

# Paridade de Poder de Compra, Câmbio Real e Saldos Comerciais\*

Affonso Celso Pastore\*\*

Bernardo Soares Blum \*\*\*

Maria Cristina Pinotti \*\*\*\*

Sumário: 1. Introdução; 2. O câmbio real; 3. Os efeitos do câmbio sobre o balanço comercial; 4. Conclusões.

Palavras-chave: taxa real de câmbio; paridade de poder de compra; saldos comerciais.

Códigos JEL: C32 e F10.

Este trabalho tem dois objetivos. Primeiro, indagamos se existem evidências sobre a validade da teoria da paridade do poder de compra, no Brasil. Mostramos que utilizando índices domésticos de preços com uma maior proporção de bens domésticos, não é possível rejeitar a hipótese de que o câmbio real tenha uma raiz unitária, ou que ocorram mudanças permanentes no nível do câmbio real, mas se a predominância for de bens internacionais, o câmbio real tem uma tendência a reverter à média, porém com uma “meia-vida” menor do que a relatada na literatura, em testes para outros países. Segundo, investigamos as relações entre o câmbio real e os saldos comerciais. Dependendo da definição de câmbio real utilizada, e do período amostral, existe uma relação de cointegração entre os saldos comerciais e o câmbio real. A demanda de importações mostra-se sensível ao câmbio real, às tarifas sobre importações e à renda, e as exportações mostram-se sensíveis ao câmbio real e ao tamanho do comércio internacional.

This paper has two objectives. First we analyse the evidences about the validity of the purchasing power parity in Brazil. We show that using price indices with a greater proportion of non-tradable goods, there are evidences of a unit root on the real exchange rate, but using price indices with a predominance of non-tradable goods the real exchange rate shows a mean reverting behavior, although with a smaller half-life than it is reported for other countries. Second, we analyse the empirical relations between the real exchange rate and the trade balances. Depending on the definition of the real exchange rate, and in the sampling period, a cointegrating relation between the two variables cannot be rejected. The demand for imports is sensitive to the real exchange rate, to the tariffs on imports and to income, and exports are sensitive to the real exchange rate and to the size of the world trade.

---

\* Artigo recebido em set. 1997 e aprovado em jun. 1998. Os autores agradecem as sugestões de dois pareceristas anônimos desta Revista.

\*\* Economista e professor da Fea/Usp.

\*\*\* Aluno de doutorado da Ucla.

\*\*\*\* Economista da A.C. Pastore & Associados S/C Ltda.

## 1. Introdução

O objetivo deste artigo é analisar as evidências empíricas sobre as alterações do câmbio real no Brasil e que efeitos estas mudanças têm nos saldos comerciais. Inicialmente, indagamos se existem evidências sobre a validade da teoria da paridade de poder de compra (PPC) no Brasil. A seguir, investigamos as relações entre o câmbio real e os saldos comerciais.

Mostramos que, utilizando índices domésticos de preços com uma maior proporção de bens domésticos (*non-tradables*), não é possível rejeitar a hipótese de que o câmbio real tenha uma raiz unitária, ou que tenham ocorrido alterações permanentes no nível do câmbio real, mas, se a predominância for de bens internacionais (*tradables*), o câmbio real apresenta uma tendência de reverter à média, e os “choques” que o alteram têm efeitos apenas temporários.<sup>1</sup>

Testes realizados para os EUA mostram evidências desfavoráveis a uma associação entre o câmbio real e os saldos comerciais (Rose, 1991), mas no México ela existe (Dornbusch, Goldfajn & Valdés, 1995), o mesmo ocorrendo no Brasil, pelo menos no período de 1975 a 1991, dependendo da definição de câmbio real utilizada (Nunes, 1994). No início dos anos 80, a passagem de saldos comerciais de negativos para positivos decorreu, em larga medida, do sucesso em desvalorizar o câmbio real a partir de 1983. Nos meses seguintes à reforma monetária de 1994 ocorreu a apreciação do câmbio real. A abertura comercial, iniciada em 1991, deveria ser seguida de uma depreciação da taxa cambial, mas o programa de estabilização provocou sua apreciação, elevando os déficits comerciais.

Indagamos, também, quais são as evidências do crescimento da produtividade da mão-de-obra, e se eventualmente ele estaria contribuindo para elevar o crescimento das exportações.

## 2. O Câmbio Real

### 2.1 A teoria da paridade de poder de compra (PPC) na literatura econômica

A PPC parte da noção de que a taxa cambial se acomoda às diferenças de níveis de preços entre países (Officer, 1976; Dornbusch, 1988; Frenkel, 1978).

---

<sup>1</sup> *Nossos testes nada dizem quanto à origem das mudanças do câmbio real.*

Na sua versão mais restrita, esta acomodação seria instantânea, mantendo o câmbio real praticamente constante. Mas esta não é a conclusão das evidências empíricas. Ao resumir o extenso conjunto das evidências empíricas sobre a PPC, Froot e Rogoff (1995) afirmam que *“com o advento das taxas cambiais flutuantes tornou-se óbvio, mesmo para os mais teimosos defensores da teoria da paridade do poder de compra, que a PPC não é uma relação de curto prazo: os movimentos do nível de preços não começam a compensar as flutuações cambiais em uma base mensal ou mesmo anual”*. A curto prazo os efeitos das variações no câmbio nominal ocorrem principalmente sobre a taxa cambial real, apresentando um elevado grau de persistência. A segunda conclusão é que a suposição de que a taxa cambial real seguiria um caminho aleatório não seria validada pelas investigações baseadas em séries mais longas. Ou seja, o câmbio real teria uma tendência a reverter à média, ainda que evidenciando grande persistência. Finalmente eles apontam que as taxas cambiais reais tendem a ser mais apreciadas nos países ricos do que nos pobres, e que os países com crescimentos relativamente mais velozes experimentam apreciações de seus câmbios reais, mas que estas evidências do efeito Balassa-Samuelson (Balassa, 1964) são menos relevantes, empiricamente, do que se imagina freqüentemente.

Esta propriedade de reverter à média contraria um conjunto de evidências empíricas sugerindo que o câmbio real teria uma raiz unitária (Roll, 1979; Adler & Lehman, 1983). Aqueles testes foram realizados para períodos mais curtos e no regime de câmbio flutuante, no qual a volatilidade do câmbio real torna extremamente difícil distinguir entre um movimento de retorno lento à média e um caminho aleatório.

Em parte, aqueles resultados derivam do baixo poder dos testes de raízes unitárias. Trabalhando com séries mais longas, para as taxas cambiais reais dólar-libra e franco francês-libra, cobrindo em torno de 200 anos, Lothian e Taylor (1996) não conseguiram rejeitar a validade da PPC a longo prazo.<sup>2</sup> A mesma conclusão foi obtida por Frankel e Rose (1996), combinando *cross-section* e séries temporais, para 150 países e 45 anos posteriores à Segunda Guerra Mundial. Mas trabalhando com especificações diferentes, com preços

---

<sup>2</sup> Eles mostraram que aquelas duas taxas cambiais revertem significativamente às médias. Modelos univariados auto-regressivos e estáveis explicam, durante os últimos 200 anos, em torno de 80% das variações do câmbio real dólar-libra, e em torno de 60% das variações do câmbio real franco-libra. Os modelos ajustados com a amostra se encerrando em 1973, o ano em que se inicia a flutuação cambial, comportam-se de forma excelente para prever a taxa cambial real no período posterior a 1973, portanto já durante o câmbio flutuante. As previsões destes modelos superam as do modelo de “caminho aleatório” puro.

entre países e entre regiões de um mesmo país, e permitindo ajustes a velocidades diversas em cada país ou região, Engel, Hendrickson e Roger (1997) obtiveram resultados rejeitando a PPC.

Analisando as experiências de regimes de câmbio flutuante nos anos 20, e da hiperinflação alemã, Frenkel (1976 e 1978) obteve resultados favorecendo a validade da PPC.<sup>3</sup> Uma analogia entre as hiperinflações e as inflações agudas da Argentina e do Brasil, ao lado de que nestes dois países ocorreram predominantemente minidesvalorizações administradas pelo governo, poderia sugerir que as evidências sobre a validade da PPC fossem maiores.<sup>4</sup> Este, no entanto, não foi o resultado obtido nem para a Argentina, nem para o Brasil. Com base em uma amostra de 75 anos, para a Argentina, Froot e Rogoff (1995) não conseguiram rejeitar a presença de uma raiz unitária no câmbio real. No caso brasileiro, Zini e Cati (1993) rejeitaram a versão absoluta da PPC para o período de 1895 a 1990, com base em testes de cointegração. Este resultado foi recentemente confirmado por Fava e Alves (1996), usando a técnica da cointegração fracionária.

## 2.2 O câmbio real e os regimes cambiais no Brasil

No gráfico 1 estão três medidas do logaritmo da taxa cambial real, definida por:

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (1)$$

onde  $s_t$ ,  $p_t$ ,  $p_t^*$  são os logaritmos da taxa cambial *spot*, de um índice de preços no Brasil e de um índice de preços no outro país. Estamos interessados na PPC com relação aos EUA e definimos  $p_t^*$  como o índice de preços aos consumidores naquele país.<sup>5</sup> As duas séries mais longas foram construídas fazendo  $p_t$  ser o

---

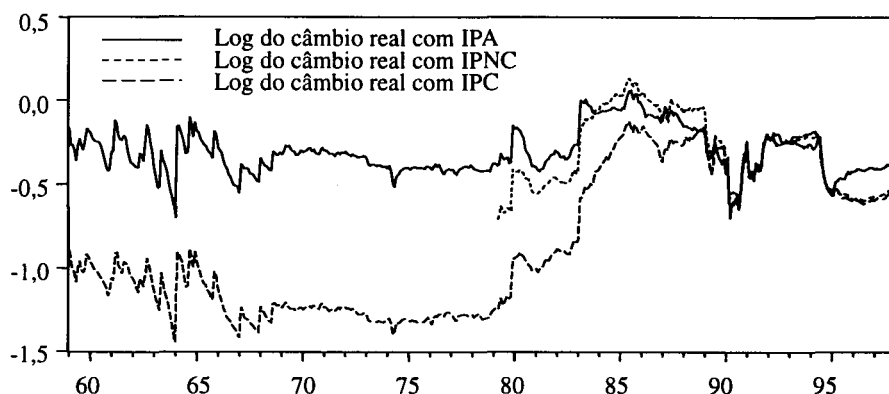
<sup>3</sup> A repetição destes mesmos testes para o período posterior a 1973, quando se iniciou a flutuação cambial, contudo, mostra resultados desfavoráveis.

<sup>4</sup> Mas nada garantiria que, mesmo nestes casos, a PPC deveria valer continuamente, e embora pudesse existir a tendência a reverter à média, a persistência poderia ser grande, produzindo oscilações no câmbio real.

<sup>5</sup> Trabalhamos, também, com os preços por atacado nos EUA, que têm um comportamento significativamente diferente dos preços aos consumidores. Regredindo o logaritmo do IPC sobre o logaritmo do IPA norte-americanos, obtemos um coeficiente de regressão igual a 1,106, com um desvio-padrão de 0,007, mas os resíduos mostram uma auto-regressividade muito forte. O Q de Ljung-Box com 10 defasagens é de 4369,7, e com 20 defasagens de 7982,7, ambos com uma probabilidade nula de serem obtidos ao acaso. O coeficiente angular da respectiva regressão entre as primeiras diferenças dos logaritmos é de 0,282, com um desvio-padrão de 0,18, mas novamente a auto-regressividade dos resíduos é muito elevada. O Q de Ljung-Box com 10 defasagens declina para 499,43, e com 20 defasagens 890,96, novamente com pro-

logaritmo do índice de preços ao consumidor, o IPC da Fipe, ou do índice de preços por atacado, o IPA da FGV, no Brasil, e a mais curta foi construída com base no índice nacional de preços ao consumidor, o INPC, no Brasil, que começou a ser apurado em 1979 (gráfico 1).

Gráfico 1  
Brasil — Taxa cambial real



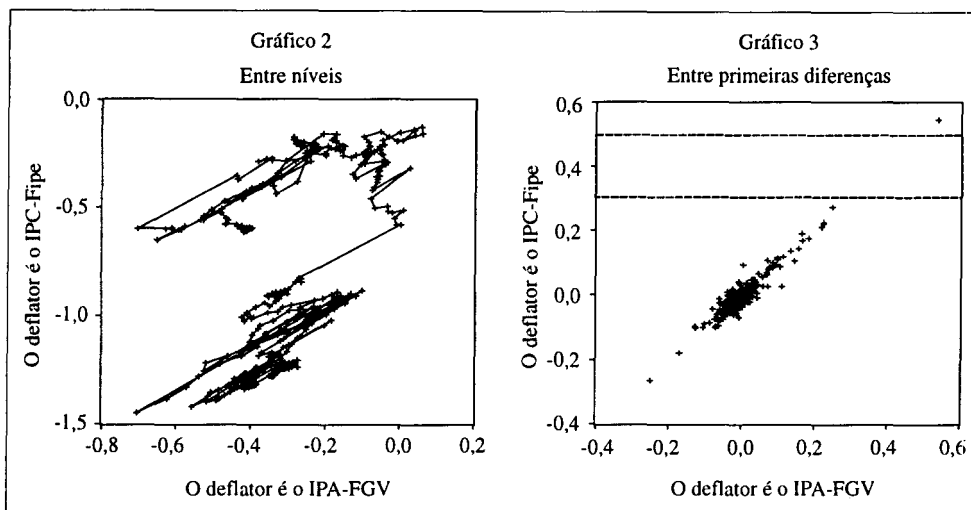
Utilizando o IPC, o câmbio real estava significativamente mais valorizado entre 1959 e 1979 do que utilizando o IPA.<sup>6</sup> Nos gráficos 2 e 3 estão os diagramas de dispersão entre estas duas medidas de câmbio real. O gráfico 3, para as taxas de variação, mostra uma relação linear estável, confirmando a maior proximidade das duas medidas na versão relativa da PPC. Já o gráfico 2 mostra que aparentemente existe uma dependência linear que se desloca no tempo, confirmando a diferença de tendências. Quando utilizamos os preços por atacado, a taxa cambial real parece oscilar sem mostrar nenhum crescimento ou queda, sugerindo que tem uma tendência a reverter à média, e quando utilizamos os preços aos consumidores existem indicações de crescimento (desvalorização) da taxa cambial real, o que sugere que as diferenças entre as estimativas do câmbio real se devem às diferenças nas proporções de bens internacionais e domésticos. Em ambos os deflatores existem bens internacionais e bens domésticos, mas no IPC existem serviços, indicando uma maior proporção de bens domésticos relativamente ao IPA. O IPC tem,

*babilidades nulas de serem obtidos ao acaso. Apesar destas diferenças, os resultados para os testes de raízes unitárias para o câmbio real são os mesmos caso utilizemos o IPA ou o IPC norte-americanos. Dessa forma, apresentamos apenas os resultados com o IPC norte-americano.*

<sup>6</sup> A base de comparação em todos os índices foi colocada na média de 1992 a junho de 1994.

também, uma semelhança com o deflator implícito do produto, porque ambos incluem apenas bens e serviços em estágio final de produção, e não apresentam dupla contagem de produtos e insumos, como no IPA.

Diagramas de dispersão entre as duas medidas de câmbio real



Podemos exprimir o logaritmo do câmbio real na forma (Goldfajn & Valdés, 1995):

$$q_t = \{a'(p_M^* - p_M) + b'(p_X^* - p_X)\} + \{c'(p_N^* - p_N)\} + \{(a' - a)p_M + (b' - b)p_X + (c' - c)p_N\} \quad (2)$$

onde  $p_M$ ,  $p_X$ ,  $p_N$  são os logaritmos dos preços dos importáveis, exportáveis e bens domésticos, respectivamente, que decompõem suas variações em três componentes.<sup>7</sup> O primeiro termo entre chaves, do lado direito, mede o afastamento da lei do preço único. O segundo mede a diferença nos preços dos bens domésticos. O terceiro mede o efeito das relações de troca. Quando os pesos dos vários grupos são iguais ( $a = a'$ ;  $b = b'$ ;  $c = c'$ ), o terceiro efeito desaparece. Suponhamos que isto ocorresse, e que não existissem bens domésticos. Os afastamentos da lei do preço único produzem variações do câmbio

<sup>7</sup> O câmbio real pode ser colocado na forma  $Q = \frac{SP^*}{P} = \frac{(SP_M^*)^{a'} (SP_X^*)^{b'} (SP_N^*)^{c'}}{P_M^{a'} P_X^{b'} P_N^{c'}}$ , onde  $P_M$ ,  $P_X$ ,  $P_N$  indicam os preços de importações, exportações e bens domésticos no próprio país e os  $(SP_j^*)$ , onde  $S$  é o câmbio nominal, com  $j=M, X, N$ , estão designando os respectivos preços no outro país. Calculando os logaritmos e utilizando a notação  $\log(SP_j^*) = p_j^*$ , chegamos à expressão do texto.

curto prazo, mas a arbitragem tende a igualar os preços dos bens internacionais, e a longo prazo o câmbio real não se alteraria. Os afastamentos da lei do preço único não devem ser os responsáveis pelas variações *permanentes* do câmbio real, mas podem ser geradores de persistência.

É no segundo termo que aparecem as conseqüências de efeitos como o Balassa-Samuelson. Se os países com crescimento rápido têm ganhos de produtividade mais concentrados no setor de bens internacionais, o que eleva os salários neste setor, e conseqüentemente no de bens domésticos, crescem os preços dos bens domésticos, o que aprecia a taxa cambial.<sup>8</sup> Lembremos que este efeito somente é captado quando a medida de câmbio real envolve um deflator com maior proporção de bens domésticos.

Os testes apresentados abaixo reproduzem os realizados em outros países, mas os regimes cambiais são diferentes. A não ser entre julho de 1994 e março de 1995, a taxa cambial nunca foi flutuante no Brasil. Mas tivemos, de janeiro de 1959 a dezembro de 1996, várias alterações de política cambial.<sup>9</sup>

Anteriormente a 1968 o governo declarava manter a taxa cambial fixa, mas este objetivo era incompatível com as políticas fiscal e monetária expansionistas, obrigando-o a sucessivas desvalorizações. Em 1968 adotou-se um regime de minidesvalorizações. Ele se manteve até 1985, apenas com as interrupções das maxidesvalorizações, em 1979 e em 1983. Durante este período a volatilidade do câmbio real declinou significativamente. Qualquer que seja a medida de câmbio real utilizada, entre 1969 e a maxidesvalorização de 1979 ele permaneceu aproximadamente constante.

Em 1986 o governo congelou os preços e fixou o câmbio, mas manteve as políticas fiscal e monetária expansionistas. Em setembro de 1986, quando os superávits comerciais desapareceram, reiniciaram-se as minidesvalorizações. Deste ponto até outubro de 1991 não é possível detectar uma regra estável nas minidesvalorizações. Elas foram interrompidas por sucessivos congelamentos ou controles de preços e pelo programa de estabilização iniciado em 1990.

---

<sup>8</sup> Froot e Rogoff (1995) atribuem a este efeito as evidências de raiz unitária no câmbio real da Argentina. Eles argumentam que os países para os quais existem séries muito longas de PPC são exatamente aqueles que estiveram continuamente entre as nações mais ricas. Mas os "países que cresceram com grande rapidez a partir de um nível baixo (ex.: Japão), e países que antes foram ricos, mas que não são mais (ex.: Argentina), (...) são exatamente aqueles para os quais deveremos esperar os preços relativos dos bens domésticos tendo-se alterado mais dramaticamente, e para os quais o teste da PPC a longo prazo é o que tem maior possibilidade de falhar".

<sup>9</sup> Embora estas séries existam para os anos anteriores a 1959, optamos por iniciar nossa análise neste ano para evitar o regime de taxas múltiplas de câmbio que vigiu anteriormente.

Em 1989 o governo estimulou o surgimento do mercado de câmbio turismo, e em seguida o do segmento “flutuante”. Até aquele momento os controles de movimentos de capitais e as restrições à compra de moeda estrangeira em viagens internacionais geravam um mercado paralelo de dólares. A partir de 1989 o Banco Central passou a atuar nos segmentos “livre” e “flutuante”, virtualmente extinguindo o mercado paralelo.

O programa lançado em março de 1990 iniciou-se com o bloqueio dos ativos financeiros. O Banco Central passou a provocar artificialmente uma forte volatilidade na taxa cambial nominal, possivelmente tentando evitar a acumulação de reservas, e a controlar a oferta monetária. A volatilidade da taxa cambial foi sensivelmente superior à verificada em quaisquer outros países, e era superior às flutuações da taxa de juros (Pastore, 1995), desestimulando o ingresso de capitais.

Em outubro de 1991 ocorreu uma forte desvalorização e foi virtualmente eliminada a volatilidade da taxa cambial, com o Banco Central passando a manter o cupom cambial elevado.<sup>10</sup> Data também de 1991 a restauração dos movimentos de capitais, que haviam sido interrompidos no início dos anos 80 pela crise da dívida. A combinação deste fato com a elevação do cupom cambial explica o forte ingresso de capitais (Garcia & Barcinski, 1996). Entre outubro de 1991, quando ocorreu a desvalorização, e junho de 1994, o mês imediatamente anterior à reforma monetária, o ingresso de capitais foi forte, mas a taxa cambial não se apreciou, contrariamente ao que ocorreu em outros países latino-americanos (Calvo, Leiderman & Reinhart, 1992). As contas correntes permaneceram aproximadamente em equilíbrio, e os ingressos de capitais produziram apenas a acumulação de reservas, sendo as reservas esterilizadas por títulos públicos.

A reforma monetária de 1994 manteve por oito meses a taxa cambial flutuando. Entre julho de 1994 e fevereiro de 1995 o Banco Central não interveio sistematicamente no mercado de câmbio, com as reservas permanecendo estáveis, e o incipiente ingresso de capitais era truncado pela apreciação cambial.<sup>11</sup> De março de 1995 em diante o governo retomou os reajustes cambiais freqüentes e, embora não tenha indexado a taxa cambial, passou a defender o câmbio real, evitando uma maior apreciação.

---

<sup>10</sup> *Cupom cambial é a taxa de juros básica da economia (CDI ou Selic) “deflacionada” pela variação cambial pelo prazo equivalente (mês, ano, etc.).*

<sup>11</sup> *Entre julho e setembro de 1994 não ocorreram intervenções do Banco Central no mercado de câmbio. Elas se iniciaram em outubro e cresceram daí em diante (Banco Central, 1994).*



## 2.3 Os testes sobre a validade da PPC

Com base nesta amostra aplicamos dois dos três tipos de testes relatados por Froot e Rogoff:

- os testes univariados de raízes unitárias, nos quais a hipótese nula é de que os desvios da PPC são permanentes;
- os testes ainda mais recentes, baseados na cointegração, nos quais os desvios com relação a *qualquer combinação linear* dos preços e da taxa nominal de câmbio são permanentes.

### Testes baseados na existência de raiz unitária

Foram realizados os testes de raízes unitárias de Dickey-Fuller aumentado, de Philips-Perron e de Philips-Perron modificado. Para o teste de Dickey-Fuller foram estimadas regressões na forma:<sup>12</sup>

$$\Delta s_t = a + bt + (\rho - 1)s_{t-1} + \sum_{j=1}^q c_j \Delta s_{t-j-1} + \text{resíduos} \quad (3)$$

Para os testes de Philips-Perron foram calculados os critérios

$$Z_\alpha = T(\alpha - 1) - (s^2 - s_\nu^2) \left( 2T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^{*2} \right)^{-1} \quad e$$

$$Z_T = (s_\nu/s)t_\alpha - (1/2)(s^2 - s_\nu^2) \left( s^2 T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^{*2} \right),$$

e para os testes de Philips-Perron modificado calcularam-se

$$MZ_\alpha = Z_\alpha + T(\alpha - 1)^2/2 \quad e$$

$$MZ_T = Z_T + (1/2) \left( \sum_{t=1}^T y_{t-1}^{*2}/s^2 \right)^{1/2} (\alpha - 1)^2.$$

---

<sup>12</sup> Para determinar o número  $q$  de defasagens, incluímos primeiramente 20 defasagens e viemos excluindo o último coeficiente quando este não diferia significativamente de zero. Na defasagem 11 encontramos o primeiro coeficiente diferindo significativamente de zero ao nível de 5%, e se daí em diante prosseguíssemos eliminando defasagens, a estatística  $Q$  de Ljung-Box passava a crescer significativamente, indicando resíduos que não mais se aproximavam de um ruído branco.

O coeficiente  $\alpha$  foi obtido na regressão  $y_t^* = \alpha y_{t-1}^* + \nu_t$ , onde  $y_t^*$  são os valores de  $y_t$  dos quais foi removida a tendência,<sup>13</sup> e da qual obtém-se  $s_\nu^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \nu_t^2$  e  $t_\alpha = (\alpha - 1) \left( \sum_{t=1}^T y_{t-1}^{*2} \right)^{1/2} / s_\nu$  (Perron & Ng, 1997).

A estimativa da densidade espectral na frequência zero é utilizada para obter os valores relevantes para os testes de Philips-Perron nas versões tradicional e modificada. Ela é dada por:

$$s^2 = \frac{s_{ek}^2}{(1 - b(1))^2} \quad (4)$$

onde  $s_{ek}^2 = T^{-1} \sum_{t=k+1}^T e_{tk}^2$ , e  $b(1) = \sum_{j=1}^k b_j$ , ambos obtidos na regressão

$$\Delta y_t = d_t + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j \Delta y_{t-j} + e_{tk} \quad (5)$$

sendo o parâmetro  $k$  escolhido pelo critério BIC. Os resultados estão na tabela 1.

Quando utilizamos o IPC, não é possível rejeitar a hipótese da presença de uma raiz unitária no câmbio real. Quando é utilizado o IPA, no entanto, estas evidências se atenuam ou desaparecem. As estimativas recursivas para o coeficiente  $(\rho - 1)$ , na regressão (2), são dadas no gráfico 4, para o IPC, e no gráfico 6, para o IPA, e os valores recursivos do  $t$  de Dickey-Fuller são apresentadas nos gráficos 5 e 7, para o IPC e para o IPA, respectivamente. Nos gráficos 4 e 6, para os coeficientes recursivos, a linha cheia representa os valores dos coeficientes, e a linha pontilhada é o limite do intervalo unicaudal.<sup>14</sup>

<sup>13</sup> Foram utilizados os métodos de mínimos quadrados ordinários (OLS) e de mínimos quadrados generalizados (GLS) para remover as componentes deterministas das séries. Para uma breve discussão a respeito, ver Perron e Ng (1997) e Elliot et alii (1996).

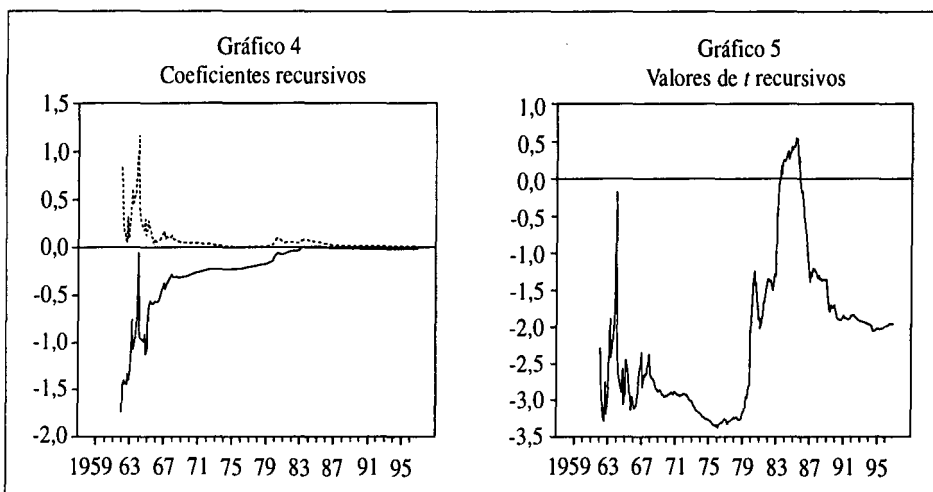
<sup>14</sup> Este limite foi construído multiplicando o valor crítico do  $t$  de Dickey-Fuller com 5% de significância pelo desvio-padrão. Quando a hipótese de raiz unitária é aceita, a linha do zero está contida entre as linhas para o coeficiente e para o intervalo unicaudal.

Tabela 1  
Testes de raiz unitária nas duas medidas de câmbio real

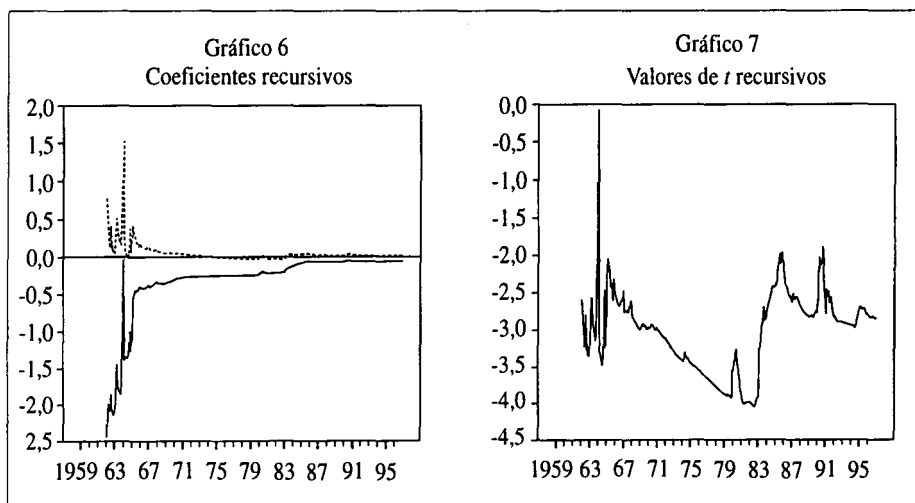
Teste	Deflator	Características	Valores de $T$ ( $Q$ de Ljung-Box)	Deflator	Características	Valores de $T$ ( $Q$ de Ljung-Box)
1. Dickey-Fuller	IPC	11 defasagens constante e tendência	-1,96127 $Q(20)=9,9353$ (0,9693)	IPA	17 defasagens constante e tendência	-2,72973 $Q(20)=18,909$ (0,528)
2. Dickey-Fuller	IPC	11 defasagens constante	-0,947 $Q(20)=10,647$ (0,955)	IPA	11 defasagens constante e tendência	-2,84873 $Q(20)=11,884$ (0,920)
3. Philips-Perron	IPC	constante e tendência	$Z_T=-2,24498$ $Z_\alpha=-8,4765$	IPA	constante e tendência	$Z_T=-4,09760^*$ $Z_\alpha=-32,0388$
4. Philips-Perron modificado	IPC	constante tendência	$MZ_T=2,22407$ $MZ_\alpha=-8,3976$	IPA	constante tendência	$Z_\alpha=-3,9533^{**}$ $MZ_\alpha=-30,9108$
5. Dickey-Fuller	IPC	11 defasagens constante e tendência GLS	-0,92286 $Q(20)=9,8252$ (0,9712)	IPA	8 defasagens constante e tendência GLS	-1,78858*** $Q(20)=15,6196$ (0,7399)
6. Densidade espectral	IPC	–	0,98651	IPA	–	0,96385

\*Rejeita a hipótese nula a 1%; \*\*Rejeita a 5%; \*\*\*Rejeita a 10%.

### Teste de Dickey-Fuller para o IPC — estimativas recursivas



### Teste de Dickey-Fuller para o IPA — estimativas recursivas



As evidências de raiz unitária crescem em torno do período das duas maxi-desvalorizações, mas são mais claras no caso do IPC. No caso do IPA, os valores de  $t$  de Dickey-Fuller mantêm-se sempre elevados, e apesar dos seus valores se aproximarem da área de aceitação da hipótese nula, nos momentos das maxidesvalorizações, esta aproximação é mais tênue, sugerindo sua rejeição.

Observe-se este comportamento no momento da maxidesvalorização de 1979. Ela produz um pequeno salto no  $t$  de Dickey-Fuller em 1979, que rapidamente desaparece, retornando à área de rejeição da hipótese nula, e o mesmo salto, mas decorrente de uma aproximação permanente da área de aceitação da hipótese nula, no caso de o deflator ser o IPC. Já na maxidesvalorização de 1983 em ambos os casos temos alterações permanentes neste coeficiente.

Utilizamos também como deflator o INPC, cuja apuração pelo IBGE se iniciou em 1979, e, portanto, a série resultante é bem mais curta. Ela se situa entre as duas anteriores, durante a maior parte do período, mas aproxima-se muito da medida obtida com base no IPC da Fipe de 1990 em diante. Seu perfil dificilmente poderia sugerir que se trata de um processo estacionário.

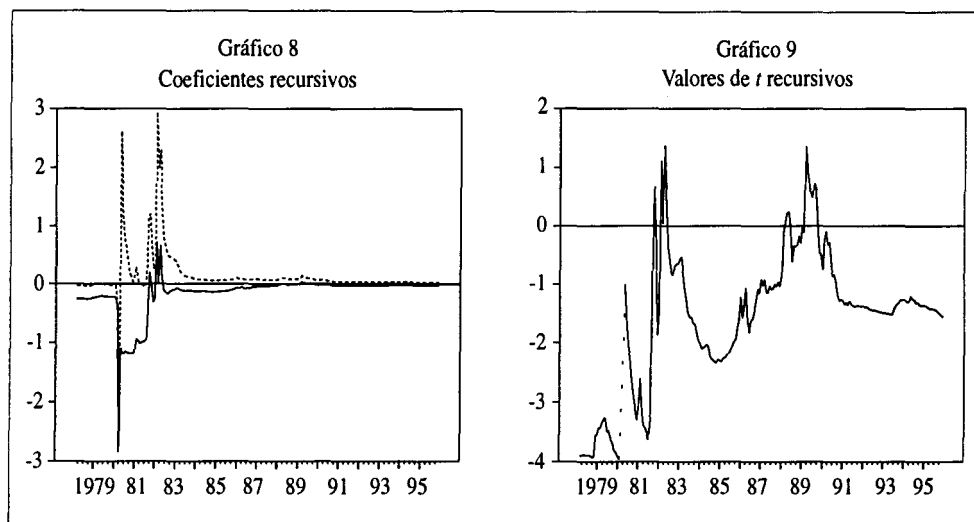
Na tabela 2 estão os resultados para os testes. Tanto o de Dickey-Fuller aumentado quando os dois de Philips-Perron não rejeitam a presença de uma raiz unitária. Nos gráficos 8 e 9 estão os valores de  $(\rho - 1)$  e do  $t$  de Dickey-Fuller estimados recursivamente. Como a série é mais curta, não há informações sobre o ocorrido em torno da maxidesvalorização de 1979, mas as evidências de raiz unitária crescem em torno da maxidesvalorização de 1983 e do bloqueio dos ativos, no início de 1990.

Tabela 2  
Testes de raiz unitária para o câmbio real utilizando o INPC

Teste	Deflator	Características	Valores de $T$ ( $Q$ de Ljung-Box)
1. Dickey-Fuller	INPC	11 defasagens constante e tendência	-1,55582 $Q(20)=(11,4532)$ (0,9336)
2. Philips-Perron	INPC	constante e tendência	$Z_T=-1,53556$ $Z_\alpha=-5,1481$
3. Philips-Perron modificado	INPC	constante tendência	$MZ_T=-1,51709$ $MZ_\alpha=-5,0862$
4. Dickey-Fuller	INPC	Defasagens constante e tendência GLS	-0,62214 $Q(20)= 7,7220$ (0,9935)

\*Rejeita a hipótese nula a 1%; \*\*Rejeita a 5%; \*\*\*Rejeita a 10%.

## Teste de Dickey-Fuller para o IPA — estimativas recursivas



Todas estas são evidências de que os dois índices de preços aos consumidores conduzem a medidas de câmbio real nas quais os choques incorporam-se permanentemente às séries, e a medida utilizando os preços por atacado tem os choques se dissipando.

## Testes baseados na cointegração

Os testes de raízes unitárias colocam à prova se  $q_t \equiv s_t - p_t + p_t^*$  é estacionária, enquanto os testes baseados na cointegração permitem colocar à prova se a combinação linear  $s_t - \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^*$ , com  $\beta_1 \neq \beta_2$ , é estacionária.

$\beta_1$  e  $\beta_2$  e podem ser diferentes entre si, e da unidade, devido à presença de uma tendência no preço relativo entre bens domésticos e internacionais, ou à existência de erros de medida nos preços dos bens domésticos, ou ao viés produzido por pesos fixos nos índices, ou à introdução de bens que tinham preços elevados.<sup>15</sup> Ao deixar livres os valores dos coeficientes, ela pode alterar os resultados dos testes de raízes unitárias apresentados na seção anterior.

<sup>15</sup> Ver, a esse respeito, Froot e Rogoff (1995) e a literatura lá citada. Suponhamos que a PFC valha exatamente para bens domésticos, com  $s_t = p_t^T - p_t^{*T}$ , onde  $p_t^T$ ,  $p_t^{*T}$  estão designando os preços dos bens internacionais no próprio país e no outro país, respectivamente, que os índices de preços nos dois países são uma média ponderada dos preços dos bens domésticos e internacionais, dados por  $p_t = \gamma p_t^T + (1-\gamma)p_t^N$  e  $p_t^* = \gamma^* p_t^{*T} + (1-\gamma^*)p_t^{*N}$ . Se os preços dos bens domésticos forem supostos, no limite, proporcionais aos preços dos bens internacionais, isto é,  $p_t^N = a_0 + \phi p_t^T + \varepsilon_t$  e  $p_t^{*N} = a_0 + \phi^* p_t^{*T} + \varepsilon_t^*$ , chega-se a uma regressão na forma  $s_t = \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^* + \varepsilon_t'$ , onde  $\beta_1 = 1/[\gamma + \phi(1-\gamma)]$  e  $\beta_2 = 1/[\gamma + \phi^*(1-\gamma^*)]$ .

Ocorre que  $s_t$  e as duas medidas de  $p_t$  são integrados de ordem 2, criando dificuldades técnicas para a aplicação do teste de Johansen para a versão absoluta da teoria, que ultrapassam nosso objetivo no presente artigo. Assim realizamos o teste de Johansen somente para a versão relativa, limitando-nos ao de Engle-Granger para a versão absoluta.<sup>16</sup> Ele é feito aplicando os testes de Dickey-Fuller aumentado, e os dois de Philips-Perron aos resíduos das regressões na especificação  $s_t = \alpha + \beta(p_t - p_t^*) + u_t$ .

Os testes de Johansen para a versão relativa estão na tabela 3. Analisamos dois períodos: o primeiro do início de 1959 até junho de 1994, antes da reforma monetária do Plano Real, e o segundo para o período integral, do início de 1959 a dezembro de 1996.

Tabela 3  
Testes de cointegração de Johansen para a PPC relativa

Período	Variáveis	Vetores de cointegração normalizados	Probabilidade de Q	Defasagem	L máximo	Traço
1959:01 1994:06	$s, p^{IPC}, p^{*IPCUSA}$	1 -0,996 0,345	0,99	12	34,72 6,12 3,99	40,93 6,21 0,09
1959:01 1994:06	$s, p^{IPA}, p^{*IPCUSA}$	1 -0,986 0,952	0,79	8	47,03 8,59 4,46	95,46 10,19 1,29
1959:01 1996:12	$s, p^{IPC}, p^{*IPCUSA}$	1 -0,987 0,404	0,92	12	34,56 6,98 3,99	45,54 10,97 3,99
1959:01 1996:12	$s, p^{IPA}, p^{*IPCUSA}$	1 -0,976 1,061	0,93	14	85,27 8,90 1,29	57,07 13,05 4,46

Nota: Valores críticos a 90%: L máximo, 13,39, 10,60 e 2,71; traço, 26,70, 13,31 e 2,71.

Em todos os casos existe apenas um vetor de cointegração. Os resultados envolvendo o IPC mostram que seu coeficiente se aproxima da unidade, porém o do índice de preços dos EUA declina abaixo de 1. Já utilizando o

<sup>16</sup> Em princípio o teste de Johansen pode ser aplicado a processos  $I(2)$  reparametrizando o modelo. Se todos os processos fossem  $I(1)$ , o teste seria aplicado sobre os coeficientes da matriz  $\Pi$ , estimada no modelo de correção de erros:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

Quando os processos forem  $I(2)$ , os valores relevantes da matriz  $\Pi$  serão obtidos em

$$\Delta^2 X_t = \Pi X_{t-1} - \Gamma \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-2} \Psi_i \Delta^2 X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

onde  $\Gamma = I - \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i$ , e  $\Psi_i = -\sum_{j=i+1}^{k-1} \Gamma_j$ , com  $i=1, 2, \dots, k-2$ . Ver, a esse respeito, Johansen (1995, cap. 9).

IPA, chegamos a coeficientes dos dois índices de preços, o doméstico e o dos EUA, próximos da unidade, independentemente de truncarmos a amostra em 1994, ou de prosseguirmos até 1996. Ou seja, se utilizarmos os preços por atacado, o fato de deixarmos ou não livres os valores de  $\beta_1$  e  $\beta_2$  não produz nenhuma diferença relevante. Os resultados obtidos com o IPA indicam que a arbitragem conduz à acomodação dos preços.

Para a versão absoluta, os resultados do teste de Engle Granger estão na tabela 4, e os testes de Dickey-Fuller aumentado estimados recursivamente são mostrados nos gráficos 10, 11, 12 e 13. Eles aceitam a raiz unitária quando utilizamos o IPC, e ficam no limite da aceitação, quando utilizamos o IPA. Os testes de Philips-Perron e de Philips-Perron modificado, no entanto, confirmam os mesmos resultados anteriormente obtidos nos testes sobre a taxa real de câmbio, aceitando a presença de uma raiz unitária quando utilizamos o IPC, e rejeitando-a quando utilizamos o IPA. Como foi apontado por Froot e Rogoff (1995), os testes de cointegração não adicionam informações relevantes.

#### Engle-Granger: teste a partir do vetor contendo câmbio nominal, IPC e IPC-EUA

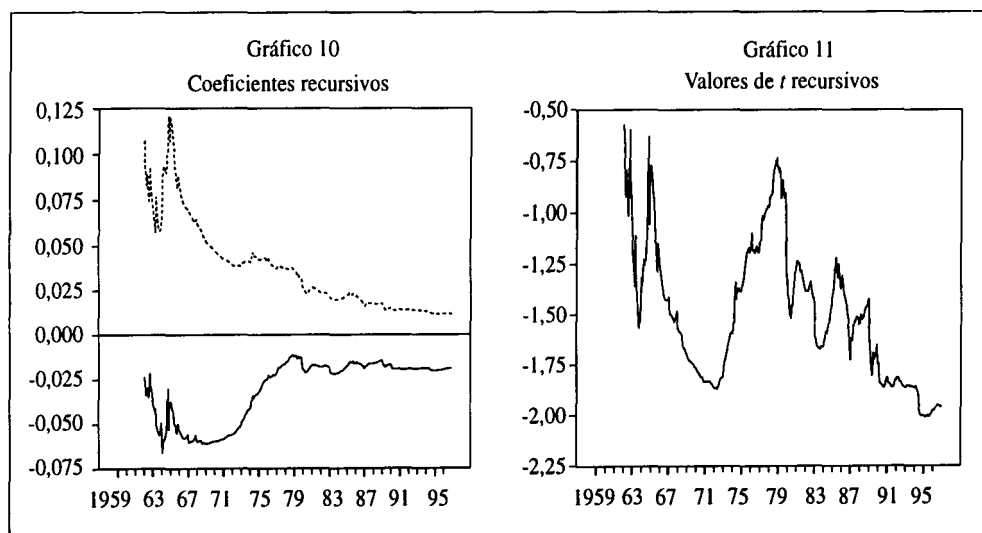
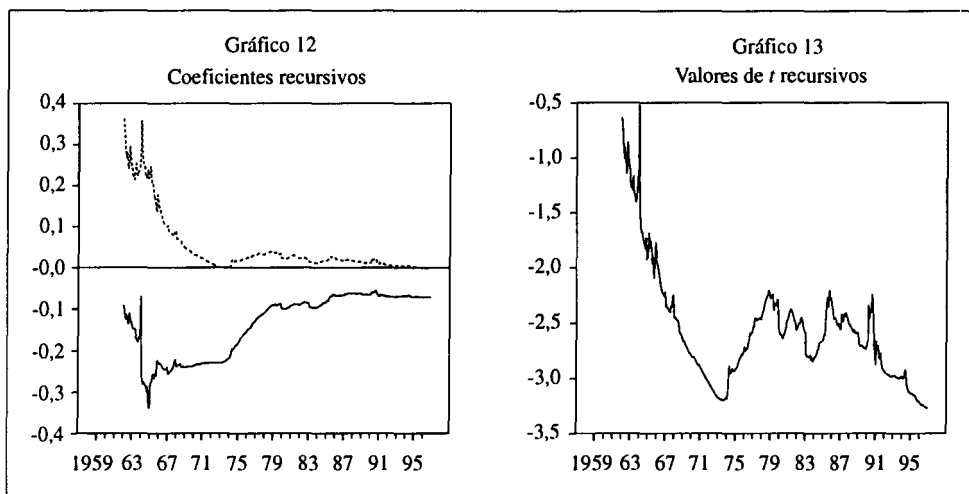




Tabela 4  
Teste de cointegração de Engle-Granger

Teste	Deflator	Características	Valores de $T$ ( $Q$ de Ljung-Box)	Deflator	Características	Valores de $T$ ( $Q$ de Ljung-Box)
1. Dickey-Fuller	IPC	11 defasagens constante	-1,95851 $Q(20)= 9,8770$ (0,9703)	IPA	17 defasagens	-3,13274*** $Q(20)=5,8496$ (0,9990)
2. Dickey-Fuller	IPC	11 defasagens constante	-1,95944 $Q(20)=9,9311$ (0,9694)	IPA	17 defasagens constante tendência	-3,13208*** $Q(20)=5,8484$ (0,9990)
3. Philips-Perron	IPC	–	$Z_T=-2,30946$ $Z_\alpha=-9,6780$	IPA	–	$Z_T=-4,55839^*$ $Z_\alpha=-38,6045$
4. Philips-Perron modificado	IPC	–	$MZ_T=-2,28490$ $MZ_\alpha=-9,5751$	IPA	–	$Z_\alpha=-4,36501^*$ $MZ_\alpha=-36,9668$

\*Rejeita a hipótese nula a 1%; \*\*Rejeita a 5%; \*\*\*Rejeita a 10%.



## 2.4 Medidas de persistência e as diferenças de tendência

Qual seria do ponto de vista prático a diferença de comportamento do câmbio real, entre um choque que se incorpora definitivamente à série e outro que se dissipa com grande lentidão, com uma vida média de quatro a seis anos? No primeiro caso, as alterações do câmbio real seriam permanentes, e no segundo transitórias, mas ainda assim estarão produzindo mudanças significativas de câmbio real, que se manterão por período extenso.

Tomemos um processo  $ARMA(p, q)$  para o câmbio real:

$$\Phi(L)q_t = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (6)$$

onde  $\varepsilon_t$  é uma variável aleatória com média nula, variância constante e autocovariâncias nulas, e onde  $\Phi(L)$  e  $\Theta(L)$  são dois polinômios de ordens  $p$  e  $q$ , respectivamente, no operador de defasagens  $L$ .

Tomando  $z = 1/\lambda$  como a menor raiz de  $\Phi(L)$ , podemos fatorá-lo na forma  $\Phi(L) = (1 - \lambda L)\Phi'(L)$ , onde  $\Phi'(L)$  é um polinômio com  $p - 1$  raízes fora do círculo unitário. O processo (5) pode ser expresso na forma

$$(1 - \lambda L)q_t = W(L)\varepsilon_t \quad (7)$$

onde  $W(L) = \Phi'^{-1}(L)\Theta(L) = \sum_{j=0}^{\infty} w_j L^j$ , e acomoda várias possibilidades. Se simultaneamente  $\lambda = 1$  e  $W(L) = 1$ , o câmbio real seguirá um caminho

aleatório. Se  $\lambda = 0$ , mas os pesos de  $W(L)$  forem não-nulos, a PPC será válida a longo prazo, e a curto prazo o câmbio real se desviará de seus valores médios apenas pela intercorrência de  $W(L)\varepsilon_t$ . Esta mesma propriedade ocorre se tivermos  $0 < \lambda < 1$ . Neste caso obtemos, por substituições sucessivas:

$$q_t = \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j L^j W(L) \varepsilon_t \quad (8)$$

onde o câmbio real tem uma tendência a reverter à média, com persistência tanto maior quanto mais próximo de 1 o valor de  $\lambda$ .

As evidências relatadas por Froot e Rogoff mostram que na grande maioria dos casos o câmbio real pode ser representada por um processo como (8) com uma raiz real positiva dominante, mas não com uma raiz unitária. Abuaf e Jorion (1990) analisaram o exemplo de um processo  $AR(1)$ , com  $q_t = c + \lambda q_{t-1} + \varepsilon_t$ . Se  $\lambda$  for igual a 0,98, um choque no câmbio real tem uma meia vida de 34 meses. Se tivermos  $\lambda = 0,99$ , a meia vida ocorre aos 69 meses. Os resultados de Lothian e Taylor (1996) conduziram a uma meia vida de seis anos para o caso da taxa dólar/libra e três anos para o caso da taxa franco/libra. Estimativas muito próximas deste valor foram também obtidas por Frankel e Rose (1997).

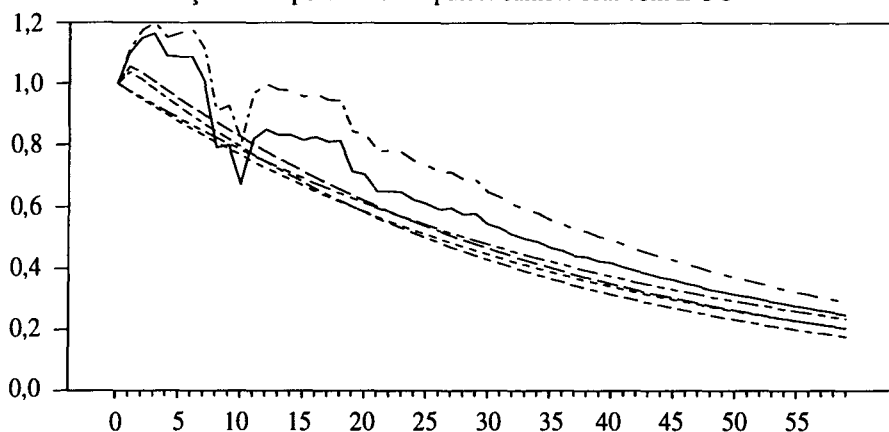
Estimamos para o Brasil as funções de resposta a um impulso, obtidas derivando as representações  $MA$ , com base nos modelos  $ARMA$ , e o fizemos sem impor que uma raiz é unitária, mesmo quando esta hipótese foi aceita. Ao estimar os modelos deixando os parâmetros livres, queremos observar as diferenças de decaimento entre os modelos para os quais aceitamos e aqueles para os quais rejeitamos a hipótese nula.

Para todos os casos ajustamos um modelo  $AR(p+1)$ , onde  $p$  é a defasagem utilizada para o teste de Dickey-Fuller aumentado, e utilizamos o critério  $BIC$  para determinar a ordens  $p$  e  $q$  de modelos  $ARMA$  até  $p = 6$  e  $q = 6$ . Em nenhum caso a especificação  $ARMA(p,q)$  foi superior a uma especificação  $AR(1)$ . Apresentamos também os resultados para os modelos  $AR(2)$ . Finalmente, optamos por estimar cada uma destas especificações incluindo e excluindo uma tendência determinista na série.

Os resultados nos gráficos 14, 15 e 16, mostram que praticamente não há diferenças entre as funções de resposta a um impulso derivadas de um modelo

$AR(1)$  e as de um modelo  $AR(p)$ , qualquer que seja  $p$ , atestando que seu perfil é determinado pela raiz real positiva dominante. A exceção é o câmbio real construído com base no IPC, para o qual as funções de resposta a um impulso diferem significativamente se incluirmos ou não a tendência determinista.

Gráfico 14  
Função de resposta a um impulso: câmbio real com INPC



Funções de resposta a um impulso real: câmbio real

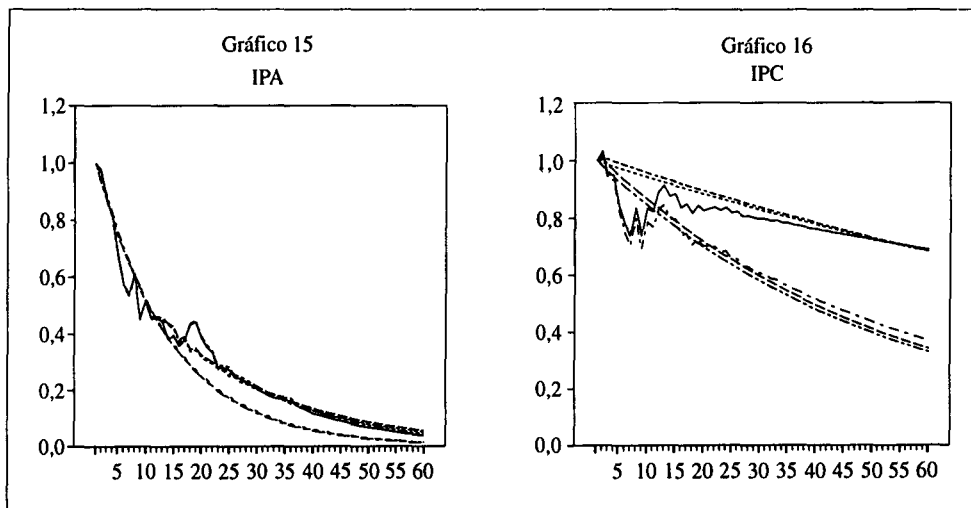


Tabela 5

Características dos modelos AR(p) para funções de resposta a impulsos

Variável	Modelo especificado	$R^2$	$s$	$F$ probabilidade	$Q(36)$ probabilidade
IPC	AR(12) com tendência	0,998	0,049	2.606,8 (0,000)	35,618 (0,487)
	AR(12) sem tendência	0,998	0,049	2.810,7 (0,000)	25,306 (0,501)
	AR(1) com tendência	0,997	0,050	16.298,0 (0,000)	57,148 (0,013)
	AR(2) com tendência	0,997	0,050	10.858,0 (0,000)	57,024 (0,014)
	AR(1) sem tendência	0,997	0,050	32.393,0 (0,000)	57,847 (0,012)
	AR(2) sem tendência	0,997	0,050	16.204,0 (0,000)	57,657 (0,012)
INPC	AR(12) com tendência	0,987	0,041	425,6 (0,000)	28,890 (0,794)
	AR(12) sem tendência	0,987	0,041	458,4 (0,000)	27,953 (0,829)
	AR(1) com tendência	0,985	0,045	2.594,3 (0,000)	50,477 (0,055)
	AR(2) com tendência	0,985	0,045	1.694,3 (0,000)	45,381 (0,136)
	AR(1) sem tendência	0,985	0,046	5.111,5 (0,000)	47,120 (0,102)
	AR(2) sem tendência	0,985	0,046	2.508,2 (0,000)	42,360 (0,216)
IPA	AR(18) com tendência	0,980	0,050	158,7 (0,000)	28,117 (0,823)
	AR(18) sem tendência	0,980	0,050	167,8 (0,000)	28,098 (0,824)
	AR(12) com tendência	0,980	0,049	235,7 (0,000)	34,848 (0,523)
	AR(12) sem tendência	0,979	0,049	255,8 (0,000)	34,797 (0,526)
	AR(1) com tendência	0,978	0,050	1.478,4 (0,000)	56,778 (0,015)
	AR(2) com tendência	0,978	0,050	989,5 (0,000)	56,504 (0,026)
	AR(1) sem tendência	0,978	0,050	2.961,0 (0,000)	56,945 (0,015)

Optamos por introduzir a tendência porque o IPC da Fipe utiliza a fórmula Divisia, e os demais índices utilizam a fórmula Laspeyres. Para as taxas constatadas no Brasil, a fórmula Divisia subestima os *níveis* de preços ao longo de sua tendência de crescimento, relativamente à fórmula Laspeyres. Note-se que a inclusão da tendência determinista no modelo utilizando o IPC da Fipe aproxima a curva de resposta ao impulso desta medida daquela encontrada para o INPC, que é invariante com relação à inclusão da tendência.

A diferença mais marcante ocorre no comportamento entre os dois índices de preços ao consumidor, de um lado, e o IPA, de outro. Nos dois primeiros casos, os choques se dissipam mais lentamente. Ressalte-se que não impusemos a raiz unitária, que provocaria sua não-dissipação, e isto *retira o sentido de se estimar, nos casos do IPC e do INPC, as meias-vidas a partir destas funções de resposta a um impulso*. Esta estimativa apenas tem sentido na função de resposta para o IPA. Sobre ela a meia-vida ocorre entre oito meses e 12 meses. Neste caso um choque se dissipa mais rapidamente do que é indicado pelas evidências internacionais.

## 2.5 Causalidade entre câmbio nominal e preços

Os testes da PPC nada dizem com relação à direção de causalidade entre as variáveis. O câmbio real se altera quando ocorrem choques no câmbio nominal, mas uma parte do ajuste pode estar ocorrendo no nível doméstico de preços. Da mesma forma, o governo pode estar seguindo a regra de reajustar o câmbio nominal para manter metas para a taxa real de câmbio, respondendo às taxas de inflação passadas. É conveniente, neste ponto, observarmos as relações de causalidade entre as taxas de variação do câmbio nominal e preços.

Na tabela 6 estão os testes de causalidade, no sentido de Granger, par a par, entre as taxas de variação de  $s_t$ , do IPC e do IPA no Brasil, e do IPC nos EUA. Cada um deles foi realizado tomando apenas duas variáveis de cada vez, sem controlar pela presença das demais. Em geral, a defasagem escolhida foi  $p = 8$ , porque esta transformava os resíduos em um ruído branco, com valores de  $Q$  de Ljung-Box baixos, mas apresentamos também os testes com  $p = 11$ .

Tabela 6  
Causalidade de Granger entre taxas de variação do câmbio,  
IPC, IPA e IPC-EUA

Hipótese Nula	11 defasagens			8 defasagens		
	Nº de obs.	F	Probabilidade	Nº de obs.	F	Probabilidade
IPA não causa o câmbio	444	8,991	0,000	447	12,989	0,000
Câmbio não causa o IPA		3,624	0,000		5,022	0,000
IPC não causa o câmbio	456	9,014	0,000	456	13,110	0,000
Câmbio não causa o IPC		3,634	0,000		5,017	0,000
IPC-EUA não causa câmbio	456	0,787	0,653	456	0,656	0,729
Câmbio não causa IPC-EUA		0,667	0,770		0,515	0,845
IPC não causa o IPA	444	3,794	0,000	447	2,764	0,005
IPA não causa o IPC		2,903	0,001		1,740	0,087
IPC-EUA não causa o IPA	444	0,544	0,873	447	0,581	0,794
IPA não causa o IPC-EUA		0,659	0,786		0,675	0,714
IPC-EUA não causa o IPC	456	0,692	0,746	456	0,859	0,552
IPC não causa o IPC-EUA		0,667	0,770		0,696	0,695

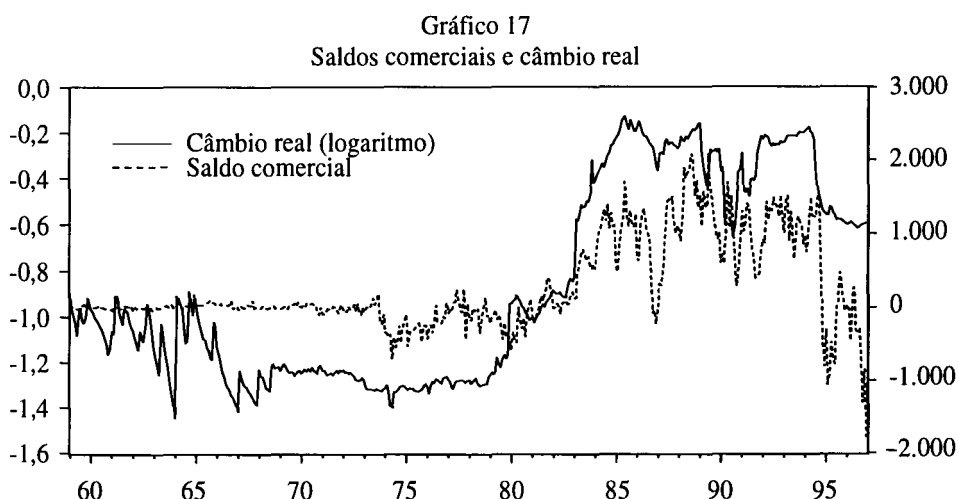
Há fortes evidências de causalidade, nos dois sentidos entre IPA e câmbio, e entre IPC e câmbio, sugerindo que não somente os preços se acomodam às variações do câmbio, como estas são produzidas, em parte, em função

das variações passadas dos preços. Não se rejeita, também, a causalidade nos dois sentidos entre o IPA e o IPC. Mas, como deveríamos esperar, não se constata qualquer evidência de causalidade do câmbio e dos índices domésticos de preços para o índice de preços aos consumidores nos EUA.

### 3. Os Efeitos do Câmbio sobre o Balanço Comercial

#### 3.1 Câmbio real e saldos comerciais

No gráfico 17 estão os saldos comerciais e o câmbio real estimado pelo IPC, indicando que câmbios mais desvalorizados produzem saldos maiores. Se os saldos comerciais também tiverem uma raiz unitária, a técnica da cointegração pode ser utilizada para pesquisar a existência de uma relação estável de longo prazo entre esta variável e o câmbio real estimado a partir do IPC.



Na tabela 7 estão os testes de raiz unitária para os saldos comerciais em dois períodos: o primeiro encerrando-se em fevereiro de 1990, antes do início da liberalização do comércio, e o segundo em dezembro de 1996. Tanto o de Dickey-Fuller quanto os dois de Philips-Perron não permitem rejeitar a presença de uma raiz unitária quando a amostra se encerra em dezembro de 1990. Com o período integral, até 1996, as evidências de raiz unitária se atenuam ou mesmo desaparecem.

Tabela 7  
Testes de raiz unitária para os saldos comerciais

Teste	De 1959:01 a 1990:2		De 1959:01 a 1996:12	
	Características	Valores de $T$ $Q$ de Ljung-Box	Características	Valores de $T$ $Q$ de Ljung-Box
Dickey-Fuller	Constante	-1,239	Constante	-1,601
	18 defasagens	$Q(20)=4,541$ (1,000)	16 defasagens	$Q(20)=15,334$ (0,757)
Dickey-Fuller	Constante	0,010	Constante	-1,256
	12 defasagens	$Q(20)=13,243$ (0,867)	12 defasagens	$Q(20)=18,207$ (0,574)
Dickey-Fuller	Constante	-1,030	Constante	-2,266
	3 defasagens	$Q(20)=15,232$ (0,763)	1 defasagem	$Q(20)=65,205$ (0,000)
Philips-Perron	Constante	$Z_T=-1,647$	Constante	$Z_T=-2,214$
		$Z_\alpha=-2,214$		$Z_\alpha=11,998$
Philips-Perron modificado $MZ_T$	Constante	$MZ_T=1,786$	Constante	$MZ_T=-2,048$
		$MZ_\alpha=-8,044$		$MZ_\alpha=-11,516$

\*Rejeita a hipótese nula a 1%; \*\*Rejeita a 5%; \*\*\*Rejeita a 10%.

O teste de cointegração de Johansen não rejeita a existência de um vetor de cointegração apenas quando a amostra é truncada em 1990 (tabela 8). Quando ela se estende até 1996, rejeita-se a hipótese de que as variáveis cointegram, seja porque as séries não apresentam tendências comuns, seja porque os saldos deixam de apresentar uma raiz unitária.

Tabela 8  
Testes de Johansen para cointegração entre saldo e câmbio real

Período	Variáveis	Vetores de cointegração normalizados	Defa- sagem	$L$ máximo	Traço
1959:01 1990:02	Saldo e câmbio/IPC	-2,081 , 1,000	9	17,63 1,81	19,44 1,81
1959:01 1990:02	Saldo e câmbio/INPC	-1,472 , 1,000	12	72,69 0,42	73,11 0,42

Nota: Valores críticos a 90%:  $L$  máximo, 10,60 e 2,71; traço, 13,31 e 2,71.



Esta técnica foi utilizada por Rose (1991) para os EUA, com resultados negativos, e por Nunes (1994) no caso brasileiro, com resultados positivos, no período de 1975 a 1991. Sob que condições deveríamos encontrar uma relação estável entre saldos comerciais e câmbio real? Uma resposta é dada pelas condições de estabilidade do modelo de equilíbrio parcial de Bickerdike-Robinson-Metzler, BRM.<sup>17</sup>

Consideremos os preços relativos de bens importáveis e exportáveis especificados por  $\pi_m = (SP_M^*)/P$  e  $\pi_x = (SP_X^*)/P$ . Os fluxos de importações e exportações são determinados pelas duas condições de equilíbrio:

$$M(\pi_m) = X^*(\pi_m^*) \quad (9)$$

$$X(\pi_x) = M^*(\pi_x^*) \quad (10)$$

obtidas igualando a demanda de importações do Brasil,  $M(\pi_m)$ , à oferta mundial,  $X^*(\pi_m^*)$ , e a oferta de exportações brasileiras,  $X(\pi_x)$ , à demanda mundial,  $M^*(\pi_x^*)$ , e onde os preços relativos de importáveis e exportáveis são ligados aos seus valores internacionais por  $\pi_m = Q\pi_m^*$  e  $\pi_x = Q\pi_x^*$ , sendo  $Q$  o câmbio real.

Finalmente,

$$B = \pi_x X - \pi_m M \quad (11)$$

exprime o valor real da balança comercial em preços de bens domésticos.

Uma alteração do câmbio real produz mudanças nos preços, doméstico e internacional, dos produtos importados e exportados, e nas quantidades importadas e exportadas, movendo os saldos comerciais. Existe, portanto, uma forma reduzida ligando  $Q$  e  $B$ , expressa por:

$$B = B(Q) \quad (12)$$

onde o sinal de  $dB/dQ$  depende das elasticidades das funções e pode ser obtido diferenciando (12), admitindo o equilíbrio inicial no balanço comercial e substituindo as taxas de variação dos preços e quantidades. Assim, chega-se a:

$$dB = X\pi_x \left[ (1 + \varepsilon) \frac{\eta^*}{\varepsilon + \eta^*} - (1 - \eta) \frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right] \hat{Q} \quad (13)$$

---

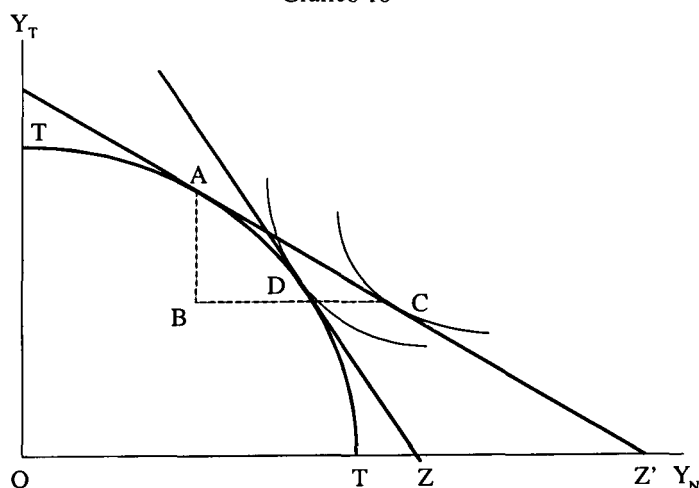
<sup>17</sup> Este é o modelo utilizado por Rose (1991) justificando sua análise empírica. Para uma exposição detalhada, ver também Dornbusch (1975).

onde  $\varepsilon$ ,  $\eta$  são as elasticidades da demanda de importações e da oferta de exportações, no Brasil,  $\eta^*$ ,  $\varepsilon^*$  são as elasticidades correspondentes no resto do mundo, e  $\hat{Q}$  é a taxa de variação do câmbio real. As condições para que  $dB/dQ$  seja positiva dependem dos valores das elasticidades.

No entanto, este modelo não ajuda para estabelecer as condições nas quais uma alteração no câmbio nominal gera uma mudança de preços relativos entre bens internacionais e domésticos. Seguindo Dornbusch (1975) e Corden (1994), o modelo é simplificado supondo que (9) e (10) dependam dos preços nominais de produtos importados e exportados, e que as relações de troca não se alterem, o que permite que os importáveis e exportáveis sejam combinados em um único bem internacional.

No gráfico 18,  $TT$  é a curva de transformação entre bens internacionais (no eixo vertical) e bens domésticos, e  $U_j U_j$  são as curvas de indiferença, determinando a substituição no consumo. O equilíbrio simultâneo nos dois mercados, de bens internacionais e domésticos, é obtido no ponto de tangência,  $D$ , com a renda medida em unidades de bens domésticos dada pela distância  $OZ$ . Uma desvalorização desloca a produção para  $A$  e o consumo para  $C$ , sendo a renda medida em unidades de bens domésticos dada por  $OZ'$ . A desvalorização produziu um superávit comercial e um excesso de demanda de bens domésticos, que, na ausência de uma desabsorção, elevará seus preços, fazendo com que uma desvalorização do câmbio nominal se transforme, em parte, em inflação nos preços de bens domésticos, o que limita a desvalorização do câmbio real.

Gráfico 18



No gráfico 18 é suposto que a propensão a consumir bens domésticos é igual à unidade,<sup>18</sup> e o equilíbrio interno é restaurado com a colocação de um imposto de renda que reduza a renda disponível em *BC*, provocando o equilíbrio em *B*. Foi a desabsorção produzida pela elevação do imposto de renda que permitiu que a desvalorização atingisse o objetivo de produzir o superávit comercial.<sup>19</sup> Se somente o câmbio nominal tivesse sido alterado, o excesso de demanda de bens domésticos teria frustrado a alteração do câmbio real, tornando a mudança da taxa cambial ineficaz para produzir a mudança dos saldos comerciais.

Embora a maxidesvalorização de 1993 tenha contribuído para elevar a taxa de inflação, a desabsorção produzida pela política monetária contracionista conduziu a uma desvalorização do câmbio real. As evidências empíricas não negam que as desvalorizações cambiais iniciadas em torno de 1983 produziram a alteração do câmbio real, e com ela elevaram-se os saldos comerciais. Mas mostram também que a abertura comercial, iniciada em torno de 1990, quebrou a relação de longo prazo entre estas duas variáveis, produzindo quedas dos saldos comerciais maiores do que as previstas pela valorização cambial. A análise deste segundo período requer a estimação das funções de demanda de importações e de previsão das exportações.

### 3.2 Importações, câmbio real e abertura comercial

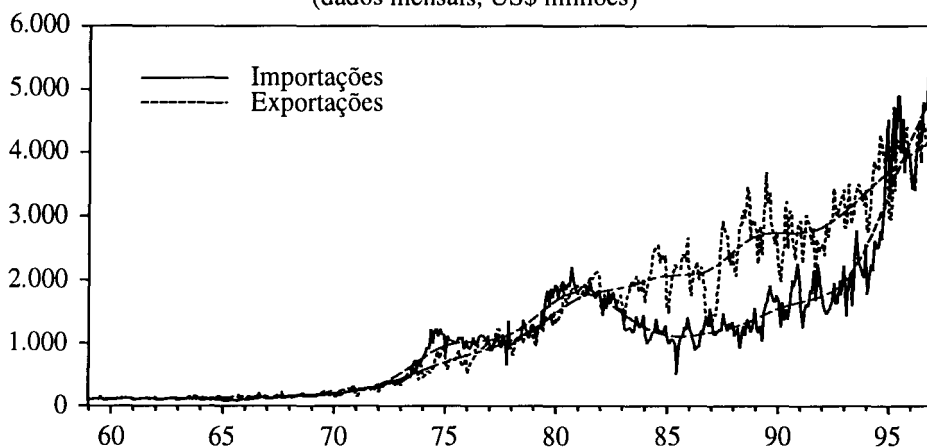
No gráfico 19 estão as importações e exportações dessazonalizadas. As importações aceleraram seu crescimento entre 1992 e 1994, e ainda mais de 1994 em diante.

---

<sup>18</sup> Isto faz com que as distâncias horizontais entre as curvas de indiferença sejam sempre iguais.

<sup>19</sup> A desabsorção poderia também ocorrer com cortes de gastos públicos ou com uma contração monetária. No caso em que ela ocorre com um imposto sobre a renda, como supusemos que a propensão a consumir bens domésticos é igual a 1, o valor do imposto é igual à queda no consumo, ambos medidos em preços de bens domésticos. Como a renda é gasta em bens domésticos e em bens internacionais, a redução do excesso de demanda de bens domésticos (em preços de bens domésticos) é igual à elevação do excesso de oferta de bens internacionais (em preços de bens domésticos). A melhora dos saldos comerciais (em preços de bens domésticos) é igual à redução da absorção.

Gráfico 19  
Exportações e importações  
(dados mensais, US\$ milhões)



Nota: Séries dessazonalizadas.

Por (10), deveríamos estimar um modelo simultâneo incluindo a demanda brasileira de importações e a oferta mundial destes produtos. Impondo a hipótese de país pequeno, podemos ignorar a oferta mundial dos produtos por nós importados, estimando apenas a demanda de importações, que é colocada na forma:

$$\log M_t = a_0 + a_1 q_t + a_2 \log(1+t)_t + a_3 \log(TF)_t + a_4 \log(PIB)_t + a_5 \log M_{t-1} + \sum_{j=1}^3 d_j z_j + e_t \quad (14)$$

onde  $(1+t)$  e  $(TF)$  representam a “força” das tarifas e uma medida dos efeitos do financiamento às importações,  $q_t$  é o logaritmo da taxa real de câmbio, e os  $z_j$  para  $j = 1, 2, 3$  são *dummies* sazonais.

A hipótese de que existe uma raiz unitária nas séries das importações e da renda não é rejeitada. Os testes de Dickey-Fuller e de Philips-Perron, realizados com uma constante e uma tendência, mostraram os resultados na tabela 9.

Tabela 9  
Importações e PIB – testes de raízes unitárias

Variável	Teste	Defasagem	$T$	Probabilidade de $Q(12)$
Importações	ADF	8	-1,318	0,900
	PP	3	-2,090	
PIB	ADF	8	-2,577	0,770
	PP	3	-4,300	

Nota: Valores críticos de Dickey-Fuller: a 1%  $T=-4,066$ ; a 5%  $T=-3,461$ ; a 10%  $T=-3,156$ .

O teste de cointegração, realizado com nove defasagens, para importações, tarifas, câmbio e PIB, não rejeita a hipótese de que estas quatro variáveis cointegram, porém obtemos três vetores de cointegração (tabela 10).

Tabela 10  
Testes de cointegração para as variáveis na demanda de importações

Auto-valores	$L$ máximo	Traço	$H0 : r$	$p - r$	Valor crítico a 90% $L$ máximo	Valor crítico a 90% traço
0,4452	46,54	109,38	0	4	17,15	43,84
0,3529	34,38	62,84	1	3	13,39	26,70
0,3020	28,41	28,46	2	2	10,60	13,31
0,0006	0,05	0,05	3	1	2,71	2,71

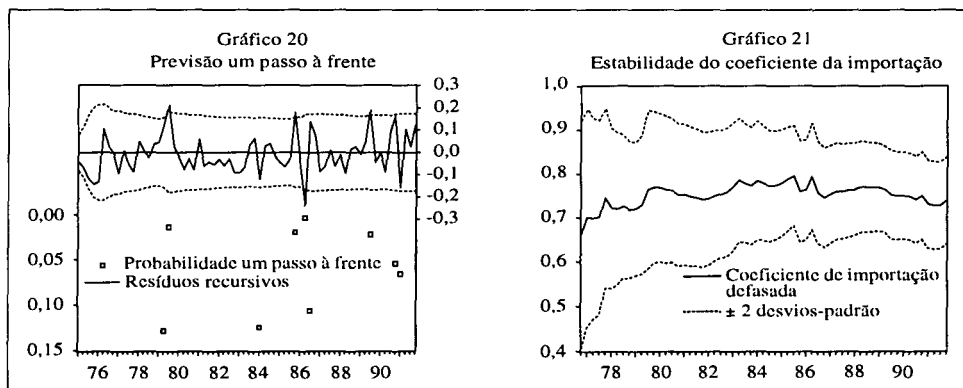
As estimativas foram feitas com dados trimestrais. Para avaliar os efeitos da abertura comercial, consideremos inicialmente as duas estimativas nas quais omitimos  $(1 + t)$  e  $(TF)$ . A segunda equação na tabela 11 foi estimada do primeiro trimestre de 1973 ao quarto de 1996, e a primeira truncando a amostra no quarto trimestre de 1991, antes que ocorressem os efeitos da abertura econômica.

Tabela 11  
Funções de demanda de importações

Variáveis	Amostra 1973:1 a 1991:4	Amostra 1973:1 a 1996:4
Constante	-12,072 (3,670)	-14,132 (4,059)
$\log M_{t-1}$	0,738 (14,930)	0,824 (18,878)
$\log PIB$	0,545 (3,990)	0,602 (4,131)
$\log CR$	-0,196 (3,785)	-0,214 (3,989)
$D_1$	-0,133 (4,503)	-0,148 (5,007)
$D_2$	-0,053 (1,787)	-0,042 (1,412)
$D_3$	0,026 (0,881)	0,014 (0,493)
$R^2$	0,919	0,957
$DW$	1,751	1,573
$F$	128,492	322,990
$s$	0,087	0,098
$Q(20)$	28,256	23,292

O teste de Chow mostra uma instabilidade nos coeficientes, colocando-se a quebra no último trimestre de 1991,<sup>20</sup> mas os coeficientes recursivos, nos gráficos 21, 22 e 23, mostram que as variações não são grandes.

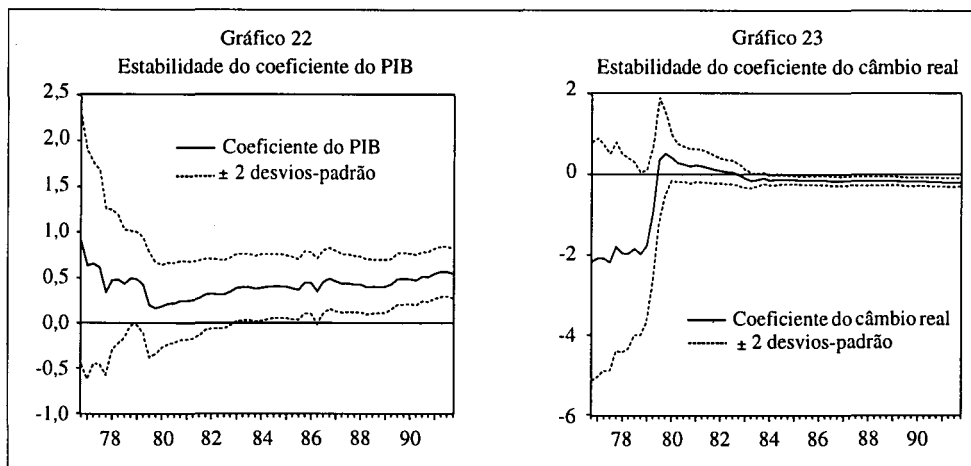
#### Testes de estabilidade da demanda de importações



(continua)

<sup>20</sup> Obtemos um valor de  $F$  de 5,622, que é significativa a menos de 1/10 de 1%.

## Testes de estabilidade da demanda de importações

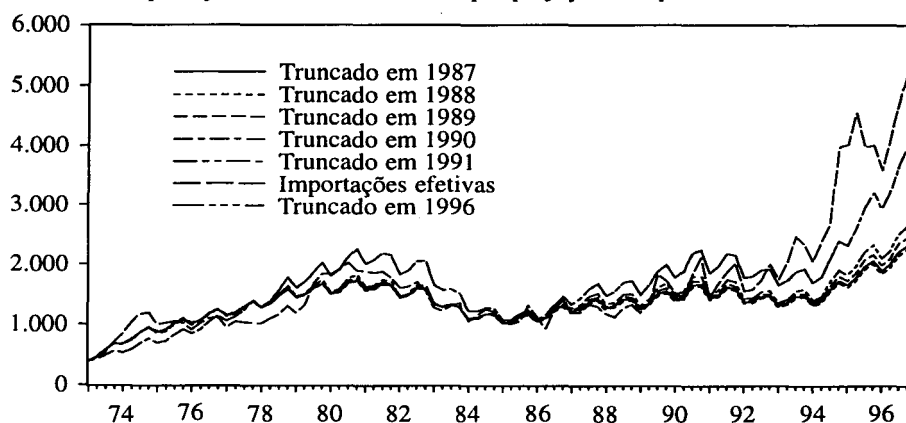


Com base nesses resultados elaboramos seis projeções “um passo à frente”, estimando a função até uma data  $T$  e realizando a projeções para  $t + 1$  utilizando os valores observados do câmbio real e do PIB para  $t + 1$ , adotando, porém, o valor estimado do  $\log M_t$ . As simulações foram realizadas para o período integral, mas as amostras tiveram seu tamanho alterado, encerrando-se em  $T = 1987, 1988, 1989, 1990, 1991$ , e uma última indo até o quarto trimestre de 1996.

As cinco primeiras curvas no gráfico 24 estão muito próximas umas das outras, o que não surpreende diante das evidências sobre a estabilidade dos coeficientes até 1991. A única que se destaca é a realizada com as estimativas na amostra até 1996, quando os efeitos da abertura econômica sobre as importações são maiores, e sua omissão produz um viés nos coeficientes das variáveis incluídas, distorcendo as projeções.<sup>21</sup> A distância entre as importações ocorridas, e as séries simuladas, exclusive aquela cuja amostra se estende até 1996, dá uma idéia dos efeitos da abertura comercial.

<sup>21</sup> A fórmula para o viés de especificação do coeficiente de mínimos quadrados é dada por  $Eb_j = \beta_j + k_{ij}\beta_i$ , onde  $\beta_j$  e  $\beta_i$  são os verdadeiros valores dos coeficientes das variáveis incluída e excluída, respectivamente, e  $k_{ij}$  é o coeficiente da regressão auxiliar da variável omitida sobre a incluída. Para a “força da tarifa” o valor de  $\beta$  é negativo e para  $TF$  ele é positivo. No período em que o câmbio valorizou-se as tarifas se reduziram e  $TF$  elevou-se, gerando coeficientes da regressão auxiliar, positivo e negativo, respectivamente. O resultado final é o aumento do valor absoluto dos coeficientes estimados da renda e do câmbio real.

Gráfico 24  
Importações efetivas e simuladas por projeções um passo à frente



No segundo exercício incluímos  $(1 + t)$  e  $(TF)$ . A série das tarifas partiu de várias estimativas esparsas. A tabela 12 resume as estimativas de Kume (1996) sobre a queda na proteção a partir de 1991. Ela subestima a queda no protecionismo,<sup>22</sup> mas dá uma idéia da velocidade da abertura comercial.

Tabela 12  
Tarifas médias sobre as importações

Estatística	jul/88	set/89	set/90	fev/91	jan/92	out/92	jul/93
<b>Tarifa nominal</b>							
Média simples	38,5	31,6	30,0	23,3	19,2	15,4	13,2
Média ponderada	34,7	27,4	25,4	19,8	16,4	13,3	11,4
Mediana	40,2	32,6	31,3	20,8	20,2	14,4	12,8
Mínimo	0,2	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0
Máximo	76,0	75,0	78,7	58,7	48,8	39,0	34,0
Desvio-padrão	15,4	15,9	15,1	12,7	10,5	8,2	6,7
<b>Tarifa efetiva</b>							
Média simples	50,4	45,0	45,5	35,1	28,9	22,5	19,9
Média ponderada	42,6	35,7	33,7	26,5	21,7	17,2	14,5
Mediana	52,6	38,1	34,6	24,0	20,0	16,7	15,1
Mínimo	54,5	-4,4	-4,3	-3,3	-2,8	-2,3	-2,0
Máximo	183,0	219,5	312,9	222,5	185,5	146,8	129,8
Desvio-padrão	33,4	39,8	53,3	39,7	32,7	25,2	21,7

<sup>22</sup> A Lei de Informática e a proibição de importações de automóveis, por exemplo, tornavam de fato "infinitas" as tarifas nominais sobre esses produtos. O cálculo da tarifa média, no entanto, é realizado com base nas importações efetivamente ocorridas, excluindo-se, portanto, estes produtos da amostra.



Para 1987, a tarifa média simples é de 51,3% e a tarifa média ponderada de 54,7% (Kume, 1990 e 1988). Para 1996 vigora a tarifa externa comum do Mercosul, estimada por Baumann, Riviero e Zavattiero (1997) como uma média simples de 13,2%. Para os anos anteriores, Amaral (1990) estima tarifas médias de 47,3% para 1977, 85,7% para 1978, 86,4% para 1979 e 90,4% para 1984. Com estas informações interpolamos as tarifas utilizando um filtro de Hodrick-Precott.

A variável ( $TF$ ) procura captar os efeitos da abertura na conta de capitais, ocorrida a partir de 1991. Os financiamentos às importações são atualmente superiores ao dobro dos financiamentos às exportações. Depois da maxidesvalorização de outubro de 1991, o risco na arbitragem não coberta declinou, porque o Banco Central passou a corrigir a taxa cambial em uma regra de PPC, e a fixar a taxa de juros de curto prazo acima da taxa de desvalorização cambial (Pastore, 1995).

Um fluxo de crédito maior, com um cupom cambial elevado e praticamente sem risco, produziu um efeito preço implícito estimulando as importações. Ele foi estimado de duas formas:

- a) como uma linha de tendência que ajusta a série mensal da porcentagem da importação financiada multiplicada pela série do cupom cambial bruto, admitindo-se que as importações são financiadas por 180 dias;
- b) como uma linha de tendência da participação do financiamento das importações.

Na tabela 13 estão as estimativas completas. Na coluna (1) os coeficientes do  $\log(CR)$  e do  $\log(1+t)$  são muito próximos, aceitando-se a hipótese nula de que são iguais com um  $F = 0,032$ , com uma probabilidade de 0,860. Na coluna (2) esta restrição foi imposta. Na coluna (3) mantivemos a especificação da coluna (1), introduzindo  $\log(TF)$  na primeira definição. A estimativa do  $\log(CR)$  mantém-se significativa, mas o financiamento às importações expulsa  $(1+t)$ , o que é atribuído à colinearidade entre estas duas variáveis. Na coluna (4) voltamos à especificação da coluna (2), incluindo o estoque de crédito às importações na primeira definição, e na coluna (5) com a segunda.

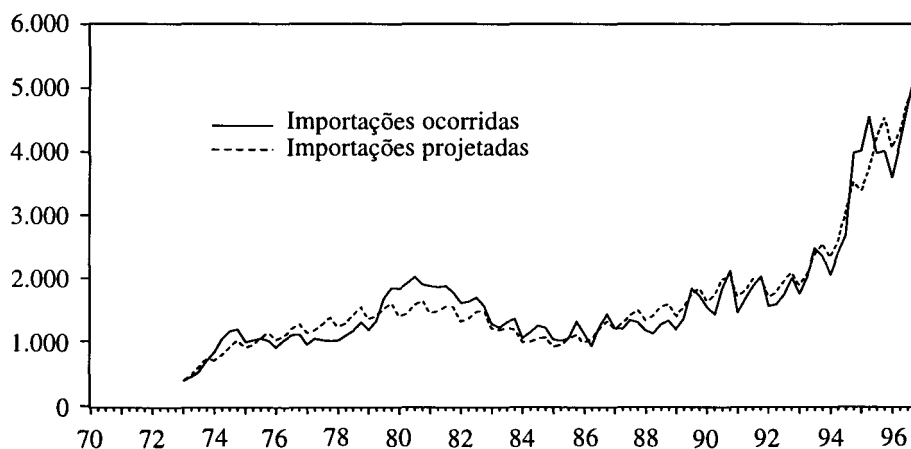
Tabela 13  
Funções de demanda de importações – incluindo tarifas e financiamento

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	-12,715 (3,816)	-11,968 (4,960)	-14,300 (4,505)	-9,792 (3,952)	-9,304 (3,628)
$\log M_{t-1}$	0,801 (19,044)	0,805 (20,135)	0,707 (14,726)	0,762 (18,109)	0,756 (17,455)
$\log(PIB)_t$	0,556 (4,001)	0,526 (5,063)	0,634 (4,769)	0,448 (4,272)	0,449 (4,266)
$\log(CR)_t$	-0,229 (4,491)	–	-0,230 (4,786)	–	–
$\log(1+t)$	-0,204 (3,273)	–	-0,039 (0,516)	–	–
$\log[(CR)(1+t)]_t$	–	-0,220 (5,345)	–	-0,178 (4,163)	-0,175 (4,001)
$\log(TF)_t$	–	–	0,047 (3,458)	0,030 (2,632)	0,138 (2,546)
$D_1$	-0,150 (5,316)	-0,151 (5,468)	-0,142 (5,347)	-0,153 (5,709)	-0,151 (5,636)
$D_2$	-0,046 (1,604)	-0,044 (1,583)	-0,059 (2,196)	-0,048 (1,770)	-0,048 (1,757)
$D_3$	0,013 (0,453)	0,014 (0,500)	0,002 (0,092)	0,012 (0,446)	0,012 (0,448)
$R^2$	0,961	0,961	0,966	0,964	0,964
$DW$	1,747	1,758	1,802	1,837	1,818
$F$	308,941	364,108	305,856	334,099	332,467
$s$	0,093	0,093	0,088	0,090	0,090
$Q(20)$	19,864	18,799	20,820	14,463	14,483

Repetimos o exercício de projeção “um passo à frente” com estas estimativas, apresentando os resultados no gráfico 25. A inclusão das tarifas e do efeito dos financiamentos às importações aproxima as importações projetadas das efetivamente observadas. Os resultados evidenciam que a abertura comercial e os efeitos da ampliação do financiamento ao comércio produziram um forte deslocamento da demanda de importações, dados a renda e o câmbio real.<sup>23</sup>

<sup>23</sup> A forte correlação entre  $(1+t)$  e  $(TF)$  impede que os efeitos separados de cada uma destas variáveis seja captado. Por isso, admitimos que os deslocamentos da demanda de importações se devem aos efeitos da “abertura econômica”, que inclui os efeitos indiretos da abertura da conta de capitais, e não apenas da “liberalização do comércio”.

Gráfico 25  
Importações — projeções um passo à frente incluindo  
os efeitos da abertura econômica



A elasticidade-preço de curto prazo da demanda de importações varia entre -0,220 e -0,229 (tabela 14), e a de longo prazo entre -1,128 e -1,151. A elasticidade-renda de curto prazo varia entre 0,526 e 0,556, e a de longo prazo entre 2,697 e 2,793. As elasticidades preço e renda de longo prazo são bastante elevadas, e a longo prazo as importações são extremamente sensíveis às tarifas.

Tabela 14  
Elasticidades da demanda de importações

Elasticidades com relação a	Provenientes da coluna (1) da tabela 14		Provenientes da coluna (2) da tabela 14	
	Curto prazo	Longo prazo	Curto prazo	Longo prazo
CR	-0,229	-1,151	—	—
(1+t)	-0,204	-1,025	—	—
CR(1+t)	—	—	-0,220	-1,128
Renda	0,556	2,793	0,526	2,697

### 3.3 Exportações e câmbio real

Os testes de Dickey-Fuller e de Philips-Perron, na tabela 15, não rejeitam a hipótese de que as exportações brasileiras e o total mundial de comércio têm uma raiz unitária.

Tabela 15

Testes de raízes unitárias para exportações brasileiras e comércio mundial

Variável	Teste	Defasagem	$T$	Probabilidade de $Q(12)$
Exportações	ADF	11	-2,580	0,99
	PP	3	-4,340	
Comércio Mundial	ADF	8	-3,008	0,21
	PP	3	-3,947	

O teste de cointegração entre as exportações totais brasileiras, o câmbio real e as exportações mundiais, com duas defasagens, conduziu aos resultados da tabela 16.

Tabela 16

Testes de cointegração

Auto- valores	$L$ máximo	Traço	$H0 : r$	$p - r$	Valor crítico a 90% $L$ máximo	Valor crítico a 90% traço
0,4446	45,28	51,41	0	3	13,39	26,70
0,0731	5,84	6,13	1	2	10,60	13,31
0,0037	0,29	0,29	2	1	2,71	2,71

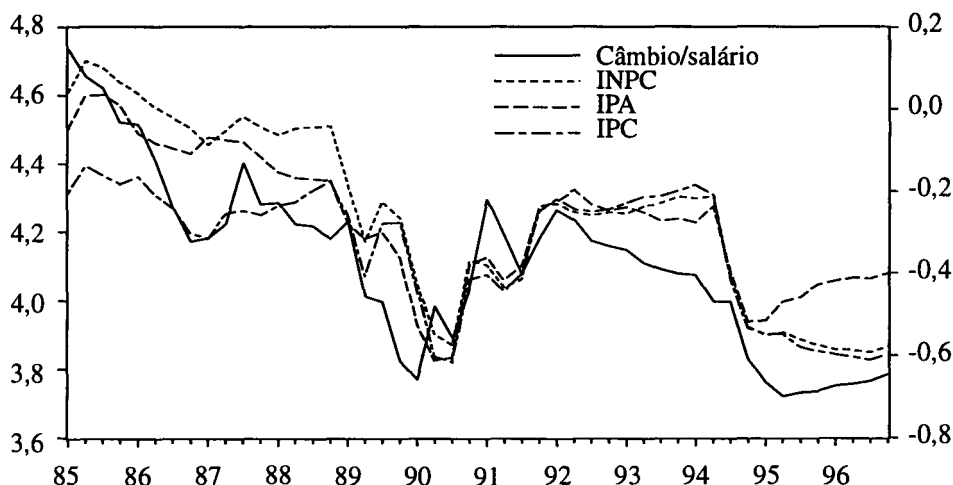
Considerando a posição brasileira nas exportações mundiais de básicos e semimanufaturados, a hipótese de país pequeno não é razoável. Uma desvalorização produz alguma queda dos preços internacionais destes produtos e, portanto, um crescimento apenas parcial dos preços relativos dos produtos exportados dando um viés às estimativas.

A equação (15) é uma forma reduzida na qual os deslocamentos da demanda mundial são descritos pelo total das exportações mundiais,  $(XW)$ , os deslocamentos da oferta brasileira de exportações dependem de uma medida da produtividade,  $(Prod)$ , a terceira variável é a taxa cambial real, e as exportações defasadas entram para descrever a dinâmica do ajustamento.

$$\log X_t = b_0 + b_1 \log(XW)_t + b_2 \log(CR)_t + b_3(Prod)_t + b_4 \log X_{t-1} + \sum_{j=1}^3 d'_j z_j + \nu_t \quad (15)$$

Os testes foram realizados com quatro medidas alternativas de câmbio real: as duas anteriores, obtidas a partir do IPC e do IPA, e as obtidas com base no INPC e na relação câmbio/salários. A comparação entre estas quatro medidas está no gráfico 26.

Gráfico 26  
Quatro medidas de câmbio real



Os resultados estão na tabela 17. Na coluna (3) verifica-se que quando incluímos conjuntamente as duas medidas de câmbio real, a obtida a partir do IPA funciona melhor, expulsando a obtida a partir do IPC. A presença de uma demanda mundial com elasticidade-preço finita faz com que uma desvalorização deprima os preços dos produtos exportados pelo Brasil, reduzindo a elevação dos preços relativos do bem exportável. O deflator que incluísse somente bens domésticos não captaria este efeito, mas o que incluísse bens internacionais sim, indicando que este efeito faria o IPA funcionar como um deflator mais “correto”.

Na coluna (1) regredimos as exportações brasileiras sobre as exportações mundiais e as *dummies* sazonais. Os resíduos estão superpostos ao câmbio real obtido a partir do IPA, no gráfico 27, e, como o coeficiente de  $\log(XW) \cong 1$ , eles medem aproximadamente como se altera a participação do Brasil nas exportações mundiais. Os dados mostram que ela se eleva com a desvalorização cambial.

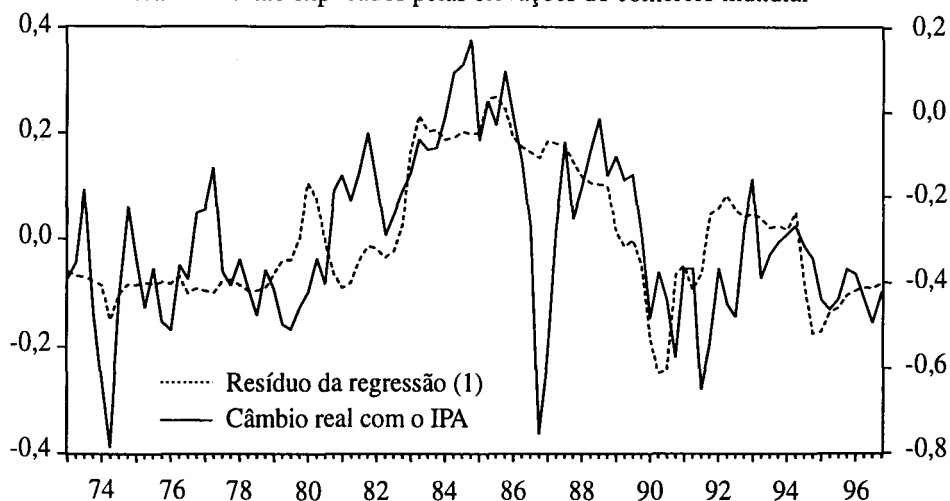
Tabela 17  
Funções de previsão das exportações

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constante	1,588 (9,278)	0,793 (4,913)	0,773 (2,486)	0,860 (2,739)	-0,564 (0,539)	-0,087 (0,098)
$\log X_{t-1}$	—	0,590 (8,715)	0,591 (8,438)	0,610 (7,001)	0,559 (5,110)	0,609 (5,172)
$\log (XW)_t$	0,945 (35,383)	0,372 (5,594)	0,373 (5,361)	0,335 (4,509)	0,504 (4,266)	0,499 (3,903)
$\log (CR)_t^{IPC}$	—	—	-0,005 (0,075)	—	—	—
$\log (CR)_t^{IPA}$	—	0,260 (3,551)	0,267 (2,241)	0,149 (0,777)	0,172 (0,976)	0,354 (2,207)
$\log (CR)_t^{INPC}$	—	—	—	0,054 (0,427)	—	—
$\log (CR)_t^{CS}$	—	—	—	—	0,159 (1,192)	—
$\log (PROD)_t$	—	—	—	—	—	-0,125 (0,839)
$D_1$	-0,077 (1,711)	-0,070 (2,543)	-0,069 (2,504)	-0,059 (1,857)	-0,030 (0,688)	-0,015 (0,340)
$D_2$	0,052 (1,158)	0,161 (5,394)	0,161 (5,313)	0,169 (4,873)	0,199 (4,250)	0,216 (4,486)
$D_3$	0,147 (3,275)	0,136 (5,020)	0,137 (4,976)	0,132 (4,238)	0,169 (4,034)	0,179 (4,136)
$n$					48	48
$R^2$	0,934	0,975	0,975	0,927	0,884	0,883
$DW$	0,493	1,827	1,829	1,774	1,615	1,727
$F$	322,543	573,374	485,911	114,018	43,781	42,924
$s$	0,155	0,094	0,094	0,093	0,101	0,101
$Q(20)$	168,23	23,364	19,650	26,479	18,247	15,898

Na coluna (2) incluímos as exportações defasadas e o câmbio real estimado a partir do IPA, e todos os coeficientes diferem de zero a menos de 1% de significância. Nas colunas (4) e (5) incluímos uma das duas medidas restantes de câmbio real juntamente com a obtida a partir do IPA, verificando-se que esta domina as outras duas. Alguma diferença ocorre quando utilizamos a relação câmbio-salário, embora a inferência fique prejudicada pelo pequeno tamanho da amostra. Na última coluna incluímos a produtividade, medida pelo quociente entre o produto industrial e o emprego. Por esta medida, a produtividade na indústria tem crescido de forma sem precedente no Brasil.

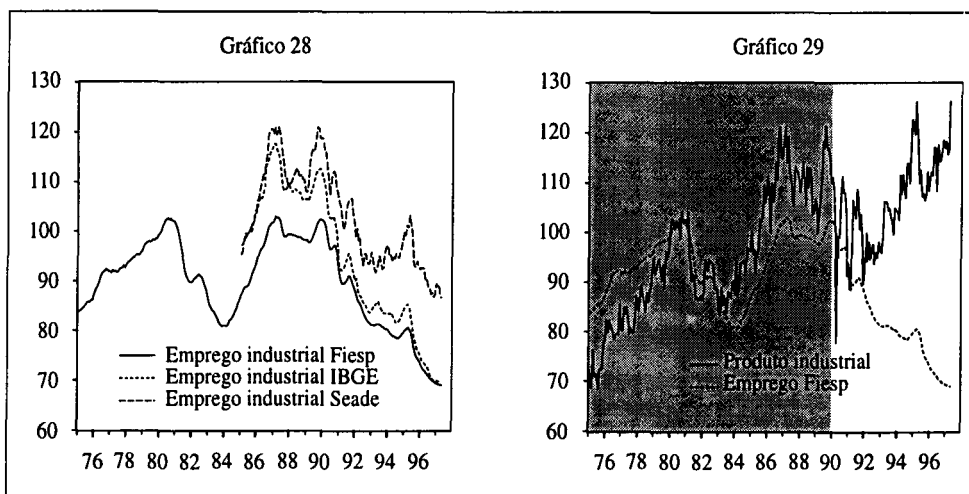
Gráfico 27

Relação entre o câmbio real e os “resíduos” das exportações  
brasileiras não explicados pelas elevações do comércio mundial



No gráfico 28 estão três estimativas do nível de emprego industrial: a da Fiesp (para São Paulo), a do IBGE (para o Brasil) e a do Seade (para São Paulo). As duas primeiras são obtidas amostrando estabelecimentos industriais e a terceira amostrando domicílios, e o propósito de compará-las é mostrar que, apesar de as diferentes metodologias e coberturas amostrais, os movimentos de longo prazo são muito semelhantes. No gráfico 29 estão o produto *bruto* da indústria e o emprego estimado pela Fiesp, que foi escolhido para a comparação apenas porque tem a série mais longa. O grande salto de produtividade começa a ocorrer depois de 1990. Um crescimento desta magnitude requeriria forte elevação nos estoques de capital físico e humano e no progresso tecnológico, mas neste período as taxas de investimento em capital físico e humano foram muito baixas. A outra hipótese é a de que teria ocorrido um salto discreto na eficiência alocativa, provocado pela abertura comercial. Não há, para o nosso conhecimento, investigações empíricas com base suficiente para suportar qualquer hipótese a respeito de um eventual crescimento de produtividade. Um resumo das evidências e das discussões é apresentada em Bonelli (1996).

## Indústria: níveis de emprego, produto bruto e produtividade da mão-de-obra



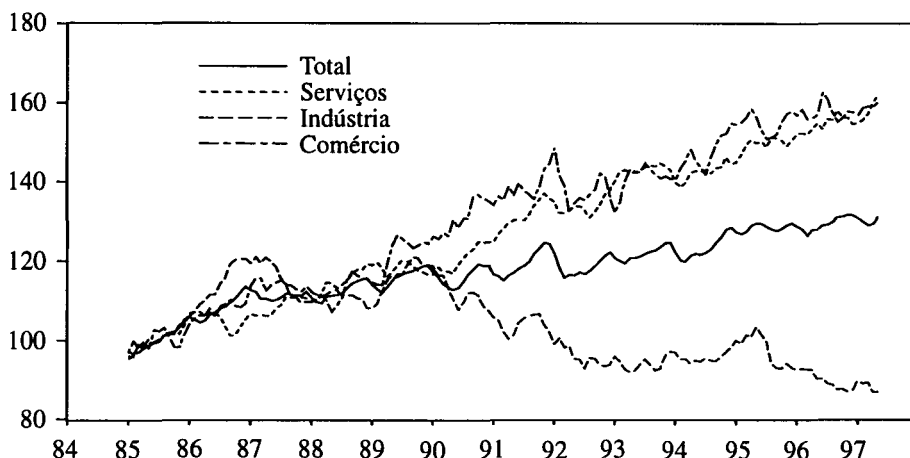
O curioso é que a inclusão desta medida de produtividade na equação de exportações conduz a um sinal negativo, embora não significativamente diferente de zero, como se vê na última coluna da tabela 15. Ou ela não é uma medida do crescimento da produtividade no setor de bens internacionais, ou existe algum erro na avaliação do crescimento da produtividade por este caminho. Este erro pode derivar da utilização do produto bruto da indústria, em vez do valor adicionado, ou da “terceirização” de certas atividades, com o emprego crescendo no setor de serviços que contrata atividades produtivas com a indústria, quando anteriormente os empregados eram registrados na folha de pagamento da indústria. Neste caso, em vez de estar ocorrendo uma revolução de eficiência na atividade produtiva, as distorções tributárias estariam alterando o perfil do mercado de trabalho.

Uma indicação deste efeito é dada pelos dados no gráfico 30, mostrando as séries de emprego estimadas pelo Seade. A queda que ocorre nesta estimativa do emprego industrial é correlacionada com a que ocorre nas duas outras medidas, da Fiesp e do IBGE, mas o Seade estima um crescimento no setor de serviços a uma taxa significativamente superior à da indústria. Note-se que anteriormente a 1990 estas duas séries mostravam taxas de crescimento semelhantes. A partir deste ponto, o emprego industrial cai, elevando-se no setor de serviços, sem que se altere sensivelmente o crescimento do emprego total, como que sugerindo que estaria ocorrendo um deslocamento de ativi-



dades produtivas da indústria para o setor de serviços. Até que ponto este comportamento não é introduzido pelas distorções tributárias e no mercado de mão-de-obra e pelas formas de fugir destas distorções colocadas em ação pelo setor privado?

Gráfico 30  
Seade: índices de emprego por atividade econômica



As elasticidades da equação de previsão de exportações estão na tabela 18. A elasticidade das exportações com relação ao câmbio real é mais baixa a curto prazo e bastante elevada a longo prazo.

Tabela 18  
Elasticidades da função de exportações

Elasticidade	Curto prazo	Longo prazo
Preço	0,260	1,256
Total mundial de comércio	0,372	1,797

Estes resultados para as elasticidades-preço de longo prazo das exportações e importações indicam que a expressão (15) deve conduzir a saldos comerciais reagindo positivamente a uma desvalorização cambial. Isto ocorreu no início dos anos 80, quando o câmbio real foi desvalorizado. A queda recente dos saldos comerciais, em magnitude superior à que seria devida à valorização cambial, deve-se em grande parte aos deslocamentos para a direita da curva de demanda de importações, produzidos pela abertura econômica.

## 4. Conclusões

O caso brasileiro confirma as evidências de que a PPC não é válida instantaneamente. Se utilizarmos como deflator um índice de preços aos consumidores, não podemos rejeitar a hipótese de que a taxa real de câmbio tem uma raiz unitária, mas se utilizarmos um índice de preços por atacado, as evidências de raízes unitárias desaparecem. Neste caso os choques no câmbio real dissipam-se com uma velocidade maior do que a constatada em outros países. Estes resultados parecem estar associados à maior presença de bens internacionais nos índices de preços por atacado.

Entre 1959 e 1991, antes de se iniciar o programa de liberalização comercial, os saldos comerciais e o câmbio real obtido a partir do índice de preços aos consumidores apresentam uma tendência comum, não se rejeitando a hipótese de que eles cointegram. Câmbios reais mais desvalorizados correspondem a superávits comerciais maiores, ou a déficits comerciais menores. Com a liberalização de comércio, a demanda de importações sofreu fortes deslocamentos, expandindo-se e quebrando aquela relação de longo prazo. Com base em equações explicativas do comportamento de importações e exportações, no entanto, mantêm-se as evidências de sensibilidade dos saldos comerciais ao câmbio real.

## Referências Bibliográficas

Abuaf, N. & Jorion, P. Purchasing power parity in the long-run. *Journal of Finance*, 45, Mar. 1990.

Adler, M. & Lehmann, B. Devaluations and the purchasing power parity in the long-run. *Journal of Finance*, 38, Dec. 1983.

Amaral, R. *A proteção nominal no Brasil: 1973 a 1988*. Rio de Janeiro, Universidade Santa Úrsula, 1990. (Monografia de Graduação.)

Balassa, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72, dec. 1964.

Banco Central do Brasil. *Análise do mercado de câmbio*. Departamento de Câmbio, 1994.

Baumann, R.; Riviero, J. & Zavattiero, Y. *As tarifas de importação no Plano Real*. Cepal, 1997.

Bonelli, Rgis. Produtividade industrial nos anos 90: controvérsias e quase fatos. In: *A economia brasileira em perspectiva*. IPEA, RJ. 1996.

Calvo, G.; Leiderman, L. & Reinhardt, C. Capital inflows to Latin America: the 1970s and the 1990s. IMF, 1992. (International Monetary Fund Working Paper.)

Corden, W. M. Economic policy, exchange rates and the international system. Chicago, The University of Chicago Press, 1994.

Dornbusch, R. Exchange rates and fiscal policy in a popular model of international trade. *American Economic Review*, 65 (5), Dec. 1975.

\_\_\_\_\_. Purchasing power parity. In: *The new palgrave: a dictionary of economics*. London, Macmillan, 1988.

\_\_\_\_\_; Goldfajn, I. & Valdés, A. *Currency crises and collapses*. 1995. (Brookings Papers on Economic Activity, 2.)

Elliot, G.; Rothenberg, T. J. & Stock, J. H. Efficient tests for autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, 1996.

Engel, C.; Hendrickson, M. K. & Rogers, J. H. *Intra-national, intra-continental and intra-planetary PPC*. NBER, 1997. (NBER Working Paper Series.)

Fava, V. & Alves, D. A fractional cointegration analysis of purchasing power parity for Brazil. In: *Encontro Brasileiro de Econometria, 18. Anais*. SBE, 1996.

Frenkel, J. A. & Rose, A. W. A panel project on purchasing power parity: mean reversal within and between countries. *Journal of International Economics*, 40, 1996.

\_\_\_\_\_. A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. *The Scandinavian Journal of Economics*, 78 (2), 1976.

\_\_\_\_\_. Purchasing power parity, doctrinal perspective and evidence from the 1920's. *Journal of International Economics*, 8, 1978.

\_\_\_\_\_. The collapse of purchasing power parities during the 1970's. *European Economic Review*, 16, 1981.

Froot, K. & Rogoff, K. Perspectives on PPC and long-run real exchange rates. In: Grossman, G. & Rogoff, K. (eds.). *Handbook of international economics*. Amsterdam, North Holland, 1995. v. 3.

Garcia, M. & Barcinsky, A. Capital flows to Brazil in the nineties: macroeconomics aspects and the effectiveness of capital controls. 1997. mimeogr.

Goldfajn, I. & Valdés, A. *Currency crises and collapses*. 1995. (Brooking Papers on Economic Activity, 2.)

Granger, C. W. Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 1986.

Johansen, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford University Press, 1995.

Kume, H. *A proteção efetiva proposta na reforma tarifária de 1988*. Funcex, 1989. (Textos para Discussão Interna, 21.)

\_\_\_\_\_. *A política tarifária brasileira no período 1980-1988: avaliação e reforma*. 1990. (Estudos de Política Industrial e Comércio Exterior, 17.)

\_\_\_\_\_. *A política de importação no Plano Real e a estrutura de proteção efetiva*. Ipea, 1996. (Texto para Discussão, 423.)

Lothian, J. R. & Taylor, M. P. Real exchange rate behavior: the recent float and the perspectives of the past two centuries. *Journal of Political Economy*, 104(3), 1996.

Nunes, J. M. M. Balança comercial e taxa de câmbio real: uma análise de cointegração. *Revista de Economia Política*, 14(1), jan./mar. 1994.

Officer, L. H. *The purchasing power parity theory of exchange rates: a review article*. IMF, 1976. (IMF Staff Papers, 23.)

Pastore, A. C. Déficit público, a sustentabilidade das dívidas interna e externa, senhoriagem e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro. *Revista da Econometria*, 14(2), 1995.

Perron, P. & Ng, S. Constructing unit root tests with good size and power. 1997. mimeogr.

Roll, R. Violations of purchasing power parity and their implications for efficient international commodity markets. In: Sarnant, M. & Szego, G. (eds.). *International finance and trade*. Ballinger, Cambridge, 1979.

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 (3-4) May 1991.

Zini Jr., A. A. & Cati, R. C. Cointegração e taxa de câmbio: testes sobre a PPC e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 23(2), 1993.