado. A produção de café eleva-se em 26,14% e 43,57%, respectivamente, para os cenários de 30% e 50% de desvalorização cambial, e este aumento determinaria uma pressão maior sobre o fator terra, alterando, substancialmente, as parcelas de custo estimadas.

**Palavras-chave:** dualidade, câmbio, funções *translog*.

---

<sup>1</sup> Agradecemos aos três revisores que procederam a críticas construtivas ao trabalho.

<sup>2</sup> Doutorando em Economia Rural, UFV. E-mail: [afigueir@alunos.ufv.br](mailto:afigueir@alunos.ufv.br).

<sup>3</sup> Doutoranda em Economia Rural, UFV. E-mail: [avieira@alunos.ufv.br](mailto:avieira@alunos.ufv.br).

<sup>4</sup> Ph.D., professor titular da Universidade Federal de Viçosa. DER/UFV - CEP 36571-000, Viçosa, MG.

## **1. Introdução**

O processo de integração econômica, que caracterizou as últimas décadas, ocasionou mudanças na condução da política econômica brasileira, resultando em reduções das tarifas de proteção à comercialização externa.

A implementação do Plano Real, apoiando-se, principalmente, na política comercial de câmbio sobrevalorizado, prejudicou o acesso dos produtos brasileiros ao mercado internacional, afetando, principalmente, os de origem agrícola, que representam cerca de 31% da pauta de exportação total.

O persistente déficit público nacional, da ordem de 4% do PIB, requer políticas e atitudes no sentido de aumentar o saldo da balança comercial e, assim, incrementar a entrada de capitais externos no setor produtivo da economia.

Neste contexto, a adoção de desvalorizações cambiais e a redução do protecionismo aparecem como medidas que podem expandir as exportações e diminuir as importações, melhorando, assim, o referido saldo.

O objetivo geral deste artigo é determinar as alterações nos mercados de produtos e fatores produtivos, oriundas de intervenções no mercado cambial. Além disso, pretende-se avaliar a substitutibilidade entre fatores de produção.

Especificamente, objetiva-se: encontrar as elasticidades parciais de substituição entre fatores, bem como suas respectivas elasticidades parciais de Allen; e avaliar as mudanças relativas em seus preços, quantidades, proporções relativas nos custos e produção, decorrentes de choques exógenos.

## **2. Metodologia**

A análise das funções de produção tem sido uma constante nos

últimos anos, pela necessidade de se conhecer o inter-relacionamento entre os diversos fatores e o produto resultante, permitindo avaliar as respostas decorrentes de choques aplicados a um dos mercados sobre o sistema como um todo.

A teoria de dualidade, aplicada à do produtor, mostra a relação entre maximização do lucro e minimização do custo. A grande contribuição dessa teoria reside no fato de tornar possível captar toda a tecnologia de produção, sem trabalhar diretamente com a função produtiva, mas com a de custo, em um ambiente de competição perfeita e ausência de incertezas, admitindo-se apenas semicontinuidade da função de produção, concavidade da de custo, homogeneidade linear nos insumos e semicontinuidade no vetor produto (Alves, 1996). Trabalhando-se com uma função de custo médio, linear homogênea, as variáveis relevantes são os preços dos insumos, mais facilmente coletados no mercado, enquanto, na função de lucro, depende-se de preços e quantidades de insumos e produtos (Reis & Teixeira, 1995).

A função transcendental logarítmica (translog) é uma das formas de expressar as funções de produção, custo e lucro, com múltiplos insumos e produtos. Sua vantagem é a flexibilidade quanto à substitutibilidade entre fatores e produtos, não impondo restrições do tipo elasticidade de substituição constante.

Assumindo um mercado competitivo, uma função de produção genérica, com  $n$  insumos, pode ser representada por

$$Y = f(\mathbf{x}),$$

em que  $\mathbf{x}$  é o vetor de insumos  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ .

Admitindo-se uma função de produção com retornos constantes à escala, pela relação dual, a função translog de custo médio, linear homogênea, pode ser expressa como

$$\ln c(w) = \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln w_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln w_i \ln w_j \quad (1),$$

em que  $c(w)$  é a função indireta de custo médio;  $w$ , o vetor de preços dos fatores;  $i$  e  $j$  são fatores;  $\beta$ 's, parâmetros; e  $\ln$  denota o logaritmo natural. Chama-se a função de indireta para distinguir a função como explicada apenas por preços dos insumos, e não por preços e quantidades.

Pode-se mostrar, partindo da função indireta de custo médio, utilizando o Lema de Shephard e impondo as restrições de simetria e homogeneidade, que as equações de parcela de custo dos fatores são expressas por

$$s_i = \beta_i + \beta_{ii} \ln w_i + \sum_{j \neq i} \beta_{ij} \ln w_j \quad (2),$$

em que  $s$  é a parcela de custo do fator  $i$ <sup>5</sup>.

As restrições de simetria e homogeneidade implicam

$$\beta_{ij} = \beta_{ji}; \quad \sum_i s_i = 1; \quad \sum_i \beta_i = 1; \quad \sum_i \beta_{ij} = 0.$$

A elasticidade-preço direta da demanda do fator  $i$  ( $\eta_{ii}$ ) pode ser expressa por

$$\eta_{ii} = \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln w_i} = \frac{\beta_{ii}}{s_i} + s_i - 1 \quad (3),$$

A elasticidade de substituição de Allen, neste caso, é

$$\sigma_{ii} = \frac{\beta_{ii}}{s_i^2} - \frac{1}{s_i} + 1 \quad (4),$$

<sup>5</sup> Para maiores detalhes, ver Zylbersztajn & Johnson (1985), Berndt (1991), Greene (1997), Reis & Teixeira (1995).

A vantagem da obtenção da elasticidade de substituição de Allen é a sua característica de simetria.

Para as elasticidades-preço cruzadas da demanda ( $\eta_{ij}$ ), tem-se:

$$\eta_{ij} = \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln w_j} = \frac{\beta_{ij}}{s_i} + s_j \quad (5),$$

A elasticidade de substituição de Allen será:

$$\sigma_{ij} = \frac{\eta_{ij}}{s_j} = \frac{\beta_{ij}}{s_i s_j} + 1 \quad (6),$$

Uma vez expressas as elasticidades de substituição e as parcelas de custo, pode-se avaliar os efeitos simultâneos de distorções de preços sobre os mercados de produtos e insumos<sup>6</sup>. Zylbersztajn & Johnson (1985) citam dois tipos de distorções no mercado de fatores. Uma relaciona-se com o efeito de variações na taxa de câmbio de mercado em relação à de equilíbrio; e a outra, com o diferencial de preços, entre os mercados doméstico e internacional, de um insumo  $i$ , causado por distorções no comércio.

---

<sup>6</sup> Especificamente, neste artigo, enfoca-se o mercado agrícola de produtos e insumos.

Considerando uma economia em que os excedentes da produção são exportados, em nível de preços internacional, é possível representar a oferta e a demanda de um produto, no mercado doméstico, na Figura 1(a), e a oferta e demanda de exportação, na Figura 1(b).

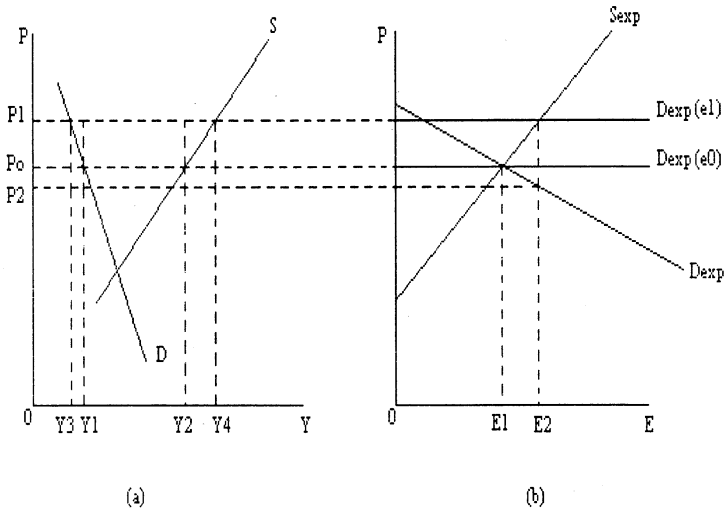


Figura 1. Mercado para o produto exportável

Supõe-se que, na Figura 1(b),  $D_{exp}(e_0)$  representa a demanda de exportações enfrentada pelo país, a preços domésticos, e seja uma função da taxa de câmbio  $e$ , sobrevalorizada no período 0. Para um país comportando-se como participante residual no mercado,  $D_{exp}(e_0)$  será perfeitamente elástica; para uma economia grande o suficiente para afetar os preços internacionais, a demanda será  $D_{exp}$ .

Definindo a taxa de câmbio como  $e = P/P^*$ , a razão entre preços doméstico e internacional, em termos de mudanças relativas, seria

$$EP = Ee + EP^*,$$

em que  $E$  indica a mudança relativa ( $E\xi = d\ln\xi$ );  $P$ , o nível de preços doméstico; e  $P^*$ , o internacional. Assumindo que este último não sofra alteração, variações na taxa de câmbio serão refletidas diretamente nos preços internos.

Observando a Figura 1, no nível de preços  $P_0$ , o país estará produzindo uma quantidade  $y_2$  e enfrentando uma demanda  $y_1$ . Dessa forma,  $(y_2 - y_1)$  será o excedente exportado ( $E_1$ ), à taxa de câmbio  $e_0$ . Uma desvalorização que altere a taxa de câmbio rumo ao equilíbrio ( $e_1$ ) modificará, do ponto de vista doméstico, a curva de demanda de exportações de  $D_{exp}(e_0)$  para  $D_{exp}(e_1)$ , elevando os preços internos, reduzindo a demanda doméstica e, conseqüentemente, gerando maiores excedentes exportáveis. O novo equilíbrio de exportação será no nível  $E_2 = (y_4 - y_3)$ . Essa alteração, conforme a teoria econômica, teria efeito similar ao do fornecimento de um subsídio ( $P_1 - P_0$ ) à exportação. No caso do país ser capaz de influenciar os preços externos, o aumento da oferta de exportações fará o preço internacional cair. O Brasil é o maior produtor de café, e participou, em 1998/99, com cerca de 22% do total exportado no mundo, enquanto, na safra 97/98, essa participação ficou em aproximadamente 18%. É questionável até que ponto o país tem influência na determinação dos preços externos, mas ressalta-se que esta consideração não afeta o modelo na forma como foi conduzido neste trabalho.

O modelo apresentado anteriormente considera apenas o mercado do produto, independentemente dos efeitos da desvalorização sobre o de insumos. Uma vez que a produção agrícola brasileira utiliza grandes quantidades de insumos importados, alterações cambiais não apenas afetarão o mercado de produto, mas, também, o de insumos.

A Figura 2 representa o mercado de um insumo importado. É possível representar suas oferta e demanda, no mercado doméstico, na Figura 2(a), e as de importação, na Figura 2(b).

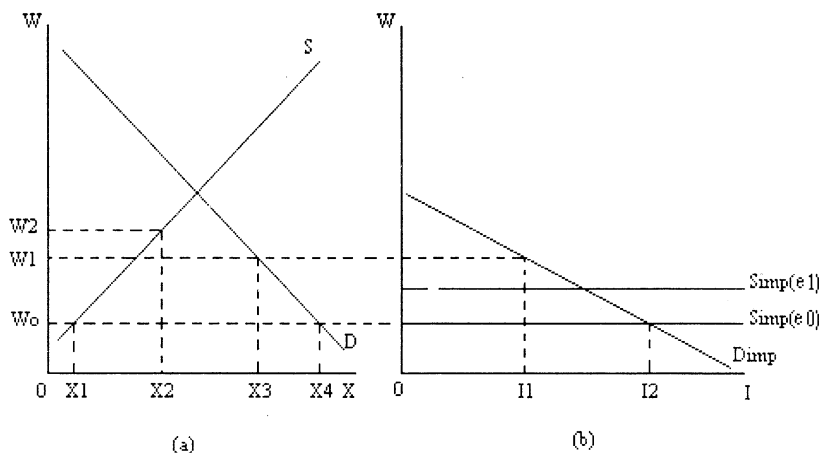


Figura 2. Mercado para o insumo importado

Na Figura 2(b),  $D_{imp}$  representa a demanda por importações;  $S_{imp}(e_0)$ , a oferta de importações como função da taxa de câmbio  $e$ , sobrevalorizada no período 0, assumindo que o país enfrente uma oferta de importações perfeitamente elástica.

O mercado de insumos está sujeito a diferentes influências, aqui, resumidas em: aquela relacionada ao protecionismo à indústria doméstica; e outra, à taxa de câmbio.

Supondo-se que diferentes medidas protecionistas sejam representadas por uma quota de importação ( $x_2$ ), garantindo que uma parcela da produção seja comercializada internamente, a indústria de insumos produzirá  $x_2$ , no nível de preços  $W_2$  (Figura 2(a)).



Como o nível de preços internacional é  $W_0 < W_2$ , o fazendeiro demandará a quota de produção doméstica e, ainda, uma parte importada ( $I_1 = x_3 - x_2$ ). O preço resultante ( $W_1$ ), pago por ele, pode ser visto como uma ponderação entre  $W_0$  e  $W_2$ .

O efeito da taxa de câmbio sobrevalorizada no mercado de insumos importados é redução de preços, possibilitando maior quantidade importada ( $x_4 - x_1$ ). O protecionismo elevará a quantidade produzida internamente e os preços domésticos, mas reduzindo a demanda interna.

Uma desvalorização cambial deslocaria a curva de oferta de importações para cima ( $S_{imp}(e_1)$ ), aumentando  $W_0$  e  $W_1$ , mudando o nível de proteção.

Outra implicação da desvalorização cambial seria o deslocamento da curva de oferta doméstica de insumos, caso fossem usados insumos importados na produção.

A Figura 3 representa os efeitos das distorções na curva de oferta do produto final, supondo-se a existência de uma política protecionista para a indústria de insumos e taxa de câmbio sobrevalorizada. As curvas de oferta (S) e de demanda (D) do produto, no mercado doméstico, são representadas na Figura 3(a).

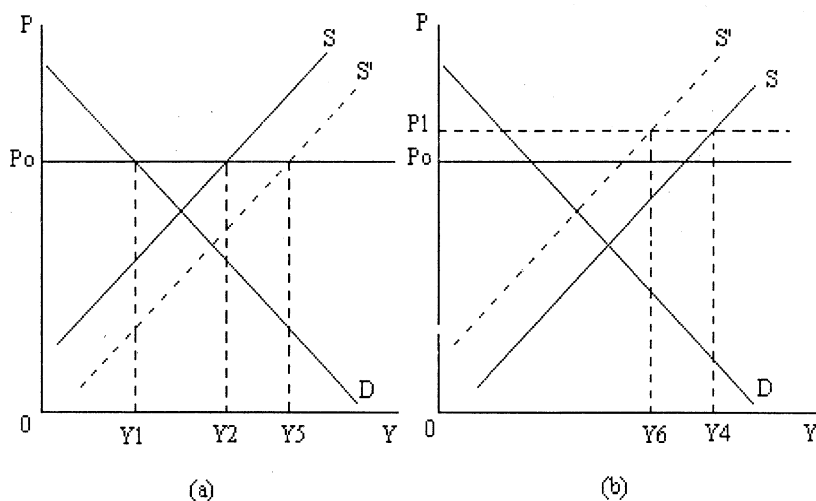


Figura 3. Efeitos das distorções na curva de oferta do produto final

A eliminação das quotas de importação de microelementos faz com que a oferta de produto se deslocue para S', incrementando o excedente exportável, que passa de  $(y_2 - y_1)$  para  $(y_5 - y_1)$ , no nível de preços  $P_0$ .

Na Figura 3(b), tem-se dois efeitos decorrentes da desvalorização cambial: deslocamento da curva de oferta do produto para a esquerda, devido ao aumento do custo dos insumos; e aumento, sobre a curva de oferta, decorrente de um nível de preços mais alto, consequência do crescimento da demanda por exportações (Figura 1(b)).

Como pode ser observado, a eliminação das quotas de

importação e o efeito da desvalorização cambial produzem efeitos contrários na oferta do produto e nos preços dos insumos. O resultado final dessas distorções, agindo simultaneamente, será uma combinação dos efeitos parciais. Assim sendo, é possível que uma política protecionista à indústria de insumos provoque redução da produção agrícola, ou que uma desvalorização cambial não cause seu aumento, visto que esses efeitos dependerão da elasticidade-preço da oferta do produto e dos insumos, assim como das respectivas elasticidades parciais de substituição.

Usando um modelo teórico similar ao de Zylbersztajn & Johnson (1985), é possível mensurar os efeitos da eliminação do protecionismo e de uma desvalorização cambial, atuando separadamente ou em conjunto. Sua descrição é feita a seguir, partindo-se do Lema de Shephard.

O Lema de Shephard possibilita a obtenção da demanda por fatores condicionada pelo produto<sup>7</sup>, por

$$\frac{\partial c(w, y)}{\partial w_i} = u_i(w, y) \quad (7),$$

Igualando o preço do produto ao custo marginal de produção, no equilíbrio competitivo, para a função de custo médio, linear homogênea, tem-se:

$$\frac{\partial yc(w)}{\partial y} = c(w) = P_y \quad (8),$$

em que  $P_y$  é o preço do produto.

---

<sup>7</sup>Ver Hertel (1984).

Diferenciando a expressão (8) em relação aos preços dos fatores, e substituindo (7) no resultado, após arranjo dos termos, obtém-se a expressão das mudanças relativas dos preços do produto ( $E_{p_y}$ ):

$$E_{p_y} = \sum_i s_i E_{w_i} \quad (9),$$

em que  $s_i$  é a parcela de custo do fator  $i$ ;  $E_{w_i}$ , a mudança relativa no preço dos fatores; e  $E$ , o operador de mudança relativa ( $E\xi = d\ln\xi$ ).

A diferenciação total da expressão (7), associada ao conceito de elasticidade parcial de Allen, permite a obtenção da expressão das mudanças relativas nas quantidades de fatores ( $E_{x_i}$ ):

$$E_{x_i} = \sum_j \sigma_{ij} s_j E_{w_j} + E_y \quad (10),$$

em que  $E_y$  é a mudança relativa na quantidade de produto.

As expressões para mudanças relativas nos preços de produto ( $E_{p_y}$ ) e de fatores ( $E_{w_i}$ ), conforme Zylbersztajn & Johnson (1985), podem ser expressas por

$$E_{p_y} = \left( \frac{1}{\eta} \right) E_y + T_y \quad (11),$$

$$E_{w_i} = \left( \frac{1}{\varepsilon_i} \right) E_{x_i} + T_x \quad (12),$$

em que  $\eta$  é a elasticidade-preço da demanda pelo produto final;  $\varepsilon_i$ , a elasticidade-preço parcial da oferta do fator  $i$ , com relação a seu próprio preço; e  $T_x$  e  $T_y$  são deslocadores verticais das funções de oferta de fatores e demanda por produto, expressas em mudanças percentuais.

O modelo utilizado por esses autores relaciona o mercado de fatores ao do produto, tendo como variáveis endógenas  $E_w$ ,  $E_x$  e  $E_y$ . Construindo matrizes de elasticidades-preço de oferta ( $\Gamma$ ) e demanda

dos fatores ( $\Phi$ ), e, ainda, um vetor de parcelas do custo ( $S$ ), pode-se obter as mudanças relativas decorrentes de choques exógenos ( $T_x$  e  $T_y$ ) no mercado do produto, de fatores, ou em ambos, simultaneamente, de modo a captar os efeitos de intervenções no mercado cambial. Portanto, tem-se, na forma matricial, as expressões a seguir:

$$E_y = [S'(\Gamma - \Phi)^{-1}\gamma]^{-1}T_y - [S'(\Gamma - \Phi)^{-1}\gamma]^{-1}[S'(\Gamma - \Phi)^{-1}]\delta T_x \quad (13),$$

em que  $(\Gamma - \Phi)^{-1} = (I - \Gamma^{-1}\Phi)^{-1}\Gamma^{-1}$  ;  $\delta$  é um vetor de zeros e uns que permite introduzir um choque nos preços de qualquer fator; e  $\gamma$ , um vetor coluna de “uns”.

As mudanças relativas nos preços dos fatores são expressas por

$$E_w = (\Gamma - \Phi)^{-1}\gamma D^{-1}T_y + \left\{ [I - (\Gamma - \Phi)^{-1}\gamma D^{-1}S'](\Gamma - \Phi)^{-1}\Gamma \right\} \delta T_x \quad (14),$$

em que  $D = S'(\Gamma - \Phi)^{-1}\gamma$

Para as mudanças relativas nas quantidades de fatores ( $E_x$ ), tem-se

$$E_x = [\Phi(\Gamma - \Phi)^{-1}\gamma D^{-1} + \gamma D^{-1}]T_y + \left\{ \Phi [I - (\Gamma - \Phi)^{-1}\gamma D^{-1}S'] \right\} [(\Gamma - \Phi)^{-1}\Gamma] - \gamma D^{-1} [S'(\Gamma - \Phi)^{-1}\Gamma] \delta T \quad (15),$$

As mudanças relativas nas parcelas dos fatores no valor da produção ( $E_s$ ) serão

$$E_{S_j} = E_{w_j} + E_{x_j} - E_{P_y} - E_y \quad (16).$$

### 3. Operacionalização das variáveis

Este trabalho estuda a cultura de café em grãos, no período entre setembro de 1988 e maio de 1998, na região de Viçosa, MG. Consideraram-se mão-de-obra (M), equipamentos (E), insumos (I) e terra (T) como fatores produtivos. O item insumos refere-se, especificamente, a fertilizantes e defensivos agrícolas utilizados no processo.

As equações de parcelas de custo expressas anteriormente são estimadas através de sistema de equações aparentemente não-relacionadas (método de Zellner), uma vez que possuem ligações por meio dos seus erros aleatórios. Para tornar o modelo operacional, deve-se impor restrições de simetria e homogeneidade, e solucionar o problema de singularidade da matriz de co-variância dos erros das equações de parcelas (Greene, 1997).

São estimadas n-1 equações de parcelas de custo, e os parâmetros da equação restante, obtidos por diferença, para evitar uma matriz singular de co-variância dos erros (Berndt, 1991).

Explicitadas as equações de parcela de custo para os fatores mão-de-obra, equipamentos e insumos, a partir de (2), e impostas as restrições de simetria e homogeneidade, as expressões foram estimadas na forma

$$\left\{ \begin{array}{l} S_M = \beta_M + \beta_{MM} \ln \frac{P_M}{P_T} + \beta_{ME} \ln \frac{P_E}{P_T} + \beta_{MI} \ln \frac{P_I}{P_T} \\ S_E = \beta_E + \beta_{EE} \ln \frac{P_E}{P_T} + \beta_{ME} \ln \frac{P_M}{P_T} + \beta_{EI} \ln \frac{P_I}{P_T} \\ S_I = \beta_I + \beta_{II} \ln \frac{P_I}{P_T} + \beta_{MI} \ln \frac{P_M}{P_T} + \beta_{EI} \ln \frac{P_E}{P_T} \end{array} \right. \quad (17),$$

em que  $S_M$ ,  $S_E$  e  $S_I$  são as parcelas de custo de cada um dos fatores.

Os parâmetros para a parcela de custo do fator terra foram obtidos

a partir das restrições de simetria e homogeneidade, por diferença.

Utilizaram-se planilhas de custo para a região de Viçosa, MG, com preços de mercado coletados mensalmente por pesquisadores do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa<sup>8</sup>, para o período em estudo, abrangendo todos os itens geradores de custo. A estrutura produtiva foi determinada via pesquisa com produtores da região, no início da coleta dos dados, e suposta constante durante todo o período.

As séries de preços de equipamentos e de mão-de-obra foram obtidas diretamente das planilhas de custo, com preços observados no mercado, e se referem aos valores de locação do equipamento e dia/homem de serviço eventual, respectivamente. Utilizou-se o preço do sulfato de amônia do IEA - Secretaria de Agricultura de São Paulo - como “*proxy*” do preço dos insumos/fertilizantes, em virtude da grande quantidade de produtos utilizados.

O custo da terra foi obtido considerando-se o valor semestral de arrendamento de terras para lavouras, para Minas Gerais, conforme dados da Fundação Getúlio Vargas, e uma produtividade média de 40 sacos por hectare (sacos de 60 kg). Os dados mensais foram obtidos interpolando-se-os linearmente entre as informações semestrais.

Todas as séries de preços foram deflacionadas pelo IGP-DI, da Fundação Getúlio Vargas, para junho de 1998.

A operacionalização do modelo de desequilíbrio foi feita a partir das expressões (13), (14), (15) e (16), em que:  $S'$  é um vetor (1x4) das estimativas das parcelas médias de custo de cada fator;  $G$ , uma matriz (4x4) diagonal das elasticidades-preço da oferta de cada fator obtidas por Lopes (1977), citado por Zylbersztajn (1983), correspondendo a 1,23, 0,50, infinita e 0,31, para mão-de-obra, equipamentos, insumos e terra, respectivamente;  $\Phi$ , uma matriz (4x4) das elasticidades-preço da demanda por fatores, obtida na Tabela 2;  $\delta$ , um vetor (4x1) de zeros e

---

<sup>8</sup> Os autores agradecem ao pesquisador Ângelo Antônio Ferreira, pela valorosa colaboração na obtenção dos dados.

uns, em que se adotou somente o fator insumos como sob choque da desvalorização cambial;  $\gamma$ , um vetor unitário (4x1); e  $T_x$  e  $T_y$  são choques tarifários e cambiais, vetores (1x1).

Foram adotados dois cenários, considerando um choque cambial, desvalorizando a moeda em 30% e 50% e verificando os resultados, em termos de mudanças relativas ( $E_{wi}$ ,  $E_{xi}$ ,  $E_y$ ,  $E_{si}$ ), para cada fator  $i$  (mão-de-obra (M), equipamentos (E), insumos/fertilizantes (I), e terra (T)). A taxa de câmbio de utilizada como referência é a efetiva.

Neste trabalho, considera-se o modelo de desequilíbrio mais amplo, em que choques cambiais atuam encarecendo relativamente as importações e barateando, também relativamente, as exportações, face aos preços internacionais. Desta forma, uma desvalorização cambial tende a aumentar o custo dos insumos importados e a receita em moeda corrente dos produtos exportados.

A questão do protecionismo não é considerada, sendo  $T_x = 0$ , supondo-se não-alteração da política tarifária, havendo apenas o choque de uma desvalorização cambial.

#### **4. Resultados e discussão**

Considerando o modelo translog, utilizou-se o software EViews<sup>®</sup> na estimativa dos parâmetros, pelo método de equações aparentemente não-relacionadas (SUR), apresentados na Tabela 1.



Tabela 1- Estimativas dos parâmetros das parcelas de custo dos fatores de produção de café, set./88 a maio./98

Parâmetro	Estimativa	Erro-padrão
$\beta_M$	0,6713*	0,0487
$\beta_{MM}$	0,2078*	0,0076
$\beta_{ME}$	-0,0175**	0,0075
$\beta_{MI}$	-0,1143*	0,0067
$\beta_{MT}$	-0,0760	-
$\beta_E$	-0,0208 <sup>ns</sup>	0,0499
$\beta_{EE}$	0,0277*	0,0103
$\beta_{EI}$	-0,0016 <sup>ns</sup>	0,0072
$\beta_{ET}$	-0,0086	-
$\beta_I$	-0,5410*	0,0603
$\beta_{II}$	0,1652*	0,0094
$\beta_{IT}$	-0,0493	-
$\beta_T$	0,8905	-
$\beta_{TT}$	0,1339	-

Fonte: Dados da pesquisa

\* Estatisticamente significativo a 1%; \*\* estatisticamente significativo a 5%; ns = não-significativo;  $\beta_i$  é o intercepto da expressão da parcela de custo do fator i;  $\beta_{ij}$  o parâmetro da variável  $\ln(P_j/P_T)$  na expressão da parcela de custo do fator i; i e j denotam o fator (M = mão-de-obra; E = equipamentos; I = insumos/fertilizantes; T = terra); os parâmetros para o fator terra foram obtidos por diferença.

O modelo apresentou bom ajustamento, com comportamento satisfatório dos resíduos. O intercepto  $\beta_E$  e o parâmetro  $\beta_{EI}$  foram os únicos estatisticamente não-significativos, e os parâmetros sem erro-padrão foram obtidos por diferença, das condições de homogeneidade da função discutidas anteriormente.

Calcularam-se as elasticidades-preço da demanda por fatores e as elasticidades parciais de substituição de Allen, conforme as expressões

(3), (4), (5) e (6), obtendo-se as Tabelas 2 e 3.

Observa-se, na Tabela 2, que os valores de elasticidades-preço da demanda por fatores são estatisticamente significativos, à exceção da cruzada entre mão-de-obra e equipamentos. As elasticidades-preço diretas apresentaram sinais de acordo com a teoria, à exceção do fator terra, positivamente inclinada. Contudo, não se dispõe de informação sobre a significância estatística desta, assumida, estatisticamente, como não-diferente de zero.

Tabela 2- Estimativas das elasticidades-preços diretas e cruzadas da demanda por fatores de produção de café, set./88 a maio/98<sup>1</sup>

Quantidade	Preço				
	Mão-de-obra	Equipamentos	Insumos	Terra	Σ das linhas
Mão-de-obra	-0,0883* (0,0167)	0,0091 <sup>ns</sup> (0,0166)	0,1186* (0,0147)	-0,0394	0,0000
Equipamentos	0,0866 <sup>ns</sup> (0,1582)	-0,3705** (0,2163)	0,3367** (0,1504)	-0,0528	0,0000
Insumos	0,1455* (0,0181)	0,0433** (0,0193)	-0,1836* (0,0254)	-0,0052	0,0000
Terra	-0,1400	-0,0196	-0,0152	0,1748	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa

1. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

\* Significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; ns = não significativo.

Com relação à substitutibilidade/complementaridade entre os fatores de produção (Tabelas 2 e 3), verifica-se que as relações entre mão-de-obra, insumos e equipamentos são todas de substituição. O fato do fator terra apresentar-se complementar aos demais pode ser entendido pela necessidade de mais equipamentos, mão-de-obra e fertilizantes para cultivo de uma área maior, pelas próprias características da cultura na região da Zona da Mata, em Minas Gerais. Para uma área maior, haveria necessidade de mais máquinas de secagem, mais mão-de-obra para produção e secagem do produto, e mais fertilizantes e defensivos.

Tabela 3- Estimativas das elasticidades de substituição de Allen entre fatores de produção de café, set./88 a maio/98<sup>1</sup>

Quantidade	Preços			
	Mão-de-obra	Equipamentos	Insumos	Terra
Mão-de-obra	-0,1944* (0,0368)	0,1912 <sup>ns</sup> (0,3483)	0,3203* (0,0398)	-0,3081
Equipamentos		-7,7836** (4,5401)	0,9093** (0,4061)	-0,4128
Insumos			-0,4958* (0,0686)	-0,0407
Terra				1,3667

Fonte: Dados da pesquisa

1. Os valores entre parênteses são os erros padrão.

\* Significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; ns = não significativo.

O grau de substituição mais elevado, observado na elasticidade de Allen foi entre equipamentos e insumos, sendo bem próximo da unidade. A relação entre insumos e equipamentos como substitutos era inesperada. Como se utilizaram o preço do sulfato de amônia como “*proxy*” para preço dos insumos/fertilizantes e o de equipamentos e mão-de-obra diretamente das planilhas de custo observadas na região de Viçosa, um índice ponderado talvez fosse uma “*proxy*” de melhor qualidade para preço de insumos/fertilizantes.

As restrições de simetria e homogeneidade impostas podem ser verificadas pela simetria observada nas elasticidades parciais de substituição de Allen (Tabela 3) e pela soma das linhas (Tabela 2). A característica de monotonicidade da função custo foi atendida, uma vez que as parcelas de custo dos fatores de produção de café foram todas positivas, tendo-se como média de seus valores estimados 0,0476; 0,3703; 0,4542; e 0,1279, para equipamentos, insumos, mão-de-obra e terra, respectivamente. Verifica-se que os fatores insumos e mão-de-obra correspondem à maior parte do custo. A participação da terra chegou a 12,8% e a parcela de custo dos equipamentos não contribuiu significativamente (4,8%), dada a tecnologia utilizada.

Os resultados da aplicação da desvalorização cambial apresentados na Tabela 4 mostram que a demanda por fatores sofreria mudanças relativas positivas, com maior alteração no fator terra, seguido de insumos e mão-de-obra. A demanda do fator insumos/fertilizantes ( $E_{XI}$ ), devido à pressão positiva na oferta, aumentaria aproximadamente no mesmo percentual do choque de desvalorização cambial. O efeito pequeno na demanda por equipamentos ( $E_{XE}$ ) era esperado, uma vez que são fracamente utilizados na tecnologia de produção de café na região estudada.

Os efeitos nos preços dos insumos são acentuados quando a desvalorização cambial ( $T_Y$ ) passa de 30% para 50%, o que era esperado, com mudanças relativas positivas nos preços domésticos de mão-de-obra ( $E_{WM}$ ), equipamentos ( $E_{WE}$ ) e terra ( $E_{WT}$ ). O fator terra apresentou alterações significativas em seus preços, comparativamente aos demais fatores, com elevação maior que o percentual do choque aplicado, em termos absolutos.

tabela 4 - Mudanças relativas decorrentes de choques cambiais exógenos

Especificação	$T_Y = 0,30$	$T_Y = 0,50$
$E_{XM}$	0.1817	0.3029
$E_{XE}$	0.1037	0.1728
$E_{XI}$	0.2830	0.4717
$E_{XT}$	0.5406	0.9010
$E_{WM}$	0.1477	0.2462
$E_{WE}$	0.2074	0.3456
$E_{WI}$	0.0000	0.0000
$E_{WT}$	1.7440	2.9066
$E_{SM}$	-0.2320	-0.3866
$E_{SE}$	-0.2504	-0.4173
$E_{SI}$	-0.2784	-0.4640
$E_{ST}$	1.7232	2.8719
$E_Y$	0.2614	0.4357

Fonte: Dados da pesquisa

\*  $E_{Xi}$  são as mudanças nas quantidades dos fatores;  $E_{wi}$  nos preços dos fatores;  $E_{Si}$  nas parcelas dos fatores no valor da produção;  $i$  denota o fator (M = mão-de-obra; E = equipamentos; I = insumos/fertilizantes; T = terra);  $E_Y$  são as mudanças na produção;  $T_Y$  é o valor da desvalorização cambial aplicada (30% e 50%).

O efeito nulo sobre o preço de insumos ( $E_{WI}$ ) era inesperado, pois sabe-se que a desvalorização não altera os preços dos insumos importados em moeda estrangeira, mas provoca elevação em seus preços em moeda doméstica. Tal resultado foi obtido pelo fato de a elasticidade-preço da oferta de insumos, tratados como importados, ser infinitamente elástica (Figura 2b). O valor infinito na operação com matrizes inversas provocou o valor nulo no resultado, indicando que o modelo necessita de aperfeiçoamentos. A mudança relativa nula no preço é o mesmo resultado obtido no modelo de Zylbersztajn (1983) para algodão e milho em São Paulo ( para  $T_x = 0$  e  $T_y > 0$ ).

Verifica-se que, embora haja variações positivas nos preços e nas quantidades demandadas de todos os fatores, as mudanças nas parcelas destes no valor da produção são negativas, à exceção da do fator terra ( $E_{ST}$ ). Isto acontece em virtude do predomínio de aumentos de preço e quantidade demandada do fator terra, que passou a ser mais influente no valor da produção.

A mudança relativa na produção ( $E_Y$ ) é grande, com aumentos de 26,14% e 43,57% para desvalorizações de 30% e 50%, respectivamente.

## **6. Conclusão**

Neste trabalho, estudou-se a produção de café na região de Viçosa, MG, no período entre setembro de 1988 e maio de 1998. Aplicaram-se choques de desvalorização cambial em dois cenários (30% e 50%), verificando-se aumentos na demanda por fatores, principalmente pelo fator terra, sendo que a demanda por insumos/fertilizantes importados sofreria aumentos equivalentes aos choques aplicados (30% e 50%).

Em termos de produção de café, esta seria elevada em 26,14% e 43,57%, respectivamente, nos dois cenários.

Como era esperado, o fator equipamentos não se apresentou

importante na produção de café na região estudada, e o fator mão-de-obra responderia com aumentos de aproximadamente metade do percentual de desvalorização na demanda e no preço. Portanto, choques de desvalorização cambial seriam úteis para combate ao desemprego, estimulando a produção, mas gerando, como efeito negativo, a elevação dos preços dos fatores.

Nota-se, entretanto, que foi adotado um choque exógeno no câmbio, sem considerar alterações na política tarifária. Dessa forma, uma política anti-inflacionária que aumentasse as tarifas sobre fatores importados poderia alterar os resultados obtidos.

Outra limitação refere-se aos valores das elasticidades-preço da oferta de fatores com base em Lopes (1977), citado por Zylbersztajn (1983), considerados em seu nível intermediário e necessitando de atualização.

## **7. Referência Bibliográfica**

ALVES, E.. **A função custo**. Brasília : Embrapa-SPI, 1996, 106 p..

BERNDT, E. R.. **The practice of econometrics classic and contemporary**. Addison-Wesley, 1991.

GREENE, W. H.. **Econometric analysis**. New Jersey : Prentice Hall, 1997.

HERTEL, T. W.. **Applications of duality and flexible functional forms: the case of the multiproduct firm**. Purdue : Purdue University, 1984 (Research Bulletin, 980).

REIS, R. P. & TEIXEIRA, E. C.. Estrutura de demanda e substituição de fatores produtivos na pecuária leiteira: um modelo de custo

translog. **Revista Brasileira de Economia**, 49(3), jul.-set./95, p.545-554.

ZYLBERSZTAJN, D. & JOHNSON, P. R.. Distorções de preços na agricultura brasileira: uma aplicação da teoria de dualidade e formas flexíveis funcionais. **Revista de Economia Rural**, 23(4), out.-dez./85, p. 611-630.

ZYLBERSZTAJN, D.. **Price distortions in brazilian agriculture: an application of duality theory and flexible functional forms**. Raleigh : North Carolina State University, 1983, 142 p.. Ph.D. dissertation - North Carolina State University, 1983.