

A BALANÇA COMERCIAL BILATERAL BRASIL – ESTADOS UNIDOS (1983-2002): UMA ABORDAGEM ECONÔMETRICA

Maurício Jorge Pinto de Souza¹
Roberta Dalla Porta Gründling²
Ricardo Rondinel³

RESUMO

O objetivo da pesquisa é verificar a relação entre a balança comercial bilateral e a taxa de câmbio real, a renda interna e a renda externa. Para tanto, realiza-se a estimação econométrica da relação entre as variáveis citadas anteriormente utilizando o modelo de Zini Jr (1995). De acordo com os resultados encontrados, a taxa de câmbio real e a renda interna foram significativas para explicar as oscilações do SBC. A renda externa e a constante não apresentaram significância estatística, porém no conjunto a estimação é significativa para explicar a relação.

Palavras-chave: Balança comercial, câmbio real, renda interna, renda externa.

ABSTRACT

The objective of the research is to identify the relationship among to bilateral trade balance and the rate of real exchange, the internal income and the external income. For that, it is necessary to estimate the relationship among the variables mentioned previously, using Zini Jr's model (1995). The rate of real exchange and the internal income were significant to explain the oscillations of long period in SBC. The external income and the constant did not present statistical meaning, however in the group the estimate is significant to explain the relationship.

Key words: Trade balance, real exchange, income inward, income-outward.

1. INTRODUÇÃO

O combate à inflação e a busca pela estabilidade da economia foram metas de diferentes governos brasileiros nas últimas décadas. Nos anos 80 a crise no balanço de pagamentos foi enfrentada com política cambial ativa de desvalorização da moeda e uma política comercial de represamento das importações. Na década de 90, merece destaque a abertura comercial brasileira que reduziu as tarifas e provocou aumento significativo das importações.

¹ Acadêmico do Curso de Ciências Econômicas da UFSM.

² Acadêmica do Curso de Ciências Econômicas da UFSM.

³ Professor do departamento de Ciências Econômicas.

Ao longo dos últimos 20 anos, a valorização cambial foi utilizada como instrumento para atingir o objetivo da estabilidade no nível dos preços, como por exemplo, no caso do plano Real, em 1994, em que a política cambial foi uma das bases do plano.

Em 1999 houve no Brasil uma mudança no regime cambial de fixo para flutuante, na ocasião foi abandonado o regime de bandas cambiais e o câmbio passou a ser determinado pelo mercado. Isto acarretou uma reversão na balança comercial brasileira, passando esta a ser superavitária a partir do ano 2000.

Os Estados Unidos (EUA) são um importante parceiro comercial para o Brasil. De acordo com a Secretária de Comércio Exterior (SECEX; 2004), enquanto em 1983 o comércio bilateral atingia cerca de US\$ 7,4 bilhões, esse mais que triplicou, atingindo aproximadamente US\$ 27,1 bilhões em 2001. Os EUA representam o principal mercado, por países, para exportações brasileiras e constituem o segundo principal mercado se forem considerados os blocos econômicos, onde a União Européia ocupa o primeiro lugar em mercado para as exportações brasileiras.

Ainda, de acordo com os dados da SECEX para 2002, observa-se que os EUA representavam 20% do mercado das exportações brasileiras.

No que diz respeito à evolução da renda nas últimas duas décadas, os Estados Unidos foram uma das economias que mais cresceu no mundo, por outro lado, o Brasil teve um crescimento econômico muito baixo nas décadas de 80 e 90 e as importações brasileiras foram contidas, de certa forma, pelo fraco crescimento econômico.

O artigo mostra de que modo as variáveis taxa de câmbio real Real/US\$, renda interna (Brasil) e renda externa (EUA) influenciaram no saldo da balança comercial bilateral Brasil – Estados Unidos no período de 1983 a 2002.

O trabalho está estruturado da seguinte forma. Além desta introdução, no item 2 são levantados os fatores que influenciam na balança comercial; no item 3 apresenta-se a metodologia do estudo, com o modelo utilizado e as fontes de dados e, no item 4, faz-se uma apresentação e discussão dos resultados.

2. FATORES QUE INFLUENCIAM A BALANÇA COMERCIAL

De acordo com a teoria das vantagens comparativas, de David Ricardo, o comércio exterior será vantajoso para um país se cada país se especializar no produto que tiver vantagens comparativas. Ainda conforme a teoria de Heckscher-Ohlin a especialização e o comércio exterior dependem, das diferentes dotações de fatores de produção que existem entre os países.

Num mundo de dois países com moedas diferentes, as vantagens comparativas são influenciadas pela taxa de câmbio existente entre essas moedas. Oscilações na taxa de câmbio real, podem transformar as vantagens comparativas de um país em desvantagens comparativas.

A teoria econômica ensina também que as exportações de um país dependem da evolução da demanda externa, ou da renda externa. No caso de um país pequeno, suas exportações podem ser influenciadas pelo nível da taxa câmbio real e pela evolução da renda externa.

Em relação as importação, o nível destas depende da taxa de câmbio real e do comportamento da renda interna. Há uma relação positiva entre importações e renda interna.

As políticas comerciais também podem influenciar no saldo comercial de um país. A imposição de barreiras tarifárias diminui o fluxo de importações de um país. Além disso, barreiras não tarifárias também são instrumentos que podem influir no saldo comercial de um país.

De acordo com Zini Jr (1995), a balança comercial de um país, em termos simples, é uma função de três variáveis principais: a taxa de câmbio real, a renda interna e a renda do resto do mundo.

$$TB = f(R_e, Y, Y^*) \quad (1)$$

Onde:

TB = balança comercial em valor constante;

R_e = taxa de câmbio real (valores presentes ou defasados);

Y = renda doméstica em termos reais;

Y^* = renda do resto do mundo em termos reais.

Na equação (1), o saldo na balança comercial depende positivamente da taxa de câmbio real e da renda do resto do mundo e negativamente da renda doméstica. A variável taxa de câmbio real deve ser defasada, pois a resposta a mudanças cambiais ocorre com certa defasagem.

Outros fatores que poderiam ser incluídos na formulação agregada são os termos de troca e o índice de subsídios sobre as exportações e de tarifas sobre as importações (ZINI JR, 1995).

Segundo Zini Jr (1995, p.128), “o indicador convencional define a taxa de câmbio real como o produto da taxa de câmbio efetiva nominal vezes a razão entre os preços externos e os preços domésticos”. Esta definição é conhecida como taxa real PPP *Purchase Power of Parity*, porque considera que os preços estão sujeitos à arbitragem internacional.

A teoria da paridade do poder de compra (PPP), é importante, pois explica as oscilações na taxa de câmbio entre as moedas de dois países por mudanças nos seus níveis de preços (SALVATORE, 2000). Esta aparece na literatura em duas versões uma relativa e outra absoluta.

No tocante a teoria da paridade do poder de compra absoluta, esta evidencia que a taxa de câmbio de equilíbrio entre as moedas de duas nações é igual à relação entre os níveis de preços das nações (SALVATORE, 2000).

$$R = P/P^* \quad (2)$$

onde:

P = nível de preços geral da nação

P*= nível de preços da nação estrangeira

R = taxa de câmbio

A versão mais aperfeiçoada da teoria da PPC é a versão relativa, logo, esta postula, que a mudança relativa nos níveis de preços nas duas nações ao decorrer de um período condiciona uma proporcional mudança na taxa de câmbio:

$$R_1 = \frac{P_1 P_0}{P_1^* P_0^*} * R_0 \quad (3)$$

onde:

R_1 e R_0 correspondem às taxas do período 1 e período 0, respectivamente.

Na década de 80, autores como Dornbusch, Katseli e Harberger definiram a taxa de câmbio real como sendo o preço dos bens domésticos comerciáveis em relação aos não-comerciáveis. Tais definições baseiam-se em modelos de economia dependente. Ainda, assume-se que a arbitragem internacional iguale os preços, embora isto seja válido para os bens comerciáveis. Essa taxa de câmbio real é chamada TNT, sendo Tradeables/Non-Tradeables. Esse indicador pode ser assim expresso:

$$eTNT = (e p^*T)/pNT \quad (4)$$

onde:

p^*T = Índice de preços dos bens comerciáveis em divisa estrangeira;

pNT = Índice de preços dos bens não comercializáveis na moeda doméstica.

De acordo com a teoria apresentada, descreve-se, na próxima seção, o procedimento metodológico aplicado para estimar a relação entre as variáveis consideradas.

3. METODOLOGIA

A estimação da relação entre a balança comercial, a taxa de câmbio real, a renda interna e a renda externa, para o período 1983-2002, foi realizada com base no modelo de Zini Jr (1995)⁴.

Em se tratando de dados de série temporal, faz-se necessário verificar a estacionariedade de cada série. O primeiro procedimento realizado é a análise gráfica, que permite, de modo preliminar, verificar a estacionariedade das séries temporais consideradas. Estima-se, na seqüência, a regressão a fim de conhecer o comportamento da relação entre as variáveis. Esta estimativa é feita pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários⁵ utilizando o software Microfit 4.0, de acordo com a equação que segue:

$$SBC = CONST + \beta_1 TCRC - \beta_2 RI + \beta_3 RE + \varepsilon \quad (5)$$

Onde:

SBC = saldo da balança comercial bilateral

CONST = constante

β_i = estimadores; i= 1,2,3

TCRC = taxa de câmbio real, Real/US\$

RI = renda interna (Brasil)

RE = renda externa (Estados Unidos)

ε = termo de erro

⁴ Utilizou-se na elaboração desta metodologia os trabalhos de Salles(1997), Silva(2000), Miranda(2001).

⁵ O princípio ou método dos mínimos quadrados determina os estimadores de tal forma que os resíduos sejam o menor possível (GUJARATI, 2000).

Para verificar se a variável possui tendência temporal estima-se a relação desta com a variável tempo (TIME) de acordo com a equação:

$$Y_i = CONST + \beta_i TIME \quad (6)$$

Onde:

Y_i representam as séries SBC, TCR, RI e RE.

A fim de verificar a estacionariedade da série temporal, utiliza-se o correlograma amostral e a função de autocorrelação (FAC). A FAC amostral na defasagem k é definida como:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} \quad (7)$$

A representação gráfica de $\hat{\rho}_k$ contra k é conhecida como correlograma amostral. Se $\rho_k = 0$, a série é estacionária porém se $\rho_k \neq 0$ a série não é estacionária. Para testar a hipótese conjunta de que todos os coeficientes de autocorrelação são simultaneamente iguais a zero, usa-se a estatística Q de Box e Pierce (GUJARATI, 2000), definida como:

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \quad (8)$$

Onde:

n é o tamanho da amostra;

m é o número de defasagens.

Segundo Gujarati (2000, p.723), “a estatística Q se distribui aproximadamente (isto é, em amostras grandes) com a distribuição qui-quadrado com m gl”. Se Q maior que χ^2 crítico rejeita-se a hipótese nula.

A estatística de Ljung-Box (LB) também pode ser utilizada para verificar a estacionariedade da série temporal. É representada pela fórmula a seguir:

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \right) \sim \chi_m^2 \quad (9)$$

Outro teste identificado na literatura é o teste de Raiz Unitária, ou de Dickey – Fuller. Estima-se uma regressão do tipo $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$, divide-se o coeficiente ρ estimado por seu erro-padrão para calcular a estatística tau de Dickey – Fuller e consultam-se as tabelas de Dickey – Fuller para ver se a hipótese nula $\rho=1$ foi rejeitada, ou seja, se a série é estacionária.

Visando corrigir a autocorrelação existente entre os dados aplicou-se a correção por Cochrane-Orcutt em AR (1). O modelo consiste em estimar $\hat{\rho}$, sendo este o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem na amostra, estimado da seguinte forma:

$$\hat{u}_t = \hat{\rho} \hat{u}_{t-1} + v_t \quad (10)$$

Onde, \hat{u}_t = resíduos gerados na regressão por MQO e v_t = resíduo da regressão em AR (1).

Usando o $\hat{\rho}$ obtido, roda-se então a equação de diferença generalizada, ou seja:

$$SBCI_t - \hat{\rho} SBCI_{t-1} = CONST(1 - \hat{\rho}) + \beta_1(TCRC - \hat{\rho}TCRC_{t-1}) - \beta_2(RI - \hat{\rho}RI_{t-1}) + \beta_3(RE - \hat{\rho}RE_{t-1}) + (RESID - \hat{\rho}RESID_{t-1}) \quad (11)$$

Esta equação pode ser escrita da seguinte forma:

$$DSBCAR = CONST + \beta_1 TCRAR - \beta_2 RIAR + \beta_3 REAR + RESIDAR \quad (12)$$

Onde:

$DSBCAR = SBCI_t - \hat{\rho} SBCI_{t-1}$, e da mesma forma para os outros termos da equação.

A partir destas variáveis transformadas, faz-se novamente os testes de estacionariedade conforme descrito anteriormente.

Para verificar a possível co-integração entre as variáveis transformadas pelo Método de Cochrane – Orcutt, faz-se os testes do correlograma amostral, Q e LB, e o teste de raiz unitária (DF) para os resíduos (RESIDAR) gerados na regressão.

Para mostrar o mecanismo de correção de erros, estima-se a relação entre as variáveis que foram transformadas pelo Método de Cochrane – Orcutt (colocadas em primeira diferença) e o resíduo da regressão (RESIDAR) defasado em um período.

$$DDSBCAR = CONST + \beta_1 DDTCRAR - \beta_2 DDRIAR + \beta_3 DDREAR - \beta_4 RESIDAR (-1) \quad (13)$$

Onde:

DDSBCAR = variável DSBCAR em primeira diferença e da mesma forma para os outros termos da equação.

O saldo na balança comercial bilateral Brasil – EUA têm como fonte de dados a Secretária de Comércio Exterior (SECEX). A taxa de câmbio real - Taxa de paridade: real (R\$)/dólar americano (US\$), a renda interna (PIB Brasil) e a renda externa (PIB dos Estados Unidos) têm como fontes de dados o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (banco de dados *on line* IPEADATA) e o International Financial Statistics (banco de dados do FMI).

Para a melhor visualização dos dados, estes foram transformados em números-índices com base 100 = 1983.

4. APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A representação gráfica é normalmente o primeiro passo para se fazer uma análise de séries temporais.

O comportamento da variável saldo na balança comercial bilateral Brasil – EUA (SBCI) pode ser visualizado no Gráfico 1:

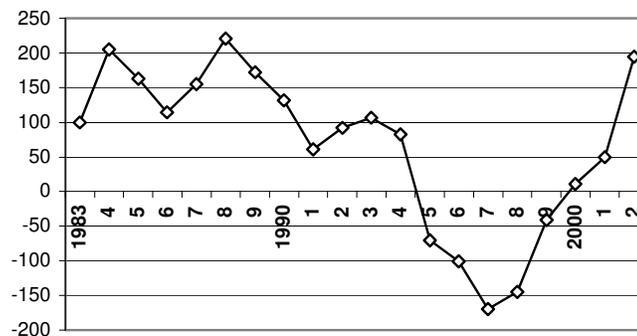


GRÁFICO 1. Saldo da balança comercial Brasil-EUA 1983-2002 (Números índices, 1983=100)

Fonte: Elaboração dos autores, com dados da SECEX, do Ministério de Desenvolvimento, Industria e Comércio Exterior.

De acordo com o gráfico 1, verifica-se que a variável SBCI segue uma tendência de baixa de 1988 até 1997 porém esta se reverte a partir de 1998, quando passa a ter inclinação ascendente até 2002.

Para Gujarati (2000, p.719), “se uma série temporal for estacionária, sua média, variância e autocovariância (a defasagens diversas) permanecem as mesmas independentemente do período de tempo em que sejam medidas”.

Quanto à estacionariedade da série SBCI, somente a análise gráfica é insuficiente para a inferência quanto à existência ou não desta característica.

No que tange as variáveis independentes ou explicativas, seu comportamento é apresentado no Gráfico 2:

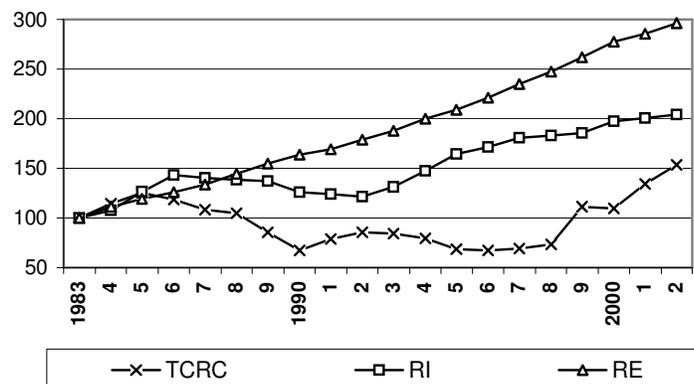


Gráfico 2 -Taxa de Câmbio Real, Renda Interna e Renda Externa (Números índices, 1983=100)

Fonte: Elaboração dos autores com base em dados do IPEA e do FMI.

Conforme se apresenta no gráfico 2, as séries temporais das variáveis taxa de câmbio real (TCRC), renda interna (RI) e renda externa (RE) apresentam um comportamento ascendente com o passar dos anos. Embora, para TCR a tendência não seja uniforme, para a RE existe uniformidade no comportamento ao longo do tempo. Dessa forma, pode-se inferir, ainda que de forma prematura, que estas séries são não estacionárias.

4.1 Estimação prévia da relação

Estimou-se a relação entre as variáveis SBCI, TCRC, RI e RE a fim de conhecer o comportamento desta, que é assim representada:

$$\hat{SBCI} = 151,5393 + 3,3191 TCRC - 3,1250 RI + 0,34746 RE \quad (14)$$

A regressão apresentou os sinais esperados para todos os coeficientes e, ao nível de significância de 5%, os parâmetros correspondentes a TCRC e a RI são significativos. No entanto, os parâmetros da constante e da RE não são estatisticamente significativos ao mesmo nível. O teste de significância conjunta revelou que a regressão

como um todo é significativa ao nível de 5%. O coeficiente de determinação foi da ordem de 72,18%.

O teste de autocorrelação (Durbin Watson- DW) indicou que a regressão estimada possui autocorrelação de primeira ordem, visto que o valor 0,81862 é menor que o limite inferior do teste ($L= 0,998$). Outro problema detectado foi que a forma funcional não é a adequada, dado que, χ^2 calculado se encontra na região de rejeição da hipótese nula de forma funcional adequada.

Visto que a análise gráfica indicou uma possível não estacionariedade nas séries temporais analisadas, a regressão estimada anteriormente pode vir a caracterizar regressão espúria.

4.2 Teste de estacionariedade para as variáveis

A estimação da relação entre SBCI e o tempo resultou na equação:

$$SBCI = 183,5126 - 11,1360TIME .$$

De acordo com o teste t, verificou-se que ao nível de 5%, o parâmetro da variável TIME é significativo estatisticamente, indicando a existência de tendência temporal na série SBCI.

O correlograma amostral da variável SBCI para o período analisado, fornece as estatísticas Q e LB que indicam a não estacionariedade conjunta da série.

Considerando que existe autocorrelação e tendência temporal na variável SBCI, fez-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller para detectar a estacionariedade nesta série. Sendo o valor crítico da estatística Dickey-Fuller igual a -3,6921 e o valor calculado ADF (1) igual a -0,656, não se rejeita a hipótese de não estacionariedade.

A estimação por MQO da relação entre TCRC e o tempo, tem-se a equação $TCRC = 95,4515 + 0,15311TIME$. Realizando o teste t, verificou-se que ao nível de 5%, o parâmetro da variável TIME não é significativo estatisticamente.

Sendo as estatísticas Q e LB iguais a 15,72 e 19,37, respectivamente, e ambas maiores que o qui-quadrado crítico (χ^2 , 5%, 6gl = 12,50), rejeita-se a hipótese de estacionariedade conjunta da série temporal em análise. Considerando que existe autocorrelação e não existe tendência temporal na variável TCRC, faz-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller. Sendo o valor crítico da estatística Dickey-Fuller igual a -3,0401 e o valor calculado ADF (1) igual a -0,87801, não se rejeita a hipótese de não estacionariedade.

Quanto a variável RI, a estimação por MQO da relação entre a mesma e o tempo, verificou-se que ao nível de 5%, o parâmetro da variável TIME é significativo estatisticamente, indicando a existência de tendência temporal na série RI. Como qui-quadrado crítico é menor que as estatísticas Q e LB, rejeita-se a hipótese de estacionariedade da série temporal RI. Sendo o valor crítico da estatística Dickey-Fuller igual a -3,6921 e o valor calculado ADF (1) igual a -2,5246 não se rejeita a hipótese de não estacionariedade.

A estimação da relação entre RE e o tempo revelou que a renda externa possui tendência temporal, pois o teste t para o parâmetro da variável TIME é estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Sendo a hipótese nula que existe estacionariedade conjunta da série, e os valores encontrados Q=35,16 e LB=43,45 foram superiores ao qui-quadrado crítico, rejeita-se a hipótese nula. O teste de raiz unitária Dickey-Fuller (DF) para autocorrelação e tendência temporal indica um valor crítico da estatística DF igual a -3,6921 e um valor calculado ADF (1) igual a -1,42. Logo, não se rejeita a hipótese nula de não estacionariedade na série.

4.3 Corrigindo a autocorrelação

A regressão estimada inicialmente apresentou, como já relatado, o problema da autocorrelação. Segundo Gujarati (2000, p.401), a autocorrelação “pode ser definida como correlação entre os membros de séries de observações ordenadas no tempo [como em uma série temporal] ou no espaço [dados de corte]”.

Visando corrigir a autocorrelação existente entre os dados aplicou-se a correção por Cochrane-Orcutt em AR (1) nas variáveis SBCI, TCRC, RI e RE para o período de 1983 a 2002.

A regressão estimada, a partir dos dados transformados, é a seguinte:

$$\hat{DSBCAR} = 215,2342 + 3,5245TCRAR - 3,5750RIAR + 0,35839REAR \quad (15)$$

A regressão apresentou os sinais esperados para todos os coeficientes e, ao nível de significância de 5%, os parâmetros correspondentes a TCRAR e a RIAR são significativos. No entanto, os parâmetros da constante e da REAR não são estatisticamente significativos ao mesmo nível. O teste de significância conjunta revelou que a regressão como um todo é significativa ao nível de 5%. O coeficiente de determinação foi da ordem de 83,99%.

O teste de autocorrelação (Durbin Watson- DW) indicou que a regressão estimada não possui autocorrelação, visto que o valor 1,7381 é maior que o limite superior do teste (L= 1,676).

Dessa forma, pode-se observar que a estimação por Cochrane-Orcutt apresentou melhores resultados que a regressão inicial, visto que foi corrigida a autocorrelação e o problema da forma funcional. Ainda, o coeficiente de determinação sofreu uma elevação e a regressão em AR (1) apresentou-se melhor quanto aos critérios AIC e SBC.

No entanto, é importante lembrar a possibilidade da regressão estimada ser espúria. Para testar essa possibilidade, foram feitos testes do correlograma amostral e de

Dickey-Fuller para as variáveis transformadas pelo Método de Cochrane-Orcutt. Ou seja, sendo o $\hat{\rho}$ igual a 0,49572, tem-se através do procedimento descrito, a nova matriz de dados, na qual serão feitos os testes mencionados. A partir dos resultados obtidos com os testes verifica-se que mesmo após a transformação das variáveis estas ainda apresentam comportamento não estacionário.

4.4 Verificação da co-integração na relação estimada entre as variáveis transformadas

Mesmo que as variáveis SBCI, TCRC, RI e RE sejam processos estocásticos não estacionários “a combinação linear dessas variáveis pode ser estacionária” (GUJARATI, 2000, p.732). Dessa forma, se os resíduos desta relação forem estacionários pode-se dizer que as variáveis são co-integradas.

Para Gujarati (2000, p.732), “desde que confirmemos que os resíduos da regressão são estacionários, a metodologia tradicional de regressão (incluindo os testes t e F) que aprendemos até agora é aplicável a dados envolvendo séries temporais”.

Visando verificar a possível co-integração entre as variáveis transformadas pelo Método de Cochrane – Orcutt, fez-se os testes do correlograma amostral, Q e LB, e o teste de raiz unitária (DF) para os resíduos (RESIDAR).

O correlograma amostral dos resíduos (RESIDAR) para o período analisado, de forma que as estatísticas Q e LB indicam a estacionariedade conjunta da série, visto que os valores calculados são menores que o qui-quadrado crítico (χ^2 , 5%, 6gl = 12,50).

Considerando que não existe autocorrelação, faz-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller. Sendo o valor crítico da estatística Dickey-Fuller igual a -3,0522 e o valor calculado DF (1) igual a -3,4006 rejeita-se a hipótese de não estacionariedade.

Dessa forma, verifica-se que existe um processo co-integrado nas variáveis transformadas pelo Método de Cochrane – Orcutt, pois conforme os testes feitos, os

resíduos apresentam estacionariedade em sua série. “A co-integração de duas (ou mais) séries temporais sugere que há uma relação de longo prazo (ou de equilíbrio) entre elas” (GUJARATI, 2000, p. 736).

Logo a estimação realizada por Cochrane – Orcutt AR (1) representa a função de longo prazo da relação entre as variáveis consideradas no período de 1983 a 2002. Pode-se usar o termo de erro (RESIDAR) para ligar o comportamento do Saldo na Balança Comercial Bilateral (SBCI) em curto prazo com seu valor em longo prazo. O mecanismo de correção de erro corrige quanto ao desequilíbrio (GUJARATI, 2000).

Para mostrar o mecanismo de correção de erros, estima-se a relação entre as variáveis que foram transformadas pelo Método de Cochrane – Orcutt (colocadas em primeira diferença) e o resíduo da regressão (RESIDAR) defasado em um período, obtendo-se a seguinte equação:

$$DDSBCAR = -32,86 + 1,65DDTCRAR - 4,99DDRIAR + 8,02DDREAR - 0,75RESIDAR(-1) \quad (16)$$

A regressão anterior relaciona as variáveis em primeira diferença e o termo de resíduo defasado em um período, denominado, segundo Gujarati (2000, p. 735), “erro ‘equilibrador’”.

A estimação apresentou os sinais esperados para todos os coeficientes e, ao nível de significância de 5%, os parâmetros correspondentes a DDTCRAR, DDRIAR e RESIDAR(-1) são significativos. No entanto, os coeficientes da constante e da DDREAR não são estatisticamente significativos ao mesmo nível. O teste de significância conjunta revelou que a regressão como um todo é significativa ao nível de 5%. O coeficiente de determinação foi da ordem de 0,74865.

Fez-se também o teste da correlação serial para verificar a existência de autocorrelação no modelo dinâmico. O teste F, ao nível de 5%, permitiu constatar a ausência de autocorrelação, visto que o F calculado (3,8199) é menor que o F crítico

(4,75), logo não se rejeita a hipótese nula de inexistência de autocorrelação no modelo dinâmico. Quanto a forma funcional, a heteroscedasticidade e a normalidade, os testes verificaram que a forma funcional está corretamente especificada, não existe heteroscedasticidade e os resíduos se distribuem normalmente.

A primeira diferença da variável DSBCAR (DDSBCAR) captura as perturbações em curto prazo nas variáveis explicativas, enquanto o termo de correção do erro [RESIDAR(-1)] captura o ajustamento para o equilíbrio em longo prazo.

Como o coeficiente do parâmetro RESIDAR(-1) é significativo estatisticamente, ele fornece qual a proporção do desequilíbrio no DSBCAR em um período é corrigida no período seguinte. Ou seja, alterações em curto prazo nas variáveis explicativas têm efeitos significativos sobre DSBCAR e que cerca de 0,756 da discrepância entre o valor efetivo e o valor em longo prazo, ou de equilíbrio, de DSBCAR é eliminada ou corrigida a cada ano.

5. CONCLUSÃO

O estudo da balança comercial bilateral e sua relação com a política cambial mostram o quão importantes são as medidas tomadas pelos governos, pois estas influenciam nos fluxos de comércio entre os países. Logo, infere-se também que quando o objetivo era o de gerar excedentes exportáveis, procurava-se desvalorizar a taxa de câmbio.

Dos resultados obtém-se um modelo de equilíbrio de longo prazo, ou seja, o modelo estimado por Cochrane – Orcutt representa o comportamento de longo prazo do saldo na balança comercial bilateral em função das variáveis explicativas, onde os sinais dos parâmetros estimados correspondem aos indicados pela teoria. De acordo com esta regressão, a taxa de câmbio real e a renda interna foram significativas para explicar as oscilações de longo prazo no saldo na balança comercial bilateral. A renda externa e a

constante não apresentaram significância estatística, porém no conjunto a estimação é significativa para explicar a relação.

Através do mecanismo de correção de erros, pode-se ajustar o comportamento de curto prazo da variável SBCI e seu comportamento de longo prazo. Os sinais encontrados foram os esperados, e da mesma forma que o modelo de longo prazo, a taxa de câmbio real e a renda interna foram significativas, enquanto a constante e a renda externa não são estatisticamente significativas para explicar as flutuações de curto prazo no saldo da balança comercial bilateral no período de 1983 a 2002.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, M. P. **O NAFTA e as relações econômicas Brasil - Estados Unidos. In: MERCOSUL e NAFTA. O Brasil e a integração hemisférica.**- Rio de Janeiro: José Olympio, 1995.

CARVALHO et al. **Impactos da Integração Comercial Brasil-Estados Unidos.** Texto para discussão n.646. IPEA, 1999. Disponível em <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 12 de maio de 2004.

CASTRO, A. S. e CAVALCANTI, M. A. F. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil - 1955/95.**- Rio de Janeiro: IPEA, mar. 97. (Texto para Discussão, n.469)

GREMAUD, A. P. **Economia Brasileira Contemporânea.** 4 ed. São Paulo:Atlas, 2002.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica.** São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Word Economic Outlook Relatório de Economia Mundial.** 2003. Disponível em www.imf.org.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **International Financial Statistics**. 2003.

Banco de dados. Disponível em www.imf.org

MIRANDA, S. G. de. **Quantificação dos efeitos das barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina**. 2001. 233 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luis de Queiroz”, Piracicaba, 2001.

OITO IMPACTOS DA INTEGRAÇÃO COMERCIAL BRASIL - ESTADOS UNIDOS LOW, P. e YEATS, A. **Nontariff measures and developing countries: has the Uruguay Round leveled the playing field?** *The World Economy*, v.18, n.1, p.51-70, jan. 1995.

SALLES, E.S. **A Política Cambial e os Fluxos de Comércio Exterior entre o Brasil e os demais países do Mercosul no período 1991-1996**. 1997. 92 f. Monografia (graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 1997.

SALVATORE, D. **Economia Internacional**. Rio de Janeiro: LTC Edit., 2000.

SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR (SECEX). Disponível em <http://www.mdic.gov.br> . Acesso em 12 de maio de 2004.

SILVA, Z. A da. **Fatores explicativos do saldo da balança comercial do Brasil – 1990 a 1997**. *Economia e Desenvolvimento*, Santa Maria, n.11, p. 147-156, mar. 2000.

ZINI JR, Álvaro Antônio. **Taxa de câmbio e Política Cambial no Brasil**. 2.ed. São Paulo: EDUSP, 1995.