



DETERMINANTES DA BALANÇA COMERCIAL DO COMPLEXO AGROINDUSTRIAL BRASILEIRO

ORLANDO GONÇALVES JÚNIOR*, LÉO DA ROCHA FERREIRA** E PAULO FERNANDO CIDADE DE ARAÚJO***

1 INTRODUÇÃO

As relações comerciais internacionais ocupam posição de destaque em grande parte das economias. Sua importância é evidenciada em inúmeros estudos desenvolvidos na área de economia internacional. No Brasil, o desempenho das contas externas tem sido um dos principais pontos discutidos no âmbito da política econômica, com especial atenção à balança comercial. A relativa concentração das transações externas de mercadorias em produtos agropecuários e agroindustriais constituiu a motivação para a condução da presente pesquisa.

O primeiro esforço acadêmico visando compreender a nova realidade deveu-se aos economistas norte-americanos John H. Davis e Ray Goldberg (1957), que criaram o termo *agribusiness*¹. Utilizando as técnicas matriciais de insumo-produto, desenvolvidas por Wassily Leontief, eles estudaram as transformações e a reestruturação da agricultura. A hipótese central era de

que os problemas referentes ao segmento agrícola fossem muito mais complexos e não se restringissem meramente à atividade rural. Logo, surgia a necessidade de tratamento dos problemas agrícolas sob um enfoque sistêmico (*agribusiness*) e não mais estático (agricultura). No Brasil, o pioneirismo na abordagem sistêmica deve-se a Araújo, Wedekin & Pinazza (1990).

Pela definição de Davis e Goldberg² (citada por Araújo, Wedekin & Pinazza, 1990, p. 3), *agribusiness* “é a soma total das operações de produção e distribuição de suprimentos agrícolas; as operações de produção nas unidades agrícolas; e o armazenamento, processamento industrial e distribuição dos produtos agrícolas e itens produzidos com eles”. Existem outros termos que, embora não configurem uma tradução fidedigna do anterior, enfatizam a interdependência entre a agricultura, a indústria e os serviços: *food and fiber system*³ e Complexo Agroindustrial (CAI), sintetizado na Figura 1.

Conhecer melhor o CAI constitui tarefa essencial

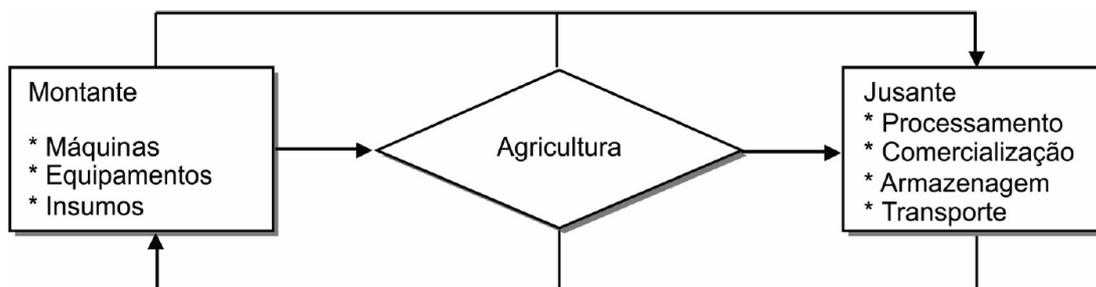


Figura 1 - Representação da cadeia do Complexo Agroindustrial.

para compreender as profundas transformações ocorridas na agricultura brasileira nos últimos 30 anos.

O setor primário deixou de ser apenas provedor de produtos *in natura* e consumidor de seus próprios

produtos para revelar-se uma atividade integrada aos setores industriais e de serviços. O comércio exterior brasileiro apresentou ao longo das décadas de 70 e 80, taxas de crescimento espetaculares, assim como modificações substanciais na sua composição⁴. O amplo programa de promoção às exportações de produtos manufaturados adotado pelo governo a partir de 1964 elevou a participação desses produtos e contribuiu para minimizar o grau de concentração da pauta de exportações.

Jank (1990) aponta que os produtos agrícolas tradicionais (açúcar, café, cacau e algodão), responsáveis por 70% das exportações totais da agroindústria no início dos anos 70, representavam menos de 30% em fins da década de 80.⁵ Novos complexos agroindustriais conquistaram maior espaço no mercado mundial, especialmente os produtos com maior valor agregado. Dentre eles podem ser citados suco de laranja e óleo de soja refinado.

Alguns estudos⁶ apresentam evidências que corroboram a redução da tendência do padrão de crescimento sofrida pelo setor agrícola brasileiro, acentuada com a crise econômica dos anos de 1980, quando se observa uma perda da dinâmica das exportações em detrimento do maior dinamismo do mercado interno. Como resultado, a participação dos produtos agrícolas, primários e processados, no valor total das exportações, reduziu-se de 75% em 1970 para 51,7% em 1980, atingindo 33,8% em 1988.⁷

A queda da participação relativa dos produtos agrícolas no total exportado ocorreu em virtude das mudanças nas condições internacionais (preços desestimuladores), do próprio processo de industrialização (esgotamento do modelo de substituição de importações), além de algumas políticas macroeconômicas (elevadas taxas de juros e diminuição dos financiamentos governamentais) e cambiais (as desvalorizações se exauriram velozmente por causa da elevação da inflação). Da mesma forma, a política comercial discriminatória em favor dos bens manufaturados (com estímulos fiscais e creditícios) afetou significativamente o desempenho das vendas externas do setor agrícola, seja sob a incidência de

impostos indiretos, seja sob restrições quantitativas⁸.

A fim de destacar como o setor agrícola foi relegado a um segundo plano, em 1972 a importação de conjunto industrial completo, destinado à produção no país para posterior exportação, ficou isenta da apuração de similaridade e, portanto, do Imposto de Importação e do Imposto sobre Produtos Industrializados.⁹ Homem de Melo & Zockun (1977, p. 23) destacam que dentre os inúmeros instrumentos adotados visando incentivar as exportações, apenas o sistema de minidesvalorizações cambiais favoreceu a agricultura, pela diminuição da variância da taxa de câmbio real.

No princípio dos anos 80, quando a crise fiscal do Estado brasileiro tomou forma, a estratégia de desenvolvimento da agricultura fundamentada no crédito rural subsidiado, de crescente relevância na década anterior, entrou em colapso. O fortalecimento da Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) surgiu como o instrumento mais importante da política agrícola no período. Entretanto, a política de incentivos fiscais e creditícios concedidos às exportações brasileiras continuou discriminando consistentemente o setor agrícola.¹⁰

O Plano Real, apesar do seu sucesso no combate ao processo inflacionário, aprofundou a crise no setor, adicionando dois elementos prejudiciais ao seu funcionamento. Primeiro, a sobrevalorização da taxa de câmbio, equivalente a um imposto sobre as exportações. Em segundo lugar, a manutenção de elevadas taxas de juros reais, que incrementou a atratividade dos ativos financeiros e acabou por reduzir o valor da terra. Ao mesmo tempo, como afirmam Helfand & Rezende (2001, p. 3), a estabilização da economia produziu ganhos significativos tanto para o setor quanto para os consumidores¹¹.

Com a Lei Complementar nº 87 (Lei Kandir), de 13 de setembro de 1996, que discorre a respeito da suspensão do pagamento do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) pelos exportadores de produtos primários e semielaborados, o governo contribuiu para amenizar os reflexos dos impostos

incidentes sobre tais produtos.¹²

O complexo agroindustrial, detentor de uma participação expressiva no Produto Interno Bruto (PIB), tem mostrado sua inegável relevância na economia nacional¹³. No cenário internacional, sua importância fundamenta-se no conhecimento dos espaços e nas oportunidades de crescimento que podem ser aproveitadas no futuro, por intermédio de estratégias ofensivas que propiciem a expansão da capacidade de conquistar novos mercados. Constitui, indubitavelmente, um setor com potencial significativo para a ampliação das exportações, destacando-se soja, carnes, laranja, produtos florestais, açúcar, café e frutas.

O objetivo central deste artigo consiste em examinar o papel de variáveis econômicas selecionadas (taxa de câmbio efetiva real, renda interna, renda externa, termos de troca e produtividade total dos fatores) sobre o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro, considerado no agregado do período de 1970 a 2002. Entre os objetivos específicos, tem-se: i) análise qualitativa da variável dependente (saldo da balança comercial do complexo agroindustrial); ii) análise qualitativa das variáveis independentes (taxa de câmbio efetiva real, renda interna, renda externa, termos de troca e produtividade total dos fatores); iii) ajuste de modelo quantitativo a fim de avaliar os efeitos das variáveis selecionadas sobre o saldo total do complexo agroindustrial; e, iv) estimar as elasticidades relevantes a partir do modelo econométrico selecionado.

O artigo está organizado em seis partes, além desta introdução. Na segunda parte ou seção, apresenta-se um breve histórico da política cambial brasileira, com o intuito de examinar as taxas de câmbio nominal e real, enfatizando o período a partir de julho de 1994. A terceira seção focaliza a revisão da literatura sobre as relações entre a taxa de câmbio, bem como outros fatores relevantes, e o saldo da balança comercial brasileira. O desenvolvimento do quarto capítulo tomou como fundamentação teórica as abordagens das elasticidades e da absorção, além de uma versão parcial do modelo IS-LM-BP, denominada IS-TB.

Em seguida, descreve-se o modelo econômico. Na quinta parte, que trata da metodologia, o modelo econométrico é apresentado, definem-se as variáveis e são descritos os critérios para a escolha dos modelos a serem analisados. A sexta seção compreende a análise e a discussão dos resultados empíricos do(s) modelo(s) selecionado(s). Por fim, a sétima parte reúne as conclusões da pesquisa.

2 REVISÃO DA LITERATURA

O conceito de *agricultural treadmill*, introduzido por Cochrane (1958), é bastante simples e engenhoso¹⁴. O modelo admite que os produtores tentem, constantemente, obter melhores retornos mediante a adoção de uma nova tecnologia. Os produtores que adotam essa tecnologia conseguem aumentar sua margem bruta por causa da redução nos seus custos unitários de produção. À medida que outros produtores a adotam, a produção aumenta. Considerando que a demanda é relativamente inelástica, há um declínio no preço do produto. Os produtores que adotaram a tecnologia tardiamente são forçados a inovar para sobreviver. Aqueles que não a adotaram saem do negócio, pois seus custos unitários não diminuem. Assim sendo, no longo prazo os únicos vencedores serão os consumidores.

Embora retratando os impactos da taxa de câmbio sobre a agricultura dos Estados Unidos da América, não podemos deixar de tecer algumas considerações a respeito do célebre artigo de Schuh (1974). Este autor afirma que o câmbio fora sistematicamente omitido nas análises econômicas do setor.¹⁵

Durante a década de 50, o *problema agrícola* (*farm problem*) tinha sido descrito como uma questão de natureza tecnológica que induzia a um investimento maciço na produção e distribuição, resultando num forte declínio dos preços dos produtos agrícolas. O dilema, segundo o qual um país com uma agricultura tecnologicamente avançada dependia de subsídios às exportações em vez da sua competitividade no mercado internacional, encontrava-se sem explicação. O argumento comumente utilizado baseava-se na ideia de que as intervenções de política agrícola da época,

consubstanciada por programas de preços de suporte e esquemas nos quais parte da área cultivável das propriedades agrícolas não podia ser explorada (*land retirement schemes*), haviam criado as condições para a supervalorização dos recursos agrícolas.

Schuh apresentou uma nova interpretação. A sobrevalorização da moeda norte-americana na década de 1950 havia deprimido os preços e as exportações agrícolas, gerando uma subvalorização ineficiente dos recursos agrícolas. Nesta perspectiva, o resultado do programa de preços de suporte tinha funcionado como contrapeso aos efeitos negativos sobre o setor. Os preços continuaram declinando nos anos 60 e o governo compensou as perdas dos proprietários de terra por meio de pagamentos diretos. As desvalorizações ocorridas no início da década de 1970 promoveram um realinhamento do dólar em relação às demais moedas e, como consequência, as exportações agrícolas experimentaram um crescimento vigoroso. Schuh (1974) conclui não ser possível obter uma compreensão adequada do desempenho do setor agrícola sem levar em conta a taxa de câmbio. Além de ser um relevante influenciador da taxa de adoção de novas tecnologias, ele representa um importante fator de distribuição dos benefícios tecnológicos entre produtores e consumidores. Mais recentemente, Schuh (1998), analisando o impacto da política cambial do Plano Real sobre o setor agrícola brasileiro, destaca os efeitos negativos decorrentes da sobrevalorização. Enfatiza que a agricultura, por ser um relevante setor de exportação, recebe uma taxação implícita nas exportações, ao passo que as importações recebem um subsídio.¹⁶

Vários autores abordaram as repercussões da taxa de câmbio sobre as exportações de produtos agrícolas, produtos industrializados e o saldo da balança comercial brasileira. Os estudos geralmente consideram a variável taxa de câmbio sob dois aspectos: taxa real e taxa efetiva real. Em função do nível de agregação dos dados, do método de estimação e do período de análise, dentre outros aspectos, existem diferenças nos valores encontrados das

elasticidades.

Suplicy (1979), considerando o período 1964-1971, estima uma equação para a oferta de exportação de produtos básicos na forma logarítmica.¹⁷ Entre os 28 produtos analisados, excluindo-se o café, estão algodão, açúcar, cacau e minério de ferro. A variável taxa de câmbio real foi introduzida como uma das variáveis independentes. O coeficiente da elasticidade-câmbio calculado para as exportações daqueles produtos foi igual a 0,5464.

Braga & Markwald (1983) analisam os impactos de uma desvalorização cambial sobre os preços (em dólares) e as quantidades exportadas, bem como o efeito líquido sobre a receita das exportações brasileiras de manufaturados. Um modelo de equações simultâneas foi estimado levando-se em conta dados anuais para o período de 1959 a 1981. Os resultados sugerem um impacto pouco significativo no curto prazo, como consequência das diferentes velocidades de ajustamento dos preços e das quantidades. No longo prazo, todavia, o impacto torna-se expressivo.¹⁸

Zini Jr. (1989) estima uma equação semelhante usando dados anuais de 1965 a 1985. As rendas reais do país e do restante do mundo possuem grande influência sobre o saldo comercial. Os coeficientes estimados apresentam os sinais esperados e são significativos, com exceção da taxa de câmbio real.¹⁹

Locatelli & Silva (1991) apresentam uma metodologia alternativa de cálculo da taxa de câmbio real no período entre 1982 e 1990, com o intuito de analisar a competitividade das exportações. Para isso, desenvolvem um modelo multissetorial e derivam um índice de preços domésticos de bens comercializáveis, construído a partir de três grupos de produtos (bens do setor público, agrícolas e industriais). Os resultados mostram perdas na competitividade das exportações brasileiras e uma defasagem cambial acumulada.²⁰

Martner (1992) procura captar simultaneamente as repercussões de uma desvalorização sobre o saldo comercial, entre outras variáveis. A peculiaridade deste trabalho reside no fato de que a hipótese tradicional de *país pequeno*, segundo a qual o país exporta e importa bens e serviços a um preço estipulado no

mercado internacional, não é considerada. Os três exercícios de simulação realizados indicam que um aumento da taxa de câmbio real possui impacto pouco relevante, ainda que positivo, sobre o valor do saldo comercial. Não obstante, verifica-se que o efeito sobre o volume de comércio é mais significativo.²¹

Carvalho (1995), considerando o período de junho a dezembro de 1994, analisa a modificação na receita proveniente das exportações de três produtos básicos (suco de laranja, farelo de soja e café em grão) induzida por uma alteração nas seguintes variáveis: preço externo, quantidade exportada e câmbio. Em determinados momentos, esta última variável constituiu um dos fatores decisivos da mudança na receita daqueles produtos, embora tenha exercido menor influência em comparação às demais variáveis.²²

Os trabalhos enfocados até o presente momento usam técnicas econométricas convencionais. Como grande parte das séries econômicas é não-estacionária, as estimativas obtidas podem revelar relações espúrias. Em outras palavras, ao fazer análise de regressão com séries não-estacionárias, há o perigo de obtermos resultados aparentemente significantes a partir de dados não relacionados. O procedimento usualmente adotado a fim de evitar regressões espúrias consiste em estimar a regressão tomando-se as primeiras diferenças das variáveis. No entanto, a crítica feita a tal procedimento é que os coeficientes estimados refletem apenas ajustamentos de curto prazo e, portanto, informações valiosas de longo prazo são perdidas.²³

A evolução no estudo de séries temporais ao longo dos anos 80 permitiu o surgimento da análise de cointegração, segundo a qual é possível testar se séries não-estacionárias exibem uma relação linear de equilíbrio no longo prazo. Em caso afirmativo, as séries são ditas cointegradas e existe um modelo de correção de erros que mostra o comportamento dinâmico de curto prazo entre as séries consideradas. O uso desse instrumental possibilita estimar regressões a partir de variáveis não-estacionárias, satisfeitas algumas condições, sem que relações espúrias sejam

captadas. Mesmo que as séries de câmbio real e saldo comercial possuam tendências estocásticas, elas podem flutuar em conjunto, existindo uma relação linear entre este conjunto de variáveis. Mais do que isto, a cointegração das séries temporais pode revelar se a taxa de câmbio real constitui um bom previsor do saldo comercial.²⁴

Rose (1991) estima equações para a balança comercial, com base em dados mensais de 1974 a 1986, considerando cinco países da OCDE: Alemanha, Canadá, Japão, Reino Unido e Estados Unidos. Dentre os métodos utilizados, foram efetuados testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) pretendendo testar a hipótese nula de não-cointegração entre a balança comercial e os logaritmos das variáveis taxa de câmbio real, renda interna e renda externa. Os resultados apontam para a não-rejeição da hipótese nula, isto é, que não existe um relacionamento linear estável de longo prazo entre as variáveis supracitadas.²⁵

Os trabalhos conduzidos por Ferreira (1993) e Nunes (1994) empregam dados trimestrais e utilizam a análise de cointegração baseada no método de Engle e Granger. O primeiro compreende os anos de 1977 a 1989. O segundo cobre do primeiro trimestre de 1975 ao terceiro trimestre de 1991. Ambos comprovam a existência de uma associação positiva de longo prazo entre o nível da taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial brasileira. Quanto ao último estudo mencionado, é importante ressaltar que essa relação somente foi verificada quando se considerou o índice de preços por atacado dos Estados Unidos no numerador e o índice do custo de vida do Brasil no denominador.²⁶

Castro & Cavalcanti (1998) estimam equações de exportação e importação nas formas totais e desagregadas para o Brasil a partir de observações anuais no período 1955-1995. No que tange às exportações, são analisados produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos. Do lado das importações, são considerados bens de capital, bens intermediários (exclusive petróleo) e bens de consumo.²⁷

No que concerne às equações de exportações, verificou-se que a taxa de câmbio real pode ser

considerada uma variável exógena e que suas modificações têm impactos positivos tanto no curto quanto no longo prazo sobre os valores exportados das categorias analisadas. As exceções constituem os efeitos de curto prazo das alterações na taxa de câmbio real sobre os valores das exportações totais e de produtos básicos, que não se revelaram estatisticamente significantes. Com referência às equações de importações, constatou-se que a taxa de câmbio pode igualmente ser admitida como uma variável exógena e que suas mudanças possuem um impacto negativo a curto e longo prazo sobre o valor das importações por categoria de produto.

O estudo de Almeida (1998) pode ser considerado pioneiro, pois envolve uma análise dos efeitos da taxa de câmbio real sobre a balança comercial de produtos agropecuários e agroindustriais do Brasil. As observações são anuais e correspondem ao período 1961-1995. O autor argumenta que as respostas aos estímulos de preços resultantes de alterações na taxa de câmbio real são defasadas e cumulativas. Destaca também que a baixa elasticidade-preço da oferta de produtos de exportação e da demanda de importações agropecuárias é uma explicação para a pouca significância, estatisticamente, das variações na taxa de câmbio real sobre o saldo comercial agrícola total no curto prazo.²⁸

As evidências empíricas corroboram o argumento de que a taxa de câmbio representa uma variável de suma importância nas transações externas do Brasil com o restante do mundo e, portanto, seu papel não deve ser negligenciado. Adicionalmente, é preciso lembrar que a partir da segunda metade dos anos 70 a economia brasileira defrontou-se com um excessivo processo de indexação dos preços. Tal fato contribuiu para a minimização dos impactos das desvalorizações nominais da moeda nacional sobre alterações na taxa de câmbio real e, por conseguinte, poderá ter reduzido a resposta das exportações àquelas desvalorizações.

3 METODOLOGIA

Visto que a aplicação pura e simples da técnica de

regressão múltipla em dados de séries temporais pode levar à aceitação de relações espúrias, como visto, anteriormente, na revisão de literatura, procedeu-se a uma análise de cointegração e modelos de correção de erros. A análise de regressão baseada em dados de séries temporais exige que as séries examinadas sejam estacionárias²⁹. Em decorrência, optou-se pela regressão linear múltipla como ferramenta econométrica³⁰. Para efetuar a estimação empregou-se o modelo log-log, no qual tanto a variável independente quanto as variáveis explicativas são transformadas em logaritmos. Portanto, o modelo econométrico estimado foi na forma apresentada pela equação (1):

$$\ln y = \ln \alpha + \sum_k \beta_k \ln X_k + \varepsilon = \beta_0 + \sum_k \beta_k x_k + \varepsilon \quad (1)$$

A grande vantagem da forma logarítmica é que os coeficientes estimados refletem diretamente as elasticidades:

$$\left(\frac{\partial y}{\partial X_k} \right) \left(\frac{X_k}{y} \right) = \frac{\partial \ln y}{\partial \ln X_k} = \beta_k \quad (2)$$

Portanto, β_k mede a variação percentual na variável dependente (y) associada à variação percentual em X_k , removendo as unidades de medida das variáveis. Como β_k não varia com X_k , o modelo é também conhecido como modelo de elasticidade constante. Ademais, a utilização do referido modelo na presente pesquisa justifica-se pela ausência de valores negativos das variáveis consideradas³¹. As fontes dos dados para as variáveis especificadas provêm de instituições distintas. Cumpre destacar que o período de abrangência de todas as séries é de 1970 a 2002, com exceção da produtividade total dos fatores, que compreende de 1975 a 2002. A seguir descrevem-se cada uma das variáveis³².

Foram adotados os seguintes critérios para a seleção dos modelos analisados na pesquisa: (a) coerência e magnitude dos sinais dos coeficientes; (b) estabilidade dos coeficientes de elasticidade; e (c)

resultados econométricos. Os sinais dos coeficientes de regressão devem ser coerentes com os princípios econômicos realçados anteriormente. De acordo com as hipóteses do modelo econômico, esperavam-se relações positivas entre os pares das variáveis independentes (TCER, RI, RE, TT e PTF) e a variável dependente (STCAI).

Sempre que possível, a magnitude desses sinais foi comparada com a evidência empírica disponível na literatura. Nos seis modelos testados, levou-se em conta a possível variação nos sinais e na magnitude dos coeficientes de elasticidade estimada. A escolha dos modelos foi efetuada conforme o critério de *goodness of fit*³³, que se baseia nos resultados dos testes estatísticos detalhados em Gonçalves Jr. (2005).

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A inserção das variáveis independentes, renda interna e produtividade total dos fatores, não melhorou em nada as estimativas. Nos modelos 1 e 2, o coeficiente estimado da variável renda interna mostrou-se não-significativo. Verificou-se também que os modelos 5 e 6 apresentaram ajustes menos significativos. Em suma, os resultados dos testes t, F e do coeficiente de determinação não foram satisfatórios³⁴. Outro problema encontrado foi o da multicolinearidade³⁵. Por essas razões, optou-se pela exclusão da variável renda interna e produtividade total dos fatores nos modelos selecionados. Assim, nem a autocorrelação nos resíduos nem a

heterocedasticidade foram analisadas nos modelos nos quais essas duas variáveis são explicitadas.

Segundo os critérios já descritos, foram selecionados os modelos 3 e 4, cujas estatísticas principais encontram-se na Tabela 1. A variável dependente é o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial (STCAI). As variáveis explicativas são a taxa de câmbio efetiva real (TCER), a renda externa (RE) e os termos de troca (TT). A diferença entre esses modelos reside na forma como é definida a TCER. No primeiro modelo utiliza-se a versão IPA e, no segundo, faz-se uso da versão TNT.

Quanto à estabilidade dos coeficientes, as variações são muito pequenas nos dois modelos. No que diz respeito às magnitudes das elasticidades estimadas, a variável renda externa é a única a apresentar valores superiores à unidade. Os resultados do teste F indicam que os modelos em análise são significativos a 5%. Podemos, portanto, rejeitar a hipótese nula de que todos os coeficientes são simultaneamente iguais a zero.

Os coeficientes de determinação revelam um bom poder de explicação dos modelos escolhidos. No modelo 3, o coeficiente de determinação obtido significa que 79% das variações no saldo total da balança comercial do complexo agroindustrial podem ser explicadas pela variação conjunta da taxa de câmbio efetiva real (versão IPA), da renda externa e dos termos de troca. Nota-se que esse valor é superior

Tabela 1 – Estatísticas principais dos modelos selecionados.

	Intercepto	TCER_IPA	TCER_TNT	RE	TT	F	R ²
Modelo 3	-9,98 (-3,89)	0,27 (4,65)*		1,09 (10,09)*	0,68 (8,42)*	35,77	0,79
Modelo 4	-8,45 (-3,25)		0,25 (3,99)*	1,04 (9,34)*	0,55 (7,09)*	30,67	0,76

Fonte: Resultados da pesquisa.

* valor significativo ao nível de 1%. Notas: A variável dependente é o saldo total da balança comercial do complexo agroindustrial (STCAI). As estatísticas t de Student estão reportadas entre parênteses, abaixo dos coeficientes estimados.

àquele obtido para o modelo 4 (76%).

De acordo com as estimativas do teste de Goldfeld-Quandt (GQ), apresentadas na Tabela 2, não se detectou a presença de heterocedasticidade para as variáveis

Tabela 2 – Resultados do teste de Goldfeld-Quandt e valor crítico do teste F.

	Var. explanatória	GQ	F (95%)
Modelo 3	TCER_IPA	0,23	3,88
	RE	1,64	2,74
	TT	1,36	2,74
Modelo 4	TCER_TNT	0,48	3,19
	RE	1,38	2,74
	TT	1,08	2,74

Fonte: Resultados da pesquisa.

explanatórias dos dois modelos escolhidos. Assim, não podemos rejeitar a hipótese nula de que os termos de erro são homocedásticos. Os resultados do teste de Durbin-Watson (DW) estão na Tabela 3. No modelo 3, o valor da estatística d de DW é superior ao valor tabelado ao nível de significância de 1%, o que permite não rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação nos resíduos³⁶. Para o modelo 4, o valor calculado da estatística d de DW encontra-se na área de indecisão. Sendo assim, não podemos concluir acerca da existência ou inexistência de autocorrelação.

A Tabela 4 exhibe os coeficientes de correlação entre os pares de variáveis explicativas. À exceção da forte correlação entre as medidas da taxa de câmbio

Tabela 3 – Resultados e valores críticos do teste de Durbin-Watson.

	DW	d_L^*	d_U^*	Decisão
Modelo 3	1,54	1,05	1,43	não rejeitar a hipótese nula
Modelo 4	1,33	1,05	1,43	Nenhuma

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: 3 variáveis explicativas e 33 observações. * nível de significância de 1%.

efetiva real (TCER_IPA e TCER_TNT), percebe-se que os demais valores situam-se entre -0,58 e 0,21. O problema de examinar somente correlações entre pares é que as relações de colinearidade podem envolver mais de duas variáveis independentes, o que pode não ser detectado pelo exame das correlações simples. Greene (2003, p. 57-8) sugere a utilização do teste do número condicional, cujo procedimento ultrapassa o escopo da presente pesquisa³⁷. Dentre as possíveis soluções para lidar com a multicolinearidade, tem-se a substituição de variáveis e a obtenção de mais dados. Como tais sugestões não foram possíveis neste projeto, propõe-se que os modelos selecionados sejam aceitos.

Tabela 4 – Matriz de correlação simples entre as variáveis explicativas dos modelos 3 e 4.

	TCER_IPA	TCER_TNT	RE	TT
TCER_IPA	1,00	0,83	-0,39	-0,15
TCER_TNT	0,83	1,00	-0,58	0,21
RE	-0,39	-0,58	1,00	-0,57
TT	-0,15	0,21	-0,57	1,00

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na Tabela 5 há uma comparação entre os resultados obtidos das regressões dos resíduos contra os resíduos defasados e o tempo. Nos dois modelos, não se pode rejeitar a hipótese nula de que os resíduos de mínimos quadrados sejam estacionários, pois os coeficientes estimados não são estatisticamente significantes.

Em suma, o erro no período t não é influenciado pelo erro no período t-1. Logo, dentro de um razoável intervalo de confiança, pode-se afirmar que o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial, a taxa de câmbio efetiva real, a renda externa e os termos de troca são cointegrados, indicando que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis.

Tabela 5 – Resultados do procedimento alternativo para detecção da estacionariedade dos resíduos.

	Intercepto	ϵ_{t-1}	Tempo
Modelo 3	0,0024 (0,0713)	0,2137 (1,1823) ^{ns}	-0,0001 (-0,0654) ^{ns}
Modelo 4	-0,0005 (-0,0149)	0,3299 (1,8913) ^{ns}	0,0001 (0,0438) ^{ns}

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: A variável dependente é o resíduo proveniente das regressões estimadas na Tabela 1.

Os valores t de Student aparecem entre parênteses abaixo dos coeficientes.

^{ns} valor não-significativo.

Os resultados dos testes apresentados e o argumento de Williamson & Milner (1991) sugerem que a análise econômica seja embasada no modelo 3. Segundo esses autores, citando como exemplo a economia japonesa, a utilização do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) com o intuito de medir a competitividade conduz a resultados enganosos. No referido modelo considerou-se o Índice de Preços por Atacado (IPA). Conforme já mencionado, este índice reflete a evolução dos preços dos bens que podem ser caracterizados como comercializáveis com o resto do mundo (*tradeables*).³⁸

A renda externa foi a variável com maior valor da elasticidade estimada, o que corrobora a sua importância para determinar o saldo comercial do complexo agroindustrial (CAI)³⁹. Cada ponto percentual de crescimento na renda do restante do mundo afeta o saldo quatro vezes mais que a taxa de câmbio efetiva real, e uma vez e meio mais que os termos de troca. Extrapolando nossos resultados, a resposta a um incremento de 10% na renda externa, *ceteris paribus*, seria o aumento em 10,9% no saldo da balança comercial do CAI. A magnitude relativamente elevada dessa resposta pode ser associada à crescente importância do mercado internacional diante do atual contexto de integração

econômica. Uma interpretação alternativa é a de que a retração da demanda internacional por produtos agrícolas e agroindustriais contribui para a redução do saldo comercial do setor.

Os termos de troca podem ser interpretados como possível indicador da competitividade do setor agroindustrial brasileiro, no sentido de que maiores preços revelam um excesso de demanda, possibilitando a expansão das exportações. Por conseguinte, maiores superávits na balança comercial do CAI seriam obtidos. Os resultados indicam que o acréscimo de 10% nos termos de troca, *ceteris paribus*, afetaria positivamente o saldo em 6,8%.

A taxa de câmbio também representa um fator importante para o estímulo às exportações de produtos agrícolas e agroindustriais, revelando-se um determinante fundamental da competitividade desses produtos. O efeito das mudanças na taxa de câmbio efetiva real indica que quando a moeda ⁴⁰ doméstica sofre uma desvalorização real com respeito às moedas dos quinze principais parceiros comerciais, ocorre uma melhora no saldo comercial do complexo agroindustrial. O coeficiente estimado sugere que a variação de 10% no câmbio, *ceteris paribus*, influenciaria o saldo em apenas 2,7%.

Ainda com relação à taxa de câmbio os resultados mostram que uma desvalorização cambial tem um efeito sobre a balança comercial que se distribui ao longo do tempo (o chamado efeito **J** em comércio internacional, ou seja, o efeito piora inicialmente para em seguida melhorar). Esta questão foi investigada por Braga & Rossi (1987) que também trata do efeito das variáveis taxa de câmbio real, produto industrial doméstico e produto industrial dos principais parceiros comerciais sobre a balança comercial do Brasil.⁴¹

Os autores desconhecem estimativas semelhantes, tendo o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial como variável dependente, para comparação de resultados. A apresentação da evidência empírica, a seguir, tem como propósito fornecer uma ideia, ainda que precária e parcial, da magnitude dos efeitos estimados na presente pesquisa.

Almeida (1998) estima um modelo semelhante

utilizando a análise de cointegração e o mecanismo de correção de erros. O valor encontrado para o coeficiente da variável taxa de câmbio (0, 991) foi superior ao aqui obtido. Todavia, conforme afirma Almeida, os testes de razão de verossimilhança (*likelihood ratio*), ao nível de 5%, não possibilitam rejeitar a hipótese de que as outras variáveis do modelo (termos de troca, renda interna e renda externa) não tenham apresentado efeitos sobre o saldo da balança comercial agrícola total. Ou seja, os coeficientes dessas variáveis e o termo constante não são estatisticamente significantes.

5 CONCLUSÕES

As variáveis primordiais na determinação do comportamento do saldo comercial de produtos agrícolas e agroindustriais são, em ordem decrescente de relevância, a renda externa, os termos de troca e a taxa de câmbio, esta última de influência apenas limitada. Ainda assim, todas elas são estatisticamente significativas e apresentam sinais coerentes com a teoria. Por outro lado, os resultados obtidos nos modelos que incluem a renda interna e a produtividade total dos fatores não foram condizentes com as hipóteses formuladas. Contudo, não podemos simplesmente afirmar que essas variáveis não possuem relação com o saldo comercial do complexo agroindustrial.

Uma possível explicação para as estimativas encontradas envolve duas limitações, às quais deve ser dada a devida atenção em futuras pesquisas. A primeira diz respeito à inexistência ou falta de disponibilidade de dados referentes ao PIB do complexo agroindustrial. A segunda relaciona-se à restrição de tempo para atualizar ou mesmo construir uma série da produtividade total dos fatores para todo o período de estudo. Acredita-se que a maneira como foram definidas as variáveis renda interna e produtividade total dos fatores, cuja inclusão na pesquisa apresenta caráter exploratório, pode não ter sido a mais adequada. Adicionalmente, o número relativamente baixo de observações limitou, em parte, a qualidade da análise econométrica. Portanto, a

análise econômica deve ser interpretada com a devida prudência.

Cumprido destacar que o comportamento do mercado monetário não foi estudado, embora deva ser ressaltada a sua importância e a necessidade de estudos serem desenvolvidos nesse sentido. Outra sugestão para novas pesquisas consiste em analisar os efeitos das variáveis aqui estudadas sobre as exportações de grupos de produtos com o intuito de determinar quais são aqueles que apresentam condições propícias à geração de maior valor agregado para o complexo agroindustrial.

Fica evidente a relevante contribuição do complexo agroindustrial para o ajustamento da balança comercial brasileira, com a geração de superávits anuais entre US\$ 5,5 bilhões e US\$ 14 bilhões (dólares de 2002), a despeito das turbulências acirradas pela globalização. Tal fato pode ser atribuído, a princípio, às condições altamente competitivas resultantes de uma espetacular revolução tecnológica experimentada pelo setor. É interessante observar que, embora os custos de produção para diversos produtos componentes do complexo agroindustrial sejam dos menores do mundo, a competitividade a que nos referimos é bastante prejudicada.

O resultado mais importante deste artigo para efeito de política econômica é a confirmação de que a balança comercial agroindustrial é sensível a mudanças na renda externa. A política comercial brasileira deve romper a inércia que historicamente a tem caracterizado na busca de novos mercados ou mesmo na preservação dos já obtidos. Os incrementos no volume exportado geralmente ocorrem como consequência de contextos externamente favoráveis, a exemplo da elevada cotação da soja no mercado internacional e das epidemias de gripe asiática e mal da vaca louca, e não por uma atuação pró-ativa do governo brasileiro. É imperiosa a construção de estratégias de longo prazo, permitindo agir com clareza na busca de acordos comerciais que garantam maior inserção dos produtos brasileiros no mercado mundial, e minimizando os efeitos nocivos da forte proteção exercida pelas nações desenvolvidas (sobretudo

Estados Unidos e União Europeia) no contexto do comércio agrícola internacional. Tal proteção é consubstanciada por expressivos volumes de recursos concedidos aos seus produtores na forma de subsídios e outras medidas de proteção.

A consolidação da capacidade competitiva do setor agroindustrial brasileiro também depende de melhorias na infraestrutura (transportes, energia, telecomunicações, portos) para o escoamento eficiente das safras, novas pesquisas para o melhoramento da produção e da produtividade (novos métodos de cultivo, novas variedades, produtos mais resistentes a pragas), estímulos à irrigação, adaptação da oferta às preferências dos consumidores externos e uma estrutura tributária menos onerosa.

Concluindo, para que o complexo agroindustrial possa vencer os desafios da competição internacional, há que se modificar o padrão decisório dos *policy-makers* brasileiros com relação ao setor externo.

NOTAS E REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

* Mestre em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

** Professor titular do Programa de Pós-Graduação de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

*** Professor titular da ESALQ/USP.

¹ DAVIS, J. H.; GOLDBERG, R. A. A concept of agribusiness. Boston: Division of Research, Graduate School of Business Administration. Cambridge: Harvard University, 1957, 136 p.

² Citada por ARAÚJO, N. B.; WEDEKIN, I.; PINAZZA, L. A. Complexo agroindustrial: o agribusiness brasileiro. São Paulo: Agroceres, 1990. p. 3.

³ TWEETEN, L. Farm Policy Analysis. Boulder: Westview Press, 1989.

⁴ Ver HOMEM DE MELO, F. B.; ZOCKUN, M. H. G. P. Exportações agrícolas, balanço de pagamentos e abastecimento do mercado interno. Estudos Econômicos, São Paulo, n.7, v.2, p.9-50, 1977; NEVES, R. B. Composição das exportações brasileiras e estabilidade da receita de exportações. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v.14, n.3, p.659-687, dez. 1984; e BONTEMPO, H. C. Política cambial e superávit comercial. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v.19, n.1, p.45-64, abr. 1989.

⁵ Ver JANK, M. S. "Mudanças no padrão de crescimento e dinâmica de ajuste externo do setor agroindustrial". In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Anais, 28.1990, Florianópolis. Brasília: SOBER, 1990. p. 297-307.

⁶ Ver REZENDE, G. C. "Ajuste externo e agricultura no Brasil, 1981-86". In: Revista Brasileira de Economia, v.42, n.2. Rio de Janeiro, abr./jun. 1998. P.101-37; REZENDE, G. C.; BUAINAIN, A. M. "Structural adjustment and agricultural in Brazil: the experience of the 1980's". In: Revista Brasileira de Economia, v.48, n.4. Rio de Janeiro, out./dez. 1994. p.491-503; DIAS, G. L. S. "O papel da agricultura no processo de ajustamento". In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Anais, 27, Piracicaba. Brasília: SOBER. 1989. p.310-317.

⁷ Ver HOMEM DE MELO, F. B.; ZOCKUN, M. H. G. P. (1977), op. cit.; GUIMARÃES, C. V.; OLIVEIRA, I. C. "Plano de estabilização e comércio exterior agrícola". In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Anais, 28. Florianópolis. Brasília: SOBER, 1990. p. 329-341.

⁸ Consultar Mendonça de Barros (1975), Homem de Melo & Zockun (1977), Ferreira (1978), Baumann & Moreira (1987), Pinheiro et al. (1993) e Amazonas & Barros (1996). Veiga & Iglesias (2003) fornecem uma compilação de estudos envolvendo as políticas de apoio às exportações de 1964 a 2002.

⁹ SUZIGAN, W. et al. "Crescimento industrial no Brasil: incentivos e desempenho recente". In: Relatórios de Pesquisa, nº 8. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1974. p. 41-42.

¹⁰ Ver PINHEIRO, A. C.; HORTA, M. H. "A competitividade das exportações brasileiras no período 1980/88". In: Pesquisa e Planejamento Econômico, v.22, n.3. Rio de Janeiro, dez. 1992. p.437-474.

¹¹ Ver HELFAND, S. M.; REZENDE, G. C. de. Brazilian agriculture in the 1990s: impact of the policy reforms. Rio de Janeiro: IPEA, abr. 2001. 39 p. (Texto para Discussão n.785); para análises dos múltiplos impactos do Plano Real sobre o setor agrícola, ver BARROS, J. R. M.; MIRANDA, E. F. (org.). Agricultura e estabilização no Brasil: coletânea de artigos, 1995-1998. Brasília: Embrapa, 1998. 182 p. e HOMEM DE MELO, F. B. "Os efeitos negativos da política cambial sobre a agricultura brasileira". In: Economia Aplicada, v.3, n. especial. São Paulo, mar. 1999a. p.35-46; HOMEM DE MELO, F. B. "O Plano Real e a agricultura brasileira: perspectivas". In: Revista de Economia Política, v.19, n.4. São Paulo, out.dez/1999b p.146-155.

¹² Para uma estimativa da receita do ICMS sobre as exportações no ano de 1994 e uma avaliação sobre o impacto da atenuação da carga fiscal sobre a balança comercial brasileira, ver KUME, H.; PIANI, G. O ICMS sobre as exportações brasileiras: uma estimativa da perda fiscal e do impacto sobre as vendas externas. Rio de Janeiro: IPEA, mar. 1997. 22 p. (Texto para Discussão n. 765).

¹³ As estimativas do PIB do setor exibem disparidades em função das formulações metodológicas adotadas. Ver os trabalhos: GUILHOTO, J. J. M.; FURTUOSO, M. C. O.; BARROS, G. S. C. "O agronegócio na economia brasileira: 1994 a 1999".

- In: Relatório de Pesquisa. Piracicaba: CNA/CEPEA-USP, 2000. 139p.; MONTROYA, M. A.; FINAMORE, E. B. “Evolução do PIB do agronegócio brasileiro de 1959 a 1995: uma estimativa na ótica do valor adicionado”. In: Revista Teoria e Evidência Econômica, v.9, n.16. Passo Fundo (RS), mai.2001. p.9-24.; PARRÉ, J. L.; GUILHOTO, J. J. M. “A desconcentração regional do agronegócio brasileiro”. In: Revista Brasileira de Economia, v.55, n.2. Rio de Janeiro, abr./jun/2001. p.223-251.; NUNES, E. P.; CONTINI E. Complexo agroindustrial brasileiro: caracterização e dimensionamento. Brasília: Associação Brasileira de Agribusiness, 2001. 109 p.; FURTUOSO, M. C. O.; GUILHOTO, J. J. M. “Estimativa e mensuração do produto interno bruto do agronegócio da economia brasileira, 1994 a 2000”. In: Revista de Economia e Sociologia Rural, v.41, n.4. Brasília, nov./dez./2003. p.803-827. Embora se refira ao PIB do agronegócio do Rio Grande do Sul, PORSSE, A. A. “Notas metodológicas sobre o dimensionamento do PIB do agronegócio do Rio Grande do Sul”. In: Documentos FEE, n.55. Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser, 2003. 33 p. discutem as diferenças entre alguns dos trabalhos citados.
- ¹⁴ O conceito foi introduzido por COCHRANE, W.W. Farm prices: myth and reality. St. Paul: University of Minnesota Press, 1958. Parece não haver uma tradução para o termo. Treadmill era uma bomba d’água movimentada pelos passos do fazendeiro sem que ele sáisse do lugar. A ideia é a de que os produtores andam, porém, ficam no mesmo lugar.
- ¹⁵ Ver SCHUH, G. E. “The exchange rate and U.S. agriculture”. In: American Journal of Agricultural Economics, v.56, n.1. Fev./1974. p.1-13.
- ¹⁶ Ver SCHUH, G. E. “Agriculture in Brazil: policy, modernization and economic development”. In: Conferência Internacional sobre Agricultura nas Américas, São Paulo, ago. 1998.
- ¹⁷ Ver SUPLICY, E. M. Os efeitos das minidesvalorizações na economia brasileira, 2ª Ed. Rio de Janeiro: FGV, 1979.
- ¹⁸ Ver BRAGA, H. C.; MARKWALD, R. A. “Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo”. In: Pesquisa e Planejamento Econômico, v.13, n.3. Rio de Janeiro, dez. 1983. p.707-74.
- ¹⁹ Ver ZINI JR., A. A. “A política cambial em discussão”. In: Revista de Economia Política, v.9, n.1. São Paulo, jan./mar. 1989. p.47-61.
- ²⁰ Ver LOCATELLI, R. L.; SILVA, J. A. B. “Câmbio real e competitividade das exportações brasileiras”. In: Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, v.45, n.4, p.543-564, out./dez. 1991.
- ²¹ Ver MARTNER, R. “Efeitos macroeconômicos de uma desvalorização cambial: análise de simulações para o Brasil”. In: Pesquisa e Planejamento Econômico, v.22, n.1. Rio de Janeiro, abr. 1992. p.35-72.
- ²² Ver CARVALHO, M. A. “Taxa de câmbio e receita das exportações agrícolas”. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Anais, 33, Curitiba. Brasília: SOBER, 1995. p. 236-251.
- ²³ Ver NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. “Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications”. In: Journal of Monetary Economics, v.10, n.2. Set. 1982. p.139-162.
- ²⁴ Ver NUNES, J. M. M. “Balança comercial e taxa de câmbio real: uma análise de cointegração”. Revista de Economia Política, v.14, n.1, São Paulo, jan./mar. 1994. p. 47-61.
- ²⁵ Ver ROSE, A. K. “The role of exchange rates in a popular model of international trade: Does the ‘Marshall-Lerner’ condition hold?” In: Journal of International Economics, v.30, n.3/4. Mai./1991. p.301-316.
- ²⁶ Ver FERREIRA, A. H. B. “Testes de cointegração e um modelo de correção de erro para a balança comercial brasileira”. In: Estudos Econômicos, v.23, n.1. São Paulo, jan./abr. 1993. p.35-65.; Nunes (1994, op. cit.)
- ²⁷ Ver CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. “Estimação de equações de exportações e importações para o Brasil – 1955/95”. In: Pesquisa e Planejamento Econômico, v.28, n.1, Rio de Janeiro, abr. 1998. p.1-68.
- ²⁸ Ver ALMEIDA, C. O. Taxa de câmbio e determinantes da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil: 1961 a 1995. Tese (Doutorado) – Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 1998.
- ²⁹ A estacionariedade ou não de uma série temporal apresenta implicações tanto estatísticas quanto econômicas. Se uma série for não-estacionária, o efeito de um choque é permanente. Para detalhes teóricos ver GUJARATI, D. N. Econometria Básica. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 3ª. Ed. 2000. 846 p.; e para os procedimentos metodológicos adotados ver GONÇALVES JÚNIOR, O. “Determinantes da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro: 1970 – 2002”. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2005.
- ³⁰ O programa computacional utilizado para o cálculo das regressões foi o Eviews 3.0. Também foi utilizado o Microsoft Excel 2000, no cálculo do teste de Goldfeld-Quandt.
- ³¹ As seis diferentes especificações utilizadas para explicar o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro foram testadas a partir do modelo econômico proposto (equação 4.15) e são detalhadas em Gonçalves (2000), op.cit. Neste artigo são discutidos apenas os modelos selecionados.
- ³² Ver Gonçalves Jr. (2005) op. cit., onde os valores são apresentados na Tabela A.1 (Apêndice A), bem como a forma como foram calculadas e suas respectivas fontes.

- ³³ Para maiores detalhes, consultar NETER, J.; KUTNER, M.; NACHSTHEIM, C.; WASSERMAN, W. Applied linear statistical models. Homewood: 4ª. Ed., Richard D. Irwin, 1996. 1408 p.; e GREENE, W. H. Econometric Analysis. Nova Iorque: Prentice Hall, 5ª. Ed., 2003.
- ³⁴ Duas regressões alternativas foram testadas, incluindo a produtividade total dos fatores (PTF) nos modelos 3 e 4. Os coeficientes estimados para essa variável apresentaram significância muito baixa e o poder de explicação dos modelos reduziu-se. Aparentemente, pode-se afirmar que a PTF, em que pese sua potencial importância econômica, teve pouca influência no saldo da balança comercial do complexo agroindustrial.
- ³⁵ Ver Orlando Jr. (2005), op. cit. A Tabela B.2 do Apêndice B apresenta as correlações simples entre as variáveis independentes. Nota-se que as correlações entre renda interna, renda externa e produtividade total dos fatores são especialmente elevadas. Mesmo excluindo a PTF, a renda externa e interna permaneceu altamente correlacionada (Tabela B.3).
- ³⁶ Ausência de autocorrelação indica que os resíduos de um período não são correlacionados com os resíduos do período anterior.
- ³⁷ Para maiores detalhes acerca do teste o leitor pode consultar a obra de Belsley et al. (1980).
- ³⁸ Ver WILLIAMSON, J.; MILNER, C. The world economy: a textbook in international economics, 2ª Ed. Nova Iorque: Harvester Wheatsheaf, 1991, p. 275-8.
- ³⁹ O leitor deve ter em mente que a variável renda externa, no presente estudo, é definida como o valor das importações de produtos agrícolas básicos e processados, animais, produtos florestais, fertilizantes e defensivos agrícolas pelo resto do mundo.
- ⁴⁰ Ver BONTEMPO, H. C. “Política cambial e superávit comercial”. In: Pesquisa e Planejamento Econômico, v.19, n.1. Rio de Janeiro, abr. 1989. p.45-64.
- ⁴¹ Ver BRAGA, H. C.; ROSSI, J. W. “A dinâmica da balança comercial no Brasil, 1970/84”, Revista Brasileira de Economia, v. 41, n. 3, 237-248, 1987.