

Determinantes da Balança Comercial do Agronegócio Brasileiro do Período de 1990 a 2007

RESUMO

Examina o comportamento da Balança Comercial do agronegócio brasileiro, no período compreendido entre o primeiro trimestre de 1990 e o quarto trimestre de 2007, e de seus determinantes mais relevantes, considerando crescimento interno, consumo externo, taxa de câmbio efetiva real, termos de troca e acesso a novos mercados. O tratamento econométrico utilizado tem por base a análise de cointegração, proposta por Johansen. Conclui que a taxa de câmbio é principal determinante na competitividade do setor agropecuário e agroindustrial brasileiro no período analisado. O mecanismo de correção de erros aponta que os desequilíbrios de curto prazo não estão sendo corrigidos a cada trimestre.

PALAVRAS-CHAVE:

Agronegócio Brasileiro. Balança Comercial. Câmbio. Cointegração.

Fernanda Schwantes

- Economista;
- Mestranda em Economia Aplicada – Universidade Federal de Viçosa (UFV).

Clailton Ataídes de Freitas

- Economista;
- Doutor em Ciências (Economia Aplicada) pela Universidade de São Paulo;
- Professor Adjunto do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM).

Vinicius Vizzotto Zanchi

- Economista;
- Mestrando em Economia Aplicada na Universidade Federal de Pernambuco (UFPE).

1 – INTRODUÇÃO

O agronegócio constitui-se em um setor de extrema relevância para a economia brasileira, sendo responsável, em 2008, por 26% do PIB e 36% das divisas de exportações do Brasil, de acordo com dados de 2008 do Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e do Comércio Exterior. Ademais, o setor tem, historicamente, sustentado os superávits comerciais do país, contribuindo para o equilíbrio das transações correntes brasileiras e gerando divisas para o crescimento e diversificação de atividades na economia nacional.

Em termos históricos, os estudos de Pereira e Arienti (1997); Maia e Sousa Junior (2004) e Gonçalves Junior (2005) apontam que a mudança no perfil exportador da economia brasileira, nos anos 1970 até o fim dos anos 1980, pode ser explicada pelo aceleração do processo de industrialização, que resultou na instalação de um parque industrial moderno, que expandiu, integrou e diversificou a estrutura industrial, e pelo surgimento e consolidação de uma agricultura modernizada, baseada na dinâmica dos complexos agroindustriais, que conduziu ao aumento nas exportações de produtos de maior valor agregado. Além disso, a instabilidade macroeconômica e a falta de dinamismo interno passaram a direcionar alguns setores, como o de *commodities*, para o mercado internacional.

Com a abertura comercial ocorrida no início dos anos 1990 e a implantação do Plano Real, em 1994, o Brasil intensificou sua participação no comércio internacional, principalmente de produtos oriundos do agronegócio, destacando-se o crescimento da produção e produtividade agrícolas. Sendo assim, as culturas mais dinâmicas no mercado internacional, como a soja, a laranja e a cana-de-açúcar, passaram a ter maior participação na área cultivada do que as culturas tradicionais, como café e algodão, ou as que atendem ao mercado interno, como arroz, feijão e milho. Segundo Mata e Freitas (2009), em itens importantes do comércio mundial de produtos agropecuários, como açúcar, soja e derivados, suco de laranja e café, o Brasil exerce papel de um dos principais ofertantes.

Ainda, cabe destacar que os países em desenvolvimento têm-se apresentado como consumidores potenciais das exportações agrícolas brasileiras; são os mercados para os quais os envios brasileiros têm crescido a taxas mais elevadas, o que caracteriza movimento de expansão e diversificação das exportações do agronegócio para novos mercados, embora ainda seja importante a participação dos países europeus e dos Estados Unidos, como destacam Mata e Freitas (2009).

Em termos de análise das contribuições de variáveis macroeconômicas, destacam-se os trabalhos de Zini Junior (1995); Rocha e Teixeira (1997); Almeida (1998) e Gonçalves Junior (2005). Enquanto Rocha e Teixeira (1997) desejaram averiguar o comportamento dos preços no setor agrícola determinados por políticas macroeconômicas e taxa de câmbio no período de 1961 a 1987, nos demais três estudos, foram utilizados modelos econométricos de séries temporais para verificar como o saldo da Balança Comercial, no caso do Brasil, estudado por Zini Junior (1995), e do agronegócio, nos estudos de Almeida (1998) e Gonçalves Junior (2005), responde às variações na taxa de câmbio real, às rendas reais do país e do resto do mundo e aos termos de troca.

Contudo, o presente trabalho avança com relação aos estudos econométricos mencionados anteriormente em pelo menos três pontos: i) o papel dos novos mercados no fortalecimento das exportações do agronegócio brasileiro; ii) atualização da base de dados, uma vez que o último estudo realizado com o tema em questão foi o de Gonçalves Jr. (2005); iii) utilização de novos testes econométricos no tratamento das séries temporais, como teste de estacionariedade de Phillips-Perron e mecanismo de correção de erros.

Dada a importância da Balança Comercial da agricultura e pecuária, uma vez que aquela é considerada por muitos autores¹ como a maior fonte de saldos comerciais superavitários no Brasil, o presente trabalho procura investigar a influência das variáveis taxa de câmbio, renda interna, renda externa, termos de troca e o acesso a novos mercados como

¹ Ver Almeida (1998) e Bacha (2004).

determinantes dos saldos da Balança Comercial do agronegócio brasileiro no período compreendido entre 1990 e 2007, com frequência de dados trimestral.

A verificação do impacto destas variáveis sobre os saldos comerciais do agronegócio brasileiro auxilia a identificar características relevantes das políticas econômicas, em especial, a política cambial, e a distinguir mercados consumidores importantes, apontando rumos que o país pode tomar frente a acordos bilaterais e multilaterais de comércio.

Este artigo está organizado em seis seções, sendo a seção 1 constituída por esta Introdução. A seção 2 aponta para o referencial teórico subjacente à estimação do modelo. A seção 3 traz a metodologia utilizada: a fonte dos dados e os instrumentais econométricos utilizados para captar os efeitos de curto e longo prazos das variáveis selecionadas sobre o saldo comercial do agronegócio brasileiro. A seção 4 reúne os resultados da pesquisa e, finalmente, a seção 5 apresenta as considerações finais e algumas conclusões obtidas a respeito da política cambial, das variações nos termos de troca, na renda interna e externa e do acesso a novos mercados sobre o saldo comercial do agronegócio do Brasil.

2 – REFERENCIAL TEÓRICO

O saldo da Balança Comercial de um país é o resultado líquido de suas transações de bens com o resto do mundo. Ele não se explica apenas pelo modelo básico de sua determinação, $(X-M)$, de acordo com o Balanço de Pagamentos, pois este considera apenas os montantes globais e não as variáveis de ajuste reais da economia, como a taxa de câmbio, os termos de troca, a capacidade de importação dos mercados consumidores, o nível de atividade econômica interna, as barreiras tarifárias, entre outras.

Almeida (1998) ressalta que, frequentemente, as variáveis consideradas nas estimações de equações para o saldo da Balança Comercial, no Brasil e em outros países, são aquelas contempladas nas abordagens das elasticidades, da absorção e no modelo IS-LM-BP.² Entre elas, destacam-se: i) o nível

de atividade doméstica, medido pelo Produto Interno Bruto ou pelo Produto Nacional Bruto; ii) o nível de atividade externa, mensurado como uma média ponderada do Produto Nacional Bruto dos principais parceiros comerciais do país; e iii) um índice de competitividade de preços, geralmente a taxa de câmbio real e/ou os termos de troca.

Desta forma, a função para o saldo da Balança Comercial apresenta a seguinte especificação:

$$ST=f(RB,RW,e,TT) \quad (1)$$

em que,

ST = saldo da Balança Comercial, expresso em moeda doméstica;

RB = nível de renda interna;

RW = nível de renda externa;

e = taxa de câmbio real; e

TT = termos de troca.

Para fins de estimação, a função acima ainda pode incluir variáveis binárias ou qualitativas para captar fenômenos temporários que afetam o saldo da Balança Comercial. Uma maneira de quantificar esses atributos é formular variáveis artificiais que assumam os valores 1 (indicando a presença do atributo escolhido) e 0 (indicando sua ausência).

A seguir, são apresentados os efeitos esperados das variáveis explicativas sobre o saldo da Balança Comercial do agronegócio brasileiro.

Zini Junior (1995) e Almeida (1998) corroboram que, no curto prazo, deve-se esperar relação negativa entre o nível de renda doméstica e o saldo da Balança Comercial Total do Agronegócio, já que as importações tendem a aumentar, assim como o consumo de bens que não sejam apenas de necessidade. Bacha (2004, p. 24) assim expôs esta expectativa, concordando com os outros autores:

A redução da participação do agronegócio no PIB é uma tendência normal de qualquer economia que tenha aumento da sua renda per capita. À medida que esta aumenta, o padrão de consumo das pessoas tende a elevar o consumo de produtos que não sejam alimentícios [...] mais do que

²Ver Zini Junior (1995).

proporcionalmente ao aumento do consumo de alimentos. Devido a isso, a produção de bens não agrícolas cresce mais do que proporcionalmente à produção de bens vinculados à agropecuária.

Por outro lado, Almeida (1998) afirma que, nos médio e longo prazos, pode-se associar o nível de renda ao nível de produção doméstica e, assim, espera-se relação positiva entre a renda e o saldo da Balança Comercial do país, a menos que o crescimento no consumo doméstico seja superior ao observado na renda. Expõe, ainda, que o aumento de consumo superior ao aumento na renda é improvável em longo prazo (pois aqui seria pressuposto que a propensão marginal a consumir é maior que um), principalmente tratando-se de produtos agrícolas, que são bens de necessidade (bens de consumo não-duráveis).

Almeida (1998) observa que o enfoque das elasticidades, o modelo keynesiano de ajustamento da Balança Comercial e as evidências empíricas para o Brasil permitem que se espere que a renda do resto do mundo seja positivamente relacionada com o saldo comercial do país. Assim, um incremento no nível de renda do resto do mundo deve aumentar a demanda por exportações brasileiras ou, equivalentemente, deve aumentar a demanda por importações do resto do mundo.

Com relação à taxa de câmbio, Almeida (1998) observa que, em longo prazo, a desvalorização cambial exerce maior influência sobre a competitividade externa dos setores agrícola e agroindustrial que outras variáveis, como renda interna e externa e termos de troca. A desvalorização da moeda doméstica torna as exportações mais baratas em moeda estrangeira e as importações mais caras em moeda nacional e, assim, a moeda desvalorizada é preferível ao setor agroexportador, se este possui abastecimento interno de bens de consumo duráveis e de capital. Entretanto, a condição de Marshall-Lerner indica se uma desvalorização cambial melhora o saldo comercial de uma nação. Esta considera que se a soma da elasticidade-preço da oferta de exportação e da elasticidade-preço da demanda de importação for maior que um, haverá melhora na Balança Comercial do país; caso seja igual a um, a mudança na taxa de câmbio não irá alterar a Balança Comercial. (SALVATORE, 1998).

Por outro lado, a valorização cambial diminui a receita em moeda doméstica obtida pelo segmento agrícola exportador, subsidiando os importadores, pois esses compram dólares com menos reais, e este consiste em um mecanismo de transferência de renda da agropecuária para outros setores. Do mesmo modo, a valorização cambial reduz o preço em reais de produtos agropecuários estrangeiros importáveis, o que força, por via da concorrência, a redução do preço em reais dos produtos agropecuários no mercado interno. (BACHA, 2004).

Almeida (1998) adverte que o efeito de uma desvalorização cambial sobre o saldo da balança comercial agrícola e agroindustrial total pode ocorrer com certo retardamento, decorrente do fato de a maior parte do comércio internacional ocorrer entre parceiros tradicionais. Juns e Rhomberg (1973 apud BRAGA; ROSSI, 1986) apontam duas razões para a defasagem de resposta da balança comercial às variações da taxa de câmbio: a) o reconhecimento, por parte dos agentes econômicos, de que o preço se modificou em decorrência de uma variação cambial; b) retardamento na modificação de estoques e alteração na produção, já que, no curto prazo, a oferta de produtos agrícolas (matéria-prima para os produtos agroindustriais) é praticamente fixa.

As alterações nos termos de troca do país consistem na relação entre o preço médio de suas exportações e o preço médio de suas importações, ambos cotados na mesma moeda. A deterioração nos termos de troca ocorre quando aumenta o preço médio dos produtos importados mantendo constante o preço médio das exportações; e uma apreciação tem comportamento oposto. Uma deterioração nos termos de troca implica o declínio da renda nacional, medida em moeda estrangeira, e na modificação do saldo comercial do país, pelo fato de este ser mais especializado nas suas exportações que em suas importações. (ALMEIDA, 1998).

Assim, espera-se que a deterioração dos termos de troca conduza a uma variação negativa no saldo da balança comercial do agronegócio. Da mesma forma, espera-se que a apreciação dos termos de troca tenha um efeito positivo sobre o saldo comercial do agronegócio. Admitindo-se a hipótese de que, em geral,

o Brasil é tomador de preços da maioria dos produtos agrícolas e agroindustriais no mercado internacional, um aumento de preços não reduziria as quantidades demandadas das exportações brasileiras. Zini Junior (1995) argumenta que, quando há perda nos termos de troca, a ação recomendada para um país pequeno com um comércio diversificado é uma política cambial mais agressiva para recompor o nível de remuneração do setor exportador³.

No que diz respeito ao acesso a novos mercados, a história econômica sempre colocou em evidência o livre comércio, destacando que ele traz benefícios para todas as partes envolvidas, resultado da maximização de suas produções, reduzindo as restrições impostas pela dotação do trabalho, capital e recursos naturais de um país, permitindo o consumo de conjuntos de *commodities* melhores do que aqueles que podem ser produzidos por um país isoladamente. (KENEN, 1998 apud STADUTO; BRAUN; SCHIMIDT, 2004).

Porém, devido a correntes políticas de seus governos, os países tendem a criar restrições ao comércio com o resto do mundo, geralmente com o objetivo de proteger a produção nacional. Isto pode resultar numa queda acentuada nas transações internacionais e até numa piora no padrão de vida da população. (STADUTO; BRAUN; SCHIMIDT, 2004). Por outro lado, a busca por maior competitividade internacional tem gerado o incremento de formação de blocos de cooperação, com a eliminação de barreiras tarifárias e, muitas vezes, com a adoção de uma tarifa comum entre o grupo de países.

Entretanto, muitos países isolados têm-se mostrado relevantes no comércio internacional. É o caso da China, país que se tem consolidado como uma promissora potência mundial. A abertura econômica deste país propiciou a inclusão de mais de 1,5 bilhão de pessoas na economia de mercado mundial e o crescimento da China tem alavancado o comércio internacional. Segundo Vieira (2006), a taxa de crescimento média para o conjunto dos países em desenvolvimento foi de 5,84% entre 1991 e 2003, que

é menos da metade da taxa de crescimento média da China, de 11,45% no mesmo período.

O Brasil se inseriu nesse comércio fornecendo aos chineses minérios de ferro e produtos do agronegócio, tais como óleo de soja. Os minérios sustentam o *boom* da construção civil chinesa enquanto os produtos do agronegócio ajudam na alimentação de uma gigantesca população saindo da miséria. Em contrapartida, a China exporta para o Brasil produtos eletroeletrônicos, uma vantagem comparativa adquirida por vários países asiáticos, devido ao baixo custo de mão-de-obra.

Analisando-se as cestas que compõem as exportações e importações do intercâmbio comercial entre Brasil e China, espera-se que este novo parceiro para as exportações brasileiras do agronegócio venha a dinamizar as relações internacionais e melhorar o saldo da Balança Comercial.

3 – REFERENCIAL METODOLÓGICO

3.1 – Definição das Variáveis e Fonte de Dados

A pesquisa proposta conta com dados secundários das variáveis incluídas no modelo. O saldo da Balança Comercial da agropecuária e agroindústria (ST) inclui todos os produtos agrícolas e pecuários básicos, assim como os produtos industriais derivados destes. Foram utilizados os dados disponibilizados pelo Sistema Aliceweb, da Secretaria de Comércio Exterior (Secex), do Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e do Comércio Exterior (MDIC). Serão considerados os seguintes Capítulos do sistema: 1 a 24, 41, 44, 45, 47, 48, 50 a 53. Por uma questão de simplificação, utilizaram-se, neste estudo, todos os produtos da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) que pertencem à cadeia produtiva de uma matéria-prima agropecuária, assim como fizeram Rocha e Leite (2007). As 72 observações trimestrais estão em valores de IV/07, inflacionadas pelo índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA).

O nível de atividade doméstica é medido pelo Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil, inflacionado pelo deflator implícito do PIB, em valores do quarto trimestre de 2007. Os dados foram obtidos junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), fornecidos pelo Instituto

³ Desvalorizações reais da moeda ajudam a elevar o valor das exportações de um país pequeno que se defronta com perdas nos termos de troca, quando as exportações são preço-elásticas.

Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e Sistema de Contas Nacionais (SCN). A variável foi inflacionada pelo índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA), obtido na base de dados do IBGE.

Como uma *proxy* do nível de renda externa, foi utilizado o valor das importações de produtos agrícolas do resto do mundo, obtido junto à Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO). Como os dados disponíveis na FAO são anuais, obteve-se a participação percentual das importações de produtos agropecuários em relação às importações totais mundiais de todos os tipos de produtos, variável obtida junto ao Ipea, fornecido pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Esta percentagem foi retirada de cada trimestre considerado, já que se teve acesso a uma série trimestral de importações mundiais de todos os tipos de produtos, também fornecida pelo FMI ao IPEA. Como deflator, utilizou-se o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) dos Estados Unidos, e os valores correspondem ao último trimestre de 2007.

A taxa de câmbio real consiste no número de moeda doméstica necessária para se comprar uma unidade de moeda estrangeira, enquanto a taxa de câmbio efetiva real trata-se da média ponderada das taxas de câmbio entre a moeda doméstica e a dos principais parceiros comerciais do país e os pesos são atribuídos em função da importância relativa do seu comércio com cada um desses parceiros. Assim, a taxa de câmbio efetiva real é a que interessa para esta pesquisa, a qual foi obtida junto à base de dados macroeconômicos do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). Os dados são fornecidos ao Ipea pelo Departamento Econômico (Depec) do Banco Central do Brasil (Bacen). O período-base da série é IV/07.

Em um universo de muitos produtos comercializados, os termos de troca de uma nação são dados pela relação entre o índice de preço médio unitário de suas exportações e o índice de preço médio unitário de suas importações. (SALVATORE, 1998). O índice de termos de troca foi construído a partir dos preços médios de exportações e importações, disponíveis no site do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (Ipeadata), fornecidos pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior. Após, foi construído um índice tendo como base o quarto trimestre de 2007; uma elevação no

índice acusa uma melhora nos termos de troca.

A construção da variável binária se deu a partir dos dados fornecidos pelo sistema Aliceweb, do MDIC, sobre as exportações de produtos do agronegócio para a China. Estes dados foram relacionados às exportações totais do agronegócio brasileiro, fornecidos também pelo sistema Aliceweb, e assim, para os anos em que a China alcançou mais de 5% das exportações totais do agronegócio brasileiro, atribuiu-se o valor 1, enquanto para os outros anos atribuiu-se 0.

3.2 – Modelo Econométrico

Originalmente, o modelo proposto para o cálculo da elasticidade é dado por:

$$ST = \beta_0 RB^{\beta_1} RW^{\beta_2} e^{\beta_3} TT^{\beta_4} \beta_5 DUM \quad (2)$$

Ao logaritmizar a equação (2), chega-se a:

$$\ln ST_t = \alpha_t + \beta_1 \ln RB_t + \beta_2 \ln RW_t + \beta_3 \ln e_t + \beta_4 \ln TT_t + \beta_5 DUM + \mu_t \quad (3)$$

em que,

ST = saldo da balança comercial total do agronegócio, expresso em moeda doméstica;

RB = nível de renda interna, medida pelo PIB;

RW = nível de renda externa, medida pelas importações mundiais de produtos agrícolas;

e = taxa de câmbio efetiva real;

TT = termos de troca;

$DUM = 1$ para os anos em que a participação das exportações agrícolas e agroindustriais para a China ultrapassaram 5% das exportações totais do Brasil no setor do agronegócio, e 0 para os demais anos;

$\alpha_t = \ln \beta_0$; e

μ_t = termo de erro estocástico.

Este modelo se ajusta ao escopo da pesquisa, à medida que os coeficientes angulares β_i medem a elasticidade de Y em relação ao respectivo regressor, isto é, a variação percentual de Y correspondente a dada variação percentual (pequena) em X . Cabe ressaltar dois aspectos especiais do modelo log-linear:

ele pressupõe que os coeficientes de elasticidade entre Y e os regressores (X) permanecem constantes e que o intercepto (α) é um estimador tendencioso do verdadeiro α ; entretanto, isto se torna de importância secundária nos modelos duplo-log.

3.3 – Método de Procedimento

3.3.1 – Teste de estacionariedade (raiz unitária)

Um aspecto relevante em séries temporais é que estas sejam estacionárias, isto é, que a média, a variância e a covariância permaneçam as mesmas, independente do ponto em que sejam medidas, ou seja, que não variem com o tempo⁴.

As séries a serem utilizadas para gerar uma regressão devem ser estacionárias, de modo a garantir que não possuam um comportamento explosivo ou divergente, o que poderia implicar em estimadores de mínimos quadrados não BLUE, estatísticas de teste e preditores enganosos e não-confiáveis. (HILL, 2003).

No presente trabalho, para a verificação da estacionariedade da série, utilizou-se a função de autocorrelação (FAC) e os testes clássicos de raiz unitária Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP).

Uma série pode ser convertida em estacionária através do cálculo de diferenciação. Assim, se uma série temporal é estacionária de primeira ordem, isto é, $I(1)$, então ela deve ser diferenciada uma vez para se tornar estacionária; se for estacionária de segunda ordem $I(2)$, deve ser diferenciada duas vezes até tornar-se estacionária, e assim sucessivamente. Se a série é $I(0)$, é dita estacionária em nível.

3.3.2 – O teste de causalidade de Granger

A existência de relação entre variáveis não prova causalidade nem direção de influência, segundo Gujarati. (2006). Significa que uma série precede e, assim, cada uma das variáveis é explicada por seus valores defasados, mas não se consideram demais

variáveis econômicas.

O teste de causalidade de Granger pressupõe que a informação relevante para a previsão das respectivas variáveis está contida unicamente nos dados da série temporal dessas variáveis. Como se busca verificar o sentido da influência das variáveis independentes renda interna (RB), renda externa (RW), taxa de câmbio efetiva real (e), termos de troca (TT) e o acesso a novos mercados (DUM) sobre a variável dependente balança comercial do agronegócio (ST), a equação é dada a seguir:

$$ST_t = \sum_{i=1}^n \rho_i ST_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_i RB_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i RW_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i e_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i TT_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i DUM_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde ρ , α , β , γ , θ são os coeficientes das variáveis defasadas.

Os resultados da regressão cuja causalidade se quer testar são testados sob a hipótese nula de que não são conjuntamente diferentes de zero, utilizando-se a estatística F para cada grupo de coeficientes.

A existência do efeito causalidade de Granger, verificado através do teste F, é um indicativo de que um modelo de autorregressão vetorial pode ser desenvolvido para modelar, projetar e analisar as séries.

3.3.3 – Teste de cointegração

A existência de cointegração pode ser verificada quando o termo de erro μ_t é estacionário, ou seja, é $I(0)$. Apesar de duas ou mais variáveis serem individualmente $I(1)$, isto é, apresentarem tendência estocástica, sua combinação linear pode ser $I(0)$ e, portanto, a combinação linear faz com que as tendências estocásticas se anulem entre si. (GUJARATI, 2006). Neste caso, os coeficientes β da equação (3) são chamados de parâmetros cointegrantes e a regressão cointegrante toma a forma que segue:

$$\mu_t = \ln ST_t - \alpha_t - \beta_1 \ln RB_t - \beta_2 \ln RW_t - \beta_3 \ln e_t - \beta_4 \ln TT_t - \beta_5 \ln DUM_t \quad (9)$$

A partir desta equação, é preciso verificar se μ_t é

⁴ Conforme Gujarati (2006), além da constância da média e da variância, o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo e da defasagem entre os dois períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Tal processo estocástico é conhecido como fracamente estacionário ou estacionário em covariâncias.

estacionário. Para tanto, aplicam-se os testes de Engle-Granger ou Engle-Granger aumentado nos resíduos resultantes (μ_t) da estimação da equação (3) por mínimos quadrados ordinários. Se os testes mostrarem que o resíduo (μ_t) é I(0), então a equação (3) é uma regressão cointegrante e não é espúria, ainda que individualmente suas variáveis sejam não estacionárias.

A principal crítica ao método de Engle e Granger decorre do fato de apenas uma relação de cointegração ser determinada, sendo ela sensível à escolha da variável dependente. Assim, o termo de erro da regressão muda com a variável que é colocada do lado esquerdo da equação de regressão. Como não é possível determinar *a priori* o número de relações de cointegração em um sistema com mais de duas variáveis, a partir da abordagem de equação simples, tornam-se patentes as dificuldades operacionais do método de Engle e Granger em trabalhos aplicados.

Desta forma, o método de Johansen consiste numa alternativa para determinar as relações de cointegração, quando existe mais de um vetor de cointegração, já que este método remove a restrição de ter que se escolher *a priori* qual deve ser a variável endógena ao sistema, assumindo que todas as variáveis são endógenas simultaneamente.

Para se testar a significância dos vários vetores de cointegração, é necessário que as séries possuam a mesma ordem de integração individualmente. De acordo com Enders (1995), Johansen e Juselius propuseram duas estatísticas para determinar o número de relações de cointegração do sistema multivariado. A primeira estatística consiste no Teste do Traço, calculado do seguinte modo:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (10)$$

com:

$$r = 0, 1, 2, \dots, n-1.$$

O procedimento do Teste do Traço consiste em testar se o posto, ou rank, é nulo, isto é, $r = 0$, ou seja, a não-existência de vetores de cointegração. Testa-se $r \leq 1$, $r \leq 2$ sucessivamente até que não se rejeite a hipótese nula (H_0).

A segunda estatística que pode ser utilizada é a do

autovalor máximo, obtida a partir da seguinte fórmula:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (11)$$

onde:

T = número de observações;

$$r = 0, 1, 2, \dots, n-1.$$

O Teste do Autovalor ensaia a hipótese de que existem no máximo r vetores de cointegração contra a alternativa de existirem $r+1$. O correspondente valor do posto (r) coincide com o número de vetores de cointegração. Ressalta-se que ambos os testes possuem distribuição assintótica.

O teste de cointegração permite testar se as variáveis envolvidas em um estudo efetivamente possuem relação de longo prazo e se a integração entre elas pode ser considerada perfeita, isto é, se uma variação numa das variáveis independentes realmente é transmitida à variável dependente no longo prazo.

3.3.4 – Mecanismo de correção de erro⁵

Conhecido o fato de que há uma relação de longo prazo ou de equilíbrio entre as variáveis, é preciso que se verifique a relação de curto prazo, na qual pode haver um desequilíbrio.

O Teorema da Representação de Granger afirma que, quando duas variáveis Y e X são cointegradas, a relação entre elas pode ser expressa como um mecanismo de correção de erro. Assim, a Equação (3) toma a forma:

$$\Delta \ln ST_t = \gamma_t + \alpha_1 \Delta \ln RB_t + \alpha_2 \Delta \ln RW_t + \alpha_3 \Delta \ln e_t + \alpha_4 \Delta \ln TT_t + \alpha_5 \Delta DUM_t + \alpha_6 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

onde:

Δ é o operador de primeira diferença;

ε_t é o termo de erro aleatório; e

μ_{t-1} é o valor defasado de um período do erro da regressão cointegrante, equação (4).

O termo μ_t da equação (12) é conhecido como o

⁵ Também conhecido como Error Correction Mechanism (ECM).

“erro de equilíbrio”. Nesta equação, ele está defasado em um período, e se este se apresentar diferente de zero, o modelo está fora do equilíbrio. O valor absoluto de α_6 decide quão rapidamente o equilíbrio é restaurado. De acordo com Gujarati (2006), estatisticamente, o termo de erro de equilíbrio é zero, sugerindo que a variável dependente se ajusta a mudanças em cada uma das variáveis independentes no mesmo período.

Se $\alpha_6 > 1$, é possível afirmar que a série é explosiva, à medida que a variável dependente está divergindo muito de seu valor de equilíbrio, não corrigindo o erro. Se α_6 for positivo, porém menor que 1, a série está abaixo do equilíbrio, e se α_6 for negativo, a série está acima do equilíbrio. Assim, o erro será corrigido no próximo período.

4 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 – Teste de Estacionariedade

Inicialmente, uma plotagem sequencial no tempo é capaz de comprovar a tendência linear das variáveis analisadas. A análise gráfica das séries temporais em questão, em valores do quarto trimestre de 2007, permite inferir que as séries tendem a não permanecer na média de longo prazo, com tendência ascendente, como pode ser observado no Gráfico 1, que trata especificamente da evolução do saldo da Balança Comercial do agronegócio brasileiro, da renda interna,

da renda externa, da taxa de câmbio efetiva real e dos termos de troca. Como o movimento das séries temporais tem a mesma tendência, pode-se dizer que as variáveis “flutuam na mesma onda”, o que é um indicativo de cointegração.

Da mesma forma, a significância estatística de qualquer função de autocorrelação na defasagem k (ρk), pode ser julgada pelo seu erro-padrão. Gujarati (2000) afirma que Bartlett mostrou que se uma série for puramente aleatória, ou seja, se exibir ruído branco, os coeficientes de autocorrelação amostral são, aproximadamente, distribuídos normalmente com média zero e variância $1/n$, em que n é o tamanho da amostra.

Neste estudo, $n = 72$, o que implica variância de $1/72 = 0,01388$ e um erro-padrão de $1/\sqrt{72} = 0,11785$. Assim, seguindo as propriedades da distribuição normal padrão, o intervalo de confiança de 95% para qualquer ρk será $\pm 1,96 (0,11785) = 0,230986$ em ambos os lados de zero.

Portanto, o teste t para a função de autocorrelação (FAC), no qual se testou a hipótese nula H_0 : não tem autocorrelação, contra a hipótese alternativa H_1 : tem autocorrelação, permite concluir que as variáveis saldo da Balança Comercial do agronegócio brasileiro (ST), renda interna (RB), renda externa (RW), taxa de câmbio efetiva real (e) e termos de troca (TT) apresentam autocorrelação, no nível de significância de

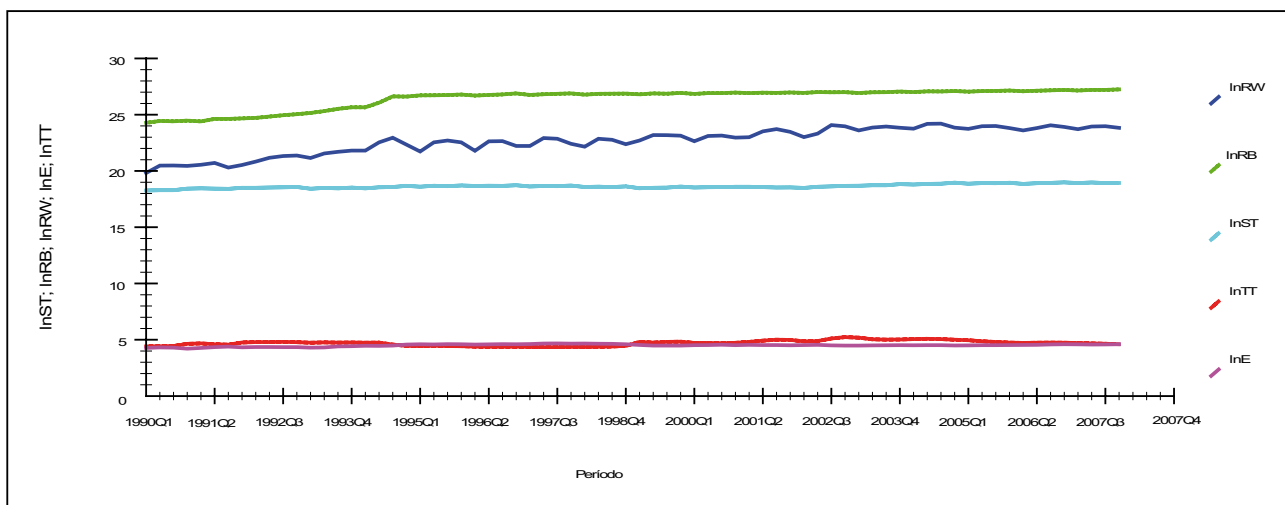


Gráfico 1 – Plotagem de Todas as Variáveis Envolvidas no Modelo

Fonte: Resultados da pesquisa.

5%, ou seja, rejeitamos a hipótese de que o verdadeiro ρk seja zero.

Do mesmo modo, a estatística Q , desenvolvida por Box e Pierce, que testa simultaneamente se todos os coeficientes de autocorrelação são iguais a zero, permite inferir, a 5% de significância, que a hipótese nula, de que todos os ρk são iguais a zero deve ser rejeitada para as variáveis analisadas. Para todas as variáveis, a estatística Q calculada é superior à estatística Q da tabela de qui-quadrado, que se refere a 36,4151. E ainda, a estatística de Ljung-Box (LB), que é melhor aplicável em amostras pequenas, também se mostrou significativa, no nível de significância de 5%, com valores p praticamente iguais a zero, confirmando a hipótese de que as variáveis apresentam correlação serial⁶.

E ainda, a análise da função de autocorrelação de cada variável, através do correlograma, fornece indicativos de que as séries supracitadas, com exceção dos resíduos, não são estacionárias, de forma que o correlograma tende a diminuir gradualmente quando a série não é estacionária.

Assim, a hipótese nula de que as séries não possuem autocorrelação não é satisfeita, à medida que as estatísticas calculadas para as primeiras defasagens de cada série encontram-se na região de rejeição da hipótese nula. Entretanto, o termo de erro da regressão não apresenta indícios de autocorrelação, de forma que o seu correlograma da função de autocorrelação diminui rapidamente, o que é indicativo de série estacionária.

A presença de tendência temporal foi comprovada, no nível de significância de 5%, para todas as variáveis, exceto para os resíduos, que apresentaram a estatística calculada (0,58281) inferior à estatística crítica (aproximadamente 2,00).

Os resultados dos testes de raiz unitária, Dickey-Fuller e Dickey-Fuller aumentado, reproduzidos na Tabela 1, indicam que não se pode rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária para todas as séries em análise, no nível de significância de 5%. Os critérios de Akaike (AC) e Schwarz (SBC) foram utilizados para

selecionar o valor calculado de cada série. Além disso, a Tabela 1 apresenta a ordem de integração de cada série, isto é, $I(d)$.

Tabela 1 – Testes Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron de Raiz Unitária

Variável	Teste DF [†]	Teste ADF ^{††}	Teste Phillips-Perron ^{††}	I(d)
InST	-4,0851	-1,5322	-3,0329	I(1)
InRB	-2,2660	-2,6637	-2,3523	I(1)
InRW	-2,6208	-2,3685	-2,7456	I(1)
Ine	-1,2759	-1,7354	-1,7097	I(1)
InTT	-2,1905	-2,2834	-2,7069	I(1)
RESÍDUO	-7,0759	-4,2968	-13,6079	I(0)

Fonte: Resultados da pesquisa.

(†) Valor crítico de Dickey-Fuller quando $\alpha=5\% = -2,9048$. Teste válido somente para o termo de erro, que não é autocorrelacionado.

(††) Valor crítico de ADF quando $\alpha=5\% = -3,4769$.

Partindo-se da pressuposição de que as variáveis acima elencadas apresentam autocorrelação, o teste para verificação de raiz unitária nas séries é o de Dickey-Fuller aumentado. O valor crítico de Dickey-Fuller aumentado, no nível de significância de 5%, é de -3,4769⁷. À medida que as estatísticas calculadas são, em valor absoluto, inferiores ao valor crítico de ADF, rejeita-se a hipótese de que as séries temporais das variáveis incluídas no modelo sejam estacionárias. O resíduo, como já se esperava, por não ser autocorrelacionado, é estacionário em nível, sendo, portanto, $I(0)$. O teste apropriado para o resíduo é o DF, dada a pressuposição de que esta variável não apresenta autocorrelação. Assim, como a estatística calculada de DF para o resíduo é superior à estatística crítica, não se rejeita a hipótese de estacionariedade em nível, o que já poderia sinalizar indícios de que as variáveis em questão guardam relação de equilíbrio de longo prazo. Contudo, teste mais conclusivo a esse respeito é apresentado na subseção seguinte.

Alternativamente, o teste de Phillips-Perron, que possui a mesma distribuição assintótica da estatística ADF, pode comprovar a estacionariedade ou não das

⁶ Gujarati (2000) utiliza autocorrelação e correlação serial como sinônimos. Utiliza-se da mesma forma neste estudo.

⁷ Segundo Gujarati (2000), a estatística do teste de ADF tem a mesma distribuição assintótica que a estatística DF, de modo que podem ser usados os mesmos valores críticos.

séries. O teste de PP considera as primeiras diferenças das variáveis, assim como suas defasagens e, segundo Araújo e Dias (2006), o teste de PP faz uma correção para a estatística t do coeficiente de regressão AR(1), considerando a correlação serial. A Tabela 1 sintetiza os resultados do teste PP para as variáveis incluídas no modelo em estudo.

Segundo o teste PP, pode-se inferir que todas as variáveis estudadas apresentam raiz unitária e, portanto, são $I(1)$, com exceção do resíduo, que é $I(0)$. A hipótese nula do teste de PP é a mesma do teste ADF, ou seja, presença de raiz unitária e a regra prática que determina a estacionariedade ou não da série temporal, de acordo com o teste PP. Consiste em verificar se a estatística calculada de PP é superior, em módulo, à estatística crítica ADF. Neste caso, rejeita-se a hipótese nula de série não-estacionária.

A fim de tornar estacionárias as séries, faz-se a sua diferenciação e, na sequência, realiza-se o teste de raiz unitária, os quais estão sintetizados na Tabela 2. Conforme esta tabela, as variáveis tornam-se estacionárias em primeira diferença. Em módulo, o valor crítico de -2,9055 é inferior ao valor calculado de DF para todas as variáveis. A estatística de DF foi utilizada pelo fato de as variáveis em primeira diferença não apresentarem autocorrelação. Da mesma forma, o teste de PP apresenta a estatística calculada superior à estatística crítica de DF para todas as variáveis em primeira diferença, confirmando a sua estacionariedade.

Tabela 2 – Testes de Dickey-Fuller e Phillips-Perron de Raiz Unitária (Variáveis em Primeira Diferença)

Variáveis	DF [†]	Phillips-Perron [†]	I(d)
$\Delta \ln ST$	-8,6841	17,2320	$I(0)$
$\Delta \ln RB$	-6,6735	6,7460	$I(0)$
$\Delta \ln RW$	-14,4259	7,4843	$I(0)$
$\Delta \ln e$	-6,3927	10,9921	$I(0)$
$\Delta \ln TT$	-7,0176	11,1553	$I(0)$

Fonte: Resultados da pesquisa.

(†): Valor crítico quando $\alpha=5\% = -2,9055$.

4.2 – Teste de Cointegração

Aplicando-se os testes de Engle-Granger e Engle-Granger aumentado, de raiz unitária, aos resíduos da regressão (3), obteve-se o valor calculado de -7,0759. O valor crítico de Engle-Granger no nível de significância de 1% é de -2,5899. (GUJARATI, 2006). Como o valor calculado de Engle-Granger aumentado é, em módulo, superior ao valor de Engle-Granger no nível de significância de 1%, infere-se que os resíduos da regressão (3) são estacionários, isto é, $I(0)$. Por conseguinte, a regressão (3) é uma regressão cointegrante e não espúria, ainda que, individualmente, suas variáveis sejam não-estacionárias.

Da mesma forma, o teste de Durbin-Watson de regressão cointegrante permite a seguinte análise: a regressão cointegrante (3) fornece o valor $d = 1,7396$. Gujarati (2006) apresenta os valores críticos para testar a hipótese de que o verdadeiro $d = 0$, nos níveis de significância de 1%, 5% e 10%, quais sejam, respectivamente, 0,511, 0,386 e 0,322. Assim, como o valor d calculado é superior a todos os valores críticos, conclui-se que as séries são cointegradas, reforçando as evidências do teste de Engle-Granger. Portanto, embora individualmente as variáveis apresentem passeio aleatório, é possível que exista uma relação de longo prazo estável entre elas.

Entretanto, o teste mais consistente utilizado para a verificação da relação de cointegração entre as séries é o proposto por Johansen. Inicialmente, a Tabela 3 apresenta os resultados para que se possa determinar a ordem do vetor autorregressivo, utilizando-se dos critérios de seleção de Akaike, Schwarz, LL e LR ajustado.

Tabela 3 – Critérios de Seleção para a Escolha da Ordem de Defasagem do Modelo⁸

Ordem	LL	AIC	SBC	LR ajustado
4	539,4251	429,4251	307,3521	-----
3	512,4524	427,4524	333,1233	36,4924
2	482,9488	422,9488	356,3636	76,4090
1	439,2029	404,2029	365,3616	135,5946
0	143,5862	133,5862	122,4887	535,5467

Fonte: Resultados da pesquisa.

⁸ LL é a máxima verossimilhança; AIC é o critério de Akaike; SBC é o critério de Schwarz; LR ajustado é o teste de verossimilhança ajustado.

De acordo com a Tabela 3, verifica-se que, seguindo o critério de Akaike, o valor máximo é de 429,4251, indicando que a ordem deve ser de quatro defasagens. Por outro lado, o critério de Schwarz revela que a ordem de defasagem deve ser de apenas uma, já que o maior valor refere-se a 365,3616.

Como os dois critérios indicam ordens de defasagem diferentes, adotou-se o critério de máxima verossimilhança (LL) para o desempate. Entre os dois níveis expostos anteriormente, o valor máximo de LL refere-se a quatro defasagens, corroborando o critério de Akaike. No entanto, Pesaran e Pesaran (1997) explicam que, quando se tem séries temporais curtas (neste estudo, $n = 72$), é melhor não correr o risco de abusar nos parâmetros. Apesar desta recomendação, os resultados que se ajustam melhor ao modelo são os obtidos quando se opta por quatro defasagens.

Castro e Cavalcanti (2008) explicam que a dificuldade em identificar o número “ótimo” de defasagens do VAR pode gerar perda de potência do teste para cointegração (no caso de o modelo estar sobreparametrizado) ou levar a vieses e à possibilidade de “cointegração espúria” (no caso da subparametrização). No entanto, parece provável que a escolha de um número excessivo de defasagens tenha consequências menos graves do que a decisão oposta⁹.

A definição do número de vetores cointegrados se dá pela escolha do *rank* (posto), com base nos autovalores e no traço da matriz estocástica e pela utilização dos critérios de seleção de Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HQC). De acordo com Bard (2008), esta definição dependerá também da natureza das variáveis determinísticas, como o intercepto e a tendência temporal. Neste estudo, assume-se que o modelo escolhido possui intercepto restrito e é sem tendência temporal.

9 Os autores supracitados esclarecem que Gonzalo (1994), por exemplo, sugere que a perda de eficiência associada à sobreparametrização do VAR deve ser menor do que no caso de subparametrização; e Hargreaves (1994) favorece explicitamente a escolha de um número de defasagens maior do que o necessário, em vez de um número pequeno demais, pois só se estaria incorrendo em perda de eficiência, mas não em viés. (CASTRO; CAVALCANTI, 2008).

Na Tabela 4, apresenta-se o teste de cointegração de Johansen, em conformidade com os critérios de Autovalor máximo e Traço.

Tabela 4 – Teste de Cointegração de Johansen para os Vetores com Base nos Critérios de Autovalor Máximo e Traço

Hipótese nula testada	Hipótese alternativa testada	Estatística calculada		Estatística tabelada ($\alpha = 5\%$)	
		λ_{\max}	$\lambda_{\text{traço}}$	λ_{\max}	$\lambda_{\text{traço}}$
0	1	43,0983	103,8995	34,40	75,98
1	2	27,4464	60,8013	28,27	53,48
2	3	14,7545	53,3548	22,04	34,87
3	4	12,5908	18,6003	15,87	20,18
4	5	6,0095	6,0095	9,16	9,16

Fonte: Resultados da pesquisa.

Através do teste do Autovalor Máximo, rejeita-se a hipótese nula do *rank* igual a 0, à medida que o valor calculado (43,0983) é superior ao valor tabelado (34,40), no nível de significância de 5%. Por outro lado, não se rejeita a hipótese nula de apenas um vetor de cointegração, através do teste de autovalor máximo, já que a estatística calculada é inferior à tabelada. O Teste do Traço permite inferir que, com 95% de confiança, é possível rejeitar a hipótese nula de *rank* igual a 0, pelo fato de que a estatística calculada (103,8995) é superior a estatística crítica (75,98). Da mesma forma, rejeita-se a hipótese nula de um e de dois vetores de cointegração, através do Teste do Traço, no nível de significância de 5%, já que a estatística calculada é superior à estatística tabelada. Entretanto, não se rejeita a hipótese nula de três vetores cointegrados, no nível de confiança de 95%, através do Teste do Traço.

Além disso, os critérios de seleção de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn, cujos resultados estão relacionados na Tabela 5, permitem inferir que, de acordo com o critério de Akaike, o número de vetores cointegrados é 5, ao passo que, de acordo com o critério de Schwarz, o número de vetores cointegrados é 1. Assim, o critério de Schwarz é o que corrobora com os resultados obtidos através do

Autovalor Máximo.

Tabela 5 – Teste de Cointegração de Johansen para os Vetores com Base nos Critérios de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn

Rank (r)	LL	AIC	SBC	HQC
0	487,4753	407,4753	318,6950	372,2978
1	509,0244	419,0244	319,1466	379,4498
2	522,7477	424,7477	315,9918	381,6553
3	530,1249	426,1249	310,7105	380,3942
4	536,4203	428,4203	308,5669	380,9307
5	539,4251	429,4251	307,3521	381,0560

Fonte: Resultados da pesquisa.

Pesaran e Pesaran (1997) observam que uma completa concordância entre os três procedimentos de teste e seleção do número de relações de cointegração entre as variáveis é muito rara. Os autores supracitados explicam que, na prática, os três métodos, usualmente, resultam em conclusões conflitantes e, portanto, a decisão sobre a escolha de r , o número de relações de cointegração, deve ser baseada em outro tipo de informação, como, por exemplo, a teoria econômica.

Assim, é possível apontar que, no nível de significância de 5%, existe um vetor de cointegração entre as variáveis: $\ln ST$, $\ln RB$, $\ln RW$, $\ln e$, e $\ln TT$. Portanto, a relação de equilíbrio de longo prazo verificada entre as variáveis elencadas acima, normalizada para a variável saldo da Balança Comercial do agronegócio brasileiro, é a que segue na Tabela 6.

Tabela 6 – Resultados da Estimação da Regressão (3)

	$\ln ST$	$\ln RB$	$\ln RW$	$\ln e$	$\ln TT$	Constante
β_i	1,00	-0,93943	-1,5785	-1,6086	-0,41658	41,1631
ep	----	(0,14852)	(0,21321)	(0,32535)	(1,3775)	(5,6379)
t	----	-6,32	-7,40	-4,94	-0,30	7,30

Fonte: Resultados da pesquisa.

É importante observar que a relação exposta acima está expressa na forma vetorial, conforme é destacado em Almeida (1998). Se a variável $\ln ST$ fosse explicitada como uma função das demais variáveis, os parâmetros

teriam seus sinais trocados.

O teste t para os parâmetros, no nível de significância de 5%, indica que a variável termos de troca ($\ln TT$) não é estatisticamente significativa na estimação da equação para o saldo da Balança Comercial do agronegócio brasileiro, permitindo inferir que o coeficiente estimado associado a esta variável pode ser nulo. Assim, impõe-se uma restrição a este parâmetro.

Por conseguinte, o vetor de cointegração pertinente à estimação da equação para o saldo da Balança Comercial do agronegócio brasileiro é o especificado na Tabela 7.

Tabela 7 – Resultados da Estimação da Regressão (3), com Restrição à Variável Termos de Troca

	$\ln ST$	$\ln RB$	$\ln RW$	$\ln e$	Constante
β_i	1,00	-0,98345	-1,5750	-1,5153	39,9488
ep	----	(0,032144)	(0,20830)	(0,10139)	(3,7948)
t	----	-30,59	-7,56	-14,94	10,52

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados apontam que, no longo prazo, o nível de renda doméstica tem relação positiva com o saldo da Balança Comercial do agronegócio brasileiro, como propunha o arcabouço teórico apresentado anteriormente.

Associando-se o nível de renda doméstica ao nível de produção do país, é plausível esperar que, no longo prazo, um incremento na produção doméstica melhore o saldo comercial dos setores em que o país é competitivo internacionalmente, a não ser que o aumento no consumo interno seja proporcionalmente superior ao incremento na renda, o que é improvável no longo prazo.

Assim, assumindo as pressuposições de que a propensão marginal a consumir os produtos do agronegócio brasileiro seja inferior a um e que um incremento na renda do setor seja determinante na elevação da renda interna, infere-se, com 95% de confiança, que uma elevação de 10% no nível de atividade doméstica resulta num incremento de

9,83% no saldo comercial do agronegócio brasileiro.

O efeito das variações no nível de atividade externa corrobora a teoria econômica apresentada, no sentido de impactar positivamente o saldo comercial do agronegócio brasileiro. O parâmetro é estatisticamente significativo e revela, com 95% de confiança, que, no longo prazo, a variação de 1% no valor das importações mundiais de produtos agrícolas gera incremento de 1,51% no saldo da Balança Comercial do agronegócio brasileiro.

O parâmetro da taxa de câmbio efetiva real, estatisticamente significativo a 1%, revela que, no longo prazo, a desvalorização de 1% do câmbio real incrementa o saldo comercial do agronegócio brasileiro em 1,57%.

A desvalorização real do câmbio eleva a receita de exportações, em moeda doméstica, e estimula a produção interna de bens comercializáveis internacionalmente. A possibilidade de ofertar produtos no mercado internacional a preços menores, sem afetar a receita em moeda doméstica, indica que a desvalorização real do câmbio, efetivamente, consiste em um indicador de competitividade do país em transações comerciais no mercado internacional para o setor do agronegócio, contribuindo na elevação dos saldos comerciais.

4.3 – Causalidade de Granger

O teste de Causalidade de Granger indica a aceitação das hipóteses Granger-Casual para as variáveis renda interna ($\ln RB$), renda externa ($\ln RW$), taxa de câmbio efetiva real ($\ln e$) e termos de troca ($\ln TT$), no nível de confiança de 90%.

Os valores calculados para as variáveis elencadas são, respectivamente, $\chi_{(16)} = 25,1167$ para a renda interna, $\chi_{(16)} = 53,5232$ para a renda externa, $\chi_{(16)} = 51,4515$ para a taxa de câmbio efetiva real e $\chi_{(16)} = 36,5907$ para os termos de troca. O valor crítico, no nível de significância de 10%, é de $\chi_{(16)} = 23,5418$.

A Tabela 8 apresenta os resultados, através dos quais é possível concluir que as variáveis são

Granger-Causal, à medida que o valor calculado excede o crítico.

Tabela 8 – Teste de Causalidade de Granger

Variável	Lag	Valor calculado	Granger-Causal†
$\ln RB$	16	25,1167	SIM
$\ln RW$	16	53,5232	SIM
$\ln e$	16	51,4515	SIM
$\ln TT$	16	36,5907	SIM

Fonte: Resultados da pesquisa.

(†): Qui-quadrado tabelado com 16 graus de liberdade e $\alpha=5\% = 26,2962$; e $\alpha=10\% = 23,5418$.

Assim, se as variáveis elencadas no quadro acima causam (no sentido de Granger) a variável dependente $\ln ST$, então, se infere que mudanças em cada uma das variáveis independentes devem preceder mudanças em $\ln ST$.

4.4 – Mecanismo de Correção de Erros

A dinâmica de curto prazo do saldo da Balança Comercial do agronegócio brasileiro utiliza-se da equação estimada, que inclui a variável dependente em primeira diferença, o termo de correção de erros defasado em um período e a primeira diferença das variáveis renda interna ($\ln RB$), renda externa ($\ln RW$), taxa de câmbio efetiva real ($\ln e$) e termos de troca ($\ln TT$), além da variável binária incluída no modelo para captar o efeito das exportações agropecuárias e agroindustriais para a China. A Tabela 9 expõe os resultados.

Através da Tabela 9, é possível verificar que somente a taxa de câmbio efetiva real em terceira diferença e a variável *dummy* são significativas a 1%. As seguintes variáveis apresentam efeitos estatisticamente significativos com $\alpha = 5\%$: a primeira e a terceira diferença do nível de atividade doméstica; a primeira, a segunda e a terceira diferença da taxa de câmbio efetiva real; a terceira diferença dos termos de troca; e a variável *dummy*. Quando se utiliza $\alpha = 10\%$, a terceira diferença dos termos de troca também apresenta efeitos estatisticamente significativos sobre $\ln ST$.

Entretanto, no curto prazo, espera-se que o nível de renda doméstica seja inversamente relacionado com o saldo da Balança Comercial do agronegócio brasileiro, já que um incremento na renda tende a incrementar a demanda por importações.

Tabela 9 – Estimativa da Equação de Correção de Erros para o Saldo da Balança Comercial do Agronegócio Brasileiro (I/90 a IV/07) [Variável Dependente: dLNST]

Variáveis	Coeficiente estimado [†]	Desvio-padrão	Estatística t calculada
$\Delta \ln st1$	-0,46994 ^{b,c}	0,22274	-2,1098
$\Delta \ln rb1$	0,89722 ^{b,c}	0,41942	2,1392
$\Delta \ln rw1$	-0,68386 ^{ns}	0,65	-1,0521
$\Delta \ln e1$	1,1227 ^{b,c}	0,51761	2,1691
$\Delta \ln tt1$	0,14508 ^{ns}	1,2031	0,12059
$\Delta \ln st2$	-0,81727 ^{a,b,c}	0,14682	-5,5666
$\Delta \ln rb2$	0,34065 ^{ns}	0,37932	0,89805
$\Delta \ln rw2$	-0,044354 ^{ns}	0,65312	-0,067911
$\Delta \ln e2$	1,1990 ^{b,c}	0,4785	2,5058
$\Delta \ln tt2$	0,53049 ^{ns}	1,1323	0,46851
$\Delta \ln st3$	-0,52889 ^{a,b,c}	0,16551	-3,1955
$\Delta \ln rb3$	0,85225 ^{b,c}	0,3433	2,4825
$\Delta \ln rw3$	-1,2568 ^c	0,65535	-1,9177
$\Delta \ln e3$	1,6790 ^{a,b,c}	0,48056	3,4938
$\Delta \ln tt3$	2,8256 ^{b,c}	1,082	2,6115
$ecm1(-1)$	-0,17711 ^{ns}	0,22721	-0,7795
D	0,16207 ^{a,b,c}	0,053771	3,0141

Fonte: Resultados da pesquisa.

([†]) Os sobreíndices a, b, c denotam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente, e ns = não-significativo.

O coeficiente do mecanismo de correção de erros apresenta o sinal esperado, porém não é estatisticamente significativo a 5% de significância. Como este coeficiente não é estatisticamente significativo nem mesmo a 44%, então, sugere que a variável dependente se ajusta a mudanças nas variáveis independentes no mesmo período. Assim, há convergência ao equilíbrio no curto prazo.

5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho estimou os efeitos de curto e longo prazos de variáveis macroeconômicas sobre o saldo da Balança Comercial do agronegócio brasileiro, considerando o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1990 e o último de 2007.

Os resultados encontrados apontam que as variáveis relevantes na determinação do saldo comercial do agronegócio brasileiro, no longo prazo, no período analisado, são renda interna, taxa de câmbio efetiva real e importações agrícolas mundiais (renda externa). As variáveis elencadas são altamente significativas e apresentam o sinal dos parâmetros compatível com a teoria econômica. No entanto, de maneira contrária ao esperado, os termos de troca não foram estatisticamente significativos; portanto, esta variável não é parâmetro de competitividade internacional do agronegócio brasileiro no período estudado.

Através da aplicação do teste de causalidade de Granger, verificou-se que todas as variáveis explicam o saldo comercial do agronegócio brasileiro.

No curto prazo, as desvalorizações da taxa de câmbio efetiva real e as exportações do agronegócio brasileiro para a China (que se referem aos novos mercados conquistados pelo setor) são, do ponto de vista estatístico, as variáveis mais importantes para explicar as variações observadas no saldo da Balança Comercial desse setor. Assim, a busca por novos mercados ou mesmo a preservação dos já obtidos é fundamental para incrementos no volume exportado pelo setor.

O termo de correção de erros não se apresentou estatisticamente significativo, apesar da coerência do sinal esperado. Desta forma, é possível apontar, em termos estatísticos, que os desequilíbrios no saldo da Balança Comercial de produtos agropecuários e agroindustriais são corrigidos no mesmo período.

Em estudos futuros, recomenda-se a ampliação da série, permitindo, assim, a inclusão de variáveis *dummies* que visem captar os efeitos de políticas macroeconômicas (abertura da economia, planos de estabilização, políticas cambiais e incentivos fiscais) e setoriais.

ABSTRACT

This work aims to examine the behavior of the

Trade Balance of Brazilian's agribusiness during the period from the first quarter of 1990 to the last quarter of 2007, and either about the most relevant variables, concerning the Brazilian's GNP, worldly consumption of agricultural products, effective exchange taxes and terms of trade, and also the access to new markets. The econometric treatment adopted was based on the Johansen co-integration analysis. It can be concluded that effective exchange tax is the variable which carry out more influence on the external competitiveness of Brazilian's agribusiness in the studied period. The error correction mechanism indicates that the unbalances of short term aren't being corrected each quarter.

KEY WORDS

Brazilian Agribusiness. Trade Balance. Exchange Tax. Co-integration.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, C. O. de. **Taxa de câmbio e determinantes da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil: 1961 a 1995**. 1998. 105 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.
- ARAÚJO, E. C.; DIAS, J. Endogeneidade do setor financeiro e crescimento econômico uma análise empírica para a economia brasileira (1980-2003). **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 3, p. 575-609, 2006.
- BACHA, C. J. C. **Economia e política agrícola no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2004. 232 p.
- BARD, C. F. **Uma análise do déficit orçamentário do Rio Grande do Sul no período de 1980-2005**. 2008. 82 f. Monografia (Bacharelado em Ciências Econômicas) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2008.
- BRAGA, H. C.; ROSSI, J. W. **A dinâmica da balança comercial no Brasil, 1970/84**. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/1986/td_0090.pdf>. Acesso em: 31 maio 2008.
- BUREAU OF LABOR STATISTICS. Disponível em: <www.bls.gov>. Acesso em: fev. 2008.
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil - 1955/95**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Texto para Discussão, n. 469). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/td/td0469.pdf>>. Acesso em: 10 maio 2008.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Hoboken: John Wiley & Sons, 1995. 480 p.
- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. Disponível em: <<http://www.fao.org/>>. Acesso em: fev. 2008.
- GONÇALVES JÚNIOR, O. **Determinantes da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro: 1970-2002**. 2005. 113 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2005.
- GONZALO, J. Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. **Journal of Econometrics**, v. 60, p. 203-233, 1994.
- GUJARATI, D. **Econometria básica**. Tradução de Ernesto Yoshida. 3. ed. São Paulo: Pearson, 2000. 845 p.
- _____. **Econometria básica**. Tradução de Maria José Cyhlar Monteiro. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812 p.
- HARGREAVES, C. A review of methods of estimating cointegrating relationships. In: HARGREAVES, C. P. (Ed.). **Nonstationary time series analysis and cointegration**. Oxford: Oxford University Press, 1994.
- HILL, R. C.; GRIFFITHS, W.E. **Econometria**. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2003.
- IPEADATA: base de dados macroeconômicos. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: fev. 2008.
- JALES, M. **Inserção do Brasil no comércio internacional agrícola e expansão dos fluxos comerciais Sul-Sul**. [S.l.]: Instituto de Estudos do Comércio e Negociações Internacionais, [20--]. Disponível em: <<http://www.lisina.com.br/upload/Inser%C3%A7%C3%A3o%20do%20Brasil%20no%20Com%C3%A9rcio%20Internacional.pdf>>. Acesso em: 12 maio 2007.

JUNZ, H.; RHOMBERG, R. R. Price competitiveness in export trade among industrial countries. **American Economic Review**, v. 63, n. 2, p. 412-418, May 1973.

MAIA, S. F.; SOUSA JUNIOR, G. L. A lei de Thirlwall e suas aplicações ao setor agropecuário brasileiro. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 42., 2004, Cuiabá. **Anais...** Cuiabá: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2004.

KENEN, P. B. **Economia internacional: teoria e política**. Rio de Janeiro: Campus, 1998.

MATA, D.; FREITAS, R. E. Produtos agropecuários: para quem exportar?. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 46, n. 2, 2008. Disponível em: <C:\Users\Ws\Documents\Mestrado Economia Aplicada\Artigo TPE\da mata e freitas.mht>. Acesso em: 27 abr. 2009.

PEREIRA, L. B.; ARIENTI, P. F. Desempenho exportador dos estados da região Sul e do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 35., 1997, Natal. **Anais...** Natal: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 1997.

PESARAN, M. H.; PESARAN, B. **Working with Microfit 4.0**. Oxford: Oxford University Press, 1997.

ROCHA, L. E. V.; LEITE, W. T. A. Transformações recentes do agronegócio mineiro: uma análise de indicadores de comércio exterior no período de 1996 a 2006. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 5, n. 3, p. 425-452, 2007.

ROCHA, L. E. V.; TEIXEIRA, E. C. Taxa de câmbio real, políticas macroeconômicas e comportamento dos preços agrícolas: 1961-1987. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 35, 1997, Natal. **Anais...** Natal: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 1997.

SALVATORE, D. **Economia internacional**. Tradução de Edith Zonenschain. Rio de Janeiro: LTC, 1998. 435 p.

SILVEIRA, E. W. da. **Países em desenvolvimento da Ásia e América Latina: uma avaliação empírica sobre suas estratégias de crescimento (1970-2002)**. 2007. 97 f. Dissertação (Programa de Pós-Graduação em

Integração Latino-Americana) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2007.

SISTEMA ALICEWEB. Disponível em: <<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: fev. 2008.

STADUTO, J. A. R.; BRAUN, M. B. S.; SCHIMIDT, C. R. A inserção agrícola brasileira no comércio internacional e seus desdobramentos no caso do Paraná. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 42., 2004, Cuiabá. **Anais...** Cuiabá: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2004.

VIEIRA, F. V. China: crescimento econômico de longo prazo. **Revista de Economia Política**, v. 26, n. 3, p. 401-424, jul./set. 2006.

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

Recebido para publicação em: 04.09.2009

