

# Determinantes da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil: 1961/95\*

CLÓVIS OLIVEIRA DE ALMEIDA\*\*  
CARLOS JOSÉ CAETANO BACHA\*\*\*

*Este trabalho examina os efeitos de curto e longo prazos das variações na taxa de câmbio efetiva real, nos termos de troca, na renda doméstica e na renda externa sobre o saldo da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil no período 1961/95. Utilizando as análises de co-integração e mecanismos de correção de erros, constatou-se que, no curto prazo, as variáveis mais importantes na explicação das variações do saldo comercial de produtos agrícolas e agroindustriais foram (em ordem decrescente de importância): a renda doméstica, a renda externa, os termos de troca e a taxa de câmbio. No longo prazo, a taxa de câmbio foi a principal variável determinante do saldo comercial de produtos agrícolas e agroindustriais.*

## 1 - Introdução

Este trabalho analisa o papel da taxa de câmbio e de outras variáveis macroeconômicas no ajustamento do saldo da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil no período 1961/95.

Procura-se, de modo específico: *a)* estimar um modelo econômico que “explique” as variações a curto e longo prazos no saldo da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais (também denominada balança comercial agrícola total); e *b)* avaliar a eficácia de uma política cambial em relação a uma política de renda em seus efeitos sobre o saldo da balança comercial agrícola total.

O trabalho está organizado em seis seções além desta introdução. Na Seção 2, analisa-se a evolução do saldo da balança comercial brasileira no período

---

\* Este artigo baseia-se na Tese de Doutorado do primeiro autor intitulada “Taxa de Câmbio e Determinantes da Balança Comercial de Produtos Agrícolas e Agroindustriais do Brasil: 1961 a 1995”, orientada pelo co-autor do artigo. Agradecemos aos professores Rodolfo Hoffmann e Paulo F. C. de Araújo e a dois pareceristas pelas sugestões.

\*\* Pesquisador da Embrapa, professor colaborador do Curso de Pós-Graduação em Ciências Agrárias da UFBA e doutor em Economia Aplicada pela Esalq/USP.

\*\*\*Professor associado do Departamento de Economia e Sociologia Rural da Esalq/USP.

1961/95, evidenciando a diferença de desempenho entre os setores agrícola e agroindustrial (considerados no agregado) em relação aos demais setores da economia. Na Seção 3, faz-se uma breve revisão da literatura sobre taxa de câmbio e transações externas com mercadorias, procurando-se ressaltar que os objetivos acima especificados ainda não foram devidamente estudados no Brasil. Na Seção 4 é apresentado o referencial teórico e especificada a equação a ser estimada. Na Seção 5, propõe-se a utilização da análise de co-integração e do mecanismo de correção de erros como instrumentais econométricos para determinar os efeitos de curto e longo prazos da taxa de câmbio e de outras variáveis macroeconômicas sobre o saldo comercial agrícola total. A Seção 6 analisa os resultados da pesquisa e a Seção 7 reúne as conclusões obtidas.

## 2 - A evolução do saldo da balança comercial do Brasil

As exportações brasileiras de mercadorias, durante o período 1961/95, passaram por diversas modificações em sua composição e em suas taxas de crescimento. A tendência verificada tem sido de aumento da participação dos produtos processados e manufaturados, tanto em valor quanto em quantidades exportadas.

O processo de industrialização do país e as políticas de promoção às exportações de produtos manufaturados (na forma de incentivos fiscais e creditícios) contribuíram para o incremento das exportações de produtos industrializados. Enquanto isso, as exportações de produtos da agricultura foram desestimuladas por barreiras tarifárias e não-tarifárias, como analisam vários autores.<sup>1</sup> Na década de 80, as exportações agrícolas continuaram sendo discriminadas nas políticas de promoção às exportações [ver Pinheiro *et alii* (1993)].

Melo e Zockun (1977, p. 23) afirmaram que, entre os diversos instrumentos utilizados para incentivar as exportações, apenas as minidesvalorizações cambiais beneficiaram a agricultura, ao reduzir a variação da taxa de câmbio real. Não obstante a afirmação dos citados autores, não se pode ignorar que a política de crédito subsidiado também beneficiou o setor agrícola de produtos exportáveis. Mais recentemente, em 1996, o governo isentou as exportações de produtos primários e semimanufaturados do pagamento do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), o que deve estimular as exportações desses produtos.

Em que pese a agricultura não ter recebido os incentivos de promoção às exportações na mesma proporção que se verificou para os produtos industriali-

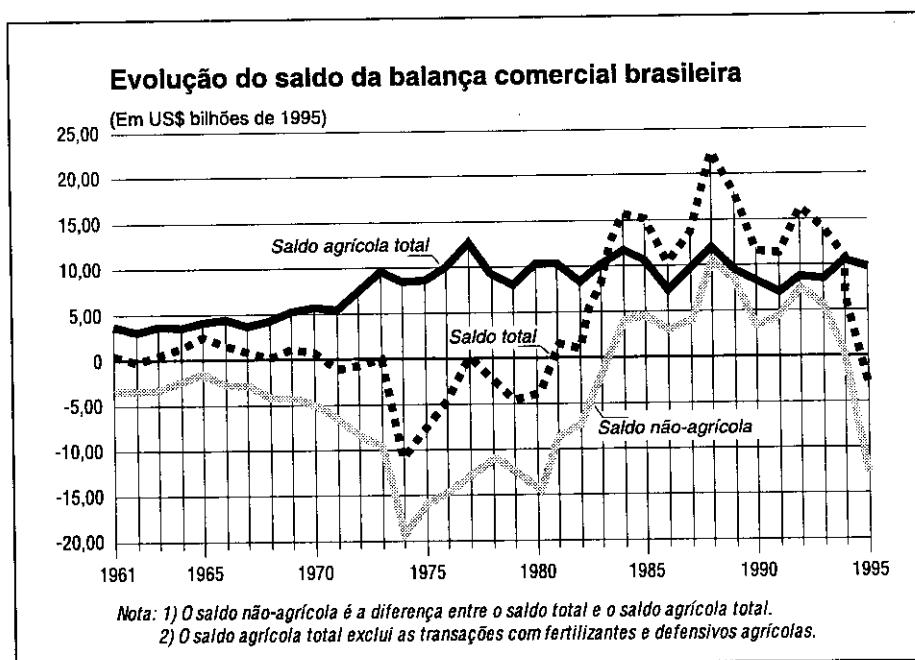
---

<sup>1</sup> Para maiores detalhes, ver Mendonça de Barros *et alii* (1975), Melo e Zockun (1977), Schuh (1977) e Pastore *et alii* e Coes citados por Pinheiro *et alii* (1993).

zados, não se pode ignorar a substancial contribuição do setor agrícola, juntamente com o setor agroindustrial, ao processo de ajustamento do saldo da balança comercial brasileira.

Através do gráfico abaixo constata-se que, durante todo o período 1961/95, o saldo da balança comercial agrícola total (que engloba produtos agrícolas e agroindustriais, excluindo as transações com fertilizantes e defensivos agrícolas) sempre registrou superávits. O mesmo não se observa para o saldo comercial de produtos não-agrícolas, que teve déficit de 1961 a 1983, voltando a apresentar saldo negativo em 1995. Portanto, durante o período de 35 anos aqui analisado, os setores não-agrícolas, em conjunto, só conseguiram gerar saldo comercial positivo com o exterior no período 1984/94, o que corresponde a apenas 11 anos. Contudo, mesmo para esses anos, os saldos gerados pela agricultura e pela agroindústria foram maiores que os produzidos pelos demais setores da economia.

Pode-se ainda notar neste gráfico que, para o período considerado na presente pesquisa, os maiores déficits da balança comercial do país ocorreram nos anos de 1974, 1975, 1976, 1979 e 1980,<sup>2</sup> os quais foram US\$ 10,95 bilhões, US\$ 7,55



bilhões, US\$ 4,60 bilhões, US\$ 4,50 bilhões e US\$ 3,92 bilhões (com poder de compra de 1995), respectivamente. Se se descontasse desses déficits a contribuição dos setores agrícola e agroindustrial ao processo de ajustamento da balança comercial, os déficits gerados pelos demais setores, naqueles anos, seriam de US\$ 19,36 bilhões, US\$ 16,07 bilhões, US\$ 14,65 bilhões, US\$ 12,49 bilhões e US\$ 14,22 bilhões, respectivamente.

Não obstante a substancial contribuição dos produtos agrícolas e agroindustriais ao processo de ajustamento da balança comercial brasileira, não existe, ainda, um trabalho que examine quais as variáveis que afetam o saldo comercial agrícola total (entendido como sendo a soma do saldo comercial das transações com produtos agrícolas e agroindustriais).

Como constatado anteriormente, as variações da taxa de câmbio real foram consideradas importantes para o desempenho das exportações agrícolas. Por essa razão, o *objetivo* deste trabalho é investigar quais as contribuições das variações da taxa de câmbio real e de outras variáveis macroeconômicas ao processo de ajustamento da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil, considerados no agregado, por representarem, em conjunto, a maior fonte de superávits comerciais gerados no período em análise.

### **3 - Taxa de câmbio e transações externas com mercadorias no Brasil**

Neste texto, conceitua-se taxa de câmbio como sendo o preço em moeda nacional de uma unidade monetária estrangeira tomada como referência. Uma elevação na taxa de câmbio acusa uma desvalorização da moeda nacional, enquanto uma diminuição nessa taxa representa uma valorização da moeda doméstica.

A apreciação da moeda nacional em relação a uma moeda externa de referência “é um imposto implícito sobre as exportações cuja incidência na economia interna cresce à proporção que a elasticidade da demanda externa cresce” [ver Schuh (1983, p. 92)]. Para a maioria dos produtos que exportamos, a participação do país no mercado internacional pode ser considerada marginal. Assim sendo, a elasticidade-preço da demanda global deve ser alta, o que implica elevado imposto sobre o setor exportador com a sobrevalorização da moeda doméstica [ver Schuh (1977)].

Uma das poucas situações em que a valorização cambial é desejável para o país exportador ocorre quando ele é formador de preços no mercado internacional de um determinado produto cuja elasticidade-preço da demanda é menor que um em valor absoluto, caso do café enquanto o Brasil era fixador de preço desse produto [ver Schuh (1977) e Almeida (1993)].

No Brasil, a política cambial passou a ser utilizada de forma mais genérica, com o propósito de promover as exportações, a partir de agosto de 1968, quando o país abandonou o sistema de taxa de câmbio nominal fixa com maxidesvalorizações esporádicas. Este gerava incertezas nas atividades exportadoras e estimulava a especulação financeira sempre que uma “máxi” era prevista pelos agentes econômicos. A partir da citada data, o país ingressou em um sistema de minidesvalorizações cambiais, sendo o diferencial entre as taxas de inflação interna e externa um parâmetro para corrigir a taxa nominal de câmbio.

O sistema de minidesvalorizações cambiais vigorou até fevereiro de 1990. Em março de 1990 passou-se a utilizar o sistema de taxa de câmbio com “flutuação suja”, que vigorou até junho de 1994. A partir de julho de 1994 o Brasil ingressou em um sistema de taxa de câmbio limitadamente flexível.

Estudos que tratam do *impacto da taxa de câmbio sobre o setor externo* brasileiro foram desenvolvidos por vários autores.<sup>3</sup> Os temas mais comumente estudados são os efeitos da taxa de câmbio sobre as exportações de produtos manufaturados, produtos básicos e o saldo da balança comercial. A variável câmbio tem sido operacionalizada de diversas formas, sendo os conceitos de taxa real e taxa efetiva os mais utilizados. As elasticidades-câmbio encontradas não são de um mesmo valor, variando conforme o período de análise, o grau de agregação dos dados e o método de estimação.

De modo geral, as evidências empíricas tendem a confirmar que a taxa de câmbio é uma variável importante nas relações comerciais do país com o resto do mundo.

No que concerne ao impacto das variações cambiais sobre o setor agrícola de bens exportáveis,<sup>4</sup> embora as evidências empíricas revelem um efeito limitado das variações na taxa de câmbio real sobre a receita de exportação de produtos da agricultura, ao mesmo tempo elas nos mostram que não se deve negligenciar o papel dessa variável, ainda mais se considerarmos que as elasticidades são alteradas no tempo, podendo mudar de acordo com o período em análise, “grau” de agregação dos dados, operacionalização da variável e método de estimação, entre outros. Além disso, a economia brasileira passou por um forte processo de indexação de preços a partir da segunda metade da década de 70, contribuindo para reduzir os efeitos das desvalorizações nominais da moeda doméstica sobre a evolução da taxa de câmbio real e, conseqüentemente, a resposta das exporta-

---

3 Ver, por exemplo, os trabalhos de Pastore *et alii* (1976 e 1978), Suplicy (1976), Bacha (1977), Veiga (1977), Cardoso (1979 e 1981), Braga e Markwald (1983), Braga e Rossi (1986), Silva e Locatelli (1987), Locatelli e Silva (1991), Martner (1992), Zini Jr. (1989 e 1993), Ferreira (1993), Nunes (1994) e Castro e Cavalcanti (1997), entre outros.

4 Elasticidades-câmbio estimadas para as exportações de produtos agrícolas podem ser encontradas em Suplicy (1976) e Almeida (1993).

ções às desvalorizações da moeda doméstica. Ademais, os trabalhos que versam sobre câmbio e produtos da agricultura não distinguem entre os efeitos de curto e longo prazos.

Os estudos realizados até então analisam, com base em técnicas econométricas tradicionais, o efeito das variações na taxa de câmbio real sobre produtos ou grupo de produtos agrícolas, mas não sobre o saldo comercial de produtos agrícolas e agroindustriais (também denominado saldo comercial agrícola total). Sabe-se que o objetivo da política cambial é afetar o saldo total do comércio. A importância de se avaliar o impacto sobre um produto ou grupo de produtos diminui à medida que se tem conhecimento de que a direção da política cambial não muda em função de um ou outro produto, a menos que o mesmo detenha uma parcela dominante na geração de divisas do país, caso do café no Brasil nas três primeiras décadas do presente século. Assim sendo, e como ressaltado anteriormente, este trabalho procura determinar os efeitos da taxa de câmbio e de outras variáveis macroeconômicas sobre o saldo comercial de produtos agrícolas e agroindustriais, considerados no agregado, por representarem, em conjunto, a maior fonte de superávits comerciais gerados no período em análise (1961/95).

A seguir, apresenta-se o arcabouço teórico e especifica-se a equação a ser estimada.

#### 4 - Fundamentação teórica<sup>5</sup>

Este artigo utiliza como arcabouço teórico uma versão parcial do modelo IS-LM-BP. Tal modelo, também conhecido como modelo keynesiano de economia aberta, resultou da combinação de duas abordagens básicas de ajustamento da balança comercial: o enfoque das elasticidades e o enfoque da absorção.

Para explicar o ajustamento do balanço de pagamentos, o modelo IS-LM-BP incorporou as variáveis-preço (do enfoque das elasticidades) e as variáveis-renda (do enfoque da absorção), acrescentando ainda os fluxos financeiros que ocorrem entre as nações.

A equação geral do modelo IS-LM-BP de determinação do saldo do balanço de pagamentos tem a seguinte especificação:

$$BP = (X - M) - F - R \quad (1)$$

---

<sup>5</sup> Para uma exposição mais detalhada do modelo IS-LM-BP, consultar os livros textos de macroeconomia de Branson e Litvack (1978, p. 341-363), Dornbusch (1980) e Dornbusch e Fischer (1991).

em que  $BP$  é o saldo do balanço de pagamentos;  $(X - M)$  são as exportações líquidas de bens e serviços (diferença entre as exportações,  $X$ , e as importações,  $M$ );  $F$  é a saída líquida de capital privado; e  $R$  são as transferências a estrangeiros feitas pelo governo e pelo setor privado.

Para o propósito desta pesquisa, que é estimar uma equação para o saldo da balança comercial, os componentes  $F$  e  $R$  da equação (1) podem ser ignorados, obtendo, assim, uma equação de determinação da conta corrente. Adicionalmente, considerando que as transações com serviços também estão equilibradas, a equação (1) transforma-se em uma equação de determinação do saldo da balança comercial. Assim procedendo, tem-se:

$$TB = (X - M) \quad (2)$$

Tanto as exportações,  $X$ , quanto as importações,  $M$ , são componentes da demanda agregada de bens e serviços, o lado real da economia, e integram a curva  $IS$ , que estabelece a condição de equilíbrio no mercado de bens e serviços. No modelo IS-LM-BP, a oferta de moeda entra afetando a taxa de juros da economia, que por sua vez exerce influência sobre os investimentos privados e o fluxo de capitais entre o país e o resto do mundo. As variáveis investimento privado e fluxo de capitais não são de interesse para esta pesquisa, que busca investigar os determinantes do saldo da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais. Por definição, o saldo da balança comercial é o resultado líquido das transações comerciais de mercadorias do país com o resto do mundo.

Portanto, considera-se apenas *parte* do modelo IS-LM-BP. Por essa razão, o modelo aqui analisado passa a ser denominado IS-TB, com TB representando a balança comercial.<sup>6</sup> Procedimento similar foi adotado por Liu, Chung e Meyers (1993) ao analisarem os impactos de variáveis macroeconômicas domésticas e externas sobre as exportações de carnes dos Estados Unidos.

A análise que se segue é aplicada para uma economia que mantém um regime de taxa de câmbio fixa ou administrada.

Para um dado nível de preços dos bens competitivos com os nacionais, o valor real das exportações,  $x$ , expresso em moeda doméstica, no modelo IS-TB, passa

---

<sup>6</sup> A denominação adotada é compatível com a utilizada por Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1994, p. 334), qual seja, demanda agregada e comércio internacional. Entretanto, como a demanda agregada também inclui o mercado monetário, optou-se, por essa razão, pela denominação IS-TB, uma vez que IS reflete apenas a demanda agregada no mercado de bens e serviços.

a ser função dos preços dos bens do país exportador,  $p$ , da taxa de câmbio real,  $e$ , e do nível de renda real externa,  $y^*$ . Isso quer dizer que:

$$x = x(p, e, y^*) \quad (3)$$

com a taxa de câmbio,  $e$ , definida como a quantidade de moeda doméstica trocada por uma unidade de moeda externa.

O valor real das importações expresso em moeda doméstica,  $m_{re}$ , resultante do produto entre o valor em moeda externa das importações,  $m$ , e a taxa de câmbio real,  $e$ , depende do nível de renda real doméstica ( $y$ ), da taxa de câmbio real ( $e$ ) e dos preços externos dos bens que competem com os nacionais ( $p^*$ ). Assim, pode-se escrever a função importação do seguinte modo:

$$m_{re} = e \cdot m(y, e, p, p^*) \quad (4)$$

Após substituir (3) e (4) em (2) obtém-se a expressão completa para o saldo da balança comercial, em termos reais, no modelo IS-TB:

$$tb = x(p, e, y^*) - e \cdot m(y, e, p, p^*) \quad (5)$$

Uma desvalorização cambial,<sup>7</sup>  $e$ , e um aumento no nível de renda externa,  $y^*$ , produzem uma melhora no saldo real da balança comercial,  $tb$ , por aumentar as exportações. A desvalorização cambial também tende a produzir um efeito positivo sobre o saldo da balança comercial por tornar mais caras, em moeda doméstica, as importações. A estabilidade desses resultados depende de a condição de Marshall-Lerner ser satisfeita.

Por outro lado, uma elevação no nível de renda interna e nos preços dos bens domésticos diminui o saldo real da balança comercial, por estimular as importações e, também, pelo fato de o aumento dos preços dos bens domésticos diminuir as exportações.

---

<sup>7</sup> Deve-se atentar para o fato de que a variável de política econômica é a taxa nominal de câmbio, de modo que as alterações praticadas pelo Banco Central na taxa nominal visam afetar a taxa real.



Para determinar os efeitos de uma variação na taxa de câmbio real sobre o saldo da balança comercial, o modelo IS-TB pressupõe que uma alteração na taxa de câmbio real produz uma mudança nos termos de troca, menos no caso de “país pequeno”, em que os termos de troca independem das políticas internas.

Tratando-se de “país pequeno”, os preços dos bens que ele exporta são determinados pelas condições de oferta e demanda totais no mercado internacional e, a esses preços, o país pode vender a quantidade que desejar (enquanto houver demanda). Nessa situação, uma desvalorização cambial não altera os termos de troca (expressos em moeda externa), mas melhora o saldo da balança comercial porque o volume exportado tende a aumentar (em decorrência da maior receita, em moeda doméstica, por unidade adicional exportada) e o volume importado deve diminuir (em virtude do aumento, em moeda doméstica, dos preços das importações).

#### 4.1 - Equação básica do saldo da balança comercial

Na Seção 4 deste artigo foram apresentadas as implicações de uma desvalorização cambial sobre o saldo da balança comercial segundo o modelo IS-TB. O próximo passo é definir uma equação para o saldo da balança comercial brasileira de produtos agrícolas e agroindustriais. Para tanto, o referencial teórico, apresentado anteriormente, e os trabalhos empíricos, que tratam do ajustamento da balança comercial, são utilizados para auxiliar no processo de seleção das variáveis.

Freqüentemente, as variáveis consideradas nas estimações de equações para o saldo da balança comercial, no Brasil e em outros países, são aquelas contempladas no modelo IS-LM-BP, que em sua versão parcial o denominamos IS-TB.<sup>8</sup> Entre elas destacam-se: *a*) o nível de atividade doméstica, medido pelo Produto Interno Bruto (PIB) ou pelo Produto Nacional Bruto (PNB); *b*) o nível de atividade externa, mensurado como uma média ponderada do PNB dos principais parceiros comerciais do país; e *c*) um índice de competitividade de preços, quase sempre a taxa de câmbio real e/ou os termos de troca.

Em geral, as equações são especificadas na forma reduzida. Os coeficientes estimados refletem efeitos totais, sendo os sinais a eles associados determinados pelo(s) efeito(s) mais forte(s). A função básica do saldo da balança comercial apresenta a seguinte especificação:

$$ST = f(RB, RW, e, TT) \quad (6)$$

<sup>8</sup> Ver, por exemplo, os trabalhos de Braga e Rossi (1986), Boucher (1991), Rose (1991) e Zini Jr. (1993), dentre outros.

onde:

$ST$  = saldo da balança comercial, expresso em moeda externa;

$RB$  = nível de renda interna;

$RW$  = nível de renda externa;

$e$  = taxa de câmbio real;  $e$

$TT$  = termos de troca.

A nomenclatura de algumas variáveis foi alterada para associar a aplicação da função ao caso em análise. Para fins de estimação, a função (6) ainda pode incluir variáveis binárias para captar fenômenos temporários que afetam o saldo comercial.

Nesta pesquisa são utilizadas as seguintes variáveis: saldo da balança comercial agrícola total ( $SAT$ ); taxa de câmbio efetiva real ( $e-IPA$ ); termos de troca ( $TT$ ); níveis de renda interna ( $RB$ ) e externa ( $RW$ ); e uma variável de choque para captar os efeitos da geada de 1975 sobre os preços do café no mercado internacional e, conseqüentemente, sobre o saldo da balança comercial agrícola total.

A seguir, apresenta-se a forma como as referidas variáveis foram operacionalizadas.

*a) Saldo da balança comercial agrícola total (SAT)*

O SAT inclui todos os produtos agrícolas básicos, animais vivos e produtos florestais bem como os produtos industriais derivados desses produtos básicos. Utilizaram-se os dados divulgados pela FAO, em que trabalhamos com 397 produtos, dos quais 357 são produtos agrícolas e agroindustriais, 12 são animais vivos e 28 são matéria-prima florestal e produtos industriais baseados na madeira. As transações com fertilizantes e defensivos agrícolas não foram consideradas porque as séries para essa categoria de produto não cobrem o ano de 1995. Também se excluíram as séries para os produtos nos quais as transações comerciais foram inferiores a quatro anos, que pressupomos terem ocorrido devido a frustrações de safra ou outras questões conjunturais em nossa economia e/ou na economia do resto do mundo. Os valores do saldo da balança comercial agrícola total estão expressos em US\$ milhões de 1995, sendo utilizado o Índice de Preços no Atacado (IPA) dos Estados Unidos como deflator.

*b) Taxa de câmbio (e-IPA)*

Quando se fala em desvalorização cambial, é preciso distinguir uma desvalorização na taxa de câmbio real de uma desvalorização na taxa de câmbio efetiva real. A primeira refere-se a uma queda no valor da moeda doméstica em termos da moeda estrangeira de referência, usualmente o dólar norte-americano ou a moeda do principal parceiro comercial. A segunda ocorre quando se usa uma

cesta de moedas constituída geralmente pelas moedas dos principais parceiros comerciais do país para proceder às desvalorizações. Desse modo, a taxa de câmbio efetiva real é a que interessa para o desempenho do saldo da balança comercial, uma vez que o mesmo é o resultado das transações comerciais líquidas de mercadorias do país com o resto do mundo.

Por essa razão, a taxa de câmbio foi operacionalizada seguindo o conceito de taxa de câmbio efetiva real. Como deflatores da taxa de câmbio efetiva utilizaram-se o IPA dos principais parceiros comerciais do Brasil e o IPA doméstico. Os IPAs externos foram ponderados pela participação relativa de cada país nas transações comerciais totais com o Brasil. As ponderações<sup>9</sup> foram alteradas a cada cinco anos. O ano-base da série é 1985, escolhido porque naquele ano “a taxa de câmbio estava relativamente alinhada com a competitividade externa da economia e não pode ser caracterizada como demasiadamente elevada” [ver Zini Jr. (1993, p. 25)].

*c) Termos de troca (TT)*

Como uma *proxy* dos termos de troca, utilizou-se a razão entre os índices de preços das exportações e das importações. O índice construído é do tipo Laspeyres, tendo como base 1961.

*d) Nível de atividade doméstica (RB)*

O nível de atividade doméstica foi medido pelo PIB do Brasil, a preços de 1995, utilizando o deflator nele implícito. Os valores estão expressos em R\$ milhões.

*e) Nível de atividade externa (RW)*

Utilizou-se o valor das importações do resto do mundo de produtos agrícolas e agroindustriais como uma *proxy* do nível de renda externa disponível para despesas com produtos agrícolas básicos e processados. Os valores estão expressos em US\$ milhões de 1995, tendo-se utilizado como deflator o IPA dos Estados Unidos.

*f) Variável para captar choque exógeno*

É incluída uma variável binária para captar o efeito da geada ocorrida no Sul do Brasil em 1975 sobre os preços do café no mercado internacional nos anos de 1976 e 1977 e, conseqüentemente, sobre o saldo da balança comercial agrícola total.<sup>10</sup> A variável binária tem valor um para os anos de 1976 e 1977 e valor zero

---

9 Os países considerados na cesta de moedas foram: Estados Unidos, Grã-Bretanha, Bélgica, Dinamarca, França, Alemanha, Itália, Holanda, Noruega, Suécia, Suíça, Canadá, Japão, Espanha, Argentina, Chile, México, Paraguai e Venezuela.

10 Como o efeito da geada se dá apenas por meio do efeito-preço, não haveria, *a priori*, necessidade de uma variável adicional, pois o modelo já inclui os termos de troca. Porém, a inclusão da variável binária foi necessária para tornar as estimativas mais estáveis.

para os demais. Assim, admite-se que a geada em questão teve efeito temporário sobre o saldo da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil. Observe-se que a geada de 1975 é operacionalizada na forma de um choque temporário, com efeito apenas sobre as relações de curto prazo.

Os valores das variáveis (e suas respectivas fontes) estão no Apêndice A e se referem ao período 1961/95, totalizando, para cada variável, 35 observações. Pode-se verificar que nenhuma das variáveis apresenta valor negativo. Todas as séries, exceto a que se refere à variável binária, são utilizadas na forma logarítmica.

No Apêndice B são apresentados os gráficos das variáveis e do resíduo do vetor de co-integração.

## **5 - Metodologia**

Para estimar a expressão (6), de determinação do saldo total da balança comercial agrícola e agroindustrial, são apresentados, a seguir, os procedimentos econométricos.

### **5.1 - Procedimentos econométricos**

São três as etapas dos procedimentos econométricos utilizados neste trabalho. A primeira consiste em aplicar testes de raiz unitária para verificar se as séries em análise (*SAT*, *e-IPA*, *TT*, *RB* e *RW*) podem ser consideradas estacionárias.

Nesta pesquisa, o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) foi utilizado para testar a ordem de integração de cada série temporal. O teste ADF foi aplicado para cada série tomada individualmente, com base no procedimento seqüencial sugerido por Perron [ver Harris (1995, p. 31-32)]. Esse procedimento é recomendado porque na prática o verdadeiro processo gerador dos dados é desconhecido.

Uma das dificuldades na aplicação do teste ADF consiste em determinar o número de diferenças defasadas da variável a ser incluído na equação. Como regra geral, parte-se do princípio de que o número de termos de diferenças defasadas deve ser aquele que torne o termo de erro da equação não-correlacionado serialmente. Vários procedimentos podem ser utilizados em trabalhos empíricos para auxiliar a determinação da ordem de defasagem “p” dos processos auto-regressivos, destacando-se dentre eles os critérios de Schwarz (SC) e Akaike (AIC).

Como existe a possibilidade de diferentes critérios apontarem para diferentes números de termos de defasagens, tem-se uma dificuldade adicional na escolha do critério a adotar. O procedimento geralmente seguido tem sido o de utilizar

um ou mais critérios. Como ainda não ficou estabelecido na literatura qual o melhor critério, neste trabalho foi utilizado o de Schwarz. Esse critério foi escolhido por ser um dos mais parcimoniosos, o que pode constituir uma vantagem, se considerarmos que o tamanho da nossa amostra é particularmente pequeno.

Na segunda etapa, fez-se uso do método de Johansen para determinar o número de relações de co-integração e estimar os vetores de coeficientes dessas relações, com a finalidade de determinar os efeitos de longo prazo entre as variáveis selecionadas e o saldo da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil.<sup>11</sup>

O número de relações de co-integração foi determinado juntamente com o número de componentes determinísticos a serem incluídos dentro e fora do espaço de co-integração, conforme sugerido por Johansen (1992a). Para tanto, fez-se uso do critério de Pantula, que consiste em testar as hipóteses nulas de não-co-integração para um conjunto de modelos. Operacionalmente, estimam-se os prováveis modelos e o número de relações de co-integração ( $r = 0, r = 1, r = 2, \dots, r = n - 1$ ; sendo  $n$  o número de variáveis incluídas no espaço de co-integração) vai sendo testado modelo a modelo, desde o mais restrito (modelo sem nenhum componente determinístico) até o menos restrito (modelo contendo termo constante e tendência temporal). O teste tem fim assim que a hipótese nula de não-co-integração não puder ser rejeitada. Quer dizer, testa-se, primeiramente, a hipótese de que  $r = 0$  em cada modelo. Se a hipótese nula for rejeitada, segue-se testando que  $r = 1$ , e assim sucessivamente. Logo que a hipótese nula não puder ser rejeitada o teste é finalizado, escolhendo-se o modelo para o qual essa hipótese foi aceita.<sup>12</sup>

Após ter selecionado o modelo e determinado o número de relações de co-integração, o próximo passo consiste em estimar os vetores de co-integração e testar a hipótese nula de exogeneidade fraca para as variáveis incluídas nas relações de co-integração. Neste trabalho, o teste de exogeneidade fraca foi realizado pressupondo-se que um dos vetores possa ser interpretado como uma equação para o saldo da balança comercial agrícola total.

As relações de co-integração estimadas pelo método de Johansen pressupõem que todas as variáveis incluídas no espaço de co-integração são endógenas, não permitindo, portanto, uma interpretação econômica (precisa) dos parâmetros de longo prazo estimados. Por essa razão, o teste de exogeneidade fraca se faz

---

11 Detalhes acerca do procedimento de Johansen e dos testes realizados podem ser encontrados em Johansen (1988, 1991, 1992a e 1992b) e Harris (1995).

12 Para maiores detalhes, ver Harris (1995, p. 97).

necessário para determinar se é possível interpretar um dos vetores de co-integração como uma equação para o saldo da balança comercial agrícola total, que constitui o objetivo geral desta pesquisa.

A escolha do método de Johansen para estimar as relações de co-integração não foi arbitrária; ela baseou-se nos resultados da pesquisa de Gonzalo (1994). O principal objetivo da pesquisa de Gonzalo foi selecionar o melhor método de estimação de vetores de co-integração para fins de pesquisas empíricas.

Gonzalo (1994) examinou a distribuição assintótica dos estimadores de cinco métodos alternativos de estimação de vetores de co-integração, quais sejam: mínimos quadrados ordinários; mínimos quadrados não-lineares; máxima verossimilhança em um modelo de correção de erro (método de Johansen); componentes principais; e correlação canônica. Ele concluiu que as estimativas produzidas pelo método de Johansen têm melhores propriedades que as geradas pelos demais métodos analisados, com os resultados obtidos sendo também válidos quando a estimação é feita a partir de amostras finitas.

Ademais, Gonzalo (1994, p. 224) atesta ainda que, dos cinco métodos analisados, o de Johansen foi o único que satisfaz a três requisitos desejáveis na estimação de vetores de co-integração, quais sejam: *a*) incorporação de informações *a priori* acerca da existência de raiz unitária; *b*) estimação de sistema pleno; e *c*) obtenção dos efeitos dinâmicos do sistema.

Finalmente, uma vez aceita a hipótese de co-integração, os efeitos de curto prazo são mensurados a partir de um modelo de correção de erros. Esse modelo permite que se obtenham os impactos de curto prazo das variáveis explanatórias (as variáveis exógenas fracas) sobre a variável dependente (saldo da balança comercial agrícola total), sem que haja perda das informações de longo prazo.

Na especificação do modelo de correção de erros, a variável dependente (em sua primeira diferença) passa a ser função do termo de erro da equação de co-integração defasado de um período, das primeiras diferenças defasadas da variável endógena e das primeiras diferenças correntes e defasadas das variáveis explanatórias.<sup>13</sup> Por construção, o número de defasagens a ser incluído no modelo de correção de erros é igual àquele utilizado para estimar o VAR menos um.

Em todos os testes realizados, estabeleceu-se o limite crítico de 5% para a rejeição das hipóteses nulas.

---

13 A especificação do modelo de correção de erros comentada pressupõe que as variáveis explanatórias sejam exógenas em relação ao modelo de curto prazo.

## 6 - Resultados e discussão

Nesta seção são apresentados e discutidos os resultados obtidos nos testes de raiz unitária (Subseção 6.1), na estimação do vetor de co-integração (Subseção 6.2) e na equação de correção de erros (Subseção 6.3). Com base nos testes de exogeneidade fraca, pressupomos que o vetor de co-integração pode ser interpretado como uma equação reduzida para o saldo da balança comercial agrícola total.

### 6.1 - Testes de raiz unitária

Os resultados dos testes de raiz unitária apresentados na Tabela 1 sugerem que as séries das variáveis (saldo da balança comercial agrícola total, termos de troca, taxa de câmbio efetiva real, renda doméstica e renda externa) não apresentam duas raízes unitárias, o que é um indicativo de que essas séries sejam estacionárias em primeira diferença.

Por outro lado, os resultados apresentados na Tabela 2 mostram que não se pode rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária para todas as séries em análise. Desse modo, aceita-se a hipótese de que as séries em nível são todas  $I(1)$ , isto é, integradas de primeira ordem. Ademais, os testes para as hipóteses nulas conjuntas sugerem que o processo gerador das séries das variáveis *SAT*, *e-IPA*, *TT*, *RB* e *RW* apresenta uma raiz unitária e nenhum componente de tendência temporal.

TABELA 1

*Testes de Dickey-Fuller Aumentado de raiz unitária: variável dependente em segunda diferença ( $\Delta^2 \ln y_t$ )*

Variáveis	Número de defasagens	Número de observações	Testes estatísticos			
			$\tau_\mu$	$\phi_1$	$t$	$\tau$
$\ln SAT$	1	32	-6,97*	24,29*	-6,97*	-6,65*
$\ln TT$	0	33	-5,68*	16,13*	-5,68*	-5,76*
$\ln e-IPA$	1	32	-5,47*	14,95*	-5,47*	-5,52*
$\ln RB$	0	33	-3,18**	5,07 <sup>n.s.</sup>	-3,18*	-2,08**
$\ln RW$	0	33	-3,97*	7,91*	-3,97*	-3,30*

FONTE: Dados da pesquisa.

\* Significância ao nível de 1%.

\*\* Significância ao nível de 5%.

n.s. = não-significativo.

TABELA 2

*Testes de Dickey-Fuller Aumentado de raiz unitária: variável dependente em primeira diferença ( $\Delta \ln y_t$ )*

Variáveis	Número de defasagens	Número de observações	Testes estatísticos					
			$\tau_t$	$\phi_3$	$\tau_\mu$	$\phi_1$	$t$	$\tau$
<i>ln SAT</i>	2	32	-1,03	1,61	-1,83	2,95	-	1,45
<i>ln TT</i>	0	34	-2,79	3,91	-2,79	3,90	-	0,01
<i>ln e-IPA</i>	2	32	-0,55	4,10	-0,43	0,20	-	-0,50
<i>ln RB</i>	1	33	-0,90	1,25	-1,52	3,90	-	2,19
<i>ln RW</i>	1	33	-2,45	3,07	-1,18	2,69	-	1,94

FONTE: Dados da pesquisa.

## 6.2 - Teste de co-integração

As relações de co-integração foram estimadas pelo método proposto por Johansen. O sistema estimado envolveu cinco variáveis  $I(1)$ , tomadas em seus logaritmos — *SAT*, *e-IPA*, *TT*, *RB* e *RW* —, e uma variável binária, de intervenção operacionalizada na forma de impulso, para captar o efeito da geada de 1975 sobre os preços do café no mercado internacional nos anos de 1976 e 1977 e, conseqüentemente, sobre o saldo da balança comercial agrícola total.

O critério de Schwarz mostrou que deve ser estimado um sistema VAR de ordem um. Mas, levando-se em conta que mais uma defasagem foi necessária para tornar os resíduos não-correlacionados serialmente, optou-se por estimar um sistema VAR de ordem dois, a partir do qual se realizaram as análises de co-integração.

O critério de Pantula, para selecionar o número de relações de co-integração e o número de componentes determinísticos do modelo, indicou a presença de uma constante no espaço de co-integração e apenas uma relação estável de longo prazo (um vetor de co-integração).<sup>14</sup> Para tanto, os valores críticos das tabelas

<sup>14</sup> Na aplicação do critério de Pantula, consideraram-se como prováveis modelos um sistema VAR com um termo constante restrito ao espaço de co-integração e, alternativamente, um VAR com uma constante na parte dinâmica do modelo. A seleção dos prováveis modelos teve por base os resultados dos testes de raiz unitária, sugerindo que o processo gerador de cada série em análise não apresenta um termo de tendência temporal. Ademais, os modelos extremos — modelo sem nenhum componente determinístico e modelo contendo tendência quadrática — não foram considerados por serem, na prática, de rara ocorrência [ver Hansen e Juselius (1995, p. 5-6) e Harris (1995, p. 96)].



propostas por Osterwald-Lenum (1992) foram utilizados como indicativos<sup>15</sup> dos verdadeiros valores assintóticos das estatísticas  $\lambda_{\max}$  e  $\lambda_{\text{traço}}$ . A correção para pequenas amostras proposta por Reimers (1992) não foi considerada porque ela é arbitrária e prejudica a existência de relações de co-integração, notadamente quando a análise é conduzida a partir de amostra particularmente pequena, como a utilizada neste trabalho [ver Nielsen (1997)].<sup>16</sup>

Na Tabela 3 apresentam-se os testes para posto incompleto do modelo selecionado pelo critério de Pantula. Com base na estatística  $\lambda_{\text{traço}}$  foi possível rejeitar a hipótese nula, ao nível de 5% de significância, de que o número de relações de co-integração é igual a zero (isto é,  $r = 0$ ). Assim sendo, aceita-se a hipótese alternativa de que existe um vetor de co-integração entre as variáveis *SAT*, *e-IPA*, *TT*, *RB* e *RW*. A estatística  $\lambda_{\max}$  somente ao nível de 10% de significância rejeita a hipótese nula de que o número de relações de co-integração é igual a zero.

TABELA 3

*Testes para posto incompleto de co-integração do modelo selecionado, usando dados para o período 1961/95*

Hipótese nula testada ( $H_0: r$ )	Relações não-estacionárias ( $n - r$ )	Raízes calculadas		Estatísticas calculadas $\lambda_{\max}$
		$\lambda_i$	$\lambda_{\text{traço}}$	
0	5	0,6207	78,44*	31,99**
1	4	0,5158	46,45	23,93
2	3	0,3165	22,52	12,56
3	2	0,2123	9,96	7,88
4	1	0,0612	2,09	2,09

FONTE: Dados da pesquisa.

\* Rejeição de hipótese nula ao nível de 5%.

\*\* Rejeição de hipótese nula ao nível de 10%.

15 Os valores críticos das tabelas de Osterwald-Lenum são recomendados apenas quando as variáveis binárias são do tipo sazonais centradas, por não interferirem na distribuição assintótica das estatísticas posto [Hansen e Juselius (1995, p. 8)].

16 Informações complementares sobre a mesma questão foram fornecidas pessoalmente por Nielsen, as quais reforçam a referida citação.

No Quadro 1, apresentam-se o vetor de co-integração, normalizado para o logaritmo neperiano da variável saldo da balança comercial agrícola total —  $\ln(SAT)$ ; os coeficientes de ajustamento ( $\alpha_{it}$ ), que mostram o erro da relação de equilíbrio de longo prazo; e os respectivos testes t de Student, que indicam as prováveis variáveis exógenas em relação ao modelo de longo prazo. Os valores da estatística-t sugerem que a relação de co-integração estimada é estatisticamente significativa apenas para a equação do saldo da balança comercial agrícola total.

O coeficiente de ajustamento associado à variável saldo da balança comercial agrícola total apresentou um valor para a estatística-t igual a (-4,780), que é consideravelmente maior que aqueles calculados para as demais variáveis (ver Quadro 1). Segundo Hansen e Juselius (1995), nesse estágio o valor da estatística-t deve ser interpretado com bastante cuidado, servindo apenas como indicativo de que o vetor de co-integração estimado pode ser interpretado do ponto de vista econômico.

A possibilidade de exogeneidade fraca para o logaritmo das variáveis  $e-IPA$ ,  $TT$ ,  $BR$  e  $RW$ , verificada pelo teste t de Student, sugere que o vetor de co-integração talvez possa ser interpretado como uma equação reduzida para o saldo da balança comercial agrícola total. A estatística razão de verossimilhança (LR),

QUADRO 1

*Vetor de co-integração, coeficientes de ajustamento e estatística-t de Student*

Vetor de co-integração, normalizado para o logaritmo neperiano da variável saldo da balança comercial agrícola total ( $\ln SAT$ )					
$\ln(SAT)$	$\ln(e-IPA)$	$\ln(TT)$	$\ln(RB)$	$\ln(RW)$	Constante
1,000	-1,081	0,319	-0,469	-0,428	5,957
Vetor de ajustamento normalizado $\alpha_{it}$					
$\ln(SAT)$	$\ln(e-IPA)$	$\ln(TT)$	$\ln(RB)$	$\ln(RW)$	-
-0,758	0,221	0,068	0,073	0,047	-
Valor do teste t de Student para os coeficientes do vetor de ajustamento normalizado					
$\ln(SAT)$	$\ln(e-IPA)$	$\ln(TT)$	$\ln(RB)$	$\ln(RW)$	-
-4,780	1,812	0,275	1,423	0,596	-

FONTE: Dados da pesquisa.

apresentada no Quadro 2, permite que se chegue à mesma constatação — a de que não se pode rejeitar a hipótese nula de que as referidas variáveis possam ser consideradas exógenas fracas em relação aos parâmetros de longo prazo do modelo estimado.<sup>17</sup>

Com o objetivo de determinar a importância das variáveis exógenas fracas no modelo de longo prazo (espaço de co-integração), apresentam-se, no Quadro 3, testes de restrições zero sobre os parâmetros estimados  $\beta_i$ , condicionados às restrições zero já impostas aos coeficientes de ajustamento (ver Quadro 2). Os testes mostrados sugerem que apenas a variável *e-IPA* teve efeito significativo sobre o saldo da balança comercial agrícola total no longo prazo. Ao nível de 5%, os valores dos testes LR para restrições zero aos coeficientes associados às demais variáveis e o termo constante não são estatisticamente significativos (ver valores-p no Quadro 3).

#### QUADRO 2

*Teste de exogeneidade fraca para o logaritmo das variáveis e-IPA, TT, RB e RW em relação aos parâmetros de longo prazo*

Vetor de co-integração, normalizado para o logaritmo neperiano da variável saldo da balança comercial agrícola total (ln SAT) — sujeito à restrição linear sobre os parâmetros de ajustamento					
ln (SAT)	ln (e-IPA)	ln (TT)	ln (RB)	ln (RW)	Constante
1,000	-0,991	0,296	-0,498	-0,339	4,889
Vetor de ajustamento normalizado — sujeito a restrições zero sobre $\alpha_i$ , com $i = 2, 3, 4$ e $5$					
ln (SAT)	ln (e-IPA)	ln (TT)	ln (RB)	ln (RW)	-
-0,914	0,000	0,000	0,000	0,000	-
Teste LR: $\chi^2(4) = 4,74$		valor-p = 0,32			

FONTE: Dados da pesquisa.

<sup>17</sup> Testes de razão de verossimilhança (aqui não reportados) aplicados individualmente para cada parâmetro de ajustamento também não rejeitam a hipótese nula de exogeneidade fraca para as variáveis *e-IPA*, *TT*, *RB* e *RW*.

QUADRO 3

*Teste de significância para as variáveis incluídas no espaço de co-integração*

Vetor de co-integração, normalizado para o logaritmo neperiano da variável saldo da balança comercial agrícola total (ln SAT) — sujeito a restrições zero sobre os parâmetros estimados  $\alpha_{i1}$  e  $\beta^1$  com  $i \neq 1$

ln (SAT)	ln (e-IPA)	ln (TT)	ln (RB)	ln (RW)	Constante
1,000	0,000	0,115	-0,888	0,296	-1,820
Teste LR: $\chi^2$ (5) = 12,08		valor-p = 0,03			
ln (SAT)	ln (e-IPA)	ln (TT)	ln (RB)	ln (RW)	Constante
1,000	-0,588	0,000	-0,508	-0,240	3,346
Teste LR: $\chi^2$ (5) = 8,86		valor-p = 0,11			
ln (SAT)	ln (e-IPA)	ln (TT)	ln (RB)	ln (RW)	Constante
1,000	-1,386	0,366	0,000	-1,095	9,576
Teste LR: $\chi^2$ (5) = 9,60		valor-p = 0,09			
ln (SAT)	ln (e-IPA)	ln (TT)	ln (RB)	ln (RW)	Constante
1,000	-0,828	0,294	-0,715	0,000	2,620
Teste LR: $\chi^2$ (5) = 5,75		valor-p = 0,33			
ln (SAT)	ln (e-IPA)	ln (TT)	ln (RB)	ln (RW)	Constante
1,000	-0,536	0,271	-0,864	0,260	0,000
Teste LR: $\chi^2$ (5) = 8,02		valor-p = 0,16			

FONTE: Dados da pesquisa.

### 6.3 - Modelo de correção de erros

A dinâmica de curto prazo do saldo da balança comercial agrícola total é apresentada na Tabela 4. A equação estimada inclui como variáveis explicativas, além da variável endógena em diferença defasada, o termo de correção de erros defasado de um período (correspondente ao vetor de co-integração do Quadro 2) e as diferenças (correntes e defasadas) das variáveis: taxa de câmbio efetiva real (ln e-IPA), termos de troca (ln TT), renda interna (ln RB) e externa (ln RW).<sup>18</sup>

<sup>18</sup> A única variável corrente significativa no modelo de correção de erros foi a primeira diferença da renda do resto do mundo. Levando-se em conta que o Brasil tem participação marginal no valor das importações mundiais, decidiu-se pressupor que tal variável seja também exógena em relação ao modelo de curto prazo.

TABELA 4

Estimativa da equação de correção de erros para o saldo da balança comercial agrícola total do Brasil [variável dependente:  $\Delta(\ln SAT)$ ] — 1963/95

Variável	Coefficiente estimado	Teste t ( $t_c$ )	Probabilidade de $ t  >  t_c $	Testes de diagnóstico
$\Delta(\ln SAT_{t-1})$	0,287	1,900 <sup>n.s.</sup>	7	Observações (n) . . . . . 33
$\Delta(\ln e-IPA_t)$	0,400	1,640 <sup>n.s.</sup>	12	Grau de liberdade . . . . . 22
$\Delta(\ln e-IPA_{t-1})$	-0,013	-0,050 <sup>n.s.</sup>	96	R ajustado . . . . . 0,74
$\Delta(\ln TT_t)$	-0,149	-1,114 <sup>n.s.</sup>	28	DW . . . . . 2,04
$\Delta(\ln TT_{t-1})$	0,176	1,727 <sup>n.s.</sup>	10	Q(8-0) . . . . . 11,23 <sup>n.s.</sup>
$\Delta(\ln RB_t)$	0,268	0,465 <sup>n.s.</sup>	65	
$\Delta(\ln RB_{t-1})$	1,289	2,093	5	
$\Delta(\ln RW_t)$	0,953	2,416	3	
$\Delta(\ln RW_{t-1})$	-0,565	-1,194 <sup>n.s.</sup>	25	
$D_t$	0,226	1,951 <sup>n.s.</sup>	7	
$u_{t-1}$	-0,914	-5,311	1	

Hipóteses nulas testadas — os coeficientes associados às seguintes variáveis são zero:

a)  $\Delta(\ln e-IPA_t)$ ,  $\Delta(\ln e-IPA_{t-1})$ ,  $\Delta(\ln TT_t)$ ,  $\Delta(\ln RB_t)$  e  $\Delta(\ln RW_{t-1}) \Rightarrow F(5, 22) = 0,73^{n.s.}$  valor-p = 0,60

b)  $\Delta(\ln e-IPA_t)$ ,  $\Delta(\ln TT_{t-1})$  e  $D_t \Rightarrow F(3, 22) = 3,742$  valor-p = 0,03

c)  $\Delta(\ln e-IPA_t)$  e  $\Delta(\ln TT_{t-1}) \Rightarrow F(2, 22) = 3,184$  valor-p = 0,07

FONTE: Dados da pesquisa.

n.s. = não-significativo.

Uma variável binária ( $D$ ) de intervenção para os anos de 1976 e 1977 também foi incluída para captar o efeito da geada de 1975 sobre os preços internacionais de café e, conseqüentemente, sobre o saldo da balança comercial agrícola total.

Observa-se na Tabela 4 que apenas três variáveis apresentaram efeitos estatisticamente significativos ao nível de 5%: a primeira diferença corrente da renda do resto do mundo; a primeira diferença defasada (de um período) da renda interna; e o termo de correção de erros correspondente ao vetor de co-integração do Quadro 2. Os efeitos da variável binária e da variável endógena defasada foram significativos apenas ao nível de 7%, enquanto a primeira diferença defasada (de um período) dos termos de troca somente acusa efeito sobre o saldo da balança comercial agrícola total se o nível de significância adotado for 10%.

O teste F rejeita a hipótese nula de que os efeitos das variáveis taxa de câmbio (em sua primeira diferença corrente), termos de troca (considerados em sua primeira diferença defasada) e binária possam ser considerados nulos no modelo de curto prazo, de modo que se decidiu mantê-las na equação (ver Tabela 4). As demais variáveis tiveram efeitos nulos, conforme pode ser constatado pelo teste F, destacando-se, entre elas, a taxa de câmbio efetiva real (tomada em sua primeira diferença defasada).

As baixas elasticidades-preço da oferta dos principais produtos da pauta de exportações e da demanda de importações agrícolas do país é uma explicação para o efeito pouco significativo, estatisticamente, da variável taxa de câmbio efetiva real sobre o saldo da balança comercial agrícola total no curto prazo.

Do lado das exportações, tem-se que a produção agrícola (insumo para os produtos agroindustriais) responde com uma certa defasagem a estímulos de preço. Portanto, mesmo considerando que ocorra um incremento residual das exportações oriundas de escoamento de estoques, notadamente por parte dos produtos agrícolas processados, é provável que ele não seja significativo no curto prazo.

Sabe-se que a demanda por importações brasileiras de produtos da agricultura é de baixa elasticidade-preço. Por exemplo, pode-se citar os casos de trigo e malte (produtos de grande peso em nossa pauta de importações), em que as variações de preços em moeda local têm pouco efeito, pelo menos a curto prazo, sobre as quantidades importadas, uma vez que a oferta interna não satisfaz à demanda doméstica pelos referidos produtos.

Por essa razão, o maior efeito a curto prazo de uma desvalorização real do câmbio sobre o setor agrícola exportador é elevar o valor unitário, em moeda doméstica, das exportações, com pouco efeito sobre o volume exportado e, conseqüentemente, sobre a competitividade externa do setor (aqui entendida como a capacidade do setor em aumentar seu saldo de comércio). Não obstante, a perda cumulativa de receita de exportação, em moeda doméstica, decorrente da valorização real do câmbio, fatalmente terá um efeito negativo e significativo no longo prazo sobre o volume exportado e, conseqüentemente, sobre o saldo da balança comercial (conforme constatado neste trabalho).

Apresentamos na Tabela 5 uma versão parcimoniosa da equação de curto prazo para o saldo da balança comercial agrícola total, na qual as variáveis não-significativas estatisticamente (identificadas pela estatística F) são excluídas. Tais variáveis são  $\Delta(\ln e-IPA_{t-1})$ ,  $\Delta(\ln TT_t)$ ,  $\Delta(\ln RB_t)$  e  $\Delta(\ln RW_{t-1})$ .

O coeficiente estimado para a variável  $\Delta(\ln e-IPA_t)$  teve o sinal positivo (coerente com o encontrado no longo prazo), mas não foi estatisticamente significativo (Tabela 5). Como enfatizado anteriormente, a oferta de produtos agrícolas (insumos para os produtos agroindustriais) responde com uma certa

TABELA 5

*Estimativa da equação de correção de erros para o saldo da balança comercial agrícola total do Brasil [variável dependente:  $\Delta(\ln SAT)$ ] — 1963/95*

Variável	Coefficiente estimado	Teste t ( $t_c$ )	Probabilidade de $ t  >  t_{cl} $	Testes de diagnóstico
$\Delta(\ln SAT_{t-1})$	0,236	1,827 <sup>n.s.</sup>	8	Observações (n) . . . . . 33
$\Delta(\ln e-IPA_t)$	0,295	1,411 <sup>n.s.</sup>	17	Grau de liberdade . . . . . 26
$\Delta(\ln TT_{t-1})$	0,200	2,191	4	$R^2$ ajustado . . . . . 0,72
$\Delta(\ln RB_{t-1})$	1,253	2,940	1	DW . . . . . 1,90
$\Delta(\ln RW_t)$	0,785	2,350	3	Q(8-0) . . . . . 8,46 <sup>n.s.</sup>
$D_t$	0,179	2,041	6	
$u_{t-1}$	-0,908	-6,897	1	

FONTE: Dados da pesquisa.  
n.s. = não-significativo.

defasagem a estímulos de preços, mas o faz de forma cumulativa. Essa defasagem decorre do lapso de tempo entre variações nos preços e alteração na produção, que é necessário para que o volume exportado aumente ou diminua e, assim, afete o saldo comercial. Provavelmente, o número de defasagem utilizado para a variável taxa de câmbio efetiva real na estimação do modelo de correção de erros (um na primeira estimativa, ver Tabela 4, e zero na segunda, ver Tabela 5) não tenha sido suficiente para que o volume exportado respondesse às desvalorizações reais do câmbio. Essa é uma explicação para o efeito (direto) estatisticamente pouco significativo, a curto prazo, das variações na taxa de câmbio efetiva real sobre o saldo da balança comercial agrícola total a curto prazo.

De fato, o efeito estatisticamente significativo, a longo prazo, da variável taxa de câmbio real sobre o saldo da balança comercial agrícola total revela que as variações reais do câmbio têm efeito cumulativo sobre esse saldo.

Os coeficientes estimados (ver Tabela 5) sugerem que um aumento de 10% nas variações dos termos de troca [ $\Delta(\ln TT_{t-1})$ ] e nas variações da renda interna [ $\Delta(\ln RB_{t-1})$ ] produz, no período seguinte, uma variação (no mesmo sentido) no saldo da balança comercial agrícola total de aproximadamente 2% e 12,53%, respectivamente.

A relação positiva encontrada entre o nível de renda doméstica e o saldo da balança comercial agrícola total não é a que se esperaria em modelos keynesianos, como o apresentado na Seção 4.

Observa-se também na Tabela 5 que um aumento de 10% nas variações da renda do resto do mundo [ $\Delta(\ln RW_t)$ ] produz, no mesmo período, uma variação de 7,85% sobre o saldo da balança comercial agrícola total.

O termo de correção de erros ( $u_{t-1}$ ) é estatisticamente significativo ao nível de 1% de significância e apresenta sinal negativo nas duas equações (ver Tabelas 4 e 5). O sinal negativo associado ao termo de correção de erros sugere que, se o valor do saldo da balança comercial agrícola total ultrapassou seu nível de equilíbrio de longo prazo (no período anterior), ele deverá cair em direção a esse nível de equilíbrio no período corrente. Isso quer dizer que o saldo da balança comercial agrícola total *converge* para o equilíbrio de longo prazo após a ocorrência de um choque, a uma velocidade média de 0,908 por ano, ou seja, a correção anual causada no saldo da balança comercial agrícola total em direção ao equilíbrio de longo prazo é de aproximadamente 91% (ver Tabela 5).

Ademais, com base em Castro e Cavalcante (1997, p. 18), pode-se ainda ter a seguinte interpretação para o coeficiente associado ao termo de correção de erros (defasado de um período): ele mostra que um desvio de 10%, em determinado período, em relação aos valores de equilíbrio de longo prazo das variáveis saldo da balança comercial agrícola total, taxa de câmbio efetiva real, termos de troca, renda interna e renda externa produz (no período seguinte) uma variação compensatória na taxa de crescimento do saldo da balança comercial agrícola total de aproximadamente 9,1%. Portanto, percebe-se que a taxa de câmbio efetiva real pode produzir efeito sobre o saldo da balança comercial agrícola total a curto prazo, embora o faça de forma *indireta* através do termo de correção de erros.

Por fim, verifica-se também que o choque resultante da geadada de 1975 sobre os cafezais do Brasil teve um efeito positivo e estatisticamente significativo (ao nível de 6%) sobre o saldo da balança comercial agrícola total.

## 7 - Considerações finais

O objetivo geral desta pesquisa foi determinar os efeitos de curto e longo prazos das variações na taxa de câmbio efetiva real e em outras variáveis macroeconômicas sobre o saldo da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil, considerando o período 1961/95.

A *curto prazo*, as variáveis mais relevantes para “explicar” as variações *diretas* observadas no saldo da balança comercial agrícola total são (do ponto de vista estatístico): renda interna, defasada de um período; renda externa, no



período corrente; termos de troca, com uma defasagem; e termo de correção de erros (os desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo). A variável taxa de câmbio efetiva real, no período corrente, também apresenta efeito positivo sobre o saldo da balança agrícola total (coerente com o esperado), mas tal efeito não teve bom nível de significância estatística. O maior efeito, a curto prazo, da taxa de câmbio efetiva real sobre o saldo da balança comercial agrícola total ocorre de forma *indireta* através do seu impacto sobre o termo de correção de erros.

É importante atentar para a seguinte questão: o fato de as variações na taxa de câmbio efetiva real não apresentarem bom nível de significância estatística na equação de curto prazo não significa que as mesmas não afetem *diretamente* o saldo da balança comercial agrícola total a curto prazo. A oferta de produtos agrícolas (insumos para os produtos agroindustriais) responde com uma certa defasagem a estímulos de preços, mas o faz de forma cumulativa. Essa defasagem decorre do lapso de tempo entre variações nos preços e alteração na produção, que é necessário para que o volume exportado aumente ou diminua e, assim, afete o saldo comercial. Um ano de defasagem para a variável taxa de câmbio efetiva real, provavelmente, não foi suficiente para que o volume exportado respondesse às desvalorizações reais do câmbio. Essa é uma explicação para o efeito estatisticamente pouco significativo, a curto prazo, das variações na taxa de câmbio efetiva real sobre o saldo da balança comercial agrícola total.

O efeito positivo da variável renda interna sobre o saldo da balança comercial agrícola total sugere que, se dependesse apenas da agricultura e da agroindústria, o governo não necessitaria implementar políticas recessivas com o objetivo de melhorar esse saldo a curto prazo.

Quanto aos efeitos da variável renda externa (nesta pesquisa representada pelo valor das importações do resto do mundo de produtos agrícolas e agroindustriais), são relevantes as considerações, a seguir sintetizadas. Somente a curto prazo se verificou efeito estatisticamente significativo das variações no valor das importações do resto do mundo sobre o saldo da balança comercial agrícola total. A ausência desse efeito, a longo prazo, chama a atenção para a passividade de nossa política de comércio exterior.

Nesse sentido, o Brasil deve pôr em prática uma política comercial mais agressiva, na tentativa de acompanhar a tendência de crescimento, a longo prazo, observada no valor das importações de produtos agrícolas e agroindustriais do resto do mundo.

No que concerne à variável termos de troca, deve-se atentar para duas questões essenciais. Sendo exógenos os preços externos dos bens que o Brasil exporta e importa, o saldo da balança agrícola total passa a ser dependente da trajetória de curto e longo prazos dos referidos preços, não podendo, portanto, os formuladores de políticas agrícolas e macroeconômicas do país interferirem no processo.

Por outro lado, como grande parte dos produtos agrícolas não-processados que compõem a pauta de exportação e importação do país é reconhecidamente de baixa elasticidade-preço da demanda, os termos de troca podem variar muito com as quantidades transacionadas no mercado. Em outras palavras, num horizonte temporal mais longo não há como prever com segurança o comportamento dessa importante relação.

Esta pesquisa também evidencia que, dada a importância do complexo agroindustrial brasileiro como exportador líquido, não se pode desconsiderar sua contribuição para equilibrar a balança comercial total, ainda mais quando se tem conhecimento de que os maiores déficits no balanço de pagamentos ocorreram em épocas de déficits comerciais.<sup>19</sup>

Dados divulgados pela *Gazeta Mercantil* revelam que os saldos da balança comercial agrícola total em 1996 e em 1997 foram, respectivamente, de US\$ 10,44 bilhões e US\$ 11 bilhões contra um déficit na balança comercial total de US\$ 5,53 bilhões e US\$ 8,5 bilhões, respectivamente. Portanto, o que se vem observando é a manutenção da tendência típica do período 1961/95 (ver gráfico anterior), com a agricultura e a agroindústria gerando superávits em sua balança comercial e os demais setores da economia contribuindo para a elevação do déficit em transações comerciais com o exterior.

Como eventual limite aos resultados econométricos da pesquisa, deve-se atentar para o fato de que o tamanho da amostra utilizada não é grande. Isso significa que a distribuição assintótica das estatísticas posto e os testes de raiz unitária podem não ser muito precisos.

Se esse for o caso, as considerações feitas sobre as implicações econômicas, notadamente as de longo prazo, devem ser interpretadas com alguma cautela. Por outro lado, as variáveis taxa de câmbio e renda doméstica exerceram influência apreciável sobre o saldo da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais e, ao que tudo indica, as relações econômicas propostas pela teoria (ao menos no que concerne à variável taxa de câmbio) foram devidamente captadas pelas estimativas. Ademais, o período 1961/95 registrou profundas transformações na economia brasileira e, em especial, em seu comércio exterior, compatíveis com situações de longo prazo.

---

<sup>19</sup> Esta observação já havia sido feita por Melo e Zockun (1977) e por Veiga (1977), e ainda hoje continua válida.

## Apêndice A

*Saldo comercial agrícola total (SAT), taxa de câmbio efetiva real (e-IPA), termos de troca (TT), renda doméstica (RB), renda externa (RW) e variável binária (D) — 1961/95*

Anos	SAT <sup>a</sup>	e-IPA <sup>b</sup>	TT	RB <sup>c</sup>	RW <sup>d</sup>	D
1961	3865,23	76,74	100	127807,20	163448,71	0
1962	3071,86	86,41	93,24	136191,97	169376,97	0
1963	3771,82	75,00	92,10	137007,45	185111,23	0
1964	3598,64	91,29	104,63	141693,00	203415,51	0
1965	4165,35	105,23	106,26	145093,98	205846,49	0
1966	4382,08	89,37	98,93	154836,33	212113,00	0
1967	3698,34	80,92	93,24	161301,13	210313,86	0
1968	4281,34	83,89	98,30	177106,00	211567,87	0
1969	5284,29	87,72	106,65	193963,10	221002,48	0
1970	5756,06	87,11	127,12	214128,64	238796,88	0
1971	5369,17	88,41	105,01	238919,69	246856,94	0
1972	7475,63	91,20	118,62	267239,71	276446,79	0
1973	9627,91	95,91	108,27	304500,53	349764,25	0
1974	8416,13	94,77	93,34	329744,01	373939,65	0
1975	8516,00	99,22	98,11	346435,73	353494,03	0
1976	10053,77	95,73	157,67	382043,71	365261,95	1
1977	12740,94	95,12	287,03	400618,75	394727,06	1
1978	9229,65	100,44	196,35	420559,34	411554,18	0
1979	7990,96	111,24	181,32	449047,00	440190,24	0
1980	10301,82	117,77	142,82	490813,40	438381,06	0
1981	10294,85	100,00	97,39	469761,29	393166,15	0
1982	8265,68	93,29	101,44	473464,02	359156,61	0
1983	10076,14	110,63	126,55	459738,69	346856,70	0
1984	11748,92	101,83	147,57	484640,63	357625,59	0
1985	10516,39	100,00	138,43	522413,69	348949,10	0
1986	7331,90	101,66	232,75	561476,70	392224,33	0

(continua)

(continuação)

Anos	SAT <sup>a</sup>	e-IPA <sup>b</sup>	TT	RB <sup>c</sup>	RW <sup>a</sup>	D
1987	9632,77	103,48	157,16	581181,36	436374,14	0
1988	11975,66	92,16	138,31	580628,88	475474,91	0
1989	9463,82	72,65	95,62	599264,37	479458,40	0
1990	8272,53	68,21	89,93	574584,47	496394,16	0
1991	6969,99	80,84	107,77	576037,43	491185,93	0
1992	8740,54	83,19	83,03	571275,45	521788,48	0
1993	8482,05	75,78	90,01	595514,87	477481,66	0
1994	10570,67	63,41	153,64	631062,77	535867,68	0
1995	9657,25	54,70	128,20	658100,00	591072,87	0

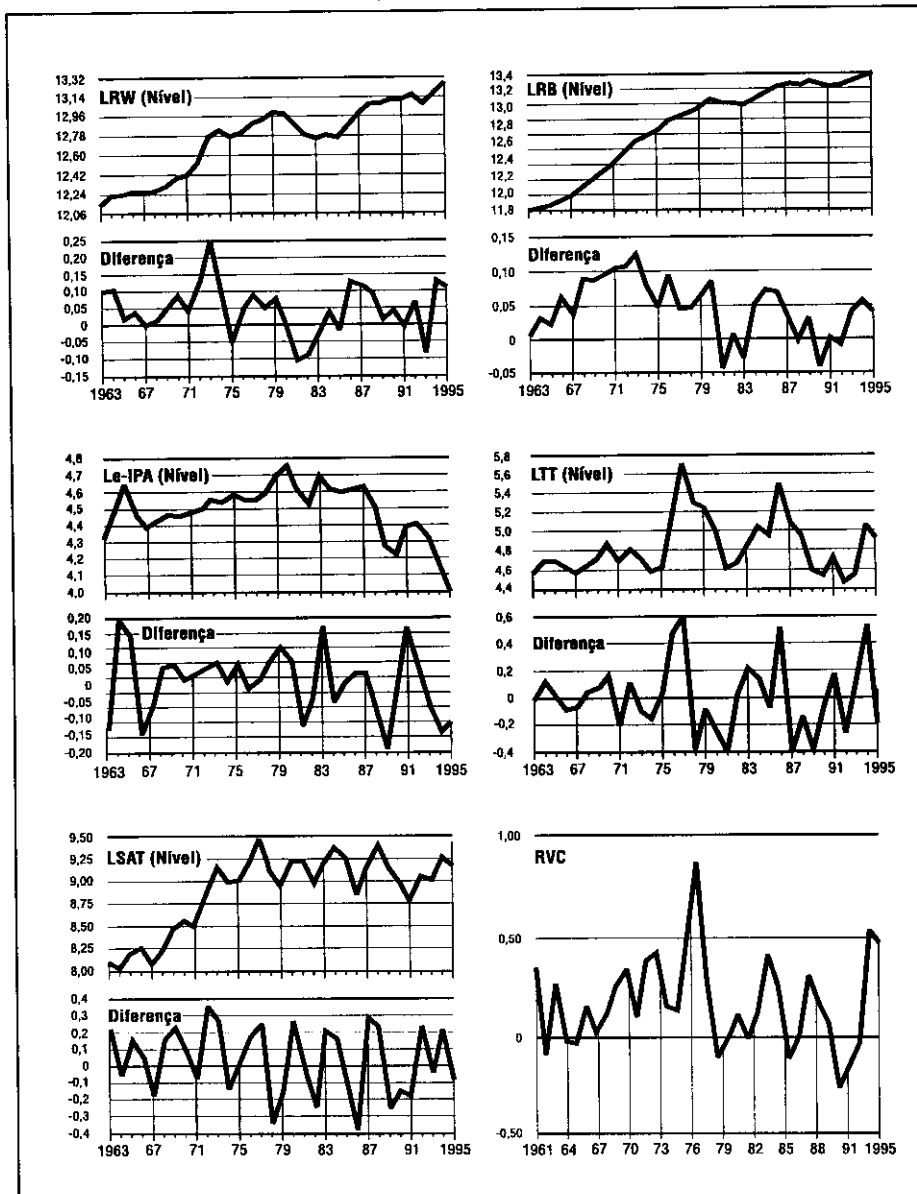
<sup>a</sup> Valores expressos em US\$ milhões de 1995, tendo como fonte dos dados básicos a FAO — Home page: [www.apps.fao.org](http://www.apps.fao.org).

<sup>b</sup> Dados fornecidos pessoalmente por Antônio Álvaro Zini Júnior.

<sup>c</sup> Valores expressos em R\$ milhões de 1995, tendo como fonte dos dados básicos a FGV — *Conjuntura Econômica*, v. 51, n. 4, abril de 1997.

## Apêndice B

A seguir, conjunto de gráficos das variáveis (em nível e em primeira diferença) e do resíduo do vetor de co-integração (RVC).



## Abstract

*This paper analyses short and long term effects on the trade balance of agricultural and agro-industrial products in Brazil caused by exchange rate, terms of trade, domestic income and foreign income. Using co-integration analysis and the mechanism of error-correction was found that domestic income, foreign income, terms of trade and exchange rate affected, in this order of importance, the trade balance of agricultural and agro-industrial products in short term. But in long term the exchange rate was the main variable that determinate this trade balance in Brazil.*

## Bibliografia

- ALMEIDA, C. O. *Política cambial e receita de exportação de café do Brasil — 1970 a 1989*. Fortaleza: Universidade Federal do Ceará, 1993, 66 p. (Dissertação de Mestrado).
- BACHA, E. L. Sobre a taxa de câmbio: um adendo ao artigo de Pastore-Barros-Kadota. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 7, n.1, p. 237-244, abr. 1977.
- BOUCHER, J. The U.S. current account: a long and short run empirical perspective. *Souther Economic Journal*, v. 58, n.1, p. 93-111, July 1991.
- BRAGA, H., ROSSI, J. A dinâmica da balança comercial no Brasil, 1970/1984. Encontro Brasileiro de Econometria, 8, Brasília, 1986. *Anais*, v. 2, p. 145-160. Rio de Janeiro: SBE, 1986.
- BRAGA, H. C., MARKWALD, R. A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 13, n. 3, p. 707-744, dez. 1983.
- BRANSON, W. H., LITVACK, J. M. *Macroeconomia*. São Paulo: Harbra, 1978, 432p.
- CARDOSO, E. A. Taxas cambiais fixas e flexíveis e a oferta de alimentos: um comentário. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, p. 885-894, dez. 1979.
- . Implicações de uma desvalorização cambial no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 11, n. 2, p.143-154, abr./jun. 1981.
- CASTRO, A. S. de, CAVALCANTI, M. A. F. H. *Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil — 1955/95*. Rio de Janeiro: IPEA, mar. 1997 (Texto para Discussão, 469).
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p.1.057-1.072, Jul. 1981.
- DORNBUSCH, R. *Open economy macroeconomics*. New York: BasicBook, 1980, 293p.

- DORNBUSCH, R., FISCHER, S. *Macroeconomia*. São Paulo: Makron, 1991, 930p.
- FERREIRA, A. H. B. Teste de co-integração e um modelo de correção de erros para a balança comercial brasileira. *Estudos Econômicos*, v. 23, n. 1, p. 35-65, jan./abr. 1993.
- FGV. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, v. 51, n. 4, p. 18, abr. 1997.
- FULLER, W. A. *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley & Sons, 1976.
- GAZETA MERCANTIL. *A alavancagem da agricultura*, editorial, 13 de jan. 1997.
- GONZALO, J. Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, n. 60, p. 203-233. 1994.
- HANSEN, H., JUSELIUS, K. Cats in rats — cointegration analysis of time series. *Estima*, Evanston, Illinois, 1995.
- HARRIS, R. I. D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, 1995.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, June/Sep. 1988.
- . Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1.551-1.580, Nov. 1991.
- . Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 54, p. 383-97, 1992a.
- . Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometric*, v. 52, p. 389-402, 1992b.
- LIU, D. J., CHUNG, P. J., MEYERS, W. H. The impact of domestic and foreign macroeconomic variables on U.S. meat exports. *Agricultural and Resource Economics Review*, v. 22, n. 2, p. 210-221, 1993.
- LOCATELLI, R. L., SILVA, J. A. B. Câmbio real e competitividade das exportações brasileiras. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 45, n. 4, p. 543-564, out./dez. 1991.
- MARTNER, R. Efeitos macroeconômicos de uma desvalorização cambial: análise de simulação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 22, n. 1, p. 35-72, abr. 1992.
- MELO, F. B. H. de, ZOCKUN, M. H. Exportações agrícolas, balanço de pagamentos e abastecimento do mercado interno. *Estudos Econômicos*, v. 7, n. 2, p. 9-50, 1977.

- MENDONÇA DE BARROS, J. R. *et alii*. Sistemas fiscais e incentivos às exportações. *Revista Brasileira de Economia*, v. 29, n. 4, p. 3-24, out./dez. 1975.
- NIELSEN, B. *On the distribution of tests for cointegration rank*. Nuffield College Oxford, May 1997 (Discussion Paper, 133).
- NUNES, J. M. M. Balança comercial e taxa de câmbio real: uma análise de co-integração. *Revista de Economia Política*, v. 14, n. 1, p. 53-62, jan./mar. 1994.
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, n. 3, p. 461-472, 1992.
- PASTORE, A. C. *et alii*. A teoria da paridade do poder de compra, minidesvalorizações e o equilíbrio da balança comercial brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 6, n. 2, p. 287-312, ago. 1976.
- . Sobre a taxa de câmbio: resultados adicionais e uma réplica à análise de Bacha. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 2, p. 457-474, ago. 1978.
- PINHEIRO, A. C. *et alii*. Composição setorial dos incentivos às exportações brasileiras. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 47, n. 4, p. 473-501, out./dez. 1993.
- REIMERS, H. E. Comparisons of tests for multivariate cointegration. *Statistical Papers*, n. 33, p. 335-359, 1992.
- RIVERA-BATIZ, F. L., RIVERA-BATIZ, L. A. *International financial and open economy macroeconomics*. New York: Macmillan, 2<sup>a</sup> ed., 1994, 676 p.
- ROSE, A. The role of exchange rates in a popular model of international trade — Does the “Marshall-Lerner” condition hold? *Journal of International Economics*, v. 30, p. 301-316, 1991.
- SCHUH, G. E. A política cambial e o desenvolvimento da agricultura no Brasil. Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Economia Rural, 14, Vitória, 1976. *Anais*, T. 3, p. 3-24. Viçosa: Sober, 1977.
- . Taxa de câmbio e agricultura dos Estados Unidos. In: ARAUJO, P. F. C., SCHUH, G. E. *Desenvolvimento da agricultura — Estudos de casos*. São Paulo: Pioneira, p. 89-109, 1983.
- SILVA, J. A. B., LOCATELLI, R. L. Câmbio e custo das exportações no Brasil. Encontro Nacional de Economia, 15, Salvador, 1987. *Anais*, v. 1, p. 369-388. Salvador: Anpec, 1987.
- SUPLICY, E. M. *Os efeitos das minidesvalorizações na economia brasileira*. Rio de Janeiro: FGV, 1976.



VEIGA, A. A agricultura e o balanço de pagamentos, 1946-75. Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Economia Rural, 14, Vitória, 1976. *Anais*, T. 3, p. 57-70. Viçosa: Sober, 1977.

ZINI JR., A. A. A política cambial em discussão. *Revista de Economia Política*, v. 9, n. 1, p. 47-61, jan.1989.

———. *A taxa de câmbio e política cambial no Brasil*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo (Edusp), 1993.

*(Originais recebidos em janeiro de 1998. Revisos em junho de 1998.)*

