

IMPACTOS DE DESVALORIZAÇÕES CAMBIAIS SOBRE A CONTA CORRENTE NO BRASIL *

Adolfo Sachsida¹

Joanílio Rodolpho Teixeira²

RESUMO: Neste trabalho busca-se estimar o impacto potencial de uma desvalorização cambial sobre a conta corrente, no período 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 cointegração. 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.

Introdução

Após a implementação do Plano Real, em junho de 1994, a taxa de câmbio vem freqüentando 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. Neste tipo de ambiente, uma proposta que sempre ganha força é a de se desvalorizar o câmbio, estimulando assim a competitividade dos produtos exportados e tornando mais caro o bem importado.

A lógica parece clara: uma desvalorização cambial tornaria o produto nacional mais barato no mercado internacional, facilitando sua venda, ao mesmo tempo que encareceria os bens (ou serviços) importados, diminuindo a demanda doméstica por esses. 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*³ 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.

* Os autores agradecem a Marcelo Abi-Ramia Caetano pelos comentários e sugestões. Naturalmente, os erros ou omissões contidos neste artigo são de responsabilidade dos autores.

¹ Professor do Mestrado em Economia na Universidade Católica de Brasília – UCB. E-mail: sachside@pos.ucb.br

² Professor na Universidade de Brasília – UnB.

³ Para maiores detalhes sobre *pass-through*, ver Tange (1997) e Han e Suh (1996).

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, utilizando o índice de Divisia, visando a 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), em que se busca simplificar o arcabouço teórico original, permitindo assim uma maior desagregação dos componentes da conta corrente do balanço de pagamentos. O tratamento econométrico baseia-se em uma análise de cointegração 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 elementos relevantes. 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 abrangido é de julho de 1995 a abril de 1998.

1. Revisão da literatura

A taxa de câmbio é uma das variáveis macroecômicas que mais atenção tem recebido, tanto por parte de acadêmicos como por parte de formuladores de política⁴. Na literatura internacional, os resultados econométricos não são conclusivos sobre os efeitos de uma desvalorização cambial sobre a conta corrente.

Em um trabalho para 12 países em desenvolvimento, em um período que vai de 1970 a 1992, Reinhart (1995) encontrou que desvalorizações cambiais obtêm sucesso em corrigir desequilíbrios comerciais e estimular exportações. No entanto, a autora alerta que, devido ao fato da elasticidade-preço ser baixa, são necessárias grandes desvalorizações para que o efeito gerado na balança comercial seja significativo.

Procurando 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 fazendo 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 americana; além disso, isso ocorreria com uma considerável defasagem de tempo.

Nos três trabalhos citados, parece ser consenso que, apesar de o câmbio influir na balança comercial, dada a baixa magnitude dessa elasticidade, são necessárias grandes

⁴ Para uma revisão mais completa sobre a literatura da taxa de câmbio, ver Taylor (1995) e Polak (1995).

⁵ Não é incomum os trabalhos utilizarem taxa de câmbio nominal, ao invés da real, para se medir o efeito de desva-

desvalorizações para que se produzam efeitos significativos. Outro ponto que merece destaque é o salientado por Carone (1996) de que 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 nominais⁵ afetam a balança comercial positivamente, mas tal efeito pode levar três anos para se materializar.

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 um efeito significativo na balança comercial. No segundo, os autores chegam ao mesmo resultado, mas com a variável preços relativos ao invés de câmbio real. Uma justificativa teórica para esses resultados pode ser encontrada em Johnson (1977). Ele 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 neste campo para o Brasil também são conflitantes. Rocha (1997) mostra que, entre 1965 e 1985, os salários explicaram os movimentos da taxa de câmbio⁶, e esta contribuiu para o desempenho das exportações brasileiras. Utilizando uma regressão simples, Almonacid e Scrimini (1997) concluem que, no período 1963-1996, o câmbio influenciou no saldo da balança comercial. Estimando 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 influenciou na exportação de manufaturados. Paralelamente, Carneiro e Mello (1997) mostram que uma análise de causalidade entre as séries câmbio e exportações não aponta na direção dos déficits comerciais em razão de uma suposta supervalorização do real.

2. 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 (no sentido de diminuir) o déficit em conta corrente.

Nesta seção será montado um modelo similar ao de Mesa e Estrada (1996) 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

lizações 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 Faruquee (1995), que monta um modelo matemático para mostrar que a taxa de câmbio nominal e real caminham juntas.

⁶ Modelos em que a taxa de câmbio é endógena podem ser encontrados em Eichenbaum e Evans (1995), Meese e Rose (1991) e Bergstrand (1991).

e importáveis. Segundo, visando à 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);

$\xi_{i,q}$ = elasticidade da i -ésima conta em relação ao câmbio (q).

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

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

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

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

$$db = [\xi_{Cc,q} \cdot Cc + \xi_{Ic,q} \cdot Ic - \xi_{Pc,q} \cdot Pc] \cdot \left[\frac{dq}{q} \right]$$

Neste 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:

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

em que o sinal de mais indica importações e o sinal de menos exportações.

Bc = bens de consumo

Bk = bens de capital

Co = combustíveis

Mp = matéria-prima

Ju = juros

Vi = viagens internacionais

Tr = transportes

Seg = seguro

Ld = lucro e dividendos

Sg = serviços do governo

Sd = serviços diversos

Bb = bens básicos

Bi = bens industrializados

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

$$db = [\xi_{MSTot} \cdot MSTot + \xi_{MTot} \cdot MTot - \xi_{XSTot} \cdot XSTot - \xi_{XTot} \cdot XTot] \cdot \left[\frac{dq}{q} \right] \quad (1a)$$

em que

MSTot = importações totais de serviços;

XSTot = exportações totais de serviços;

MTot = importações totais de bens;

XTot = exportações totais de bens;

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

A vantagem de se estimar 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.

3. Resultados econométricos

Tanto a equação (1) quanto 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 corrente⁷.

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 estariam aumentando por razões outras que o câmbio. A fim de eliminar esse efeito é estimado o índice Divisia⁸; 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)⁹. As reduções do modelo seguiram o critério de Scharwz, Hanna-Quin e Akaic¹⁰. Todos esses critérios estão disponibilizados no *software* PC-Give 8.01.

Apesar de os autores reconhecerem as críticas provenientes de se estimar elasticidades via um modelo uniequacional, 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, entre outros) ou então com uma equação de oferta e outra de demanda, mas estimadas separadamente,

⁷ Neste estudo o efeito de uma desvalorização no câmbio sobre a conta corrente é simétrico ao efeito de uma valorização. Para um trabalho em que isso não se verifica, ver Han e Suh (1996).

⁸ Por motivos de espaço, a estimação do índice Divisia não é explicitada neste artigo, sendo apenas mostrado o seu valor. Para maiores detalhes sobre o índice Divisia, consultar Choudhry (1979).

⁹ Todas as variáveis foram estimadas em logaritmo.

¹⁰ Akaic é o FPE disponibilizado no PC-Give 8.01.

não constituindo, desse modo, um sistema de equações simultâneas (Amazonas e Barros, 1996, por exemplo).

Ao todo foram estimadas quatro regressões, plotando na primeira 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 nominal¹¹.

É importante ressaltar que as mesmas regressões do parágrafo anterior foram feitas utilizando a variável LPqA no lugar de câmbio nominal. Essa variável foi obtida da seguinte maneira: 1º) divide-se o índice de preços no atacado (IPA-DI) brasileiro de maio de 1995 pelo IPA americano do mesmo mês; 2º) utiliza-se o valor obtido para multiplicar o valor do câmbio nominal em abril de 1995; 3º) 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 se obter a desvalorização necessária para manter em junho de 1995 a paridade em relação a abril de 1995. Realizando tal procedimento recursivamente, obtém-se uma série até abril de 1997, com valores mês a mês mantendo a paridade com abril de 1995. Vamos chamar essa nova série de PPA; 4º) divide-se cada célula em PPA pelo câmbio nominal do respectivo mês; 5º) 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 ocorresse, 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, se deve ao fato de o governo brasileiro ter realizado uma mudança na sua política cambial em março de 1995, passando, a partir deste mês, a fazer uso de bandas cambiais. Supondo que durante o mês de março o câmbio tenha sofrido uma série de ajustes, usou-se o mês subsequente como base. No entanto, os resultados econométricos encontrados apenas ratificaram as regressões anteriores, não apresentando nenhuma mudança significativa¹².

Como este é um estudo de séries de tempo, faz-se necessária a verificação da estacionariedade ou não das variáveis. A tabela 1 (ver anexos) informa-nos sobre a ordem de integração das séries. As variáveis em questão mostraram ser muito sensíveis tanto à escolha do número de defasagens quanto à inclusão de uma constante ou de

¹¹ Além dessas regressões, também foram estimadas outras para cada item da conta corrente separadamente. Entretanto, como os resultados se mantiveram basicamente os mesmos, não serão reportados aqui.

¹² Desse modo, tais resultados não serão explicitados neste artigo.

uma constante e a 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 H_0 de não estacionariedade. Contudo, dada a baixa potência do teste Dickey-Fuller somada 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 cointegrarem 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 cointegra.

Como pode ser visto nas tabelas 2, 3, 4 e 5 (ver anexos), 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 (ver anexos), 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 prazo¹³ é zero. Além disso, temos de subtrair da elasticidade de longo prazo o índice Divisia, para expurgar dessa elasticidade 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 que não se deve fazer a conta (3,058 - 16,1464), pois o Divisia serve apenas para correção da elasticidade, não podendo 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 (ver anexos), 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 esta seja diferente do valor do índice Divisia a um nível de 5 % de significância¹⁴. Desse modo, a variável XSTot parece ser mais sensível a variáveis institucionais do que ao câmbio.

Na tabela 4 (ver anexos), 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 tabela 5 (ver anexos) mostra uma elasticidade de longo prazo das exportações de bens totais (XTot) em relação ao câmbio nominal (q) de 1,078 e de zero no curto

¹³ As defasagens da equação de curto prazo foram escolhidas de acordo com os testes de resíduo (AR, ARCH, Normality, $X_i * X_j$, X_i^2) e de especificação do modelo (Reset), todos fornecidos pelo Pc-Give 8.01.

¹⁴ Isso pode ser melhor visualizado no teste de Wald, em negrito, da tabela 3 (ver anexos).

prazo. O Divisia é de 1,2837, eliminando os efeitos do câmbio nas exportações de bens.

Conclusões

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* ao 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 uma forte influência sobre a conta corrente.

Esses resultados, em conjunto, apontam para uma ineficácia de desvalorizações cambiais sobre a conta corrente, sinalizando 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, indicando que desvalorizações cambiais ou não têm eficácia para melhorar a conta corrente, ou então que são necessárias grandes desvalorizações, associadas a um considerável período de tempo, para que a conta corrente responda.

Bibliografia

- ALMONACID, R. D. & SCRIMINI, G. A. Preços relativos e competitividade externa. *Revista de Economia Política*, v. 17, no. 2(66), abril-junho, pp. 5-11, 1997.
- AMAZONAS, A. & BARROS, A. R. Manufactured exports from Brazil: determinants and consequences. *Revista Brasileira de Economia*, v. 50, no. 1, janeiro-março, pp. 73-100, 1996.
- BERGSTRAND, J. H. Structural determinants of real exchange rates and national price levels: some empirical evidence. *American Economic Review*, March, pp. 325-34, 1991.
- CARNEIRO, F. G. & MELLO Jr., L. R. Setor externo e a política cambial. *Estudos Empresariais*, ano 2, no. 2, maio-agosto, 1997.
- CARONE, Giuseppe. Modeling de U. S. demand for imports through cointegration and error correction. *Journal of Policy Modeling*, v. 18, no. 1, February, pg. 1-48, 1996.
- CHOUDHRY, Nurum N. Measuring the elasticity of the tax revenue: a divisia index approach. *Staff Papers*, v. 22, March, pp. 87-122, 1979.

- DOORNIK, J. & HENDRY, D. *PC-GIVE 8.0 - An Interactive Econometric Modelling System*. International Thomson Publishing, 1994.
- EICHENBAUM, M. & EVANS, C. L. 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, 1995.
- FARUQEE, Hamid. Pricing to market and the real exchange rate. *Staff Papers*, v.42, no. 4, December, pp. 855-81, 1995.
- HAN, S. S. & SUH, S. H. 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, 1996.
- HIMARIOS, D. Do devaluations improve the trade balance? The Evidence Revisited. *Economic Inquiry*, v. 27, no. 1, January, pp. 143-168, 1989.
- JOHNSON, H. G. The monetary approach to balance of payments theory and policy: Explanation and Policy Implications. *Economica*, August, pp. 217-29, 1977.
- MEESE, R. A. & ROSE, A. K. 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, 1991.
- MESA, Fernando & ESTRADA, Dairo. Tasa de cambio real y ajuste del sector externo. *Planeacion & Desarrollo*, v. XXVII, no. 1, enero-marzo, 1996.
- OSKOOEE, M. B. & RHEE, H. J. Structural change in import demand behavior, the korean experience: A Reexamination. *Journal of Policy Modeling*, v. 19, no. 2, April, pp. 187-93, 1997.
- OSTRY, J. D. & ROSE, A. K. An empirical evaluation of the macroeconomic effects of tariffs. *Journal of International Money and Finance*, v. 11, February, pp. 63-79, 1992.
- POLAK, J. J. & Fifty years of exchange rate research and policy at the international monetary fund. *Staff Pappers*, v. 42, no. 4, December, pp. 734-61, 1995.
- REINHART, Carmen M. Devaluation, relative prices, and International trade. *Staff Papers*, v. 42, no. 2, June, pp. 290-312, 1995.

Anexos

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

Unit root tests: 1980 (5) to 1993 (4)			
Critical values: 5%=-1.95; 1%=-2.87			
	t=adf	lag	t-prob
LY3/real	-1.8000	5	0.0024
LYM3/real	-1.9223	5	0.0004
LY4/real	-1.4823	10	0.0023
LYM4/real	-0.9545	1	0.0119
Lg	-4.9701	7	0.0052
LPgA	-0.4811	7	0.0423
Unit root tests: 1980 (5) to 1993 (4)			
Critical values: 5%=-2.93; 1%=-3.75, Constant included			
	t=adf	lag	t-prob
LY3/real	-0.5174	5	0.0002
LYM3/real	-1.5883	5	0.0007
LY4/real	0.5725	10	0.0047
LYM4/real	-3.7300**	0	
Lg	1.7502	2	0.0215
LPgA	-2.7147	1	0.0347
Unit root tests: 1980 (5) to 1993 (4)			
Critical values: 5%=-3.02; 1%=-4.41, Constant and trend included			
	t=adf	lag	t-prob
LY3/real	-4.0379*	4	0.0003
LYM3/real	-1.2503	5	0.0215
LY4/real	-2.0053	10	0.0352
LYM4/real	-3.8350*	0	
Lg	-2.4500	5	0.0504
LPgA	-3.0123	1	0.0004
Unit root tests: 1980 (7) to 1993 (4)			
Critical values: 5%=-1.95; 1%=-2.87			
	t=adf	lag	t-prob
OLY3/real	-4.0530**	4	0.0004
OLYM3/real	-5.7231**	4	0.0020
OLY4/real	-4.0025**	9	0.0107
OLYM4/real	-3.0453**	0	
OLg	1.8314	8	0.0424
OLPgA	-4.2382**	8	0.0274
Unit root tests: 1980 (7) to 1993 (4)			
Critical values: 5%=-3.004; 1%=-3.75, Constant included			
	t=adf	lag	t-prob
OLY3/real	-4.4022**	4	0.0050
OLYM3/real	-3.5333*	10	0.0119

Teste	Estadístico	Valor	Probabilidade
D LMTest	-7.8875**	0	
D Lq	-7.5890**	1	0.0065
D LPqA	-3.7082*	6	0.0339

Unit root tests: 1996 (7) to 1998 (+)

Critical values: 5%=-3.633 1%=-4.441; Constant and Trend included

	lag	t-stat	t-prob
D LxSTol	4	-4.2266*	0.0074
D LMSTol	10	-5.4620**	0.0019
D LXTol	10	-5.0644**	0.0400
D LMTol	0	-7.8236**	0
D LPqA	6	-3.7388*	0.0298

Obs.: * e ** marcam rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade a 5% e 1%, respectivamente.

A escolha do número de defasagens seguiu o critério proposto por Doornick e Hendry (1994).

Tabela 2 - Elasticidade da importa  o total de servi  os em rela  o ao c  mbio.

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

R^2 Harvey = -2.5645

AR 1- 3F(3, 23) = 1.0623 [0.3843]

ARCH 3 F(3, 20) = 0.4137 [0.7450]

Normality $\chi^2(2)$ = 1.5769 [0.4546]

χ^2 F(6, 19) = 0.2517 [0.9525]

χ^2 * χ^2 F(9, 16) = 0.3640 [0.9362]

RESET F(1, 25) = 2.7309 [0.1109]

Equa  o de Longo Prazo

LMSTot = +3.424 +3.058 Lq

(desvio-padr  o) (0.0112) (0.4640)

WALD test $\chi^2(1) = 43.439$ [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

Equa  o de Curto Prazo

The present sample is: 1996 (1) to 1998 (4Z)

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

$R^2 = 0.3980012$ $F(2, 25) = 8.2642$ [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

R^2 Harvey = -1.7741

AR 1- 3F(3, 22) =	1.4562 [0.2538]
ARCH 3 F(3, 19) =	0.3892 [0.7620]
Normality Chi ² (2)=	2.303 [0.3162]
Xi ² F(4, 20) =	0.9345 [0.4640]
Xi*Xj F(5, 19) =	0.7601 [0.5895]
RESET F(1, 24) =	0.0204 [0.8874]

Obs.: * 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 Xi² testam a especificação e a presença de heterocedasticidade dos resíduos. R² de Harvey é o R² sazonal. Também em relação aos resíduos: ARCH baseia-se nos resultados de Engle e testa a presença de heterocedasticidade condicional auto-regressiva; Chi² 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

The present sample is: 1925 (10) to 1928 (4)

Variable	Coefficient	Std Error	t-value	t-prob
Constant	9.028	0.000	51.494	0.0000
Lq	-15.104	7.4169	-2.037	0.0512
Lq_2	18.942	7.9950	2.370	0.0225

R² = 0.5043758 F(2, 23) = 14.278 (0.0001) DMY = 2.58
RSS = 0.07844379221 for 2 variables and 24 observations

Normalian Criteria: SC = -5.8741, HQ = -5.7877, FPE = 0.0029

R² Harvey = -0.82127

AR 1 = 9F(2, 23) = 0.9222 (0.4445)
ARCH 9 F(2, 23) = 1.2019 (0.2925)
Normality Chi²(2) = 0.4389 (0.7827)
%2 = F(4, 23) = 1.5923 (0.2878)
%74 = F(5, 23) = 1.4397 (0.2525)
F(36, F(1, 27) = 0.9708 (0.3309)

Equação de Longo Prazo
LMS-101 = 1.9107 11.200 Lq
(adjusted-R-squared) (0.000) (0.4205)
WALD (test Chi²(1) = 1.9108 (0.0000) =

Tests on the significance of each variable

variable	F (num/denom)	Value	Probability	Unit Root t-test
Constant	F(1, 23) =	2845.5 (0.0000)	—	51.494
Lq	F(2, 23) =	14.278 (0.0001)	—	4.989

Equação de Curto Prazo
The present sample is: 1925 (12) to 1928 (4)

Variable	Coefficient	Std Error	t-value	t-prob
Constant	-0.2244	0.0389	-5.781	0.0000
DLMS101_1	-1.2879	0.1727	-7.995	0.0000
DLq_4	29.281	11.297	2.607	0.0472
ECM_2	-1.5808	0.2824	-4.711	0.0001

Wald test for linear restrictions (1/2) = 1
Unit Root t-Test = -3.0873 (0.0022)
13 tests:
Constant DLMS101_1 DLq_4 ECM_2
0.0000 0.0000 0.000 0.0000
r-vector
3.848

R² = 0.7233 F(3, 25) = 21.79 (0.0000) DMY = 2.09
RSS = 0.05305889423 for 4 variables and 28 observations

Normalian Criteria: SC = -5.74344, HQ = -5.37738, FPE = 0.002844593
R² Harvey = 0.9048

AR 1 = 9F(2, 23) = 0.1233 (0.9419)

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]

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

Tabela 4 - Elasticidade da importação total em relação ao câmbio

Elasticidade da Importação Total em Relação ao Câmbio				
The present sample is: 1995 (3) to 1999 (4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob
Constant	2.2254	0.0212	9.553	0.0011
LNInfL	0.5384	0.1017	2.339	0.0211
Lq	0.9269	0.4593	2.041	0.0501
R ² = 0.4489 F(2, 90) = 12.122 (0.0001) DW = 2.14				
F(5%) = 0.01431549198 for 2 variables and 90 observations				
Information Criteria: SC = -5.77197, HQ = -5.28184, FPE = 0.002720599				
R ² Harvey = -0.54914				
AR(1)-BF(3, 27) = 0.0174 (0.0097)				
ARCH(3) F(3, 24) = 0.0229 (0.0011)				
Normality Chi2(2) = 1.9499 (0.3779)				
X ² F(4, 25) = 0.5915 (0.3541)				
X ² /X ₀ F(5, 24) = 0.9581 (0.2847)				
RESET F(1, 25) = 2.0922 (0.1599)				
Equação de Longo Prazo				
LNInfL	1.9849	11.51 Lq		
(desvio-padrão)	(0.0162)	(0.5827)		
WALD test Chi2(1) = 0.7111 (0.0099) **				
F-tests on the significance of each variable				
Variable	F(numerator)	Value	Probability	Unit Root Test
LNInfL	F(1, 90) =	5.7194	(0.0211) **	-3.5325*
Constant	F(1, 90) =	12.948	(0.0011) **	9.5531
Lq	F(1, 90) =	4.1688	(0.0501)	2.0412
Equação de Curto Prazo				
The present sample is: 1995 (3) to 1999 (4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob
DLq	-0.1594	0.0294	-0.051	0.9593
ECM _{t-1}	-0.8199	0.1812	-3.970	0.0009
R ² = 0.5029 DW = 2.14				
F(5%) = 0.014309212788 for 2 variables and 90 observations				
Information Criteria: SC = -5.3774, HQ = -5.9375, FPE = 0.0025				
R ² Harvey = 0.5729				
AR(1)-BF(3, 23) = 0.0258 (0.5093)				
ARCH(3) F(3, 23) = 0.0522 (0.5093)				
Normality Chi2(2) = 1.9451 (0.3731)				
X ² F(4, 23) = 0.0749 (0.5093)				
X ² /X ₀ F(5, 23) = 0.5925 (0.7488)				
RESET F(1, 23) = 0.5289 (0.4790)				

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

