

Condicionantes das exportações de café do Espírito Santo

Edson Zambon Monte¹
Gutemberg Hespanha Brasil²

Resumo: Este estudo teve por objetivo identificar os principais determinantes das exportações de café do Espírito Santo. O instrumento metodológico utilizado foi uma abordagem geral para específico, desenvolvida pela London School of Economics (LSE). Na estimação da equação de exportação de café, foram utilizados dois modelos econométricos: um na forma linear e outro na forma duplo-logarítmica (ou log-log). Constatou-se que a forma funcional que melhor se adequou aos critérios estabelecidos foi a linear. As variáveis relevantes para as exportações de café do Espírito Santo foram a taxa de câmbio real, o preço do café conilon, o preço interno, a produção de café do Espírito Santo, a produção de café mundial e o estoque de café do Brasil. A variável mais importante da determinação das exportações de café foi a taxa de câmbio real.

Palavras-chave: comércio internacional, cafeicultura, abordagem geral para específico.

Restrictions on exports of coffee of the Espírito Santo

Abstract: The objective of this paper is to identify the main determinants of coffee exports of Espírito Santo. The general for specific approach, developed for the London School of Economics (LSE), is used as methodological instrument. In the estimate of the equation of coffee exports were used two econometrical models: one in the linear form and another one in the double-logarithmic form (or log-log). The functional form that better was adjusted to the established criteria was the linear one. In according with the general for specific approach, the relevant variables for the coffee exports of Espírito Santo were the tax of real exchange, the price of conilon coffee, the domestic price, the coffee production of Espírito Santo, the production of world-wide coffee and the stock coffee of Brazil. The most important variable in the determination of exports of coffee was the exchange tax.

Keywords: international trade, coffee, general for specific approach.

Introdução

Após a crise vivenciada na cafeicultura no período de 1930 a 1970, a cultura começou

a recuperar-se na década de 1970. A crise havia reduzido o volume de café produzido pelo Espírito Santo, assim como suas exportações.

¹ Mestre em Economia, economista do Banco de Desenvolvimento do Espírito Santo S. A. Avenida Princesa Isabel, 54, 8º andar, Centro, CEP 29010-906, Vitória, Espírito Santo. E-mail: edsonzambon@yahoo.com.br

² Doutor, professor associado da Universidade Federal do Espírito Santo, Avenida Fernando Ferrari, 514, Campus Universitário Almor Queiroz de Araújo, Centro de Ciências Exatas, Departamento de Estatística, Goiabeiras, Vitória, Espírito Santo, CEP 29075-910. E-mail: ghbrasil@terra.com.br

No entanto, a partir de 1975, foram retomados os plantios, a produção voltou a aumentar e as exportações começaram a crescer significativamente. No período entre 1981 e 2006, as exportações de café do Estado elevaram-se, em média, 4,7% ao ano.

A partir da década de 1990, a cafeicultura ganha novo impulso, com a liberalização de mercado para essa cultura, em virtude da extinção do Instituto Brasileiro do Café (IBC). Isso promoveu o incentivo à melhoria da qualidade do café produzido e consumido domesticamente, assim como dos cafés exportados. A instalação de multinacionais no Brasil, ao longo da década de 1990, também foi responsável pela melhoria de qualidade do café, estimulando os agentes do agronegócio a aumentar sua produtividade.

A despeito do sucesso da nova fase vivenciada pela cafeicultura a partir de 1990 – o que elevou as exportações do setor –, deve-se atentar para os fatos que podem afetar a participação, tanto do Espírito Santo quanto do Brasil, no comércio internacional de café, e comprometer a sustentabilidade da cultura, como a desvalorização da taxa de câmbio e o crescimento da produção e da exportação dos países concorrentes, como o Vietnã e a Colômbia.

O Espírito Santo é o segundo maior produtor de café do Brasil, respondendo por cerca de 25% da produção. Do total produzido, aproximadamente 51% foram exportados em 2006, cujos principais destinos foram Estados Unidos, Eslovênia, Alemanha, países da região do Mediterrâneo e Argentina. As exportações de café do Estado corresponderam a aproximadamente 17,8% das exportações brasileiras de café no ano de 2006. A máxima participação do Espírito Santo nas exportações brasileiras de café ocorreu em 2002 (32,5%).

Nesse contexto, a cultura cafeeira é um importante gerador de receitas para o Estado do Espírito Santo. De acordo com dados do Centro de Desenvolvimento Tecnológico do Café (CETCAF, 2006), o Produto Interno Bruto (PIB) da cafeicultura no estado vem aumentando significativamente desde 1996, com uma elevação

média anual de aproximadamente 12,2% ao ano. Entre os fatores que colaboram para esse crescimento está o aumento de produtividade da cultura, com novas técnicas de produção, e o aumento da qualidade do produto.

O Estado do Espírito Santo vem crescendo significativamente nos últimos anos, com taxas superiores ao crescimento nacional. A agricultura ainda é a atividade econômica com maior relevância social, mantendo a população rural no campo e estimulando a geração de emprego e o aumento de renda. Nesse contexto, a cafeicultura continua sendo fundamental. Em 2004, por exemplo, a cultura representou cerca de 43,6% do PIB agrícola estadual (IJSN, 2007).

Nos últimos anos, diversos estudos vêm sendo realizados com o intuito de avaliar os determinantes e o desempenho das exportações brasileiras de algumas commodities no mercado internacional, entre as quais o café. Pode-se citar, entre esses trabalhos: Zini Júnior (1988), Castro e Cavalcanti (1997), Cavalcanti e Ribeiro (1998), Carvalho e Negri (2000), Miranda (2001), Barros et al. (2002), Alves e Bacchi (2004), Silva e Bacchi (2005) e Moraes e Barbosa (2006). O tema ganhou relevância a partir dos anos 1990, em virtude da liberação comercial ocorrida no País e, conseqüentemente, do grau de importância que as exportações passaram a ter em relação à estabilidade macroeconômica brasileira, quando se leva em consideração um contexto de economia aberta. Entretanto, no Espírito Santo, esses estudos ainda não foram difundidos de maneira significativa, especialmente no que diz respeito à cultura cafeeira.

Dessa forma, considerando que o Espírito Santo é o segundo maior produtor de café do Brasil, que suas exportações de café alcançam, em média, 20% das exportações nacionais e que a cultura cafeeira é um importante gerador de receitas e elemento fundamental para o desempenho socioeconômico do Estado, este trabalho se propõe a estimar a equação de exportação que explique o comércio internacional de café do Espírito Santo, com o intuito de identificar os principais determinantes do desempenho exportador dessa commodity.

Como restrições a este do trabalho, pode-se destacar: a) poucas fontes de dados relativos às variáveis de interesse da pesquisa, o que acarretou a utilização de proxies de algumas séries de dados; b) o fato de algumas variáveis apresentarem somente séries anuais, o que motivou adaptações para torná-las mensais; c) a falta de estudos econométricos voltados para a economia do Espírito Santo, especialmente para a cultura cafeeira; e d) poucos estudos no Brasil que utilizem a metodologia geral para específico, metodologia essa adotada neste estudo.

Abordagem geral para específico

Aspectos gerais

Este estudo adotou uma metodologia que ainda é pouco utilizada no Brasil, principalmente no que se refere às exportações de commodities. Trata-se da metodologia de abordagem geral para específico, também conhecida como abordagem de Hendry, desenvolvida na London School of Economics (LSE), na década de 1960. Diferentemente da metodologia tradicional, em que os modelos econométricos são formulados a partir de um modelo (ou função) derivado da teoria econômica, na abordagem geral para específico, os modelos econométricos são construídos e originados de um processo gerador de dados (Data Generating Process – DGP). Como salienta Gilbert (1986), estatisticamente, o DGP é definido como uma distribuição comum de todos os dados da amostra, ou seja, variáveis endógenas e exógenas. O DGP pode ser representado pela equação 1:

$$D(X_T^1 / X_0, \Theta) = \prod_{t=1}^T D(x_t / X_{t-1}, \Theta) \quad (1)$$

em que:

D é a função de densidade conjunta.

$X_T^1 = (x_1, \dots, x_T)$, em que os x_t são uma amostra com T observações e K variáveis.

Θ , vetor de parâmetros desconhecidos.

X_0 , matriz da condição inicial.

$X_{t-1} = x_1, \dots, x_{t-1}$; e_t , $X_t^1 = X_0^1 X_t^1$.

A abordagem geral para específico sugere que se comece com um modelo com vários regressores, reduzindo-o gradativamente, até que se chegue a um modelo que contenha apenas variáveis “importantes”. Assim, parte-se de um modelo dinâmico, com uma ordem de defasagem suficientemente grande para incluir a defasagem verdadeira das variáveis, cuidando-se para que, no processo de reduções, não sejam perdidas informações relevantes.

Gujarati (2000) salienta que o objetivo da metodologia de Hendry é encontrar uma equação que represente o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis (modelo específico). Essa equação de longo prazo pode ser representada, por exemplo, pelo modelo autorregressivo de defasagem distribuída (ADD), apresentado na equação 2:

$$Y_t = \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_m X_{t-m} + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 Y_{t-2} + \dots + \delta_m Y_{t-m} + u_t \quad (2)$$

em que:

Y representa a variável dependente.

X_t , o conjunto de variáveis explicativas da variável Y .

t , o tempo atual.

m , o número de defasagens.

u_t , o termo do erro.

A equação 2 representa um modelo dinâmico, dado que considera o comportamento de uma variável no decorrer do tempo.

Hendry e Richard (1982) descrevem o processo de simplificação do modelo geral para específico nos passos seguintes: marginalização, condicionamento, reparametrização, estimação e diagnóstico. Posteriormente, Pagan (1992) in-

corporou a esses passos a análise de ordem de integração e de cointegração das variáveis.

Processo de redução

Depois de selecionar um modelo geral (com várias defasagens), deve-se proceder à busca por um modelo mais apropriado (parcimonioso). Para isso, faz-se uma simplificação do modelo geral, por meio de testes apropriados. O propósito é, então, trabalhar o número de defasagens a serem incluídas no modelo.

A simplificação do modelo pode ocorrer de várias maneiras, isto é, podem ser utilizados vários critérios de seleção. Para Hendry (2000), as rotas de seleção pobres tendem a resultar em modelos que não são úteis. Entretanto, alguns economistas mostram-se preocupados com o impacto das regras de seleção sobre as propriedades dos modelos resultantes, e insistem no uso de especificações a priori. Hendry (2000) salienta que, baseando-se nas ideias desses economistas, as respostas já serão conhecidas antes que se comece a trabalhar o modelo empírico, negando, assim, o papel útil da modelagem empírica.

No processo de simplificação, inicia-se com um modelo dinâmico geral, que inclua uma elevada quantidade de defasagens. Posteriormente, faz-se a redução gradual do modelo, baseando-se na significância das estatísticas *t*-student e *F*-Snedecor.

Além disso, no processo de redução gradativa, utilizam-se os seguintes critérios: Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Information Criterion (BIC) e o critério Hannan-Quin (HQ). O modelo a ser escolhido é aquele que apresentar o menor valor para os critérios escolhidos.

Testes de especificação do modelo³

Realizada cada redução do modelo, alguns testes devem ser feitos para testar a especificação dele. Neste trabalho, foi utilizado o

software econométrico PcGive em sua versão 10.0, para realização dos seguintes testes:

1) Autocorrelação (AR): a autocorrelação pode ser definida como “correlação entre membros de séries de observações ordenadas no tempo (como em uma série temporal) ou no espaço (dados de corte)” (GUJARATI, 2006, p. 358). No contexto de regressão, o modelo clássico de regressão linear supõe que não existe autocorrelação nas perturbações u_t . Entre os testes para detectar a autocorrelação está o teste de Breusch-Godfrey (BG) de autocorrelação de ordem superior. Para a realização desse teste, supõe-se que o termo de perturbação u_t seja gerado pelo esquema autorregressivo de *p*-ésima ordem, apresentado na equação 3:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que ε_t é um termo de perturbação puramente aleatório, com média zero e variância constante.

A hipótese nula H_0 é dada por: $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$. Pela hipótese, todos os coeficientes autorregressivos são simultaneamente iguais a zero, isto é, não existe autocorrelação de nenhuma ordem. Essa hipótese não será rejeitada quando o *p*-valor for superior ao nível de significância utilizado.

2) Heteroscedasticidade condicional autorregressiva (ARCH): se a variância dos erros de previsão não for constante, mas variar de um período para outro, haverá autocorrelação da variância do erro (u_t). Para capturar essa correlação, Engle (1982) desenvolveu o modelo ARCH. A ideia central do ARCH é que a variância de u no instante t ($=\sigma_t^2$) depende do tamanho do termo de erro ao quadrado no instante ($t-1$), isto é, depende de u_{t-1}^2 . A hipótese de variância do erro homoscedástica não será rejeitada quando o *p*-valor for superior ao nível de significância utilizado.

³ Hendry e Doornik (1996) apresentam em detalhes os testes envolvidos, assim como a forma como foram elaborados no software PcGive.

3) Normalidade da distribuição dos resíduos: o teste de normalidade testa se os resíduos seguem distribuição normal. Para sua realização, utiliza-se o teste de normalidade de Jarque-Bera (JB) (JARQUE; BERA, 1987). A hipótese nula é a de que os resíduos são distribuídos normalmente (normalidade). Essa hipótese não será rejeitada quando o p -valor for superior ao nível de significância utilizado.

4) Teste de especificação do modelo: um dos testes para verificar o erro de especificação do modelo é o teste Reset (*Regression Specification Error Test*) proposto por Ramsey (1969). A ideia central do teste é verificar se os resíduos possuem média zero. A hipótese nula a ser testada é que não há erro de especificação do modelo. Essa hipótese não será rejeitada se o p -valor for superior ao nível de significância utilizado.

Verificar a constância dos parâmetros

A estabilidade dos parâmetros (a constância dos parâmetros) é verificada por meio do teste F , proposto por Chow (1960). O propósito é testar a hipótese de que os coeficientes e a variância residual do modelo condicional continuam constantes no período de estimação, uma vez que eles foram estimados com erro, ou seja, não houve quebra estrutural do modelo estimado.

A mudança estrutural do modelo pode significar que os dois interceptos são diferentes, ou que as duas inclinações são diferentes, ou, então, que tanto os interceptos quanto as inclinações são diferentes, ou, ainda, qualquer outra combinação adequada dos parâmetros. A hipótese nula é de que o modelo é estruturalmente estável. Essa hipótese não será rejeitada quando o p -valor for superior ao nível de significância utilizado.

Resultados e discussões

Neste capítulo, primeiramente serão apresentadas as variáveis escolhidas para representa-

rem a equação de exportação de café do Espírito Santo. Em seguida, serão descritos os resultados encontrados a partir da abordagem geral para específico. No cálculo desses resultados, foram utilizadas duas formas funcionais: a linear e a duplo-logarítmica (log-log).

Apresentação dos dados

Para a determinação da equação de exportação capixaba de café, foram escolhidas as seguintes variáveis: 1) quantidade exportada de café do Espírito Santo (QEXP); 2) taxa de câmbio real (TXCAMB)⁴; 3) preço de exportação do café do Espírito Santo (PREXP); 4) preço do café conilon (PRCONIL); 5) preço do café da Colômbia (PRCOLOM); 6) preço interno (PRINTER); 7) renda interna do Brasil (RENDBR); 8) produção de café do Espírito Santo (PRODES); 9) produção de café mundial (PRODMUND); 10) estoques de café do Brasil (ESTBR); 11) estoques de café dos países importadores (ESTIMP); 12) consumo de café do Brasil (CONSBR); e 13) consumo mundial de café, exceto Brasil (CONSMUND).

A escolha das variáveis foi baseada em estudos e pesquisas feitos no Brasil sobre as exportações de diversas commodities, entre as quais está o café, e nas informações repassadas pelo Centro do Comércio de Café de Vitória (CCCV).

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos da Associação Brasileira da Indústria de Café (ABIC), do CCCV, do Cecaí, da Fundação Getúlio Vargas (FGV), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (Ipea) e da International Coffee Organization (ICO).

No que se refere aos dados da quantidade exportada de café (em sacas de 60 kg) e do preço de exportação (US\$/sc), esses foram obtidos do CCCV. A taxa de câmbio real corresponde ao índice calculado pelo Ipea, denominada de taxa de câmbio efetiva real. O preço interno do café é representado pelo índice de preços recebidos pelos produtores de café (IPR), e está baseado

⁴ A taxa de câmbio real pode ser calculada da seguinte forma: $TCR_t = E_t P^* / P_t$, em que E_t é a taxa câmbio nominal (reais por dólares); P^* , índice de preços do resto do mundo; e P_t , índice de preços doméstico.

nas séries divulgadas pela FGV. O preço do café conilon (US\$/sc), o preço do café da Colômbia (US\$/sc), a produção mundial de café (em sacas de 60 kg), o estoque de café do Brasil (em sacas de 60 kg), o estoque de café dos importadores (em sacas de 60 kg) e o consumo de café mundial (em sacas de 60 kg) foram obtidos da ICO. Quanto ao consumo de café do Brasil (em sacas de 60 kg), a série foi obtida da Abic. No caso da renda interna, será usada como proxy o índice da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física – Indústria Geral, série divulgada pelo IBGE. A produção de café do Espírito Santo (em sacas de 60 kg) foi obtida do Cecaaf.

Marginalização e condicionamento

A marginalização consiste em selecionar, entre as variáveis consideradas como explicativas, aquelas que não são úteis segundo a teoria econômica, verificando-se a significância e os sinais dos parâmetros estimados. Em análise inicial, verificou-se que as variáveis PREXP, PRCOLOM, RENDABR, ESTIMP e CONSMUND não foram significativas na determinação das exportações capixabas de café, quando utilizados os modelos linear e duplo-logarítmico. Ressalta-se que a variável CONSBR foi retirada do modelo estimado, em virtude da sua alta correlação com outras variáveis consideradas explicativas, como o CONSMUND.

Além disso, as variáveis PREXP, PRCOLOM, RENDABR e CONSMUND apresentaram os sinais de seus coeficientes em contradição com os que eram esperados. Com efeito, para as variáveis PREXP, PRCOLOM e CONSMUND, esperava-se encontrar sinais positivos. E, para a variável RENDABR, esperava-se encontrar sinal negativo.

A fim de testar a estacionariedade das séries utilizadas no presente trabalho, para o modelo linear e para o modelo duplo-logarítmico, foram utilizados os testes de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF), desenvolvidos por Dickey e Fuller (1979, 1981).

Todos os modelos utilizados para o teste de raiz unitária – com constante e com tendência, com constante e sem tendência e sem constante e sem tendência – demonstram que as variáveis utilizadas são não estacionárias em nível, ou seja, elas possuem uma raiz unitária, tanto para o modelo linear quanto para o modelo duplo-logarítmico. Como as variáveis são não estacionárias, elas foram diferenciadas. Os resultados do teste de raiz unitária para as variáveis em primeira diferença indicaram a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária. Dessa forma, as variáveis em nível podem ser tomadas como sendo $I(1)$, ou seja, estacionárias em primeira diferença.

Antes de eliminar alguma variável, foram realizados os testes de exogeneidade fraca e de causalidade de Granger, com o intuito de testar a exogeneidade das variáveis. Engle et al. (1983) demonstraram que diferentes objetivos requerem distintos conceitos de exogeneidade: a) exogeneidade fraca é desejável para estimação e testes, sem perda de informação; b) exogeneidade forte é necessária para realizar previsões; e c) superexogeneidade é desejável para simulações políticas. Com o intuito de validar o condicionamento, as variáveis independentes devem ser ao menos fracamente exógenas.

Os resultados, para os modelos linear e duplo-logarítmico, demonstram que as variáveis RENDABR e CONSMUND não causam a variável QEXP no sentido de Granger. Para as outras variáveis – PREXP, TXCAMB, PRCONIL, PRCOLOM, PRINTER, PRODES, PRODMUND, ESTBR e ESTIMP –, rejeitou-se a hipótese nula de não causalidade no sentido de Granger; logo, essas variáveis causam QEXP.

Nesse contexto, baseando-se na estimação da equação inicial de longo prazo e no teste de causalidade de Granger, será estimada a equação de equilíbrio de longo prazo, eliminando-se as variáveis PREXP, PRCOLOM, RENDABR, ESTIMP, CONSBR e CONSMUND, tanto do modelo linear quanto do duplo-logarítmico. Logo, as variáveis escolhidas como relevantes para a estimação da equação de ofer-

ta de exportação de café do Espírito Santo foram: TXCAMB, PRCONIL, PRINTER, PRODES, PRODMUND e ESTBR.

Resultados do teste de cointegração

Importante salientar que o passo inicial para a análise de cointegração é a verificação da ordem de integração das variáveis utilizadas, ou seja, é necessário analisar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais e, em caso afirmativo, estabelecer se a ordem de

integração é a mesma para todas as variáveis em análise (COELHO, 2002).

Baseando-se então no procedimento de dois estágios de Engle e Granger (1987) para a existência de cointegração entre as séries, estima-se a equação de equilíbrio (longo prazo). Primeiramente, estima-se a equação de longo prazo nas variáveis em nível. As Tabelas 1 e 2 demonstram os coeficientes estimados da equação de longo prazo, quando considerados os modelos linear e duplo-logarítmico, respectivamente.

Tabela 1. Coeficientes estimados da equação de longo prazo das variáveis em nível, do modelo linear.

Variável ⁽¹⁾	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	p-valor
CONSTANTE	-400,186	205,22	-1,95	0,045
TXCAMB	6,24104 ***	0,8851	7,05	0,000
PRCONIL	2,30864 ***	0,4269	5,41	0,000
PRINTER	-3,70587 ***	0,5196	-7,13	0,000
PRODES	0,511403 ***	0,0834	6,13	0,000
PRODMUND	0,0405105 *	0,0237	1,71	0,089
ESTBR	-0,177815 ***	0,0452	-3,93	0,000

⁽¹⁾ TXCAMB = taxa de câmbio real; PRCONIL = preço do café conilon; PRINTER = preço interno; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil.

As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND e ESTBR estão expressas em mil sacas de 60 kg.

* Significativo a 10%.

*** Significativo a 1%.

Tabela 2. Coeficientes estimados da equação de longo prazo das variáveis em nível, do modelo duplo-logarítmico.

Variável ⁽¹⁾	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	p-valor
CONSTANTE	-7,02255	1,1385	-2,52	0,013
LTXCAMB	1,87277 ***	0,3319	5,64	0,000
LPRCONIL	0,591744 ***	0,1218	4,86	0,000
LPRINTER	-0,852828 ***	0,1372	-6,22	0,000
LPRODES	0,908376 ***	0,1630	5,57	0,000
LPRODMUND	0,440988 *	0,2673	1,65	0,092
LESTBR	-0,558747 **	0,2450	-2,28	0,024

⁽¹⁾ TXCAMB = taxa de câmbio real; PRCONIL = preço do café conilon; PRINTER = preço interno; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil. As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND e ESTBR estão expressas em mil sacas de 60 kg. L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

Utilizando-se o software econométrico PcGive em sua versão 10.0, observou-se que as variáveis TXCAMB, PRCONIL, PRINTER, PRODES, PRODMUND e ESTBR são cointegradas (mesma ordem de integração e resíduos estacionários), tanto para o modelo linear quanto para o duplo-logarítmico. Foram obtidas, então, a equação 4 (forma linear) e a equação 5 (forma duplo-logarítmica):

$$QEXP = -400,186 + 6,24104TXCAMB_t + 2,30864LPRCONIL_t - 3,70587PRINTER_t + 0,511403PRODES_t + 0,0405105PROMUND_t - 0,177815ESTBR_t \quad (4)$$

$$LQEXP = -7,02255 + 1,87277LTXCAMB_t + 0,591744LPRCONIL_t - 0,852828LPRINTER_t + 0,908376LPRODES_t + 0,440988LPRODMUND_t - 0,558747LESTBR_t \quad (5)$$

Reparametrização, estimação e especificação do modelo

Como salientam Engle e Granger (1987), se as séries das variáveis utilizadas são cointegradas, os modelos linear e duplo-logarítmico apresentados nas equações 4 e 5 podem ser reparametrizados para curto prazo, por meio do mecanismo de correção de erros (MCE). Na estimação do modelo de curto prazo, são utilizadas as variáveis em primeiras diferenças, ou seja, as séries estacionarizadas, e incluídos os resíduos da equação de cointegração (equação de longo prazo), representados, neste caso, por MCE. Com o intuito de encontrar o modelo ideal para representar as exportações de café do Espírito Santo, foram utilizadas inicialmente, no processo de redução, 12 defasagens para as variáveis consideradas relevantes para explicar a equação de exportação e 12 defasagens para o MCE, uma vez que os dados usados no estudo são mensais.

Para escolher a forma funcional mais adequada (melhor desempenho preditivo) para representar a equação de exportação de café do

Espírito Santo, além dos testes de diagnóstico, foram utilizadas as seguintes medidas de acurácia: erro percentual absoluto médio (Mape) e coeficiente de desigualdade U de Theil (Theil's U). Quanto ao Mape, a escolha da forma funcional se dá por meio do menor indicador. No caso do coeficiente de desigualdade U de Theil, sua interpretação é feita da seguinte maneira: se for igual a zero, as variações previstas são iguais às observadas (previsões perfeitas); no mais, o procedimento de previsão é tanto melhor quanto menor for o valor do U de Theil.

Os dados da Tabela 3 são referentes ao cálculo do Mape e do U de Theil, para as previsões realizadas dentro da amostra (de janeiro de 1995 até junho de 2006). Na Tabela 4, são apresentados os cálculos do Mape e do U de Theil, para as previsões fora da amostra (segundo semestre de 2006). Baseando-se, então, nas medidas de acurácia e nos testes de diagnóstico (Tabela 5), especificamente no teste Reset, a forma linear é a mais adequada para representar a equação de exportação de café do Espírito Santo, uma vez que apresentou menores Mape e U de Theil do que a forma duplo-logarítmica, tanto dentro quanto fora da amostra.

Tabela 3. Mape e coeficiente de desigualdade U de Theil, de acordo com a forma funcional, para previsões dentro da amostra.

Medida de exatidão	Forma linear	Forma duplo-logarítmica
Mape (%) ⁽¹⁾	14,86271	14,92869
U de Theil ⁽²⁾	0,070650	0,087780

⁽¹⁾ Mape = erro percentual absoluto médio.

⁽²⁾ U de Theil = coeficiente de desigualdade U de Theil.

Tabela 4. Mape e coeficiente de desigualdade U de Theil, de acordo com a forma funcional, para previsões fora da amostra.

Medida de exatidão	Forma linear	Forma duplo-logarítmica
Mape (%) ⁽¹⁾	17,74777	29,79756
U de Theil ⁽²⁾	0,089705	0,149648

⁽¹⁾ Mape = erro percentual absoluto médio.

⁽²⁾ U de Theil = coeficiente de desigualdade U de Theil.

Nesse contexto, observam-se, na Tabela 5, os resultados dos coeficientes estimados da equação de curto prazo do modelo linear. O coeficiente de determinação ($R^2 = 0,749122$) indica que cerca 74,91 % das variações nas exportações de café do Espírito Santo, em curto prazo,

são explicadas pelas seguintes variáveis: taxa de câmbio, preço do café conilon, preço interno, produção de café do Espírito Santo, produção de café mundial e estoque de café do Brasil.

O valor encontrado para o coeficiente de correção de erros foi de -0,744386 e mostrou-

Tabela 5. Coeficientes estimados da equação de curto (modelo mais parcimonioso), da forma linear.

Variável ⁽¹⁾	Coefficiente	Erro-padrão	t-valor	p-valor
CONSTANTE	8,68761	4,238	-2,05	0,042
DQEXP_2	0,181395 ***	0,058	3,13	0,002
DQEXP_3	0,120652 **	0,056	2,14	0,035
DQEXP_8	-0,143554 ***	0,055	-2,63	0,010
DTXCAMB	7,50076 ***	1,063	7,06	0,000
DTXCAMB_1	4,05571 ***	1,120	3,62	0,000
DTXCAMB_9	-4,07282 ***	1,124	-3,62	0,000
DPRCONIL	5,61245 ***	1,220	4,60	0,000
DPRCONIL_2	3,54544 ***	0,981	3,62	0,000
DPRCONIL_3	3,09523 ***	1,029	3,01	0,003
DPRINTER	-4,59603 ***	1,104	-4,16	0,000
DPRINTER_3	-2,63730 **	1,148	-2,30	0,024
DPRINTER_5	4,87419 ***	1,039	4,69	0,000
DPRINTER_9	5,58756 ***	1,019	5,48	0,000
DPRODES	0,795522 ***	0,200	3,97	0,000
DPRODES_2	-0,914431 ***	0,187	-4,88	0,000
DPRODMUND_4	0,322062 ***	0,112	2,87	0,005
DPRODMUND_6	0,445036 ***	0,121	3,68	0,000
DPRODMUND_8	-0,807747 ***	0,131	-6,17	0,000
DPRODMUND_9	0,419115 ***	0,125	3,36	0,001
DESTBR_4	-0,526292 **	0,233	-2,26	0,026
DESTBR_12	0,544615 ***	0,199	2,74	0,007
MCE_1	-0,744386 ***	0,070	-10,7	0,000
<i>DW</i> = 1,97 $R^2 = 0,749122$ <i>Reset F</i> (1,101) = 0,095487 [0,7580]				
<i>ARCH F</i> (5,92) = 1,0515 [0,3925] <i>AR F</i> (5,97) = 1,5830 [0,1721]				
NORM $\chi^2_2 = 0,37536$ [0,8289]				

⁽¹⁾ TXCAMB = taxa de câmbio real; PRCONIL = preço do café conilon; PRINTER = preço interno; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; MCE = Mecanismo de Correção de Erros. As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND e ESTBR estão expressas em mil sacas de 60 kg. D = significa a primeira diferença da variável.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

se significativo ao nível de significância de 1%, além do que apresentou sinal compatível com a teoria econômica. O coeficiente de correção de erros demonstra que, em média, 74,44% das alterações das exportações capixabas de café, no período corrente, são proporcionadas pelas alterações nas expectativas de elevação da quantidade exportada no período seguinte, considerando o modelo linear.

Todos os parâmetros das variáveis explicativas mostraram-se significativos. Os resultados dos testes de especificação do modelo demonstraram que os resíduos são não autocorrelacionados (AR com p -valor de 0,1721), não heteroscedásticos (ARCH com p -valor de 0,3925) e normais (teste de normalidade com p -valor de 0,8289). O teste Reset (com p -valor de 0,7580) demonstrou que não existem problemas de especificação com o modelo linear.

Quanto à estabilidade do modelo, essa foi analisada utilizando-se o método dos Mínimos Quadrados Recursivos (RLS), presente no software PcGive. O teste de Chow demonstrou que a constância do modelo não pode ser rejeitada ao nível de significância de 1%.

Conclusões

Verificou-se, depois das análises, que a forma funcional que melhor se adequou aos critérios estabelecidos foi a linear. Seguindo a abordagem geral para específico, as variáveis relevantes para as exportações de café do Espírito Santo foram: a taxa de câmbio real (TXCAMB), o preço do café conilon (PRCONIL), o preço interno (PRINTER), a produção de café do Espírito Santo (PRODES), a produção de café mundial (PRODMUND) e o estoque de café do Brasil (ESTBR). Ao contrário do que se esperava, a variável preço de exportação de café (PREXP) não se mostrou significativa.

A variável com maior impacto sobre as exportações de café capixabas foi a taxa de câmbio. Com efeito, além de ela exercer impacto direto sobre a rentabilidade do setor, ela induz o comportamento dos cafeicultores, que são in-

fluenciados pela diferença entre a cotação do dólar norte-americano no momento da compra de insumos e a cotação no período de venda da colheita. Logo, uma redução na taxa de câmbio tem efeitos negativos sobre a cafeicultura, tanto no valor recebido pela saca de café quanto nos custos de produção.

No Brasil, entidades relacionadas à cafeicultura vinham criticando a política cambial brasileira – principalmente antes da atual crise econômica mundial –, em virtude da grande desvalorização da moeda norte-americana em relação ao real. Para essas entidades, isso seria uma grande ameaça à sustentabilidade da cafeicultura.

É certo que a cultura cafeeira está diretamente ligada às oscilações cambiais, assim como ocorre com outras culturas. No entanto, os cafeicultores não devem ficar à mercê do governo brasileiro, ou seja, de decisões governamentais de interferência na taxa de câmbio em benefício do setor. Iniciativas referentes à melhoria da qualidade do café produzido e à agregação de valor ao café exportado pelo Brasil e, conseqüentemente, pelo Espírito Santo, podem fazer que a rentabilidade do setor aumente e que a cultura não fique tão dependente das condições cambiais. Para isso, o governo deve promover políticas que incentivem a busca de novas tecnologias, as quais resultem na melhoria da qualidade do café e no aumento da competitividade da cultura cafeeira.

Cumprir observar que a abordagem geral para específico, metodologia ainda pouco conhecida no Brasil, representa um avanço em relação à metodologia econométrica tradicional, pois permite, ao pesquisador, trabalhar com variáveis que vão além dos modelos econômicos praticados, os quais, em sua maioria, já possuem resultados preestabelecidos.

Não é ocioso informar que, a despeito das restrições impostas a este trabalho – decorrentes das séries econômicas mensais e dos dados insuficientes sobre a economia do Espírito Santo, principalmente para a cultura cafeeira, que podem ter impactado os resultados –, isso não

diminui a importância deste estudo, que pode atuar como um forte estímulo ao desenvolvimento de muitos estudos econométricos sobre a economia capixaba.

Referências

- ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 42, n. 1, p. 9-33, jan./mar. 2004.
- BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Brasília, DF: IPEA, 2002. 51 p. (Texto para Discussão, 865).
- CARVALHO, A.; NEGRI, J. A. de. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998)**. Brasília, DF: IPEA, 2000. 30 p. (Texto para Discussão, 698).
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. 61 p. (Texto para Discussão, 469).
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, M. A. **As exportações no período 1977/96: desempenho e determinantes**. Brasília, DF: IPEA, 1998. 46 p. (Texto para Discussão, 545).
- CETCAF. Centro de Desenvolvimento Tecnológico do Café. **Cafeicultura capixaba**. 2006. Disponível em: <<http://www.cetcaf.com.br/Links/cafeicultura%20capixaba.htm>>. Acesso em: 21 mar. 2007.
- CHOW, G. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica**, Chicago, v. 28, n. 3, p. 591-605, 1960.
- COELHO, A. B. **A cultura do algodão e a questão de integração entre preços internos e externos**. 2002. 136 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade Federal de São Paulo.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 74, n. 366, p. 427-431, jun. 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, jul. 1981.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, Chicago, v. 50, n. 4, p. 987-1008, 1982.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. Exogeneity. **Econometrica**, Chicago, v. 51, p. 277-304, 1983.
- GILBERT, C. L. Professor Hendry's econometric methodology. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 48, n. 3, p. 283-307, 1986.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3ª ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 4ª ed. São Paulo: Elsevier, 2006. 812 p.
- HENDRY, D. F. **Econometric modeling**. Nuffield College: Oxford University, 2000. Disponível em: <<http://folk.uio.no/rnymoen/imfpcg.pdf>>. Acesso em: 20 nov. 2007.
- HENDRY, D. F.; DOORNIK, J. A. **Empirical econometric modeling using PcGive 9.0 for Windows**. London: Thomson Business Press, 1996.
- HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. On the formulation of empirical models in dynamic econometrics. **Journal of Econometrics**, Lausanne, v. 20, p. 3-33, 1982.
- IJSN. Instituto Jones dos Santos Neves. **Espírito Santo: produto interno bruto 2004: estados e municípios**. Vitória: IJSN, 2007. 98 p.
- JARQUE, C. M.; BERA, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**, Voorburg, v. 55, p. 163-172, 1987.
- MIRANDA, S. H. G. **Quantificação dos efeitos das barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina**. 2001. 237 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.
- MORAIS, I. A. C.; BARBOSA, A. E. Equações de oferta e demanda por exportações do setor de calçados, 1985/2003. **Análise**, Porto Alegre, v. 17, n. 1, p. 67-90, jan./jul. 2006.
- PAGAN, A. **Three econometric methodologies: an update**. Canberra, AU: Australian National University, 1992.
- RAMSEY, J. B. Tests for specification error in classical linear least squares regression analysis. **Journal of the Royal Statistical Society: série B**, London, v. 31, p. 350-371, 1969.
- SILVA, M. V. S. S.; BACCHI, M. R. P. B. Condicionantes das exportações brasileiras de açúcar bruto. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 52, n. 2, p. 99-110, jul./dez. 2005.
- ZINI JÚNIOR, A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, p. 615-662, 1988.