

DETERMINANTES DA BALANÇA COMERCIAL DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO: análise da influência das variáveis macroeconômicas no período de 1997 a 2009¹

Taciane Graciele Fanck Kich²
Daniel Arruda Coronel³
Kelmara Mendes Vieira⁴

1 - INTRODUÇÃO

Na economia brasileira, historicamente o agronegócio se sobressai como setor sustentador de saldos superavitários para a balança comercial, sendo este setor considerado como o mercado exportador mais eficaz do país, com crescimentos exponenciais e projeções promissoras, ponderando a demanda mundial por alimentos e a possibilidade de transformar produtos agrícolas em biocombustível. Em 2010, conforme o Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e do Comércio Exterior (MDIC/SECEX, 2011a), as exportações brasileiras do agronegócio superaram as importações em US\$63,0 bilhões, obtendo novamente recordes em seu saldo.

Verificando a importância do setor para a economia, principalmente a partir de 1994 com a abertura dos mercados, estudos buscaram pesquisar as variáveis macroeconômicas capazes de impactar a eficiência deste campo. Inicialmente, Almeida (1998) verificou os efeitos da taxa de câmbio, termos de troca, renda interna e renda externa sobre o saldo da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do país no período de 1961 a 1995, constatando ser a taxa de câmbio a variável determinante em longo prazo do saldo da balança. Gonçalves Junior (2005) analisou a influência das variáveis taxa de câmbio efetiva real, renda externa, renda interna, termos de troca e produtividade total dos fatores

para o período de 1970 a 2002, obtendo a renda externa como variável mais significativa para a explicação das variações no saldo da balança do agronegócio brasileiro. Por fim, Schwantes, Freitas e Zanchi (2010) consideraram como variáveis para análise a taxa de câmbio, renda interna, renda externa, termos de troca e o acesso a novos mercados no período entre 1990 e 2007, concluindo que a taxa de câmbio é o principal determinante do saldo da balança comercial do agronegócio.

De maneira sequencial a estas pesquisas, e considerando a atual importância do agronegócio para a consolidação de uma economia estável no Brasil, emerge a questão central para o estudo: qual o impacto das variáveis macroeconômicas sobre o saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro? Assim, este trabalho objetiva averiguar a influência das variáveis macroeconômicas na composição e no comportamento do saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro, para o período de 1997 a 2009.

Esta pesquisa evolui dos demais trabalhos em três aspectos: as séries históricas dos dados constituem-se de observações mensais para a estimação do modelo econométrico, estimação da resposta ao impulso na análise dos dados, e atualização da base de dados.

Este artigo está estruturado em cinco seções, além desta introdução. Na segunda seção, apresenta-se o referencial teórico, em que se demonstra a importância do agronegócio para o país e a definição das variáveis macroeconômicas em análise. Na seção seguinte, são apresentados os procedimentos metodológicos envolvidos no estudo, considerando o modelo econométrico a ser estimado, a fonte de dados das variáveis e os testes econométricos a serem efetuados. Na quarta seção, os resultados obtidos pela da estimação do modelo são analisados e discu-

¹Registrado no CCTC, IE-10/2012.

²Ciêntista Contábil (e-mail: tacikich@yahoo.com.br).

³Economista, Doutor, Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Administração da UFSM (e-mail: daniel.coronel@uol.com.br).

⁴Administradora, Doutora, Professora Adjunta e Coordenadora do Programa de Pós-Graduação em Administração da UFSM (e-mail: kelmara@terra.com.br).

tidos. Por fim, a quinta seção ostenta as considerações finais, seguidas das referências bibliográficas utilizadas no estudo.

2 - REFERENCIAL TEÓRICO

O saldo da balança comercial dos países representa a relação existente entre as importações e exportações de seus bens. Deste modo, uma balança comercial positiva é sinalizador de uma economia sadia e em desenvolvimento, visto que mais recursos entram no país (por meio de ganhos das exportações), do que os que saem (pelo pagamento das importações). Assim, uma balança comercial superavitária tem a sua importância, conforme explicado por Nascimento, Nascimento e Cardozo (2008), ao ajudar a equilibrar as contas da balança de pagamentos e munir o país de divisas estrangeiras, contribuindo consequentemente para a manutenção do câmbio em um patamar valorizado.

Nesse sentido, ressalta-se o potencial do agronegócio para alavancar a economia brasileira. As condições climáticas favoráveis, a geração de tecnologia voltada para o setor, e a sobrevalorização cambial (que permitiu o barateamento dos insumos químicos importados entre 1994 e 1998) valorizaram o setor na economia brasileira, de tal modo que o crescimento na balança comercial nacional, nos últimos anos, adveio principalmente pelo crescimento do agronegócio no Brasil, com quebras de recordes de produtividade e de exportação, amparando o governo nacional na política de contenção da inflação.

Assim, por meio da transferência de recursos para aquisição de bens e serviços produzidos no país e para a importação dos bens de capital necessários à expansão da base produtiva, o agronegócio constituiu-se como o balizador da economia nacional (MENEZES; PINHEIRO, 2005). Koslovski (2011) corrobora ressaltando que o agronegócio é responsável pela geração de riqueza, pois movimenta importante parcela da economia brasileira, gerando emprego e renda ao país.

Barros e Silva (2008) também explicam que, especialmente após o Plano Real, o desempenho da balança comercial do agronegócio foi fundamental ao desempenho do país. Com o real sobrevalorizado, as importações eram favoreci-

das, tornando-se possível adquirir mais produtos do mercado externo com os mesmos recursos (fato que levou a déficits na balança comercial). No entanto, o agronegócio proporcionou ao país um crescimento da produção, acompanhado de queda real dos preços aos consumidores, que beneficiou principalmente as camadas mais pobres da população; desta maneira, facilitou a manutenção das baixas taxas de inflação observadas no período, e conduziu saldos comerciais que variaram entre US\$9 bilhões e US\$32 bilhões por ano, atenuando assim os déficits comerciais do país.

Assim, o agronegócio apresentou saldos superavitários na década de 1990, enquanto os demais setores da economia nacional enfrentavam déficits em suas balanças. Quanto ao cenário atual, o setor continua apresentando resultados promissores. Para o período de janeiro a agosto de 2011, a balança comercial total brasileira apresentou um saldo positivo em US\$20,0 bilhões. Se o agronegócio fosse retirado da conta, o Brasil estaria em déficit de US\$29,4 bilhões, conforme dados divulgados pelo Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC/SECEX, 2011a).

A importância do agronegócio para a balança comercial é demonstrada pela figura 1, em que é apresentado o saldo da balança comercial do agronegócio em comparação ao saldo (expresso em US\$ bilhão) total da balança comercial do país, do período de 1994 a 2010. Evidencia-se a supremacia do agronegócio à balança comercial, pois, mesmo em períodos em que esta se encontrava deficitária, o saldo do agronegócio permanecia positivo. Além disso, constata-se a gradativa evolução do agronegócio no saldo de sua balança.

Dada a importância do agronegócio na balança comercial brasileira, cabe analisar as variáveis macroeconômicas que influenciam a balança comercial neste setor. Os principais estudos recentes nesse âmbito foram realizados por Gonçalves Junior (2005) e Schwantes, Freitas e Zanchi (2010). O primeiro analisou a influência das variáveis taxa de câmbio efetiva real, renda externa, renda interna, termos de troca e produtividade total dos fatores para o período de 1970 a 2002, o qual obteve como resultado a renda externa como variável mais significativa para a explicação das variações no saldo da balança do agronegócio

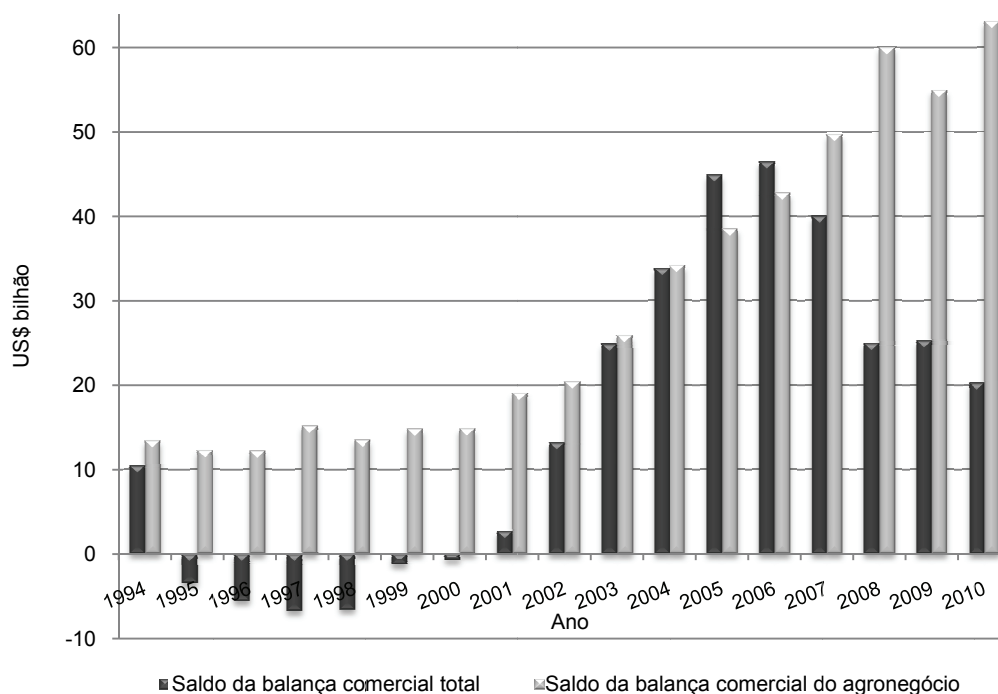


Figura 1 - Evolução do Saldo da Balança Comercial Total e do Saldo da Balança Comercial do Agronegócio, Brasil, 1994 a 2010. Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados do MDIC/SECEX (2011a).

brasileiro. O segundo estudo considerou como variáveis para análise a taxa de câmbio, renda interna, renda externa, termos de troca e o acesso a novos mercados no período entre 1990 e 2007, e a conclusão é de que a taxa de câmbio é o principal determinante do saldo da balança comercial do agronegócio.

Quanto à taxa de câmbio efetiva real, esta é definida como a relação de preços entre o produto nacional e o produto estrangeiro. Assim, quando o preço do produto estrangeiro aumenta, diz-se que houve uma desvalorização real da moeda; ou seja, o produto nacional ficou relativamente mais barato que o estrangeiro, incitando a demanda interna por produtos nacionais. Complementando, Menezes e Pinheiro (2005) explicam que, da ótica da taxa de câmbio, as exportações são menos sensíveis a variações do que as importações. Logo, uma desvalorização da taxa de câmbio reduziria expressivamente as importações.

A renda interna corresponde ao valor do Produto Interno Bruto (PIB), e a renda externa ao valor das importações, nesse caso, dos produtos agrícolas e agroindustriais.

Quanto aos termos de troca, estes representam a relação entre o preço médio das

exportações dos países com o preço médio de suas importações (ALMEIDA, 1998). Assim, uma desvalorização na balança comercial induziria a uma redução dos preços das exportações do país relativamente ao preço de suas importações, ou seja, uma deterioração dos termos de troca (GONÇALVES JUNIOR, 2005). Da mesma forma, supõe-se que a apreciação dos termos de troca resultaria em um efeito positivo sobre o saldo comercial do agronegócio (SCHWANTES; FREITAS; ZANCHI, 2010).

De maneira sintetizada, o quadro 1 apresenta as variáveis macroeconômicas evidenciadas nos estudos da balança comercial do agronegócio, os autores das respectivas abordagens, e o efeito esperado destas para a balança.

3 - MÉTODO

Com a definição das variáveis macroeconômicas para análise, o modelo econométrico a ser estimado é formulado assim como são determinados os testes necessários para apresentar a devida confiabilidade aos dados em análise.

A técnica econométrica empregada correspondeu ao modelo de vetor autorregressivo

QUADRO 1 - Síntese dos Efeitos Esperados das Variáveis Macroeconômicas na Balança Comercial do Agronegócio

Variáveis macroeconômicas	Autores	Sinal esperado
Taxa de câmbio	Zini Júnior (1995) Almeida (1998) Gonçalves Junior (2005) Schwantes, Freitas e Zanchi (2010)	Positivo
Renda interna	Gonçalves Junior (2005) Schwantes, Freitas e Zanchi (2010)	Positivo
Renda externa	Gonçalves Junior (2005) Schwantes, Freitas e Zanchi (2010)	Positivo
Termos de troca	Gonçalves Junior (2005) Schwantes, Freitas e Zanchi (2010)	Positivo Negativo

Fonte: Dados da pesquisa.

(VAR), em que todas as variáveis macroeconômicas são consideradas como endógenas, capturando as interações dinâmicas de um conjunto k de variáveis com características de séries temporais (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004), e ao modelo vetorial de correção de erro (VEC), o qual permite analisar o relacionamento econômico, de curto e longo prazo, entre o saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro e as variáveis macroeconômicas consideradas.

As estimações serão realizadas no software EViews 6. São esperadas relações positivas entre as variáveis independentes e a variável dependente.

3.1 - Modelo Econométrico

O modelo econométrico estimado tem a forma apresentada na equação (1), na qual se aplicou o modelo log-log, em que as variáveis são transformadas em logaritmos naturais. A vantagem da forma logarítmica é que os coeficientes estimados refletem diretamente a elasticidade.

$$\ln SBCA_t = \beta_0 + \beta_1 \ln TC_t + \beta_2 \ln RI_t + \beta_3 \ln RE_t + \beta_4 \ln TT_t + \mu_t \quad (1)$$

em que:

$SBCA$ é o saldo da balança comercial do agronegócio;

TC é a taxa de câmbio;

RI é a renda interna;

RE é a renda externa;

TT são os termos de troca;

μ é o termo do erro.

3.2 - Testes Econométricos

Tratando-se de uma análise de regressão com dados de séries temporais, é necessário primeiramente verificar a estacionariedade das séries, ou seja, se estas apresentam média e variância constantes ao longo do tempo. Caso as séries temporais sejam não estacionárias, a relação existente entre elas provavelmente será espúria. Então, a série deverá ser diferenciada d vezes para torná-la estacionária, sendo a sua tendência removida.

Consoante a isso, utilizou-se neste trabalho o teste Dickey-Fuller aumentado (1979) para averiguar a hipótese de estacionariedade ou não na série, sendo o procedimento baseado em Enders (1995), conforme equação (2). Ainda são incorporados na equação os valores defasados da variável endógena (y_t) a fim de se eliminar a presença de autocorrelação entre os termos de erro.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \eta y_t - I + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

onde:

y denota a variável dependente;

Δ denota o operador de diferença; e

α , β e η são os parâmetros a serem estimados.

Para confirmar os resultados encontrados no teste ADF, aplicou-se o teste de raiz unitária de Phillips e Perron (1988), o qual considera mudanças no intercepto e na inclinação da série a partir da quebra estrutural, que não eram identificadas anteriormente no teste de Dickey e Fuller aumentado (ADF).

Posteriormente, para a determinação do número de defasagens a serem consideradas no modelo, fez-se uso dos testes razão de verossimilhança (LR), erro de previsão final (FPE), critério de informação Akaike (AIC), critério de informação de Schwarz (SIC) e o critério de informação Hannan-Quinn (HQ). A partir disto, para verificar as relações de longo prazo entre as variáveis, realizou-se o teste de cointegração, o qual é aplicado na investigação da hipótese de existir relação estável de longo prazo entre as variáveis integradas de mesma ordem. Se essa relação se verifica, é preciso utilizar um mecanismo de correção de erros para contornar o problema causado pela perda de informações no longo prazo quando se diferenciam as séries para torná-las estacionárias (HARRIS, 1995). Para tanto, utilizou-se a metodologia desenvolvida por Johansen (1988), a qual possibilita testar a existência de cointegração e estimar seu respectivo vetor, demonstrado na equação (3).

$$\Delta X_t = \delta + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_{x,t} \quad (3)$$

onde:

X_t é um vetor que deve ser testado por cointegração;

Γ é a matriz que contém os coeficientes que medem a velocidade de ajustamento do modelo no curto prazo; e

Π contém os coeficientes que medem o ajustamento de longo prazo.

Em sequência, é possível verificar a existência da relação de causa e efeito entre duas ou mais variáveis defasadas, pelo teste de causalidade de Engle e Granger (1987), o qual averigua se a incorporação de valores passados de uma variável X contribui com melhores previsores para a variável Y . Assim, poderá ser constatada uma causalidade unilateral, uma bicausalidade, ou até mesmo a ausência de causalidade. O teste é representado conforme as equações (4) e (5):

$$\Delta X_t = a_x + \sum_{i=1}^k \beta_{x,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{x,i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{x,t} \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = a_y + \sum_{i=1}^k \beta_{y,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{y,i} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{y,t} \quad (5)$$

em que:

ΔX_t e ΔY_t indicam a primeira diferença das variáveis a ser testadas;

a, β, γ são os coeficientes das regressões a serem estimados; e

ε_t é o termo de erro aleatório.

Outra análise necessária é a de resposta ao impulso, procedimento que descreve a resposta de uma variável a um impulso na própria variável ou nas demais variáveis endógenas do sistema, mantidas constantes. Desta forma, é possível conhecer o comportamento das variáveis do modelo em resposta aos vários choques observados (GOMES; AIDAR, 2005).

Para finalizar, pela decomposição do erro de previsão, pode-se analisar a proporção deste erro em cada uma das variáveis do VAR, em virtude de choques na própria variável em questão e dos choques das outras variáveis do modelo. Por exemplo, se os choques da variável z_t não explicarem a variância do erro de previsão da y_t , diz-se que a sequência y_t é exógena. Mas, se os choques de z_t explicarem toda a variância do erro de previsão de y_t , a sequência será considerada endógena.

3.3 - Fonte de Dados das Variáveis

Para as variáveis especificadas, com observações mensais em um período de abrangência de janeiro de 1997 a dezembro de 2009, as fontes de dados procedem de distintas bases.

Para coleta do saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro, utilizou-se o sistema Aliceweb (MDIC/SECEX, 2011b), no qual estão englobados todos os produtos de Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) que pertencem à cadeia produtiva de uma matéria-prima agropecuária, sendo considerados os capítulos do sistema 1 a 24, 41, 44, 45, 47, 48, 50 a 53, conforme procedimento adotado por Schwantes, Freitas e Zanchi (2010).

A taxa de câmbio efetiva real foi obtida na base de dados macroeconômicos do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) (IPEA-DATA, 2011). Os dados são fornecidos ao IPEA pelo Departamento Econômico (DEPEC) do Banco Central do Brasil (BACEN, 2011).

Para obtenção dos termos de troca, empregou-se a razão entre os índices de valor das exportações e das importações. Os índices

de valor são calculados dividindo-se a soma dos valores correntes das exportações e importações pela soma dos valores correspondentes no período base. Os dados são provenientes do FAO StatisticalDatabase (FAO, 2011).

Como a renda interna é medida pelo PIB do Brasil, a série mensal foi obtida no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS), fornecidos pelo BACEN (2011).

Para a renda externa, considerou-se o valor das importações de produtos agrícolas do resto do mundo, obtido na Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO). Todavia, como os dados disponíveis na FAO são anuais, fez-se um rateio considerando a proporção mensal das importações brasileiras, tendo em vista que o Brasil exporta em igual dimensão que o resto do mundo. As importações brasileiras foram coletadas no Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2011).

4 - ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Primeiramente, os resultados dos testes de estacionariedade Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips e Perron (PP) indicaram que, em nível, a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para as séries, ou seja, as variáveis não são estacionárias em nível, considerando que os valores calculados da estatística t são menores que seus valores críticos a 5% de significância. No entanto, em primeira diferença, observou-se que não há presença de raiz unitária, sendo as séries integradas de ordem 1, $I(1)$ (Tabela 1).

Realizados os testes de raiz unitária, parte-se para determinação do número de defasagens do modelo VAR. Os resultados (Tabela 2) indicaram que o modelo deve possuir seis defasagens, conforme os critérios de razão de verossimilhança (LR), de erro de previsão final (FPE) e do critério de informação Akaike (AIC). Apesar do critério de informação de Schwarz (SIC) ter indicado uma defasagem, e o critério de informação Hannan-Quinn(HQ) apontado duas, considerou-se para escolha do número de defasagens aquela indicada pela maioria dos crité-

rios.

Na sequência, para verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis, realizou-se o teste de cointegração de Johansen, considerando os testes de traço e de autovalor. Quanto ao teste do traço, este revela que existem pelo menos dois vetores de cointegração que estabelecem as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, sendo que a hipótese nula de que o posto da matriz de cointegração é nulo ($r=0$) foi rejeitada, a 5% de significância (Tabela 3).

No que tange ao teste do máximo autovalor, este indica (Tabela 4) que existe um vetor de cointegração ao nível de significância de 5%, sendo a hipótese nula de que há no máximo um vetor de cointegração ($r=1$) não rejeitada.

Assim, os dois testes indicaram que as variáveis são cointegradas, com a rejeição da hipótese nula de que não existe nenhum vetor de cointegração, havendo então uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Para fins deste trabalho, optou-se pelo número de equações de cointegração definidas pelo teste do traço, o qual indicou dois vetores de cointegração estatisticamente significativos ao nível de 5%. A partir disso, com a pretensão de analisar as relações de longo prazo entre as distintas variáveis determinantes da balança comercial do agronegócio brasileiro, estimou-se a relação de cointegração normalizada para a variável logaritmo do saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro, de modo que o valor dessa variável fosse igual a 1. A tabela 5 apresenta o primeiro vetor de cointegração normalizado.

Salienta-se que a ordenação das variáveis se deu com base no teste de exogeneidade em bloco de Granger (*block causality tests*), o qual considera o valor da estatística quiquadrado, sendo as variáveis mais exógenas (menores valores da estatística) postas antes das variáveis mais endógenas. Desta maneira, a ordem das variáveis ficou assim definida: saldo da balança comercial do agronegócio (LogSBCA), taxa de câmbio efetiva real (LogTC), renda interna (LogRI) e renda externa (LogRE).

Nesse cenário, evidencia-se que a variável termos de troca (LogTT) não ingressou como variável independente na equação de cointegração, considerando a restrição imposta pelo

TABELA 1 - Resultados dos Testes ADF e PP, Brasil, 1997 a 2009

Variáveis	Nível ADF ¹	1ª diferença						
		Lags ²	PP ³	τ_{crit} ⁴	ADF	Lags	PP	τ_{crit}
Log (SBCA)	-0.248361 ⁵	0	-1.871110 ⁵	-2,876	-11.1394 ⁵	0	-16.25154 ⁵	-2,876
Log (RI)	-0.345722 ⁵	0	-0.476992 ⁵	-2,876	-12.4438 ⁵	1	-19.82530 ⁵	-2,876
Log (RE)	-0.947885 ⁵	1	-2.162663 ⁵	-2,876	-12.4691 ⁵	0	-20.16055 ⁵	-2,876
Log (TC)	-2.513353 ⁵	1	-2.068245 ⁵	-2,876	-12.5617 ⁵	0	-19.44407 ⁵	-2,876
Log (TT)	-1.084268 ⁵	0	-1.359764 ⁵	-2,876	-12.1725 ⁵	0	-19.60405 ⁵	-2,876

¹Teste Dickey-Fuller aumentado.

²Valor ótimo de defasagens selecionadas de acordo com o critério de Schwarz.

³Teste Phillips-Peron.

⁴Valores críticos com 5% de significância.

⁵Modelo apenas com constante.

Fonte: Elaborada pelos autores com dados obtidos com o *software* EViews 6.

TABELA 2 - Definição do Número de Defasagens do Modelo VAR, Brasil, 1997 a 2009

Lag	LogL	LR ¹	FPE ²	AIC ³	SC ⁴	HQ ⁵
0	-61.33130	NA	2.59e-06	1.326626	1.456885	1.379344
1	335.0976	745.2862	1.54e-09	-6.101951	-5.320400 ⁶	-5.785643
2	384.0947	87.21486	9.57e-10	-6.581893	-5.149050	-6.001996 ⁶
3	412.8145	48.24931	8.97e-10	-6.656290	-4.572154	-5.812802
4	439.9963	42.94720	8.74e-10	-6.699925	-3.964497	-5.592848
5	459.1921	28.40989	1.01e-09	-6.583843	-3.197121	-5.213176
6	494.0982	48.17044 ⁶	8.67e-10 ⁶	-6.781965 ⁶	-2.743951	-5.147708
7	511.0826	21.74000	1.08e-09	-6.621652	-1.932346	-4.723806
8	532.6398	25.43744	1.27e-09	-6.552795	-1.212197	-4.391359

¹Razão de verossimilhança.

²Erro de previsão final.

³Critério de informação de Akaike.

⁴Critério de informação de Schwarz.

⁵Critério de informação de Hannan-Quinn.

⁶Indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério

Fonte: Elaborada pelos autores com dados obtidos com o *software* EViews 6.

TABELA 3 - Teste do Traço para Cointegração das Séries¹, Brasil, 1997 a 2009

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística do teste	Valor crítico (5%)
$r=0$	$r=0$	122.2047	88.80380
$r\leq 1$	$r\leq 1$	65.76755	63.87610
$r\leq 2$	$r\leq 2$	34.06429	42.91525
$r\leq 3$	$r\leq 3$	6.123155	25.87211
$r\leq 4$	$r\leq 4$	0.356666	12.51798

¹O teste do traço indica que há duas equações de cointegração.

Fonte: Elaborada pelos autores com dados obtidos com o *software* EViews 6.

TABELA 4 - Teste do Máximo Autovalor para Cointegração das Séries¹, Brasil, 1997 a 2009

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística do teste	Valor crítico (5%)
$r=0$	$r=0$	56.43716	38.33101
$r\leq 1$	$r\leq 1$	31.70326	32.11832
$r\leq 2$	$r\leq 2$	27.94113	25.82321
$r\leq 3$	$r\leq 3$	5.766489	19.38704
$r\leq 4$	$r\leq 4$	0.356666	12.51798

¹O teste do máximo autovalor indica que há uma equação de cointegração.

Fonte: Elaborada pelos autores com dados obtidos com o *software* EViews 6.

TABELA 5 - Vetor de Cointegração Normalizado para a Variável logSBCA¹, Brasil, 1996 a 2009

LogSBCA	Const. ²	LogTC	LogRI	LogRE
1	-0.823093	0.305406 ³ (2.05765)	-0.045183 (-0.37621)	-1.043855 ³ (-5.15248)

¹A estatística entre parênteses refere-se ao desvio padrão do parâmetro estimado.

²Const.: constante

³Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Fonte: Elaborada pelos autores com dados obtidos com o *software* EViews 6.0.

modelo de cointegração. Uma implicação deste exemplo, segundo Davidson (1998), é que, se houver duas relações de cointegração entre quatro variáveis, então as variáveis serão cointegradas três a três: qualquer variável será cointegrada com quaisquer duas das outras três, podendo eventualmente existir um coeficiente nulo no vector de cointegração correspondente. Se houver três relações de cointegração entre quatro variáveis, então as variáveis serão cointegradas duas a duas: qualquer variável será cointegrada com qualquer uma das outras três. Do mesmo modo, se houver duas relações de cointegração entre três variáveis, então as variáveis serão cointegradas duas a duas: qualquer variável será cointegrada com qualquer uma das outras duas.

Assim, considerando o vetor de cointegração estimado, pode-se escrever a relação de equilíbrio de longo prazo do saldo da balança comercial do agronegócio em relação a seus determinantes e interpretar os parâmetros X_i como sendo a elasticidade da variável dependente às variáveis macroeconômicas independentes. A equação reparametrizada é definida pela equação (6).

$$\log(sbca)_t = 0.823093 - 0.305406 \cdot \log(tc)_t + 0.045183 \log(ri)_t + 1.043855 \cdot \log(re)_t \quad (6)$$

A partir destes resultados, verifica-se que no longo prazo, as variáveis renda externa (RE) e taxa de câmbio (TC) são significativas no nível de 5%, sendo que a primeira apresentou sinal positivo, e a segunda, negativo. Todavia, a renda interna demonstrou-se não significativa no longo prazo (RI).

Posteriormente, considerando a relação de cointegração entre o saldo da balança comercial do agronegócio e as variáveis macroeconômicas analisadas, entende-se que deve existir ao menos uma direção de causalidade de

Granger entre essas variáveis. Portanto, para determinar esta direção de causalidade, estimou-se o seu VEC.

Com base nos resultados observados na tabela 6, é constatada a existência de uma causalidade unidirecional, em curto prazo, da taxa de câmbio para o saldo da balança comercial do agronegócio, ou seja, analisando os valores defasados da taxa de câmbio, é possível prever melhor os valores atuais do saldo da balança comercial. No que tange as demais variáveis, estas não precedem temporalmente, no curto prazo, o saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro, indicando que qualquer choque em uma destas variáveis não afetam, no curto prazo, o SBCA.

Em seguida, a análise de impulso resposta considera choques nas variáveis macroeconômicas e sua respectiva resposta em termos de elasticidade ao saldo da balança comercial do agronegócio, durante dez meses após o referido choque (Figura 2).

A resposta de um choque inesperado na renda externa (RE) acarreta uma queda inicial no saldo da balança comercial do agronegócio, sendo que no seu terceiro mês esta atinge seu efeito máximo (aproximadamente 12 pontos percentuais). Posteriormente, verifica-se um acanhado e breve aumento no saldo da balança (quarto e quinto mês), sendo que na sequência observa-se que o saldo da balança se mantém constante, seguido de uma queda a partir do oitavo mês.

Um choque na renda interna (RI) leva a uma queda no saldo da balança comercial do agronegócio entre 11 e 14 pontos percentuais, aproximadamente, no seu terceiro e quarto mês. De forma contária, o quinto mês apresenta um impacto positivo (8 pontos percentuais), seguido de um decréscimo até o sétimo mês, posterior elevação até o oitavo mês e por fim, um decesso até o o décimo mês.

Como resultado de um choque na taxa de câmbio efetiva real, há um impacto negativo no

TABELA 6 - Teste de causalidade baseado no VEC, Brasil, 1996 a 2009

Variável dependente	Variável independente				
	SBCA	RI	RE	TC	TT
SBCA	-	0.8335	0.9503	0.8026	0.9285
RI	0.2206	-	0.0909	0.5990	0.1562
RE	0.2928	0.8946	-	0.9150	0.7725
TC	0.0000	0.0001	0.0001	-	0.0000
TT	0.9805	0.9860	0.9671	0.9759	-

Fonte: Dados da pesquisa.

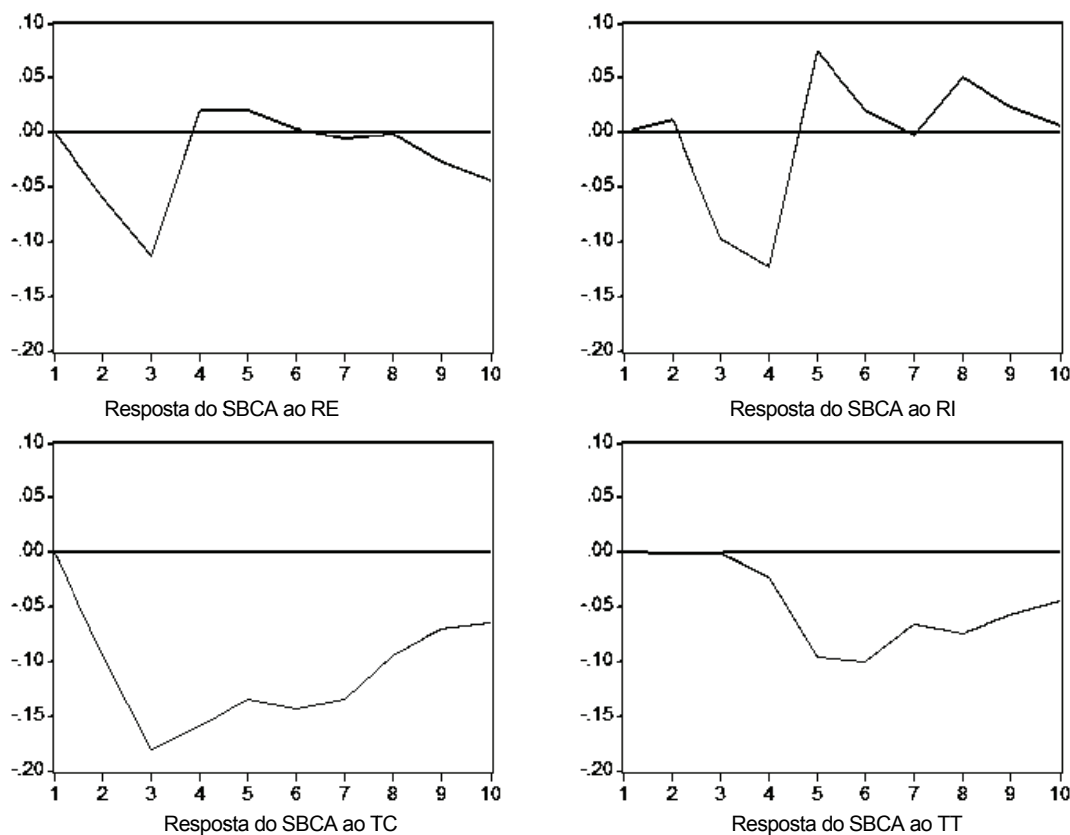


Figura 2 - Função Resposta ao Impulso, Brasil, 1996 a 2009.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados obtidos com o software Eviews6.

saldo da balança comercial em todo o período, sendo que no terceiro mês, esta queda alcança aproximadamente 18 pontos percentuais, e no décimo mês, a queda reduz para a metade visualizada anteriormente.

No que se refere aos termos de troca, verifica-se que o choque não interfere no saldo da balança comercial, já que esta se mantém constante. No entanto, a partir disso, o SBCA apresenta um decréscimo até o final do período.

Por fim, a análise da decomposição da variância possibilita estimar a porcentagem da variância de erro de previsão decorrente de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão (Tabela 7).

Observou-se, pela decomposição da variância dos erros das variáveis em análise, que a variância do SBCA é explicada em 70,07% no mês 12 por si mesma, seguida da variável RI, com 13,83%. Em relação à decomposição da variância da renda interna, ve-

TABELA 7 - Decomposição da Variância dos Erros de Previsão¹ das Séries Log(SBCA), Log(RI), Log (RE), Log (TC), Log (TT), Brasil, 1996 a 2007 (%)

Variáveis explicadas	Decomposição na variável				
	Log (SBCA)	Log (RI)	Log (RE)	Log (TC)	Log (TT)
Log (SBCA)	70,07206	13,83422	2,206302	9,039143	4,848277
Log (RI)	66,25586	15,28658	3,986877	7,867755	6,602935
Log (RE)	67,53429	14,15419	2,872259	8,212872	7,226388
Log (TC)	71,39773	7,508118	2,579166	8,319809	10,19517
Log (TT)	66,38682	15,13967	2,973613	8,478636	7,021262

¹Período de 12 meses.

Fonte: Dados obtidos com o *software* EViews 6.

rifica-se que 66,26% desta se dá por meio do SBCA, seguido por ela mesma, em 15,29%. Por sua vez, o choque inesperado na renda externa é explicado em 67,53% no mês 12 pelo SBCA. Ainda, o choque inesperado na taxa de câmbio também é explicado em 71,40% no mês 12 por si mesma, e os termos de troca, como nas variáveis SBCA, RI, RE e TC, é explicado pelo SBCA, em 66,39%.

5 - CONCLUSÕES

Este estudo buscou averiguar a influência das variáveis macroeconômicas na composição e no comportamento do saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro, para o período de 1997 a 2009.

Verificada a estacionariedade das séries em primeira diferença e o número de defasagens utilizadas na estimação do modelo, detectou-se, pelos testes de Johansen (1988), com a estatística do traço e do máximo autovalor, a existência de pelo menos um vetor de cointegração. Nesse aspecto, estimando o primeiro vetor de cointegração pelo método de Johansen, observou-se que os parâmetros estimados referentes às variáveis renda externa (RE) e taxa de câmbio (TC), no longo prazo, foram estaticamente significativos no nível de 5%. No entanto, a renda interna (RI) demonstrou-se não significativa no longo prazo. Ainda, quanto aos termos de troca, esta variável não ingressou na equação de

cointegração, considerando a restrição conferida pelo modelo de cointegração.

Quanto à causalidade de Granger, esta evidencia a existência de uma causalidade unidirecional da taxa de câmbio para o saldo da balança comercial do agronegócio em curto prazo. Portanto, não houve rejeição da hipótese nula de ausência de causalidade. Já as demais variáveis macroeconômicas demonstraram não preceder temporalmente, no curto prazo, o saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro.

A resposta ao impulso ainda demonstrou que choques na taxa de câmbio e nos termos de troca acarretam, basicamente, uma queda no saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro, num período que corresponde a dez meses. No que concerne o choque nas variáveis renda interna e renda externa, percebe-se a instabilidade nas variações do SBCA, sendo que o impacto altera de positivo para negativo, e vice-versa, durante todo o período analisado. Por fim, a decomposição da variância do erro de previsão no modelo VAR demonstrou que os erros estimados no mês 12 para o SBCA são explicados em 70,07% por ela mesma, sendo que as demais variáveis não tiveram relevante participação nesta decomposição.

As limitações da pesquisa estão envolvidas basicamente na coleta dos dados, o que restringiu o período de análise. Para estudos futuros, sugere-se para a estimação do modelo econométrico a utilização de *dummies* para a Lei Kandir, de 1997, e para a crise cambial, de 1999.

LITERATURA CITADA

ALMEIDA, C. O. **Taxa de câmbio e determinantes da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil: 1961 a 1995.** 1998. 105 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. **Sistema gerenciador de séries temporais.** Brasília: BACEN, 2011. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 03 nov. 2011.

BARROS, G. S. C.; SILVA, S. F. A balança comercial do agronegócio brasileiro de 1989 a 2005. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n. 4. Oct./Dec. 2008.

DAVIDSON, J. Structural relations, cointegration and identification: some simple results and their application. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, Vol. 87, Issue 1, pp. 87-113, 1998.

ENDERS, W. **Applied econometric time series.** New York: John Wiley and Sons, 1995. 433 p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, New York, Vol. 55, Issue 2, pp. 251-276, 1987.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION - FAO. **Statistical data bases.** Rome: FAO, 2011. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: 08 nov. 2011.

GOMES, C.; AIDAR, O. Metas inflacionárias, preços livres e administrados no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 10., 2005, Campinas. **Anais...** Campinas: UNICAMP, 2005.

GONÇALVES JUNIOR, O. **Determinantes da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro: 1970-2002.** 2005. 115 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2005.

HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modeling.** London: Prentice-Hall, 1995. 192 p.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEADATA. **Base de dados macroeconômicos.** Rio de Janeiro: IPEADATA, 2011. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: nov. 2011.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, Amsterdam, Vol.12, Issue 2-3, pp. 231-254, 1988.

KOSLOVSKI, J. P. Equilíbrio entre produção alimentar e proteção ambiental. **Paraná Cooperativo**, Sistema Ocepar, Curitiba, encarte especial, jul. 2011.

LÜTKEPOHL. H.; KRÄTZIG. M. **Applied time series econometrics.** New York: Cambridge University Press, 2004. 323 p.

MENEZES, A. H.; PINHEIRO. J. C. V. O potencial do agronegócio para alavancar a economia brasileira. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, ano XIV, n. 3. jul./ago./set. 2005.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO - MAPA. **Intercâmbio comercial do agronegócio: principais mercados de destino.** Brasília: MAPA, 2011. Disponível em: <[http://www.agricultura.gov.br/arq_editor/file/6760_intercambio_comercial_do_agronegocio_2011_\(alta_resolu](http://www.agricultura.gov.br/arq_editor/file/6760_intercambio_comercial_do_agronegocio_2011_(alta_resolu)

cao).pdf>. Acesso em: 04 nov. 2011.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. Secretaria de Comércio Exterior - MDIC/SECEX. **Balança comercial do agronegócio**. Brasília: MDIC/SECEX, 2011a. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/sitio/sececx/sececx/informativo.php>>. Acesso em: 01 nov. 2011.

_____. **Sistema de análise das informações de comércio exterior - AliceWeb**. Brasília: MDIC/SECEX, 2011b. Disponível em: <<http://http://aliceweb2.mdic.gov.br/>>. Acesso em: 25 out. 2011.

NASCIMENTO, K. L.; NASCIMENTO, C. A.; CARDOZO, S. A. A dependência crescente do agronegócio para os saldos de comércio exterior brasileiro, 1998 a 2007. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURA, 46., 2008, Rio Branco. **Anais...** Brasília: SOBER, 2008. CD-ROM.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, Oxford, Vol. 75, Issue 2, pp. 335-346, 1988.

SCHWANTES, F.; FREITAS, C. A.; ZANCHI, V. V. Determinantes da balança comercial do agronegócio brasileiro do período de 1990 a 2007. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 41, n. 2, p. 249-265, abr./jun. 2010.

ZINI JÚNIOR, A. A. **Taxa de câmbio e política cambial no Brasil**. São Paulo: Edusp, 1995. 192 p.

DETERMINANTES DA BALANÇA COMERCIAL DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO: análise da influência das variáveis macroeconômicas no período de 1997 a 2009

RESUMO: Sendo o agronegócio responsável por superávits na balança comercial brasileira, o objetivo da pesquisa foi verificar a influência das variáveis macroeconômicas na composição e no comportamento do saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro. Estiveram em análise as variáveis renda interna, renda externa, taxa de câmbio e termos de troca, no período de 1997 a 2009. Com observações mensais, os procedimentos econométricos basearam-se na cointegração de Johansen, causalidade de Granger, função impulso resposta e decomposição da variância do erro. A cointegração de Johansen detectou a presença de pelo menos um vetor de cointegração. A causalidade de Granger demonstrou a existência de uma causalidade unidirecional da taxa de câmbio para o saldo da balança comercial do agronegócio em curto prazo. A resposta ao impulso evidenciou que choques na taxa de câmbio e nos termos de troca acarretam um impacto negativo no saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro para um período de dez meses. E por fim, a decomposição da variância demonstrou que os erros estimados no mês 12 para o saldo da balança comercial do agronegócio são explicados em 70,07% por ela mesma, sendo que as demais variáveis não tiveram relevante participação nesta decomposição.

Palavras-chave: agronegócio, balança comercial, variáveis macroeconômicas.

DETERMINANTS OF THE BRAZILIAN AGRIBUSINESS TRADE BALANCE: analysis of the macroeconomic influence variables in the period 1997 to 2009

ABSTRACT: Insofar as the agribusiness accounts for the surplus in the Brazilian trade balance, this research objective was to investigate the influence of macroeconomic variables in the composition and behavior of the trade balance of the Brazilian agribusiness. The analysis involved the variables of domestic income, foreign income, exchange rate and terms of trade in the period 1997 to 2009. With monthly observations, the econometric procedures were based on the Johansen Co-integration, Granger

Causality, Impulse Response Function and Error Variance Decomposition. The Johansen Cointegration test detected the presence of at least one co-integrating vector. The Granger Causality test demonstrated the existence of a unidirectional causality from exchange rate for the balance of trade of agribusiness in the short term. The impulse response showed that shocks in the exchange rate and terms of trade imply a negative impact on the trade balance of Brazilian agribusiness for a period of ten months. Finally, the decomposition of variance showed that the estimated errors in twelve months for the balance of the agribusiness trade balance are 70.07% explained by itself, while the other variables had no significant participation in this decomposition.

Key-words: *agribusiness, trade balance, macroeconomic variables.*

Recebido em 18/01/2012. Liberado para publicação em 30/05/2012.