ISSN 1415-4765

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 660

Impactos de Desvalorizações Cambiais sobre a Conta Corrente no Brasil

Adolfo Sachsida
Joanílio Rodolpho Texeira

Brasília, agosto de 1999

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 660

Impactos de Desvalorizações Cambiais sobre a Conta Corrente no Brasil*

Adolfo Sachsida**
Joanílio Rodolpho Teixeira***

Brasília, agosto de 1999

---

* *Os autores gostariam de agradecer a Marcelo Abi-Ramia Caetano pelos comentários e sugestões. Naturalmente, os erros ou omissões contidos neste artigo são de responsabilidade dos autores. O trabalho beneficiou-se do apoio financeiro propiciado pelo CNPq.*

** *Da Coordenação Geral de Finanças Públicas do IPEA.*

*** *Do Departamento de Economia da UnB.*

MINISTÉRIO DA FAZENDA
Secretaria de Estado de Planejamento e Avaliação

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Presidente
Roberto Borges Martins

DIRETORIA

Eustáquio J. Reis
Gustavo Maia Gomes
Hubimaier Cantuária Santiago
Luís Fernando Tironi
Murilo Lôbo
Ricardo Paes de Barros

O IPEA é uma fundação pública, vinculada à Secretaria de Estado de Planejamento e Avaliação do Ministério da Fazenda, cujas finalidades são: auxiliar o ministro na elaboração e no acompanhamento da política econômica e promover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

Tiragem: 115 exemplares

COORDENAÇÃO DO EDITORIAL

Brasília – DF:
SBS Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES, 10º andar
CEP 70076-900
Fone: (61) 315 5374 – Fax: (61) 315 5314
E-mail: editbsb@ipea.gov.br

Home-page: http://www.ipea.gov.br

SERVIÇO EDITORIAL
Rio de Janeiro – RJ:
Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 14º andar
CEP 20020-010
Fone: (21) 212 1140 – Fax: (21) 220 5533
E-mail: editrj@ipea.gov.br

É PERMITIDA A REPRODUÇÃO DESTE TEXTO, DESDE QUE OBRIGATORIAMENTE CITADA A FONTE.
REPRODUÇÕES PARA FINS COMERCIAIS SÃO RIGOROSAMENTE PROIBIDAS.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO **7**

2 REVISÃO DA LITERATURA **8**

3 O MODELO MATEMÁTICO **9**

4 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS **11**

5 CONCLUSÃO **14**

ANEXOS **15**

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS **21**

SINOPSE

Este trabalho busca estimar o impacto potencial de uma desvalorização cambial sobre a conta corrente no período de julho de 1995 a abril de 1998, no Brasil. A abordagem matemática é uma adaptação de Mesa e Estrada (1996), e o tratamento econométrico baseia-se na análise de co-integração. Foi introduzida a metodologia do índice Divisia para expurgar das elasticidades componentes devidos a mudanças institucionais. Os resultados indicam que medidas institucionais são mais eficientes do que desvalorizações cambiais para se corrigirem desvios na conta corrente do balanço de pagamentos.

O CONTEÚDO DESTE TRABALHO É DA INTEIRA E EXCLUSIVA RESPONSABILIDADE DE SEUS AUTORES,
CUJAS OPINIÕES AQUI EMITIDAS NÃO EXPRIMEM, NECESSARIAMENTE, O PONTO DE VISTA DA
SECRETARIA DE ESTADO DE PLANEJAMENTO E AVALIAÇÃO DO MINISTÉRIO DA FAZENDA.

ABSTRACT

This paper deals with the potential impact of an exchange devaluation on the brazilian current account in the period July 1995-April 1998. The model is an adaptation of Mesa e Estrada (1996) and the cointegration analysis is complemented with the Divisia index to expurgate from the elasticities the residuals due to institutional changes. The econometric results show that institutional measures are more efficient than exchange devaluations to correct deviations in the current account.

1 INTRODUÇÃO

Após a implementação do Plano Real, em junho de 1994, a taxa de câmbio tem freqüentado cada vez mais o noticiário econômico. Os seguidos déficits em conta corrente obtidos pelo governo brasileiro têm suscitado dúvidas quanto à adequação da política cambial adotada. Nesse tipo de ambiente, uma proposta que sempre ganha força é a de se desvalorizar o câmbio e estimular, assim, a competitividade dos produtos exportados, tornando mais caro o bem importado.

Essa lógica parece clara: uma desvalorização cambial tornaria o produto nacional mais barato no mercado internacional, o que facilitaria sua venda, ao mesmo tempo em que encareceria os bens (ou serviços) importados, e diminuiria a demanda doméstica por estes. Apesar da plausibilidade desse argumento, deve ser salientado que a magnitude do efeito de uma desvalorização cambial sobre a conta corrente depende de três fatores. Primeiro, do grau de *pass-through*[1] que as empresas importadoras (ou exportadoras) realizam; segundo, da capacidade de desvalorizações nominais alterarem a taxa de câmbio real; e, terceiro, da sensibilidade dos fluxos de comércio em relação a desvalorizações reais.

Neste trabalho, busca-se fazer uma revisão da literatura pertinente aos efeitos de desvalorizações cambiais sobre as contas externas. Além disso, é proposto um exercício econométrico, que utiliza o índice de Divisia e visa estimar o impacto de uma desvalorização cambial sobre a conta corrente no Brasil.

A pesquisa econométrica desenvolvida é uma variação do trabalho de Mesa e Estrada (1996), no qual se busca simplificar o arcabouço teórico original e permitir, assim, maior desagregação dos componentes da conta corrente do balanço de pagamentos. O tratamento econométrico baseia-se em uma análise de co-integração que fornece uma relação comportamental entre a conta corrente e o câmbio. Tal análise permite uma visão de longo prazo e também a estimação de um mecanismo de correção de erros que possibilita o cálculo das elasticidades de curto prazo dos principais elementos. Com o intuito de expurgar das elasticidades o componente devido a mudanças institucionais (quedas de barreiras tarifárias e não tarifárias, por exemplo), utilizou-se a metodologia do índice Divisia [Choudhry, 1979]. O período abrange julho de 1995 a abril de 1998.

Além desta introdução, o trabalho apresenta, no capítulo 2, uma revisão da literatura; no capítulo 3, é montado o modelo matemático; no 4, são discutidos os resultados econométricos; e, no último capítulo, expõe-se a conclusão. Os anexos contêm as tabelas relevantes.

---

[1] Para maiores detalhes sobre *pass-through*, ver Tange (1997) e Han e Suh (1996).

2 REVISÃO DA LITERATURA

A taxa de câmbio é uma das variáveis macroecômicas que mais atenção tem recebido, tanto por parte de acadêmicos quanto por parte de formuladores de política.[2] Na literatura internacional, os resultados econométricos não são conclusivos sobre os efeitos de uma desvalorização cambial sobre a conta corrente.

Em um trabalho para doze países em desenvolvimento, no período que vai de 1970 a 1992, Reinhart (1995) afirmou que desvalorizações cambiais obtêm sucesso em corrigir desequilíbrios comerciais e estimular exportações. No entanto, a autora alerta que, devido ao fato de a elasticidade-preço ser baixa, são necessárias grandes desvalorizações para que o efeito gerado na balança comercial seja significativo.

Ao procurar evidenciar uma relação entre câmbio e importações para a Coréia, Oskooee e Rhee (1997) utilizam um modelo uniequacional e encontram uma baixa elasticidade das importações em relação aos preços relativos (-0,10). Também ao fazer uso de um modelo de uma única equação, Carone (1996), em um estudo para os Estados Unidos, no período 1970-1992, monta um modelo auto-regressivo de defasagens distribuídas e chega à conclusão de que somente uma forte desvalorização do dólar poderia dar suporte a um processo de ajustamento do déficit da balança comercial dos EUA; além disso, isso ocorreria com uma considerável defasagem de tempo.

Nos três trabalhos citados anteriormente, parece ser consenso que, apesar do câmbio influir na balança comercial, dada a baixa magnitude dessa elasticidade, são necessárias grandes desvalorizações para que se produzam efeitos significativos. Outro ponto que merece destaque é o salientado por Carone (*op. cit.)*: existe grande defasagem entre uma mudança no câmbio e uma resposta na balança comercial. Nessa linha, deve ser ressaltada a pesquisa de Himarios (1989), que mostra que desvalorizações nominais[3] afetam a balança comercial positivamente, mas tal efeito pode levar três anos para materializar-se.

Entre os trabalhos que não encontram relação entre depreciação cambial e variação na balança comercial, podem-se citar os estudos de Rose (1990) e Ostry e Rose (1992). No primeiro, o autor conclui que alterações na taxa de câmbio real não têm efeito significativo na balança comercial. No segundo, os autores chegam ao mesmo resultado, mas com a variável *preços relativos,* ao invés da variável *câmbio real*. Uma justificativa teórica para esses resultados pode ser encontrada em Johnson (1977). Ele

---

[2] Para uma revisão mais completa sobre a literatura da taxa de câmbio, ver Taylor (1995) e Polak (1995).

[3] Não é incomum os trabalhos utilizarem taxa de câmbio nominal, ao invés da real, para se medir o efeito de desvalorizações na conta corrente. A justificativa para isso é que a variável sob o controle do governo é a taxa de câmbio nominal. Uma justificativa teórica mais sólida pode ser encontrada em Faruqee (1995), que monta um modelo matemático para mostrar que a taxa de câmbio nominal e a real caminham juntas.

sugere que, de acordo com o modelo monetário, desvalorizações reais são apenas transitórias, pois o crescimento do nível de preços (resultante da desvalorização) tende a eliminar a depreciação original.

Os estudos, nesse campo, para o Brasil também são conflitantes. Rocha (1997) mostra que, entre 1965 e 1985, os salários explicaram os movimentos da taxa de câmbio[4] e esta contribuiu para o desempenho das exportações brasileiras. Ao utilizarem uma regressão simples, Almonacid e Scrimini (1997) concluem que, no período 1963-1996, o câmbio influiu no saldo da balança comercial. Quando estimam separadamente equações de oferta e demanda de produtos manufaturados brasileiros, no período 1964-1988, Amazonas e Barros (1996) concluem que a taxa de câmbio real influi na exportação de manufaturados. No entanto, Carneiro e Mello (1997) mostram que uma análise de causalidade entre as séries câmbio e exportações não aponta na direção dos déficits comerciais devido a uma suposta supervalorização do real.

3 O MODELO MATEMÁTICO

Em um estudo para a Colômbia, no período 1965-1992, Mesa e Estrada (1996) montam um modelo matemático para explicar as relações entre a taxa de câmbio real e o ajuste da conta corrente. Por fim, os autores concluem que uma desvalorização real melhora (diminui) o déficit em conta corrente.

Neste capítulo será montado um modelo similar ao de Mesa e Estrada (*op. cit.*) com, basicamente, duas modificações. Primeiro, dado a indisponibilidade para o Brasil de dados referentes a bens *tradables* e *non-tradables*, serão usados, em seu lugar, bens exportáveis e importáveis. Segundo, para melhor explicitação das contas que compõem a conta corrente, o arcabouço original é modificado para permitir tal análise.

Segue-se o modelo:

b = déficit em conta corrente;

Cc = consumo de *tradables* que é uma função do câmbio (q);

Ic = investimento em *tradables* que é uma função do câmbio (q);

Pc = produção de *tradables* que é uma função do câmbio (q); e

xi,q = elasticidade da i-ésima conta em relação ao câmbio (q).

---

4 Modelos nos quais a taxa de câmbio é endógena podem ser encontrados em Eichenbaum e Evans (1995); Meese e Rose (1991); e Bergstrand (1991).

$$b = Cc(q) + Ic(q) - Pc(q)$$

$$\frac{db}{dq} = \frac{dCc}{dq} + \frac{dIc}{dq} - \frac{dPc}{dq}$$

$$\frac{db}{dq} = \left(\frac{dCc}{dq}\frac{q}{Cc}\right)\frac{Cc}{q} + \left(\frac{dIc}{dq}\frac{q}{Ic}\right)\frac{Ic}{q} - \left(\frac{dPc}{dq}\frac{q}{Pc}\right)\frac{Pc}{q}$$

$$\frac{db}{dq} = x_{Cc,\,q}\frac{Cc}{q} + x_{Ic,\,q}\frac{Ic}{q} - x_{Pc,\,q}\frac{Pc}{q}$$

$$db = \left[x_{Cc,\,q}.Cc + x_{Ic,\,q}.I_c - x_{Pc,\,q}.Pc\right].\left[\frac{dq}{q}\right]$$

Nesse ponto, faz-se uma modificação em relação ao texto de Mesa e Estrada (1996). Adotam-se bens importáveis no lugar de consumo e investimento em *tradables*, e bens exportáveis, ao invés de produção de *tradables*. Desse modo, passa-se a ter:

$$db = \begin{bmatrix} x_{Bc,\,q}.Bc + x_{Bk,\,q}.Bk + x_{Co,\,q}.Co + x_{Mp,\,q}.Mp + x_{Ju,\,q}.Ju + x_{Vi,\,q}.Vi + x_{Tr,\,q}.Tr + \\ + x_{Seg,\,q}.Seg + x_{Ld,\,q}.Ld + x_{Sg,\,q}.Sg + x_{Sd,\,q}.Sd - x_{Ju,\,q}.Ju - x_{Vi,\,q}.Vi - x_{Tr,\,q}.Tr \\ - x_{Seg,\,q}.Seg - x_{Ld,\,q}.Ld - x_{Sg,\,q}.Sg - x_{Sd,\,q}.Sd - x_{Bb,\,q}.Bb - x_{Bi,\,q}.Bi \end{bmatrix}.\left[\frac{dq}{q}\right] \quad (1)$$

em que o sinal de mais (+) indica importações e o sinal de menos (-), exportações:

Bc = bens de consumoBk = bens de capital;

Co = combustíveisMp = matéria-prima;

Ju = jurosVi = viagens internacionais;

Tr = transportesSeg = seguro;

Ld = lucro e dividendosSg = serviços do governo;

Sd = serviços diversosBb = bens básicos; e

Bi = bens industrializados.

Outra alternativa seria considerar as elasticidades agregadas, ao invés de estimá-las conta a conta. Nesse caso, teríamos o seguinte modelo:

$$db = \left[x_{MSTot}.MSTot + x_{MTot}.MTot - x_{XSTot}.XSTot - x_{XTot}.XTot\right].\left[\frac{dq}{q}\right] \qquad (1a)$$

em que

MSTot = importações totais de serviços;

XSTot = exportações totais de serviços;

MTot = importações totais de bens;

XTot = exportações totais de bens; e

xi = elasticidade da i-ésima conta em relação ao câmbio.

A vantagem de estimar-se a equação (1) ou (1a), ao invés da proposta por Mesa e Estrada (1996), reside na explicitação dos efeitos da desvalorização em cada conta. Desse modo, torna-se possível verificar a influência do câmbio nos diversos itens que compõem a conta corrente. No modelo original, tal desagregação não era possível.

4 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Tanto a equação (1) como a (1a) explicitam a variação na conta corrente decorrente de uma alteração no câmbio. Assim, basta estimarem-se as elasticidades de cada item para se obter o impacto de uma desvalorização (valorização) cambial na conta corrente.[5]

A grande inovação deste trabalho, em relação aos passados, diz respeito à estimação do índice Divisia. Tal índice permite a expurgação de elementos discricionários que afetam a elasticidade. Por exemplo, com a abertura comercial, é de se esperar que o volume de importações aumente; assim, as importações aumentaram por razões outras que o câmbio. A fim de eliminar esse efeito, é estimado o índice Divisia,[6] e o valor encontrado é usado para subtrair da elasticidade obtida por meio da regressão.

Todas as elasticidades da equação (1a) foram estimadas via mínimos quadrados ordinários. Para tanto, partiu-se de um modelo auto-regressivo de defasagens distribuídas (ADL) com constante e quatro defasagens, tanto para a variável dependente (MSTot, XSTot, MTot e XTot), quanto para a variável independente (q).[7] As reduções do modelo seguiram o critério de Scharwz, Hanna-Quin e Akaic.[8] Todos esses critérios estão disponibilizados no *software* PC-Give 8.01.

Apesar de os autores reconhecerem as críticas provenientes de estimarem-se elasticidades via modelos uniequacionais, cabe ressaltar que parte relevante da literatura entre câmbio e conta corrente faz uso de um modelo de uma única equação [Mesa e Estrada, 1996; Himarios, 1989; Oskooee e Rhee, 1997; Carone, 1996, etc.], ou então

---

5 Neste estudo, o efeito de uma desvalorização no câmbio sobre a conta corrente é simétrico ao efeito de uma valorização. Para cotejar com um trabalho no qual isso não se verifica, ver Han e Suh (1996).

6 Por motivos de espaço, a estimação do índice Divisia não é explicitada neste artigo, sendo apenas mostrado o seu valor; todavia, os dados estão disponíveis com os autores deste texto. Para maiores detalhes sobre o índice Divisia, consultar Choudhry (1979).

7 Todas as variáveis foram estimadas em logaritmo.

8 Akaic é o FPE disponibilizado no PC-Give 8.01.

com uma equação de oferta e outra de demanda, estimadas separadamente e, portanto, não simultâneas [Amazonas e Barros, 1996].

Ao todo, foram estimadas quatro regressões; na primeira, foi plotado o logaritmo das importações de serviços totais (LMSTot) contra o câmbio nominal (q); na segunda, o *log* das exportações de serviços totais (LXSTot) em relação ao câmbio nominal; na terceira, o *log* das exportações de bens totais (LXTot) com o câmbio nominal; e, por último, o logaritmo das importações de bens totais (LMTot) e o câmbio nominal.[9]

Vale ressaltar que as mesmas regressões do parágrafo anterior foram feitas com o uso da variável LPqA no lugar de câmbio nominal. Essa variável foi obtida da seguinte maneira: *(i)* divide-se o índice de preços no atacado (IPA-DI) brasileiro de maio de 1995 pelo IPA estadunidense do mesmo mês; *(ii)* utiliza-se o valor obtido no passo 1 para multiplicar o valor do câmbio nominal em abril de 1995; *(iii)* no passo 2 foi obtida a desvalorização necessária para manter, em maio de 1995, a paridade de abril de 1995. Depois, toma-se o diferencial de inflação em junho de 1995 e multiplica-se pelo valor obtido no passo 2, para obter-se a desvalorização necessária para manter, em junho de 1995, a paridade em relação a abril de 1995. Ao realizar-se tal procedimento recursivamente, obtém-se uma série até abril de 1997, com valores mensais, mantendo a paridade com abril de 1995. Vamos chamar essa nova série de PPA; *(iv)* divide-se cada célula em PPA pelo câmbio nominal do respectivo mês; *(v)* tira-se o logaritmo dos valores obtidos no passo 4 (chamamos essa série de LPqA).

A intuição de LPqA é simples. Toda vez que ocorrerem desvios em relação à paridade de abril de 1995, a conta corrente deveria responder positiva ou negativamente, afinal, estariam ocorrendo variações reais e não somente nominais no câmbio. Caso isso não acontecesse, seria um indicativo de baixa sensibilidade da conta corrente em relação ao câmbio real. A justificativa para a escolha do mês de abril de 1995 para servir como base deve-se ao fato de o governo brasileiro ter realizado uma mudança em sua política cambial em março de 1995. A partir desse mês, passou-se ao uso de bandas cambiais. Ao supor-se que, durante o mês de março, o câmbio tenha sofrido uma série de ajustes, usou-se o mês subseqüente como base. No entanto, os resultados econométricos encontrados apenas ratificaram as regressões anteriores e não apresentaram nenhuma mudança significativa.[10]

Como este é um estudo de séries de tempo, faz-se necessária a verificação da estacionariedade ou não das variáveis. A tabela 1 (no anexo) informa-nos sobre a ordem de integração das séries. As variáveis em questão mostraram ser muito sensíveis à escolha do número de defasagens e à inclusão de uma constante ou uma constante

---

9 Além dessas regressões, também foram estimadas outras para cada item da conta corrente separadamente. Entretanto, os resultados, que se mantiveram basicamente os mesmos, não serão reportados aqui, e podem ser obtidos com os autores deste texto.

10 Desse modo, tais resultados não serão explicitados neste artigo, e estarão disponíveis com os autores.

e tendência no teste de raiz unitária. De qualquer maneira, o teste para as primeiras diferenças sugere que as variáveis são, no máximo, integradas de ordem 1 (I(1)). As variáveis LMTot e LXSTot não deram evidências de serem não-estacionárias. Quanto às demais, não foi possível rejeitar a hipótese Ho de não-estacionariedade. Contudo, dado a baixa potência do teste Dickey-Fuller somado à volatilidade dos resultados (em relação ao número de defasagens ou à inclusão de variáveis determinísticas), parece ser prudente não tomar tal resultado como definitivo. No entanto, tal fato não prejudica a análise, pois basta as variáveis se co-integrarem para que a regressão não seja espúria e seus resultados sejam válidos. Nesse sentido, se o mecanismo de correção de erros (ECM) for significativo, é porque as variáveis guardam alguma relação de longo prazo e a série co-integra-se.

Como pode ser visto no anexo (tabelas 2, 3, 4 e 5), todos os quatro mecanismos de correção de erros (ECM) são significativos. Desse modo, todas as regressões têm validade e não são espúrias.

De acordo com a tabela 2 (no anexo), a elasticidade de longo prazo das importações de serviços totais (MSTot), em relação ao câmbio nominal (q), é de 3,058; no entanto, a elasticidade de curto prazo[11] é zero. Além disso, temos que subtrair da elasticidade de longo prazo o índice Divisia, para dela expurgar os efeitos atribuídos indevidamente ao câmbio. Para essa variável, o valor do índice Divisia é de 16,1464. Com isso, após a subtração do índice Divisia da elasticidade estimada, esta torna-se zero. Note-se que não se deve fazer a conta (3,058 - 16,1464), pois o Divisia serve apenas para correção da elasticidade e não pode mudar seu sinal. Esse resultado não é de todo uma surpresa, afinal, parece razoável supor que essa conta responda muito mais a entraves institucionais do que ao câmbio.

Pela tabela 3 (no anexo), a elasticidade de longo prazo das exportações de serviços totais (XSTot), em relação ao câmbio nominal (q), é de 1,838. Porém, o valor do índice Divisia, para essa conta, é de 3,8464. Em relação à elasticidade de curto prazo, não é possível rejeitar que seja diferente do valor do índice Divisia em um nível de 5 % de significância.[12] Desse modo, a variável XSTot parece ser mais sensível a variáveis institucionais do que ao câmbio.

Na tabela 4 (no anexo), a elasticidade de longo prazo das importações de bens totais (MTot), em relação ao câmbio nominal (q), é de 1,51, e a de curto prazo é zero. Contudo, o Divisia para essa conta é de 2,1158. Novamente, medidas institucionais dominam os efeitos do câmbio.

A útima tabela (tabela 5 no anexo) mostra uma elasticidade de longo prazo das exportações de bens totais (XTot), em relação ao câmbio nominal (q), de 1,078 e de

---

11 As defasagens da equação de curto prazo foram escolhidas de acordo com os testes de resíduo (AR, ARCH, Normality, Xi*Xj, Xi^2) e de especificação do modelo (Reset), todos fornecidos pelo Pc-Give 8.01.

12 Isso pode ser melhor visualizado no teste de Wald, em itálico, na tabela 3.

zero, no curto prazo. O Divisia é 1,2837, o que elimina os efeitos do câmbio nas exportações de bens.

5 CONCLUSÃO

Os resultados deste artigo mostraram robustez quanto à mudança da variável câmbio nominal (q) por uma outra que procura refletir os desvios da paridade (LPqA) e servir de *proxy* a do câmbio real. Além disso, os resultados também se mantiveram na desagregação individual de cada conta (equação 1). Isso parece sinalizar uma baixa sensibilidade da conta corrente em relação ao câmbio no Brasil, no período analisado.

As variáveis institucionais, tais como abertura comercial e desregulamentações, captadas pelo índice Divisia, parecem ter exercido forte influência sobre a conta corrente.

Esses resultados, em conjunto, apontam para a ineficácia de desvalorizações cambiais sobre a conta corrente e sinalizam que medidas institucionais são mais eficientes do que o câmbio para se corrigirem desvios na conta corrente do balanço de pagamentos. Cabe ressaltar que a literatura sobre esse assunto não é conclusiva, o que indica que desvalorizações cambiais ou não têm eficácia para melhorar a conta corrente, ou então são necessárias grandes desvalorizações, associadas a um considerável período de tempo, para que a conta corrente responda.

ANEXOS

TABELA 1
Ordem de Integração das Séries (Teste Dickey-Fuller Aumentado)

Unit root tests 1996 (6) to 1998 (4)
Critical values: 5%=-1.957 1%=-2.67

	t-adf[a]	lag[b]	t-prob
LXSTot	1.6000	5	0.0024
LMSTot	1.9228	5	0.0004
LXTot	1.4689	10	0.0026
LMTot	0.3545	1	0.0119
Lq	-1.3701	7	0.0352
LPqA	-0.4611	7	0.0429

Unit root tests 1996 (6) to 1998 (4)
Critical values: 5%=-2.997 1%=-3.75; Constant included

	t-adf	lag	t-prob
LXSTot	-0.5784	5	0.0092
LMSTot	-1.9868	5	0.0007
LxTot	0.5725	10	0.0047
LMTot	-3.7900**	0	
Lq	1.7592	2	0.0215
LPqA	-2.7147	1	0.0347

Unit root tests 1996 (6) to 1998 (4)
Critical values: 5%=-3.622 1%=-4.417; Constant and Trend included

	t-adf	lag	t-prob
LXSTot	-4.0379*	4	0.0238
LMSTot	-1.2533	5	0.0215
LXTot	-2.0058	10	0.0352
LMTot	-3.6950*	0	
Lq	-2.4500	5	0.0534
LPqA	-3.0128	1	0.0204

Unit root tests 1996 (7) to 1998 (4)
Critical values: 5%=-1.957 1%=-2.676

	t-adf	lag	t-prob
DLXSTot	-4.0580**	4	0.0094

(continua)

(continuação)

DLMSTot	-5.7331**	4	0.0020
DLXTot	-4.0095**	9	0.0107
DLMTot	-8.0458**	0	
DLq	1.6314	6	0.0424
DLPqA	-3.8363**	6	0.0274

Unit root tests 1996 (7) to 1998 (4)
Critical values: 5%=-3.004 1%=-3.767; Constant included

	t-adf	lag	t-prob
DLXSTot	-4.4039**	4	0.0056
DLMSTot	-3.5835*	10	0.0119
DLXTot	-4.6804**	9	0.0045
DLMTot	-7.8879**	0	
DLq	-7.5890**	1	0.0065
DLPqA	-3.7082*	6	0.0339

Unit root tests 1996 (7) to 1998 (4)
Critical values: 5%=-3.633 1%=-4.441; Constant and Trend included

	t-adf	lag	t-prob
DLXSTot	-4.2266*	4	0.0074
DLMSTot	-5.4620**	10	0.0019
DLXTot	-5.0644**	10	0.0400
DLMTot	-7.8235**	0	
DLPqA	-3.7388*	6	0.0298

Nota: * e ** indicam rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade a 5% e 1%, respectivamente.
Obs.: A escolha do número de defasagens seguiu o critério proposto por Doornick e Hendry (1994).

TABELA 2
Elasticidade da Importação Total de Serviços em Relação ao Câmbio

Modelling LMSTot by OLS
The present sample is: 1995 (11) to 1998 (4)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	5.5497	0.9897	5.608	0.0000
LMSTot_2	-0.273470	0.1768	-1.547	0.1340
LMSTot_4	-0.347595	0.1941	-1.790	0.0850
Lq_4	4.9577	1.1852	4.183	0.0003

R^2 = 0.4423 F(3, 26) = 6.8761 [0.0015] DW = 2.32
RSS = 0.212 for 4 variables and 30 observations

Information Criteria: SC = -4.4987; HQ = -4.6257; FPE = 0.0092...

(continua)

(continuação)

```
R² Harvey =   -2.5645

AR 1- 3F( 3, 23) =        1.0623 [0.3843]
ARCH 3 F( 3, 20) =        0.4137 [0.7450]
Normality Chi²(2)=        1.5769 [0.4546]
Xi²    F( 6, 19) =        0.2517 [0.9525]
Xi*Xj  F( 9, 16) =        0.3640 [0.9362]
RESET  F( 1, 25) =        2.7309 [0.1109]

Equação de Longo Prazo
     LMSTot =       +3.424       +3.058 Lq
(desvio-padrão)     (0.0112)    (0.4640)
WALD test Chi²(1) = 43.439 [0.0000] **

Tests on the significance of each variable
variable       F(num,denom)     Value  Probability   Unit Root t-test
  LMSTot       F( 2, 26) =       2.302 [0.1201]         -5.5925**
  Constant     F( 1, 26) =      31.446 [0.0000] **       5.6077
  Lq           F( 1, 26) =      17.497 [0.0003] **       4.1829

Equação de Curto Prazo
The present sample is:  1996 (1) to 1998 (4)
Variable       Coefficient      Std.Error    t-value    t-prob
Constant           0.114         0.0687       1.659    0.1095
DLq_5            -33.951         24.038      -1.412    0.1702
ECM_6              0.893         0.2404       3.714    0.0010
R² = 0.3980012  F(2, 25) = 8.2642 [0.0018]  DW = 2.56
RSS = 0.31935685031 for 3 variables and 28 observations
Information Criteria:  SC = -4.1166;  HQ = -4.2157;  FPE = 0.0141
R² Harvey =   -1.7741
AR 1- 3F( 3, 22) =     1.4562 [0.2538]
ARCH 3 F( 3, 19) =     0.3892 [0.7620]
Normality Chi²(2)=     2.303  [0.3162]
Xi²    F( 4, 20) =     0.9345 [0.4640]
Xi*Xj  F( 5, 19) =     0.7601 [0.5895]
RESET  F( 1, 24) =     0.0204 [0.8874]
```

Nota: * e ** indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente.

RESET é o teste de Ramsey para especificação do modelo, enquanto Xi*Xj e Xi^2 testam a especificação e a presença de heterocedasticidade dos resíduos. R^2 de Harvey é o R^2 sazonal. Também em relação aos resíduos: ARCH baseia-se nos resultados de Engle e testa a presença de heterocedasticidade condicional auto-regressiva; Chi^2 é um teste de normalidade e deriva dos trabalhos de Shenton e Bowman; AR testa a presença de autocorrelação serial. Para mais detalhes, consultar Doornik e Hendry (1994).

TABELA 3
Elasticidade da Exportação Total de Serviços em Relação ao Câmbio

Modelling LXSTot by OLS
The present sample is: 1995 (10) to 1998 (4)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	3.086	0.060	51.434	0.0000
Lq	-15.104	7.4163	-2.037	0.0512
Lq_3	16.942	7.3350	2.310	0.0285

R^2 = 0.5048756 F(2, 28) = 14.276 [0.0001] DW = 2.56
RSS = 0.076344877921 for 3 variables and 31 observations

Information Criteria: SC = -5.6741; HQ = -5.7677; FPE = 0.0029

R^2 Harvey = -0.62197

AR 1- 3F(3, 25) = 0.9222 [0.4445]
ARCH 3 F(3, 22) = 1.2013 [0.3325]
Normality $Chi^2(2)$= 0.4899 [0.7827]
Xi^2 F(4, 23) = 1.3928 [0.2676]
Xi*Xj F(5, 22) = 1.4897 [0.2335]
RESET F(1, 27) = 0.9703 [0.3333]

Equação de Longo Prazo

	LXSTot =	+3.087	+1.838 Lq
(desvio-padrão)		(0.060)	(0.4206)

WALD test $Chi^2(1)$ = 19.088 [0.0000] **

Tests on the significance of each variable

variable	F(num,denom)	Value	Probability	Unit Root t-test
Constant	F(1, 28) =	2645.5	[0.0000] **	51.434
Lq	F(2, 28) =	14.276	[0.0001] **	4.369

Equação de Curto Prazo
The present sample is: 1995 (12) to 1998 (4)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	-0.2244	0.0389	-5.761	0.0000
DLXSTot_1	-1.2673	0.1727	-7.335	0.0000
DLq_4	23.581	11.297	2.087	0.0472
ECM_2	-1.3306	0.2824	-4.711	0.0001

Wald test for linear restrictions (R = r)
LinRes F(1, 25) = 3.0513 [0.0929]
R matrix

Constant	*DLXSTot_1*	*DLq_4*	*ECM_2*
0.0000	*0.0000*	*1.000*	*0.0000*

r vector
3.846

R^2 = 0.7228 F(3, 25) = 21.73 [0.0000] DW = 2.03
RSS = 0.058099689428 for 4 variables and 29 observations
Information Criteria: SC = -5.74844; HQ = -5.87796; FPE = 0.002644538
R^2 Harvey = 0.3646

AR 1- 3F(3, 22) = 0.1298 [0.9413]
ARCH 3 F(3, 19) = 1.5341 [0.2381]
Normality $Chi^2(2)$= 0.8953 [0.6391]
Xi^2 F(6, 18) = 0.3582 [0.8957]
Xi*Xj F(9, 15) = 0.9404 [0.5200]
RESET F(1, 24) = 1.2857 [0.2680]

Nota: * e ** indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente.

TABELA 4
Elasticidade da Importação Total em Relação ao Câmbio

Modelling LMTot by OLS
The present sample is: 1995 (8) to 1998 (4)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	2.2354	0.6212	3.598	0.0011
LMTot_1	0.3864	0.1707	2.263	0.0311
Lq_1	0.9263	0.4538	2.041	0.0501

R^2 = 0.4469 F(2, 30) = 12.122 [0.0001] DW = 2.14
RSS = 0.07481549196 for 3 variables and 33 observations

Information Criteria: SC = -5.77137; HQ = -5.86164; FPE = 0.002720563...

R^2 Harvey = -0.54914

AR 1- 3F(3, 27) = 0.6174 [0.6097]
ARCH 3 F(3, 24) = 0.6229 [0.6071]
Normality $Chi^2(2)$= 1.9493 [0.3773]
Xi^2 F(4, 25) = 0.3315 [0.8541]
Xi*Xj F(5, 24) = 0.3381 [0.8847]
RESET F(1, 29) = 2.0922 [0.1588]

Equação de Longo Prazo

LMTot =	+3.643	+1.51 Lq
(desvio-padrão)	(0.0162)	(0.5827)

WALD test $Chi^2(1)$ = 6.7111 [0.0096] **

Tests on the significance of each variable

variable	F(num,denom)	Value	Probability	Unit Root t-test
LMTot	F(1, 30) =	5.1194	[0.0311] *	-3.5929*
Constant	F(1, 30) =	12.946	[0.0011] **	3.5981
Lq	F(1, 30) =	4.1666	[0.0501]	2.0412

Equação de Curto Prazo
The present sample is: 1995 (8) to 1998 (4)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
DLq	-0.1534	3.0234	-0.051	0.9598
ECM_1	-0.6139	0.1672	-3.670	0.0009

R^2 = 0.3029 DW = 2.14
RSS = 0.074809272766 for 2 variables and 33 observations
Information Criteria: SC = -5.8774; HQ = -5.9375; FPE = 0.0025
R^2Harvey = 0.5729
AR 1- 3F(3, 28) = 0.6356 [0.5983]
ARCH 3 F(3, 25) = 0.6522 [0.5890]
Normality $Chi^2(2)$= 1.9451 [0.3781]
Xi^2 F(4, 26) = 0.0749 [0.9892]
Xi*Xj F(5, 25) = 0.5365 [0.7466]
RESET F(1, 30) = 0.5283 [0.4730]

Nota: * e ** indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente.

TABELA 5
Elasticidade da Exportação Total em Relação ao Câmbio

The present sample is: 1995 (11) to 1998 (4)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	2.9944	0.7264	4.122	0.0003
LXTot_1	0.5448	0.1425	3.822	0.0007
LXTot_4	-0.3767	0.1461	-2.578	0.0160
Lq_1	0.8967	0.3704	2.421	0.0228

R^2 = 0.5353 F(3, 26) = 9.9846 [0.0001] DW = 2.23
RSS = 0.039968693531 for 4 variables and 30 observations

Information Criteria: SC = -6.1673; HQ = -6.2944; FPE = 0.0017
R^2 Harvey = -1.0650

AR 1- 3F(3, 23) = 1.407 [0.2662]
ARCH 3 F(3, 20) = 0.4013 [0.7535]
Normality $Chi^2(2)$= 1.1727 [0.5563]
Xi^2 F(6, 19) = 0.2343 [0.9599]
Xi*Xj F(9, 16) = 0.4523 [0.8856]
RESET F(1, 25) = 0.0115 [0.9152]

Equação de Longo Prazo

LXTot =	+3.6	+1.078 Lq
(desvio-padrão)	(0.011)	(0.398)

WALD test $Chi^2(1)$ = 7.3353 [0.0068] **

Tests on the significance of each variable

variable	F(num,denom)	Value	Probability	Unit Root t-test
LXTot	F(2, 26) =	10.388	[0.0005] **	-4.1259**
Constant	F(1, 26) =	16.988	[0.0003] **	4.1217
Lq	F(1, 26) =	5.861	[0.0228] *	2.421

Equação de Curto Prazo
The present sample is: 1995 (8) to 1998 (4)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
DLq	1.5855	2.6497	0.598	0.5539
ECM_1	-0.4229	0.1454	-2.908	0.0067

R^2 = 0.2155 DW = 1.89
RSS = 0.056713195982 for 2 variables and 33 observations
....
Information Criteria: SC = -6.1543; HQ = -6.2145; FPE = 0.0019
R^2 Harvey = 0.0958

AR 1- 3F(3, 28) = 0.5489 [0.6530]
ARCH 3 F(3, 25) = 0.2531 [0.8584]
Normality $Chi^2(2)$= 0.7489 [0.6877]
Xi^2 F(4, 26) = 1.1846 [0.3408]
Xi*Xj F(5, 25) = 0.9667 [0.4569]
RESET F(1, 30) = 0.2194 [0.6428]

Nota: * e ** indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Almonacid, R. D. e Scrimini, G. A. (1997) Preços Relativos e Competitividade Externa. *Revista de Economia Política*, v. 17, nº 2 (66), abril-junho, pp. 5-11.

Amazonas, A. e Barros, A. R. (1996) Manufactured Exports from Brazil: Determinants and Consequences. *Revista Brasileira de Economia*, v. 50, nº 1, janeiro-março, pp. 73-100.

Bergstrand, J. H. (1991) Structural Determinants of Real Exchange Rates and National Price Levels: some Empirical Evidence. *American Economic Review*, March, pp. 325-34.

Carneiro, F. G. e Mello Jr., L. R. (1997) Setor Externo e a Política Cambial. *Estudos Empresariais*, ano 2, nº 2, maio-agosto.

Carone, Giuseppe (1996) Modeling de U. S. Demand for Imports Through Cointegration and Error Correction. *Journal of Policy Modeling*, v. 18, nº 1, February, pg. 1-48.

Choudhry, Nurum N. (1979) Measuring the Elasticity of the Tax Revenue: A Divisia Index Approach. *Staff Papers*, v. 22, March, pp. 87-122.

Doornik, J. e Hendry, D. (1994) *PC-GIVE 8.0 - An Interactive Econometric Modelling System*. International Thomson Publishing.

Eichnbaum, M. e Evans, C. L. (1995) Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates. *Quarterly Journal of Economics*, v. 110, issue 4, November, pp. 975-1011.

Faruqee, Hamid (1995) Pricing to Market and the Real Exchange Rate. *Staff Papers*, v.42, nº 4, December, pp. 855-81.

Han, S.S. e Suh, S. H. (1996) Exchange Rate Pass-Through and the J-Curve: an Analysis of Korean Case. *Journal of Policy Modeling*, v. 18, nº 1, February, pg. 69-87.

Himarios, D. (1989) Do Devaluations Improve the Trade Balance? The Evidence Revisited. *Economic Inquiry*, v. 27, nº 1, January, pp. 143-168.

Johnson, H. G. (1977) The Monetary Approach to Balance of Payments Theory and Policy: Explanation and Policy Implications. *Economica*, August, pp. 217-29.

Meese, R. A. e Rose, A. K. (1991) An Empirical Assessment of Non-Linearities in Models of Exchange Rate Determination. *Review of Economic Studies*, v. 58(3), nº 195, May, pp.603-19.

Mesa, Fernando e Estrada, Dairo (1996) Tasa de Cambio Real y Ajuste del Sector Externo. *Planeacion e Desarrollo*, v. XXVII, nº 1, enero-marzo.

Oskooee, M. B. e Rhee, H. J. (1997) Structural Change in Import Demand Behavior, The Korean Experience: A Reexamination. *Journal of Policy Modeling*, v. 19, nº 2, April, pp. 187-93.

Ostry, J. D. e Rose, A. K. (1992) An Empirical Evaluation of the Macroeconomic Effects of Tariffs. *Journal of International Money and Finance*, v. 11, February, pp. 63-79.

Polak, J. J. (1995) Fifty Years of Exchange Rate Research and Policy at the International Monetary Fund. *Staff Pappers*, v. 42, nº 4, December, pp. 734-61.

Reinhart, Carmen M. (1995) Devaluation, Relative Prices, abd International Trade. *Staff Papers*, v. 42, nº 2, June, pp. 290-312.

Rocha, C. H. (1997) Wages, Exchange and Competitiveness of Brazilian Exports. *Revista de Economia Política*, v. 17, nº 2(66), abril-junho, pp. 145-48.

Rose, Andrew K. (1990) Exchange Rates and the Trade Balance: Some Evidence from Developing Countries. *Economic Letters*, v. 34, November, pp. 271-75.

Tange, Toshiko (1997) Exchange Rates and Export Prices of Japonese Manufacturing. *Journal of Policy Modeling*, v. 19, nº 2, April, pp. 195-206.

Taylor, M. (1995) The Economics of Exchange Rates. *Journal of Economic Literature*, v. 33, nº 1, March, pp. 13-47.