

TESTES DE COINTEGRAÇÃO E UM MODELO DE CORREÇÃO DE ERRO PARA A BALANÇA COMERCIAL BRASILEIRA

Afonso Henriques Borges Ferreira (*)

Resumo

O artigo reporta resultados de testes de cointegração e apresenta um modelo de correção de erro (MCE) para a balança comercial brasileira. As principais hipóteses do modelo teórico simples adotado foram validadas pelos testes de cointegração, os quais sugeriram que o saldo comercial está relacionado, no longo prazo, com a taxa de câmbio real e a pressão relativa da demanda, dada pela evolução da renda doméstica *vis-à-vis* a renda mundial. Os modelos de correção de erro estimados indicaram que mudanças nos níveis das rendas doméstica e mundial e desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo observados em períodos anteriores são as principais forças determinando a dinâmica de curto prazo da balança comercial brasileira.

Palavras-chave

balança comercial, raízes unitárias, cointegração, modelo de correção de erro

Abstract

The purpose of the article is to report the results of cointegration tests and to present an error correction representation for the Brazilian trade balance. The main assumptions of the simple theoretical model adopted in the paper were validated by the cointegration tests, which suggested that the trade balance is related in the long run to the real exchange rate and to the relative pressure of demand, the latter being given by the evolution of domestic income *vis-à-vis* world income. The error correction models indicated that changes in the levels of domestic and world income and the correction of past deviations from the long-run equilibrium are the main forces determining the short-run dynamics of the Brazilian trade balance.

Key words

trade balance, units roots, cointegration, error correction model

Professor do Departamento de Ciências Econômicas da UFMG e do GEDEPLAR-UFMG.

(*) O autor agradece a dois pareceristas desta revista pelas sugestões apresentadas em relação a uma primeira versão deste artigo.

Introdução

Neste artigo são reportados os resultados de testes de cointegração e da estimação de um modelo de correção de erro para a balança comercial brasileira. Embora existam exemplos na literatura internacional de aplicação da técnica de cointegração em estudos deste tipo,⁽¹⁾ tal técnica, assim como o procedimento associado de construção de um modelo de correção de erro, não foram, até o presente, utilizados no Brasil em estudos sobre a balança comercial.

O saldo comercial é convencionalmente modelado como uma função dos níveis de atividade nas economias doméstica e mundial e de alguma medida de competitividade em preços, isto é, freqüentemente se postula que

$$S = f(RP, Y_d, Y_w) \quad (1)$$

onde S é o saldo comercial, RP é um preço relativo e Y_d e Y_w são os níveis de atividade na economia doméstica e mundial, respectivamente.

Boucher sugere que este modelo convencional da balança comercial é um modelo de equilíbrio, "no qual exportações e importações respondem a efeitos preço e renda no país e no exterior de maneira a estabelecer um equilíbrio" e no qual se presume que "as variáveis permanecem vinculadas entre si no longo prazo". (BOUCHER, 1991) Parece, assim, apropriado que se analise o modelo por meio do conceito de cointegração, desde que, conforme indicado na seção 1, cointegração entre um conjunto de variáveis é uma condição necessária para que tais variáveis mantenham entre si uma relação de equilíbrio de longo prazo.

O uso da análise de cointegração é, ademais, particularmente justificado quando há razão para se suspeitar que existe a possibilidade de comovimentos espúrios entre variáveis. A probabilidade de uma regressão ser espúria é especialmente elevada quando as séries temporais envolvidas são não-estacionárias e o valor do coeficiente de determinação ajustado pelo número de graus de liberdade (R^2 ajustado) excede o valor da estatística Durbin-Watson.⁽²⁾

(1) Veja-se, por exemplo, BOUCHER (1991) e ROSE (1991).

(2) Neste caso, o valor elevado de R^2 ajustado pode estar indicando apenas a presença de correlação

Os resultados apresentados na seção 3 sugerem a possibilidade de regressão espúria quando a regra simples descrita acima é aplicada a estimativas da equação (1), baseadas em dados para o Brasil. Dado que a análise de cointegração identifica as condições sob as quais relações entre variáveis não são espúrias, o uso deste tipo de análise pareceu ser requerido neste contexto.

Se um conjunto de variáveis é cointegrado, sua tendência secular se ajusta de acordo com uma restrição de equilíbrio, enquanto o seu comportamento cíclico pode ser apropriadamente descrito por uma especificação dinâmica na classe dos modelos de correção de erro (ENGLE & GRANGER, 1987, p. 255-256; MILLER, 1991, p. 141). No que se segue, depois que a presença de cointegração entre as variáveis envolvidas foi determinada, um modelo de correção de erro foi especificado e usado para descrever a dinâmica de curto prazo da balança comercial brasileira.

Rose (1991) submeteu a testes de cointegração uma equação para a balança comercial similar à equação (1) usando dados para cinco países industrializados (Reino Unido, Canadá, Alemanha, Japão e Estados Unidos) e rejeitou a hipótese de cointegração em todos estes cinco casos.⁽³⁾ É interessante verificar se este mesmo resultado é obtido quando o modelo convencional para a balança comercial postulado em (1) é testado para cointegração com dados brasileiros. Tal teste pareceu ser particularmente relevante dado o amplo uso que se tem feito deste modelo em análises do comportamento da balança comercial brasileira.⁽⁴⁾

A estrutura do artigo é a seguinte. Na seção 1, os principais resultados sugeridos pela literatura recente sobre cointegração e representação de correção de erro são revisados. Na seção 2, as variáveis utilizadas nos testes são

entre as tendências temporais das variáveis e não uma relação econômica efetiva entre elas, enquanto o valor reduzido da estatística D-W indica que a série de resíduos é não-estacionária (MILLER, 1991, p. 141).

- (3) BOUCHER (1991) também rejeitou a hipótese de cointegração para uma equação similar à equação (1) estimada com dados para os Estados Unidos. Este resultado, porém, não pode ser diretamente comparado com aqueles obtidos por ROSE (1991) ou com os que são reportados neste artigo para o caso brasileiro porque, embora as variáveis explanatórias sejam as mesmas que aparecem na equação (1), a variável dependente é a conta corrente medida em termos nominais, não a balança comercial.
- (4) Consulte-se, por exemplo, BRAGA & ROSSI (1987), onde uma equação para a balança comercial brasileira do tipo postulado em (1) é estimada com base em dados trimestrais para o período 1970/1984, e ZINI JR. (1989), que também estimou uma equação semelhante usando dados anuais para o período 1965/1985.

apresentadas e a relação que mantêm com o saldo comercial é discutida. Na seção 3, as propriedades das séries temporais utilizadas são identificadas por meio de testes de raiz unitária e cointegração. Esta informação é utilizada, então, como base para a especificação e estimação de um modelo de correção de erro para a balança comercial brasileira na seção 4. Finalmente, na última seção são sugeridas algumas conclusões.

1. Cointegração e Modelos de Correção de Erro⁽⁵⁾

Cointegração

Diz-se que uma série temporal x_t é integrada de ordem p , $I(p)$, se a série possui uma representação estacionária do tipo ARMA após ter sido diferenciada p vezes. Um vetor de séries temporais X_t , por sua vez, é cointegrado de ordem $(p-q)$, $CI(p,q)$, se (i) todas as séries que compõem tal vetor são integradas de ordem p , mas (ii) uma combinação linear daquelas séries é integrada de ordem $(p-q)$, onde $q > 0$ (ENGLE & GRANGER, 1987).

Considere-se o caso em que o vetor X_t é composto pelas séries $[x_t, y_t]$. As séries x_t e y_t serão cointegradas se são ambas integradas da mesma ordem p e se existe uma constante b tal que a combinação linear μ_t entre as séries obtida a partir de

$$y_t = b x_t + \mu_t \quad (2)$$

é integrada de ordem $p-q$, $I(p-q)$. Se este for o caso, então a equação (2) é uma equação de cointegração e a relação $y_t = b x_t$ é uma relação de equilíbrio de longo prazo, que tende a ser restabelecida após qualquer desequilíbrio causado por um choque. Se, por outro lado, o comportamento estocástico de μ_t é tal que x_t e y_t não são séries cointegradas, as séries x_t e y_t tenderão a se distanciar uma da outra no longo prazo e x_t será de pouca valia para explicar o comportamento de y_t .

(5) Para uma apresentação compreensiva dos conceitos e técnicas discutidos abaixo, consulte-se HENDRY (1986), GRANGER (1986), ENGLE & GRANGER (1987) e CUTHBERTSON, HALL & TAYLOR (1992).

Cointegração entre duas variáveis é uma condição necessária para a existência de uma relação de longo prazo estável entre elas. Testes de cointegração podem, portanto, ser utilizados para confirmar se relações de equilíbrio de longo prazo, postuladas pela teoria econômica, são validadas pelos dados empíricos.

Se as variáveis sob análise são efetivamente cointegradas, a equação de cointegração proporciona estimativas dos coeficientes de longo prazo que são consistentes, independentemente da estrutura dinâmica do modelo e independentemente do fato de quaisquer das variáveis explicativas, no lado direito da equação, serem correlacionadas com os distúrbios. Aquelas estimativas são, de fato, "superconsistentes", no sentido de que tendem a convergir para o verdadeiro valor dos parâmetros a uma taxa mais rápida do que as estimativas usuais obtidas pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO).

Conforme sugerido acima, se a ordem de integração de duas séries difere, estas séries não podem ser cointegradas.⁽⁶⁾ Um passo prévio aos testes de cointegração consiste, portanto, na realização de testes de raiz unitária tendo em vista estabelecer a ordem de integração de cada uma das séries temporais envolvidas.

O teste aumentado de Dickey-Fuller (teste ADF) é usualmente adotado para determinar a presença de raízes unitárias em uma série temporal. Para entender como este teste é aplicado, considere-se o processo auto-regressivo de primeira ordem

$$z_t = \alpha + \pi z_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

onde se presume que μ_t é distribuído independente e identicamente com média zero e variância constante.

Se $\pi = 1$, a variável z_t segue um passeio casual (*random walk*) com *drift* e, portanto, não é estacionária. Se, por outro lado, o valor absoluto de π é maior

(6) Este não é, entretanto, necessariamente o caso quando três ou mais séries estão sendo consideradas. Nesta situação, pode haver cointegração entre séries de diferentes ordens se algumas condições especiais são satisfeitas. Para uma discussão deste ponto, consulte-se CUTHBERTSON, HALL & TAYLOR (1992, p. 132-133).

que 1, a série é explosiva. Estacionaridade, portanto, requer $-1 < \pi < 1$. O teste da hipótese nula $H_0: \pi=1$ é um teste de raiz unitária.

Subtraindo-se z_{t-1} de ambos os lados da equação (3), obtém-se

$$d(z_t) = \alpha + \beta z_{t-1} + v_t \quad (4)$$

onde $\beta = \pi - 1$ e d é o operador de primeiras diferenças. Sob a hipótese nula de que a série temporal z_t possui uma raiz unitária ($\pi=1$), tem-se, portanto, $\beta=0$.

Para testar esta hipótese nula, estima-se a estatística DF, que é dada pela razão entre β e seu desvio padrão na regressão por mínimos quadrados ordinários representada pela equação (4), ou a estatística ADF, a qual é dada por aquela mesma razão quando a equação (4) é aumentada por valores defasados de $d(z_t)$, isto é, quando a seguinte regressão por mínimos quadrados ordinários é estimada

$$d(z_t) = \alpha + \beta z_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Gamma_i d(z_{t-i}) + \mu_t \quad (5)$$

onde o valor de n é definido como o número mínimo de defasagens da variável dependente requerido para assegurar que v_t é um ruído branco.

Como a discussão acima tornou claro, a hipótese de que a série z_t possui uma raiz unitária (z_t é $I(1)$) deve ser rejeitada quando as estatísticas DF e ADF assumem valores negativos elevados, desde que isto corresponda a coeficientes β nas equações (4) e (5) que são negativos e significativamente diferentes de zero.

Para testar a hipótese nula de que z_t é $I(2)$, toma-se as primeiras diferenças nas equações (4) e (5) e reestima-se as equações, obtendo-se, então, o valor das estatísticas DF e ADF (a razão entre o coeficiente de $d(z_{t-1})$ e seu desvio padrão, neste caso) da mesma forma que antes.⁽⁷⁾

(7) Neste artigo, adotou-se o procedimento mais comumente observado na literatura de testar, primeiro, a hipótese nula de que a série em questão é integrada de primeira ordem e, caso esta hipótese não seja rejeitada, testar, a seguir, a hipótese de que a série é integrada de segunda ordem, e assim por diante. DICKEY & PANTULA (1987) sugeriram que esta seqüência "padrão" de teste pode envolver problemas se a série contiver mais de uma raiz unitária. Com efeito, no primeiro estágio da seqüência "padrão" examina-se a hipótese nula de que a variável sendo considerada possui uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de que a série é

As estatísticas DF e ADF não seguem a usual distribuição t de Student sob a hipótese nula. No que se segue, os valores críticos tabulados por MacKinnon (1990) e incorporados ao comando UROOT em MicroTSP 7.0 foram utilizados (HALL, JOHNSTON & LILIEN, 1990).

Após a definição da ordem de integração das séries temporais sob análise, o teste de cointegração pode ser conduzido, se as séries forem integradas de mesma ordem.

Se as variáveis são I(1), como será o caso nos exercícios reportados adiante, a existência de cointegração requer que os resíduos da equação de cointegração sejam I(0), isto é, requer que a série de resíduos obtida a partir da estimação daquela equação por mínimos quadrados ordinários e com as variáveis medidas em termos de níveis seja estacionária. Os testes DF e ADF devem, em outras palavras, rejeitar a hipótese de existência de uma raiz unitária na série de resíduos.⁽⁸⁾

O Modelo de Correção de Erro

Conforme mencionado antes, se duas variáveis x_t e y_t são cointegradas, a relação de equilíbrio de longo prazo existente entre elas tenderá a ser restabelecida após qualquer desequilíbrio provocado por um choque - quaisquer desvios em relação ao equilíbrio em um período serão parcialmente corrigidos no período seguinte. A implicação é que mudanças em x_t e y_t no período corrente são determinadas em parte por erros (desvios) em relação ao equilíbrio em períodos passados. Uma correta descrição da dinâmica de curto prazo envolvida requer, portanto, a construção de um modelo

estacionária, não que a série é estacionária ou possui mais de uma raiz unitária. É concebível, portanto, que a hipótese nula seja rejeitada e a série, em consequência, erroneamente diagnosticada como estacionária quando, na realidade, possui duas ou mais raízes unitárias. Resultados de simulações conduzidas por DICKEY & PANTULA (1987) indicaram que testes Dickey-Fuller, quando a seqüência de teste "padrão" foi utilizada, tenderam a apresentar um viés no sentido de indicar estacionaridade no caso de séries que, de fato, continham mais de uma raiz unitária. Em vista de tais resultados, aqueles autores sugeriram que seria mais apropriado inverter a seqüência do teste, conduzindo-se, de início, testes para a presença de raízes unitárias de ordem mais elevada e reduzindo-se, progressivamente, o grau de diferenciação da série sob diagnóstico até se chegar, se a hipótese nula for rejeitada em todos os passos prévios, a testar a série em nível. Assim, por exemplo, se testaria, primeiro, a hipótese de que a série contém três raízes unitárias. Caso tal hipótese fosse rejeitada, se testaria, a seguir, para a presença de duas raízes unitárias etc., interrompendo-se o procedimento de teste assim que a hipótese nula não pudesse ser rejeitada.

(8) Segue-se que a hipótese nula do teste de cointegração é $H_0: x_t$ e y_t não são cointegrados.

de correção de erro relacionando as variações observadas no período corrente, digamos, na variável y_t , não apenas a variações passadas em y_t e a variações no período corrente e em períodos passados em x_t , mas também a erros passados.

Se a equação (2) é uma equação de cointegração, então o termo μ_t representa o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo. Os resíduos da equação de cointegração podem, portanto, ser utilizados como o termo de correção de erro na especificação dinâmica.

A partir da discussão acima, segue-se que o modelo de correção de erro possui a seguinte forma geral:⁽⁹⁾

$$d(y_t) = \alpha_1 + \sum_{i=1}^r \beta_i d(y_{t-i}) + \sum_{j=0}^s \Gamma_j d(x_{t-j}) + \delta_1 \mu_{t-1} + v_t \quad (6)$$

A principal dificuldade para estimação deste modelo consiste na determinação dos valores apropriados para r e s , o número de diferenças defasadas das variáveis y_t e x_t que devem ser incluídas no lado direito da equação (6).

No que se segue, um procedimento sequencial sugerido por Hsiao (1981) baseado no critério de minimização do erro final de predição (critério EFP) foi utilizado para determinar o número de defasagens de cada variável envolvida, que veio a ser incluído na equação.⁽¹⁰⁾

Nas próximas duas seções, o modelo simplificado da balança comercial postulado na introdução é examinado mais de perto e os resultados obtidos a partir da estimação de tal modelo, com base nas técnicas que se acabou de descrever, são apresentados.

(9) A estrutura básica do modelo de correção de erro pode ser derivada da seguinte maneira. Assuma-se a relação de equilíbrio de longo prazo $y_t = b x_t$. Adicionando-se e subtraindo-se y_{t-1} e $b x_{t-1}$ ao lado direito desta última expressão e rearranjando, obtém-se $d(y_t) = b d(x_t) - (y_{t-1} - b x_{t-1})$, expressão que pode, então, ser reescrita como $d(y_t) = b d(x_t) - \mu_{t-1}$, onde μ_{t-1} corresponde ao desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo ocorrido no período anterior. A equação (6) é uma versão generalizada da expressão acima (CUTHBERTSON, HALL & TAYLOR, 1992, p. 103.).

(10) Uma descrição detalhada deste procedimento pode ser encontrada em FERREIRA (1993).

2. Determinantes do Saldo Comercial

Pretende-se testar o modelo $S = f(RP, Y_d, Y_w)$, onde, como antes, S é o saldo comercial, RP é um preço relativo e Y_d e Y_w são os níveis de atividade na economia doméstica e mundial, respectivamente.

Diferentes definições das variáveis S , RP , Y_d e Y_w têm sido adotadas em estimativas empíricas de equações para a balança comercial brasileira.

A balança comercial, medida em preços correntes, é a variável relevante para a determinação da oferta de divisas, assim como para a determinação de vários agregados importantes, inclusive a oferta de moeda (dados os impactos monetários do balanço de pagamentos). Entretanto, algum interesse igualmente existe em determinar como os fluxos de quantidade e, portanto, o saldo comercial medido a preços constantes, são afetados quando preços e níveis de atividade variam. Ambas as definições do saldo comercial foram utilizadas, assim, nos experimentos reportados a seguir.

Duas definições alternativas da variável RP foram também adotadas. Primeiro, a taxa de câmbio nominal foi normalizada pela razão entre os níveis de preço doméstico e mundial, isto é, RP foi definida como a razão $(E P^*/P)$, onde E é a taxa de câmbio nominal cruzeiro-dólar, P é o índice de preços domésticos por atacado e P^* o índice de preços por atacado dos Estados Unidos.

Uma outra definição de RP também foi utilizada nos testes, com RP , neste caso, correspondendo à relação câmbio/salário, isto é, a razão entre a taxa de câmbio real (taxa de câmbio nominal normalizada, desta vez, pela relação entre os índices de preços ao consumidor no país e no exterior) e a taxa real de salários, $RP = [(E P_c^*/P_c)/(w/P_c)]$, expressão que pode ser simplificada para $RP = (E P_c^*/w)$, onde P_c é o índice de preços domésticos ao consumidor, P_c^* é o índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos e w é a taxa nominal de salários na economia doméstica. Implícita no uso da relação câmbio/salário como uma medida de competitividade em preços está a hipótese de que mudanças nos preços domésticos podem ser razoavelmente aproximadas por mudanças na taxa de salários desde que os salários são um importante componente dos custos de

produção e os preços tendem a ser determinados de acordo com uma regra de *mark-up* (LOCATELLI & SILVA, 1990).⁽¹¹⁾

Os níveis de atividade na economia doméstica e na economia mundial foram medidos pelos PIBs do Brasil e da OECD, respectivamente.

Se a condição de Marshall-Lerner é satisfeita, é de se esperar que um aumento na taxa de câmbio real ($E P^*/P$) leve a uma melhoria do saldo comercial. De forma similar, aumentos na relação câmbio/salário ($E P_c^*/w$) implicam um aumento da lucratividade do setor exportador e uma redução do poder de compra dos salários medido em termos de uma cesta de bens importados, o que tende a estimular as exportações e a reduzir as importações, levando, portanto, a um aumento do saldo comercial. Finalmente, em geral espera-se que um aumento da renda doméstica em relação à renda mundial leve a uma deterioração do saldo comercial.

3. Testes de Raiz Unitária e Cointegração

Séries trimestrais ajustadas para sazonalidade cobrindo o período 1977.1/1989.4 foram utilizadas nos testes reportados a seguir (o comando SEAS(M) disponível em MicroTSP 7.0 foi utilizado para o ajustamento sazonal).

Desde que ambas as séries do saldo comercial incluem observações com valores negativos (correspondendo aos trimestres em que a balança comercial mostrou-se deficitária), a forma logarítmica não pôde ser utilizada.

(11) ZINI JR. (1988, p. 78) lista vários argumentos, de natureza teórica e empírica, contra a utilização da relação câmbio/salário como indicador da competitividade relativa de um país. Primeiro, o uso desta relação não leva em conta que o salário, embora importante, não é o único custo relevante na produção e parece sugerir que o peso de qualquer ajuste na taxa de câmbio real tende a recair sobre a taxa de salário, suposição, quando menos, controversa. Em segundo lugar, a utilização de índices de salários como deflatores tende, por diversas razões, a dar origem a estimativas enviesadas da taxa de câmbio real. Por último, razões câmbio/salário do tipo postulado no texto não proporcionam uma medida adequada da relação entre custos salariais de um país com outro país ou com o resto do mundo e não capturam a distinção entre produtos comercializáveis e não-comercializáveis, já que os salários afetam a produção de ambos os grupos de produtos. Dado o amplo uso que se tem feito desta relação em análises da performance da balança comercial no Brasil, optou-se, entretanto, por incluí-la nos testes, com as ressalvas feitas nesta nota.

3.1. Testes de Raízes Unitárias

Cada uma das séries utilizadas nos exercícios foi testada para a presença de uma ou mais raízes unitárias. Os resultados obtidos aparecem nas Tabelas 1 e 2.⁽¹²⁾ O valor de n reportado nas tabelas corresponde ao número mínimo de valores defasados da variável dependente que foi necessário adicionar ao lado direito da equação do teste ADF (equação (5)) a fim de que se obtivesse resíduos com características de ruídos brancos.⁽¹³⁾ A estatística Q de Ljung-Box e os coeficientes individuais das funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial foram utilizados para determinar se a hipótese nula de resíduos ruídos brancos deveria ser rejeitada.⁽¹⁴⁾

Os testes realizados não rejeitam a hipótese nula de que as séries sendo consideradas contêm uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de que tais séries são estacionárias. Todas as estatísticas DF e ADF reportadas na Tabela 1, com efeito, têm valor maior que -2.5964, o valor crítico daquelas estatísticas ao nível de 10%.

A hipótese nula de duas raízes unitárias, por sua vez, é rejeitada para todas as seis variáveis sendo consideradas pelo menos ao nível de significância de 5%, sendo em quatro casos rejeitada ao nível de 1%.⁽¹⁵⁾

(12) Os diagnósticos relativos à presença de raízes unitárias não são afetados quando um termo destinado a captar a tendência temporal da série é adicionado às equações de teste (equações (4) e (5)). Por este motivo, apenas os resultados derivados de equações de teste, que não incluíram a variável de tendência, são reportados nas Tabelas 1 e 2.

(13) Como indicado na seção 1, $n = 0$ corresponde ao teste de Dickey-Fuller (teste DF), que é baseado na equação (4). No caso do teste aumentado de Dickey-Fuller (teste ADF), tem-se que $n > 0$, de modo que a equação de teste (equação (5)) é aumentada por valores defasados da variável dependente.

(14) Os valores da estatística Q associados com os valores mínimos de n foram incluídos também nas Tabelas 1 e 2. A estatística Q de Ljung-Box segue a distribuição chi-quadrado com graus de liberdade equivalentes ao número p de autocorrelações escolhido. O valor de p foi fixado aqui em 22, sendo definido de acordo com a fórmula $p = \min(T/2, 3\sqrt{T})$, onde T é o tamanho da amostra sendo utilizada (igual a 52 em todos os testes).

(15) Vale observar que o valor de n deve ser elevado a 7 para eliminar todos os coeficientes de autocorrelação e de autocorrelação parcial individualmente significativos no caso da variável Y_w (renda mundial). Quando $n = 7$ e os valores defasados da variável dependente, cujos coeficientes são estatisticamente não significantes são eliminados do lado direito da equação de teste, o valor da estatística ADF é -5.2886, confirmando que a hipótese nula de duas raízes unitárias deve ser rejeitada.

A evidência apresentada nas Tabelas 1 e 2, portanto, inequivocamente sugere que as seis séries consideradas são integradas de primeira ordem, isto é, são I(1).

3.2. Testes de Cointegração

Nos testes reportados a seguir, uma constante foi adicionada a todas as equações de cointegração, as quais, assim, assumiram a forma $y_t = a + b x_t + \mu_t$.

Dado que todas as variáveis utilizadas nos testes são I(1), a existência de cointegração entre estas variáveis requer que a série de resíduos μ_t da equação de cointegração seja I(0). O teste de cointegração consiste, dessa forma, no exame daquela série de resíduos tendo em vista determinar se a série contém uma raiz unitária. Se este for o caso, a hipótese nula de que as variáveis não são cointegradas não poderá ser rejeitada. As equações (4) e (5) são mais uma vez as equações de teste.⁽¹⁶⁾

Quatro diferentes especificações da equação para o saldo comercial foram derivadas a partir do conjunto de variáveis listadas nas Tabelas 1 e 2 e testadas para cointegração.

A Tabela 3 mostra as estimativas obtidas para cada uma das especificações utilizadas. É importante notar que, com exceção apenas da Equação I, todas as equações mostradas na Tabela 3 apresentam valores do coeficiente de determinação ajustado R^2 superiores ao valor da estatística Durbin-Watson, um resultado que, conforme mencionado na Introdução, aponta para a possibilidade de regressão espúria. Dado que a análise de cointegração identifica as condições sob as quais relações entre variáveis não são espúrias, sua utilização neste contexto é justificada e relevante.

Os resultados dos testes DF e ADF aplicados às séries de resíduos das regressões reproduzidas na Tabela 3 são mostrados na Tabela 4. Os testes foram realizados para valores de n variando entre 0 e 4. As Equações I e II proporcionaram estatísticas ADF significantes ao nível de 5% quando o número de termos de aumento acrescentados à equação de teste foi fixado em 1, indicando, portanto, que as variáveis envolvidas são cointegradas. Um

(16) Neste caso, entretanto, dado que os resíduos têm média zero, a equação de teste não inclui um termo constante (ver, a este respeito, HALL, JOHNSTON & LILIEN, 1990).

resultado semelhante foi também obtido para a Equação I quando $n=0$. A série de resíduos da Equação IV apresentou uma estatística ADF significativa ao nível de 10%, novamente quando o valor de 1 foi adotado para n , enquanto a hipótese nula de não-cointegração não pôde ser rejeitada no caso da Equação III.

Estes resultados validam o modelo simplificado do saldo comercial postulado acima para o caso brasileiro e, assim, se distanciam dos resultados derivados por Rose (1991) mencionados na Introdução. Rose, de fato, usando dados mensais cobrindo o período 1974/1986 para cinco países industrializados (Reino Unido, Canadá, Alemanha, Japão e Estados Unidos), testou para a existência de cointegração uma equação semelhante à Equação IV na Tabela 3 e não foi capaz de rejeitar a hipótese nula de não-cointegração, mesmo ao nível de significância de 10%, em todos os cinco casos.⁽¹⁷⁾

Todos os coeficientes apresentam os sinais teoricamente esperados nas três versões do modelo que aparecem na Tabela 3 para as quais a existência de cointegração foi detectada.⁽¹⁸⁾ As equações de cointegração mostram que uma desvalorização real da taxa de câmbio e um aumento na relação câmbio/salário tendem ambos a induzir uma melhoria do saldo comercial. Também indicam que tanto o saldo comercial a preços correntes como o saldo a preços constantes são afetados pela pressão relativa da demanda, isto é, tendem a se elevar quando o nível de atividade na economia mundial se eleva e a decrescer quando a renda doméstica está se expandindo.

(17) Vale notar, entretanto, que o uso de dados mensais pode não ser estritamente justificado neste caso, já que esta é uma frequência de observação muito elevada para se estudar uma relação de longo prazo. Na versão da Equação IV, testada por Rose, todas as variáveis explicativas (taxa de câmbio real e rendas doméstica e mundial) entraram em forma logarítmica. A existência de uma relação de cointegração foi também detectada no caso brasileiro quando a especificação semi-logarítmica foi adotada para a Equações I, II e IV.

(18) Os parâmetros das equações de cointegração, conforme mencionado anteriormente, são "superconsistentes", isto é, tendem a convergir para o valor verdadeiro a uma taxa mais rápida do que os estimadores de mínimos quadrados ordinários convencionais. As estimativas dos desvios padrão daqueles parâmetros, entretanto, são em geral inconsistentes em consequência da presença de correlação serial entre os distúrbios. Da mesma forma, a não-estacionaridade das séries temporais envolvidas implica que as estimativas dos parâmetros em geral não seguem a distribuição normal. Disso resulta que as estatísticas t não podem ser usadas para extrair inferências acerca da significância dos parâmetros da equação de cointegração. Por esta razão, tais estatísticas não são reportadas na Tabela 3 (para uma discussão detalhada destes pontos, consulte-se CUTHBERTSON, HALL & TAYLOR, 1992, p. 138-139).

Os coeficientes derivados para as rendas doméstica e mundial sugerem que, tudo o mais permanecendo constante, a renda doméstica pode crescer a uma taxa de longo prazo aproximadamente 1,8 ou 1,9 vezes mais elevada do que a taxa à qual a renda mundial estiver se expandindo, sem afetar o saldo a preços correntes. Qualquer tentativa de expandir a renda doméstica a uma taxa mais acelerada do que aquela requereria um aumento simultâneo na relação câmbio/salário ou uma desvalorização real, caso se pretendesse manter o saldo nominal constante. Por exemplo, de acordo com a Equação I na Tabela 4, dado um crescimento da renda mundial de, digamos, 3% ao ano, um aumento da renda doméstica de 10% anuais levará a uma deterioração do saldo nominal se não for acompanhado por um aumento na relação câmbio/salário de aproximadamente 36%.⁽¹⁹⁾

Este último resultado é certamente de algum interesse tendo em vista o debate ora em curso no Brasil a respeito da relação entre o superávit comercial e o nível da atividade econômica doméstica.

4. A Dinâmica de Curto Prazo: O Modelo de Correção de Erro

Equações de cointegração foram utilizadas na seção anterior para descrever a relação de equilíbrio de longo prazo entre o saldo comercial (medido tanto a preços correntes como a preços constantes) e um conjunto de variáveis convencionalmente consideradas como relevantes na determinação daquele saldo. Um óbvio interesse também existe, entretanto, em descrever a dinâmica de curto prazo do saldo comercial.

Isto pode ser feito, em princípio, pela estimação de uma equação para o saldo comercial com as variáveis em primeiras diferenças, já que a operação de diferenciação purga os dados de movimentos de longo prazo. Entretanto, se as variáveis são cointegradas, uma relação de equilíbrio de longo prazo existe entre elas e se estará incorrendo em erro de especificação se tal relação for ignorada.

(19) Ver, a este respeito, também ZINI JR. (1989). Uma desvalorização real desta magnitude seria requerida apenas caso se pretendesse manter o saldo comercial inalterado, já que, alternativamente, seria, em princípio, possível, mantendo-se a taxa de câmbio real ou a relação câmbio/salário constantes, financiar a redução do saldo com a entrada de recursos via conta de capitais.

A estimação de um modelo de correção de erro (MCE) é apropriada neste contexto porque tal modelo força o ajustamento gradual da variável dependente em direção ao seu valor de equilíbrio de longo prazo, possibilitando, ao mesmo tempo, que a dinâmica de curto prazo seja adequadamente captada. Os termos em primeiras diferenças do MCE permitem captar o efeito de distúrbios de curto prazo nas variáveis explanatórias, enquanto o termo de correção de erro capta o ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo, reintroduzindo no modelo a informação perdida através da diferenciação (TREHAN, 1988).

Na especificação do modelo de correção de erro, uma variável explanatória adicional - o ágio do dólar no mercado paralelo - foi incorporada à equação para o saldo comercial. Esta variável não foi considerada nos testes de cointegração reportados antes porque seu impacto sobre a balança comercial é, em geral, considerado como limitado ao curto prazo.

Não é de todo claro que sinal deve ser atribuído, *a priori*, para esta variável.

Um aumento do ágio no mercado paralelo pode ter um impacto negativo sobre o saldo comercial no curto prazo por, pelo menos, duas razões. Primeiro, uma elevação da taxa de câmbio do mercado paralelo muito acima da taxa oficial sinaliza, em geral, expectativas de uma desvalorização da taxa oficial no futuro próximo e, portanto, tende a induzir os exportadores a adiar e os importadores a antecipar o fechamento de contratos de câmbio, provocando, dessa forma, uma deterioração do saldo comercial no curto prazo. Em segundo lugar, exportadores e importadores, nestas circunstâncias, teriam um incentivo para tentar escapar aos controles governamentais sobre transações em moeda estrangeira, já que poderiam obter ganhos extraordinários explorando a diferença entre as taxas de câmbio oficial e do mercado paralelo através do subfaturamento de exportações e superfaturamento de importações. Isto tenderia, em princípio, a produzir uma deterioração do saldo comercial registrado oficialmente (PIMENTEL & LEMOS, 1988; ISSLER & GAZEL, 1989).

Esta mesma possibilidade de obtenção de ganhos extraordinários pode, entretanto, acabar induzindo um aumento tanto das exportações efetivas como das próprias exportações registradas. Há indícios de que isto teria ocorrido no Brasil no período 1988/89, quando, com o elevado ágio prevale-

cente no mercado paralelo, os exportadores usualmente embarcaram suas mercadorias usando a regra 20-80, isto é, 80% com fatura e 20% com pagamento "por fora". O aumento do ágio, de acordo com este argumento, tende a aumentar a remuneração efetiva recebida pelo exportador e, assim, tende a induzir o aumento das quantidades exportadas, tanto registradas como não-registradas, levando a uma melhoria do saldo comercial.⁽²⁰⁾

O sinal com que o ágio do dólar no mercado paralelo deve aparecer no modelo de correção de erro é, portanto, ambíguo.

Representações de correção de erro correspondendo às Equações I e II na Tabela 3, para as quais a hipótese de não-cointegração foi rejeitada ao nível de 5%, foram estimadas. Os resultados obtidos encontram-se reproduzidos nas Tabelas 5 e 6.⁽²¹⁾

O procedimento seqüencial sugerido por Hsiao (1981), baseado no critério de minimização do erro final de predição (critério EFP), foi utilizado para a definição da estrutura de defasagens dos MCEs, com o número máximo de defasagens testado sendo fixado em 8. Seguindo Hsiao, na determinação da especificação mais apropriada para as equações, presumiu-se que quando um coeficiente de ordem mais elevada era diferente de zero todos os coeficientes de ordem menor eram igualmente diferentes de zero.

Para avaliar a adequação geral das especificações escolhidas, ambas as equações foram submetidas a uma série de testes de diagnóstico, cujos resultados também são mostrados nas Tabelas 5 e 6. $LM(p, T-k-p)$ é a estatística de Breusch-Godfrey para autocorrelação de ordem p , a qual segue a distribuição F com o número de graus de liberdade indicado entre parênteses. Como antes, $Q(p)$ é a estatística de Ljung-Box para correlação serial, distribuída como chi-quadrado com graus de liberdade iguais ao número p de autocorrelações escolhido. $ARCH(p, T-p-1)$ é a estatística do teste para heterocedasticidade auto-regressiva condicional de primeira ordem, a qual também obedece a distribuição F . Seguindo o que é a prática mais frequente (cf. CUTHBERTSON, HALL & TAYLOR, 1992, p. 112), o número p de defasagens de quadrados dos resíduos incluídas na equação do teste

(20) Este ponto me foi sugerido por um parecerista anônimo desta revista.

(21) Um modelo de correção de erro foi também estimado para a Equação IV. Decidiu-se, entretanto, não reportar os resultados deste exercício porque a especificação obtida foi rejeitada por vários testes de diagnóstico.

ARCH foi fixado em 1. $W(2k-2)$ é a estatística de White para heterocedasticidade e erro na especificação funcional, distribuída como chi-quadrado. $RESET(p-1, T-k-p+1)$ é a estatística F de Ramsey para erro de especificação, onde p é a potência mais elevada do valor predito para a variável dependente incluída na equação do teste RESET. O valor de p foi fixado em 4, como sugerido por Ramsey (cf. GODFREY, 1988, p. 106). Finalmente, $N(2)$ é a estatística chi-quadrado de Jarque-Bera, a qual permite testar se os resíduos da regressão seguem a distribuição normal.

Todas as estatísticas relativas aos testes de diagnóstico em ambas as equações não são significativas ao nível de 5% e mesmo, com apenas uma exceção, ao nível de 10%.⁽²²⁾ Os resultados obtidos, assim, pelo menos quando o nível de significância dos testes de diagnóstico é fixado em 5%, não apontam para a ocorrência de violações das hipóteses do modelo clássico de regressão linear ou da hipótese de normalidade dos resíduos, indicando que as equações estão corretamente especificadas e que os resíduos não são serialmente correlacionados e são homocedásticos e normalmente distribuídos.

Dado que as variáveis entraram nos testes na forma de primeiras diferenças, os valores dos coeficientes de determinação R^2 ajustados para o número de graus de liberdade podem ser considerados bastante satisfatórios.

Os resultados apresentados nas Tabelas 5 e 6 são resumidos nas Tabelas 7 e 8, nas quais as somas dos coeficientes de cada variável explanatória são mostradas. Os números entre parênteses abaixo de cada soma são estatísticas do teste de Wald, testando a hipótese de que a respectiva soma de coeficientes não é significativamente diferente de zero. Os números entre colchetes indicam os níveis marginais de significância de cada estatística.⁽²³⁾

O coeficiente do termo de correção de erro (RES(-1)) é significativo ao nível de 1% e possui sinal negativo nas duas equações, o que seria de

(22) A exceção é constituída pela estatística RESET, que é significativa ao nível de aproximadamente 9% nos dois casos. A este nível de significância, portanto, ambos os modelos são rejeitados pelo teste de especificação.

(23) A estatística do teste de Wald segue a distribuição chi-quadrado com graus de liberdade iguais ao número de restrições sendo testadas. Uma estatística significativa implica, neste caso, que a restrição de que a soma dos coeficientes é zero é rejeitada pelo teste.

esperar dado que as variáveis são cointegradas. O sinal negativo deste coeficiente implica, de fato, que se o valor do saldo comercial esteve acima do seu nível de equilíbrio de longo prazo no período anterior, aquele valor deverá cair em direção ao nível de longo prazo no período corrente. O valor absoluto do coeficiente, por outro lado, indica que proporção da discrepância anterior entre o valor efetivo e o valor de equilíbrio do saldo comercial é corrigida a cada trimestre.

No que diz respeito à Equação I, a primeira diferença da renda real doméstica aparece na equação com um coeficiente negativo, também significativo ao nível de 1%, ao passo que o coeficiente da primeira diferença da renda mundial apresenta o esperado sinal positivo, sendo significativamente diferente de zero ao nível de 5%. A soma dos coeficientes relativos à relação câmbio/salário é negativa, mas a hipótese de que esta soma não é significativamente diferente de zero não foi rejeitada pelo teste de Wald. Finalmente, a soma dos coeficientes do ágio do mercado paralelo é também negativa e não significativa.

Resultados similares foram obtidos para a Equação II, com as variáveis renda apresentando somas de coeficientes significativamente diferentes de zero (pelo menos ao nível de 10%), enquanto as somas dos coeficientes associados às variáveis preço aparecem como estatisticamente não significantes.

Estes resultados parecem sugerir que a pressão relativa da demanda, relacionada com as variações no nível de atividade econômica no país e no resto do mundo, e desvios passados em relação ao equilíbrio de longo prazo são as principais forças determinando a dinâmica de curto prazo do saldo comercial medido a preços correntes.

A fim de determinar se os resultados acima são sensíveis a mudanças na estratégia de modelagem adotada, ambos os MCEs foram reestimados com o procedimento sugerido por Hendry para eliminação de defasagens com coeficientes não significantes sendo utilizados.⁽²⁴⁾ As duas equações foram estimadas, a princípio, em sua forma mais geral, com oito defasagens

(24) Este procedimento é freqüentemente referido na literatura como o procedimento LSE dados os vínculos tanto de Hendry como de outros econométricos que contribuíram para sua formulação com a London School of Economics. Para uma discussão compreensiva desta estratégia de modelagem, consulte-se GILBERT (1986) e CUTHBERTSON, HALL & TAYLOR (1992).

de cada variável integrante dos modelos sendo incluídas no lado direito das equações. Defasagens irrelevantes foram então sucessivamente eliminadas, depois que o usual test F indicou que tal eliminação era justificada (o nível de significância dos testes foi fixado em 5%). A cada passo, as restrições foram testadas contra uma regressão na qual todas as restrições anteriores haviam sido impostas. Quando as especificações finais foram obtidas, a hipótese de que todos os coeficientes das variáveis excluídas das equações são conjuntamente não significativos foi testada contra as regressões originais, isto é, as regressões não-restritas. Este procedimento visou evitar que, em qualquer ponto, restrições estatisticamente significativas fossem impostas às equações.

Ambas as equações foram submetidas à mesma bateria de testes aplicada às especificações derivadas a partir do critério EFP.

No caso da Equação I, todas as estatísticas de teste mostraram-se não significantes pelo menos ao nível de 10%, sugerindo que as hipóteses do modelo clássico de regressão linear e a hipótese de normalidade não são violadas e que o modelo está corretamente especificado. A estatística RESET, em particular, apresenta um valor de 1,7810, com um nível marginal de significância de aproximadamente 17%. O teste RESET para a Equação II, por outro lado, rejeitou a hipótese nula de ausência de erro de especificação - a estatística do teste, com um valor de 3,86815, é significativa ao nível de aproximadamente 2%. Dado este diagnóstico, apenas a especificação LSE para a Equação I foi reportada, com os resultados obtidos aparecendo na segunda coluna da Tabela 7.⁽²⁵⁾

Comparando estes novos resultados com aqueles baseados no critério de minimização do erro final de predição, verifica-se que o coeficiente do termo de correção de erro é novamente negativo e significativo ao nível de 1%, indicando, como antes, que aproximadamente dois terços do ajustamento em seguida a qualquer desvio da relação de longo prazo ocorre após apenas um trimestre.

(25) As defasagens de cada variável que foi incluída na equação foram as seguintes: $\dot{E}TB$: 1; $CEXW$: 0, 1, 2, 3; CYd : 0, 4; CYw : 0, 2, 8; $CAGIO$: 2, isto é, a especificação incluiu o valor contemporâneo e a quarta defasagem da primeira diferença da renda doméstica (CYd), e assim por diante. A equação incluiu ainda uma constante, além, obviamente, do termo de correção de erro.

As somas dos coeficientes das variáveis renda doméstica e renda mundial apresentam os sinais teoricamente esperados e são estatisticamente significativas ao nível de 1%, enquanto a soma dos coeficientes da relação câmbio/salário é não significante. A segunda defasagem do ágio do mercado paralelo, por sua vez, aparece na equação com um coeficiente que é negativo e também significativo ao nível de 1%.

Os resultados obtidos quando o procedimento LSE é adotado para a Equação I, portanto, não se distanciam significativamente daqueles derivados com base no critério de minimização do erro final de previsão, exceto no que diz respeito ao ágio do mercado paralelo, que apresentou um coeficiente estatisticamente significativo apenas quando o procedimento LSE foi adotado. Esta diferença nos resultados explica-se, provavelmente, pelo tratamento diferenciado que as defasagens irrelevantes recebem nos dois procedimentos. Vale notar que na regressão mostrada na Tabela 5 a maioria das defasagens de ordem mais baixa do ágio do mercado paralelo apresenta coeficientes que são estatisticamente significativos. Quando apenas defasagens significativas são incluídas na regressão, como é o caso quando o procedimento LSE é adotado, o impacto negativo do ágio do mercado paralelo do dólar sobre a balança comercial é captado pela equação.

Finalmente, é interessante mencionar que a adição ao MCE de uma variável *dummy* objetivando levar em conta as circunstâncias excepcionais que caracterizaram os últimos meses de vigência do Plano Cruzado (quarto trimestre de 1986) tende a melhorar, sob alguns aspectos, a performance das várias versões estimadas do modelo, sem, contudo, afetar de forma significativa os resultados básicos reportados acima.

Conclusões

Neste artigo, um modelo simples para a balança comercial foi especificado, e no qual a performance da balança comercial é associada à competitividade em preços e aos níveis de atividade nas economias doméstica e mundial. Definições das variáveis envolvidas que são comumente adotadas na literatura foram identificadas e as séries temporais correspondentes foram obtidas a partir das fontes habituais ou, em alguns casos, construídas com base em dados obtidos naquelas fontes. Testes para a presença de

raízes unitárias e testes de cointegração para este conjunto de variáveis foram conduzidos e representações de correção de erro foram estimadas.

Algumas das conclusões que podem ser extraídas dos resultados dos testes são resumidas a seguir.

1. Os testes para a presença de raízes unitárias revelaram que todas as seis séries utilizadas nos exercícios são integradas de primeira ordem. A implicação é que quaisquer choques impostos a uma destas variáveis tendem a ser incorporados ao movimento da variável ao longo do tempo, alterando de forma permanente o nível da variável.
2. Quatro diferentes especificações de um modelo simplificado para a balança comercial foram derivadas a partir de diferentes combinações das variáveis sob estudo. Testes de cointegração foram, então, conduzidos para cada uma daquelas especificações. Os resultados dos testes de cointegração indicaram que o modelo simples da balança comercial, postulado na introdução a este artigo, representa, de fato, no caso brasileiro, uma relação estável de longo prazo. Este resultado é de algum interesse já que cointegração não foi detectada quando um modelo semelhante foi testado para cinco países industrializados.
3. As principais hipóteses do modelo teórico, postulado na introdução e na seção 2, foram validadas pelas equações de cointegração. Estas equações mostraram que o saldo da balança comercial tende a aumentar quando o nível de atividade na economia doméstica é reduzido e quando a renda mundial está se expandindo. Os testes de cointegração também sugeriram que uma redução no poder de compra dos salários (pelo menos quando medido em termos de uma cesta de bens importados) e/ou uma desvalorização real da moeda nacional tendem a induzir um aumento do saldo comercial no longo prazo.
4. Os coeficientes de longo prazo, derivados das equações de cointegração, sugerem que a renda doméstica pode crescer no longo prazo a uma taxa aproximadamente duas vezes maior que a taxa de crescimento da renda mundial sem afetar o saldo comercial a preços correntes. Uma taxa de crescimento da renda doméstica acima daquele

limite requereria aumentos na relação câmbio/salário e/ou uma desvalorização real, caso se pretendesse manter o saldo comercial constante.

5. Diferentes versões de um modelo de correção de erro foram estimadas, visando descrever a dinâmica de curto prazo da balança comercial. Estes testes indicaram que mudanças nos níveis das rendas doméstica e mundial e desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo observados em períodos anteriores são as principais forças determinando a dinâmica de curto prazo da balança comercial brasileira.
6. Em uma das versões do modelo de correção de erro, as variações do ágio do mercado paralelo também apresentaram um coeficiente significativo com sinal negativo, indicando que um aumento naquele ágio tende a levar a uma deterioração da balança comercial.

TABELA 1
TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS
Hipótese nula: Variável z_t é I(1)
Período de estimação: 1977.1/1989.4

Variável	$n^{(*)}$	Estatística Q de Ljung-Box ^(**)	Estatística DF ou ADF
TB	0	17.53	-1.3184
RTB	0	17.02	-1.5380
Y_d	2	13.78	-0.2874
Y_w	8	8.67	1.1897
REXRATE	1	21.83	-1.3646
EXW	2	17.51	-1.7574

Notas: (*) n é o número mínimo de termos de aumento (valores defasados da variável dependente) que foi necessário adicionar à equação de teste de modo a se obter resíduos ruídos brancos.

(**) Os valores da estatística Q de Ljung-Box reportados acima referem-se à série de resíduos das equações dos testes DF e ADF (equações (4) e (5)).

Valores críticos da estatística Q de Ljung-Box (22 g.l.):

Nível de 5%: 33.9244.

Nível de 10%: 30.8133

Valores críticos da estatística ADF:

Nível de 1%: -3.5598

Nível de 5%: -2.9178

Nível de 10%: -2.5964

Fontes: ver apêndice.

TABELA 2
TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS
 Hipótese nula: Variável z_t é I(2)
 Período de estimação: 1977.1/1989.4

Variável	n ^(*)	Estatística Q	Estatística
		de Ljung-Box ^(**)	DF ou ADF
TB	1	12.15	-6.1414
RTB	0	16.92	-5.9710
Y _d	1	15.08	-5.9106
Y _w	1	27.14	-3.0709
	7	11.34	-5.2886
REXRATE	0	25.25	-5.1460
EXW	1	18.73	-3.0103

Notas: ^(*) n é o número mínimo de termos de aumento (valores defasados da variável dependente) que foi necessário adicionar à equação de teste de modo a se obter resíduos ruídos brancos.

^(**) Os valores da estatística Q de Ljung-Box reportados aqui referem-se à série de resíduos das equações dos testes DF e ADF (equações (4) e (5) após primeiras diferenças serem tomadas em ambos os lados das equações).

Valores críticos da estatística Q de Ljung-Box (22 g.l.):

Nível de 5%: 33.9244

Nível de 10%: 30.8133

Valores críticos da estatística ADF:

Nível de 1%: -3.5598

Nível de 5%: -2.9178

Nível de 10%: -2.5964

Fontes: ver apêndice.

TABELA 3
EQUAÇÕES DE COINTEGRAÇÃO
 Período de estimação: 1977.1/1989.4

Variáveis Explanatórias	Variável Dependente			
	TB		RTB	
	Equação I	Equação II	Equação III	Equação IV
EXW	2.7707701		4.8575741	
REXRATE		3.2650388		9.2635601
Y _d	-21.938522	-24.051505	-30.679071	-33.576080
Y _w	40.236174	46.612190	55.620307	66.406494
Constante	-2172.6790	-2641.0609	-3148.2236	-4345.0634
R ² ajustado	0.890719	0.855632	0.850081	0.855125
D-W	0.994062	0.788142	0.699934	0.724735

TABELA 4
TESTES DE COINTEGRAÇÃO
 Período de estimação: 1977.1/1989.4

	Estatística ADF		
	Número de Termos de Aumento (n) ⁽¹⁾		
	0	1	4
Equação I			
TB, EXW, Y _d , Y _w	-4.4049**	-4.9828**	-3.6743
Equação II			
TB, REXRATE, Y _d , Y _w	-3.8168	-4.3301**	-3.0111
Equação III			
RTB, EXW, Y _d , Y _w	-3.2586	-3.6007	-2.9682
Equação IV			
RTB, REXRATE, Y _d , Y _w	-3.2921	-4.0714*	-3.3591

Notas: (1) a hipótese nula de não-cointegração não foi rejeitada pelos testes quando o valor de n foi fixado em 2 ou 3.

* hipótese nula rejeitada ao nível de significância de 10%.

** hipótese nula rejeitada ao nível de significância de 5%.

TABELA 5
MODELO DE CORREÇÃO DE ERRO: EQUAÇÃO I -
CRITÉRIO EFP
Período de estimação: 1977.2/1989.4

CTB =	0.8867368 (0.0650653)		0.6648163 RES (-1) (-4.8550827)*	+	0.3958930 CTB (-1) (3.7658077)*
+	2.9404017 CEXW (2.4039686)*		3.7987688 CEXW (-1) (-2.9641638)*		4.0478251 CEXW (-2) (-3.4418844)*
+	4.5083273 CEXW (-3) (3.2715724)*		20.356008 CY _d (-4.8766114)*	+	0.0142604 CAGIO (0.5039082)
+	0.0132871 CAGIO (-1) (0.4132750)		0.0255106 CAGIO (-2) (-0.5773349)		
	0.1152676 CAGIO (-3) (-2.1426978)*	+	0.1067587 CAGIO (-4) (1.8478382)		
+	30.067909 CY _w (2.0763095)				

Notas: A letra C denota que as variáveis entraram na equação na forma de primeiras diferenças; o símbolo * indica que o valor absoluto da estatística t entre parênteses está acima do valor crítico para o nível de significância de 5% (teste de duas caudas).

Estatísticas Básicas

Nº observações (T) = 51

Nº de parâmetros (k) = 14

R² ajustado = 0.690010

EFP = 3709.175

Testes de Diagnóstico

LM(1,36) = 0.43248

LM(4,33) = 1.05346

LM(8,29) = 0.73088

(0.5150)

(0.3949)

(0.6635)

Q(21) = 17.57

ARCH(1,49) = 0.24983

W(26) = 20.7694

(0.6759)

(0.6195)

(0.7538)

N(2) = 2.443458

RESET(3,34) = 2.38595

(0.294720)

(0.0847)

Nota: * Os números entre parênteses correspondem aos níveis marginais de significância das respectivas estatísticas de teste.

TABELA 6
MODELO DE CORREÇÃO DE ERRO:
EQUAÇÃO II - CRITÉRIO EFP
 Período de estimação: 1977.2/1989.4

CTB = -	6.8446858		0.5388564 RES (-1)	+	0.3307642 CTB (-1)
	(-0.3514768)		(-3.8854396)*		(2.3353065)*
	19.511082 CY _d		4.3770956 CY _d (-1)	+	10.420829 CY _d (-2)
	(-3.6972490)*		(-0.7124790)		(1.9032441)
+	34.621675 CY _w	+	1.7425362 CREXRATE		2.2322544 CREXRATE (-1)
	(1.9198970)		(0.8208069)		(-0.9560628)
	2.5595403 CREXRATE (-2)	+	4.6463350 CREXRATE (-3)		
	(-1.1520017)		(2.0599583)*		
	0.0004760 CAGIO	+	0.0286297 CAGIO (-1)		
	(-0.0125878)		(0.6884647)		
+	0.0082577 CAGIO (-2)		0.1629129 CAGIO (-3)		
	(0.1618416)		(-2.6234621)*		

Nota: A letra C denota que as variáveis entraram na equação na forma de primeiras diferenças; o símbolo * indica que o valor absoluto da estatística t entre parênteses está acima do valor crítico para o nível de significância de 5% (teste de duas caudas).

Estadísticas Básicas

Nº observações (T) = 51

Nº de parâmetros (k) = 15

R² ajustado = 0.550802

EFP = 5457.564

Testes de Diagnóstico*

LM(1,35) = 0.39351

LM(4,32) = 0.67691

LM(8,28) = 0.77666

(0.5345)

(0.6130)

(0.6264)

Q(21) = 13.76

ARCH(1,49) = 0.06041

W(28) = 0.89509

(0.8797)

(0.8069)

(0.6137)

N(2) = 2.177589

RESET(3,33) = 2.30638

(0.336622)

(0.0931)

Nota: * Os números entre parênteses correspondem aos níveis marginais de significância das respectivas estatísticas de teste.

TABELA 7
MODELO DE CORREÇÃO DE ERRO: EQUAÇÃO I
 Período de estimação: 1977.2/1989.4

Variável	Soma de Coeficientes	
	Critério EFP	Procedimento LSE
RES (-1)	-0.6648163 (23.5718) [0.0000]	-0.6128542 (24.7931) [0.0000]
Σ CTB	0.3958930 (14.1813) [0.0002]	0.4238395 (19.6705) [0.0000]
Σ CEXW	-0.3978649 (0.03000) [0.8625]	0.3735460 (0.02911) [0.8645]
Σ CYd	-20.356008 (23.7813) [0.0000]	-30.512873 (32.9793) [0.0000]
Σ CYw	30.067909 (4.31196) [0.0379]	70.255639 (9.22955) [0.0024]
Σ CAGIO	-0.0064720 (0.00393) [0.9500]	-0.1278074 (10.1823) [0.0014]

Nota: Os números entre parênteses são estatísticas chi-quadrado testando a hipótese nula de que a respectiva soma de coeficientes não é significativamente diferente de zero; os números entre colchetes são os níveis marginais de significância das estatísticas chi-quadrado.

TABELA 8
MODELO DE CORREÇÃO DE ERRO: EQUAÇÃO II
 Período de estimação: 1977.2/1989.4

Variável	Soma de Coeficientes
	Critério EFP
RES (-1)	-0.5388564 (15.0966) [0.0001]
Σ CTB	0.3307642 (5.45366) [0.0195]
Σ CREXRATE	1.5970765 (0.13280) [0.7155]
Σ CYd	-13.467349 (2.58259) [0.1080]
Σ CYw	34.621675 (3.68600) [0.0549]
Σ CAGIO	-0.1265015 (1.51837) [0.2179]

Nota: Os números entre parênteses são estatísticas chi-quadrado testando a hipótese nula de que a respectiva soma de coeficientes não é significativamente diferente de zero; os números entre colchetes são os níveis marginais de significância das estatísticas chi-quadrado.

Referências Bibliográficas

- BOUCHER, J. The U.S. current account: a long and short run empirical perspective. *Southern Economic Journal*, v. 58, n. 1, p. 93-111, July 1991.
- BRAGA, H. & ROSSI, J. A dinâmica da balança comercial no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 41, n. 2, p. 237-248, 1987.
- CONTADOR, C. & SANTOS FILHO, W. Produto Interno Bruto trimestral: bases metodológicas e estimativas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 17, n. 3, p. 711-742, 1987.
- CUTHBERTSON, K., HALL, S. & TAYLOR, M. *Applied econometric techniques*. Ann Arbor: University of Michigan Press, 1992.
- DICKEY, D. & PANTULA, S. Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 5, n. 4, p. 455-461, 1987.
- ENGLE, R. & CRANGER, C. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FERREIRA, A. Testes de Granger causalidade para a balança comercial brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 47, n. 1, p. 83-95, 1993.
- GILBERT, C. Professor Hendry's econometric methodology. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 48, n. 3, p. 283-307, 1986.
- GODFREY, L. *Misspecification tests in econometrics*. Cambridge: University Press, 1988.
- GRANGER, C. Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 48, n. 3, p. 213-228, 1986.
- _____.& NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, n. 3, p. 111-120, 1974.
- HALL, R., JOHNSTON, J. & LILIEN, D. *Micro TSP User's Manual Version 7.0*, 1990.
- HENDRY, D. Econometric modelling with cointegrated variables: an overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 48, n. 3, p. 201-212, 1986.
- HSIAO, C. Autoregressive modelling and money-income causality detection. *Journal of Monetary Economics*, n. 7, p. 85-106, 1981.

- ISSLER, J. & GAZEL, R. *Investigating the causes of the recent Brazilian trade surpluses*. Textos para discussão interna n° 183. Rio de Janeiro: IPEA-INPES, 1989.
- LOCATELLI, R. & SILVA, J. da. *Câmbio real e competitividade das exportações brasileiras*. Texto para discussão n° 59. Belo Horizonte: CEDEPLAR-UFMG, 1990.
- MACKINNON, J. *Critical values for cointegration tests*. Working Paper. San Diego: University of California, 1990.
- MILLER, S. Monetary dynamics: an application of cointegration and error-correction modelling. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 23, n. 2, p. 139-154, 1991.
- PIMENTEL, F. & LEMOS, M. *O comportamento da balança comercial: do ajustamento dos inícios dos anos oitenta ao Plano Cruzado*. Texto para discussão n° 48. Belo Horizonte: CEDEPLAR-UFMG, 1988.
- ROSE, A. The role of exchange rates in a popular model of international trade - Does the 'Marshall-Lerner' condition hold? *Journal of International Economics*, 30, p. 301-316, 1991.
- TREHAN, B. The practice of monetary targeting: a case study of the West German experience. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, Spring, p. 30-44, 1988.
- ZINI, JR., A. As minidesvalorizações brasileiras: política cambial adequada com choques de oferta? *Estudos Econômicos*, v. 18, n. 1, p. 51-91, 1988.
- _____. A política cambial em discussão. *Revista de Economia Política*, v. 9, n. 1, p. 47-61, 1989.

Apêndice

SÉRIES TEMPORAIS UTILIZADAS
DEFINIÇÃO E FONTES

Variável	Definição	Fontes
ÁGIO	"Ágio Mercado Paralelo do Dólar	CE-FGV, BD
EXW ⁺	Taxa Câmbio Real/ Salário Real	CE-FGV, IFS-IMF, FIESP
REXRATE ⁺	Taxa Câmbio Real (paridade cruzeiro/dólar)	CE-FGV, IFS-IMF
RTB ⁺	Balança Comercial a Preços Constantes	CE-FGV, BC
TB	Balança Comercial a Preços Correntes	CE-FGV
Y _d	PIB Real Brasil	Contador e Santos Filho (1987), FIBGE
Y _w	PIB Real OCDE	OCDE

Notas: Todas as variáveis entraram nos testes sob a forma de índices (ano base: 1980 = 100).
+ estimativa do autor baseada em dados obtidos nas fontes indicadas.
BC = Banco Central do Brasil.
BD = Brasil em dados.
CE-FGV = Conjuntura Econômica-Fundação Getúlio Vargas.
FIBGE = Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
FIESP = Federação das Indústrias do Estado de São Paulo.
IFS-FMI = International Financial Statistics - Fundo Monetário Internacional.
OCDE - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico.

(Recebido em novembro de 1992. Aceito para publicação em julho de 1993).