

# Uma estimativa da taxa de câmbio de equilíbrio de livre comércio para o Brasil, 1960-83\*

Antonio Salazar Pessoa Brandão\*\*

José Luis Carvalho\*\*

O propósito desta nota é estimar a taxa de câmbio de equilíbrio na ausência de distorções na política comercial para o Brasil durante o período 1960-83. A metodologia usada é bastante simples, sendo baseada num modelo de equilíbrio estático e parcial de determinação da taxa de câmbio, como em Roe-Green (1986). A justificativa para este enfoque é que a demanda e a oferta de moedas estrangeiras estão diretamente associadas aos componentes da conta corrente. Uma vez que o modelo de determinação da taxa de câmbio é definido, as distorções da política comercial devem ser identificadas a fim de permitir a estimação da taxa de câmbio de equilíbrio sob a hipótese de livre comércio. Outros conceitos da taxa de câmbio de equilíbrio poderiam, também, ser obtidos. As distorções na política comercial são identificadas por intermédio de três conceitos usados por Sjaastad-Clements (1981), que são: a tarifa verdadeira ( $t_m$ ), o subsídio à exportação verdadeiro ( $S_x$ ) e um parâmetro de distribuição ( $w$ ), definido como a elasticidade dos (preços dos bens domésticos/preços dos bens de exportação), com respeito a (preços das importações/preços das exportações). A obtenção de estimativas para  $t_m$  e  $S_x$  requer que a estimativa da taxa de câmbio de equilíbrio possa ser computada sob algumas hipóteses acerca das elasticidades da demanda e oferta de moedas estrangeiras. Um teste empírico muito simples é efetuado nos valores estimados da taxa de câmbio de equilíbrio, a fim de verificar-se a veracidade do conceito teórico.

1. Introdução; 2. Modelo e estimação; 3. Resultados e comparação com a PPP;  
4. Teste do desempenho da taxa de equilíbrio estimada; 5. Conclusão.

## 1. Introdução

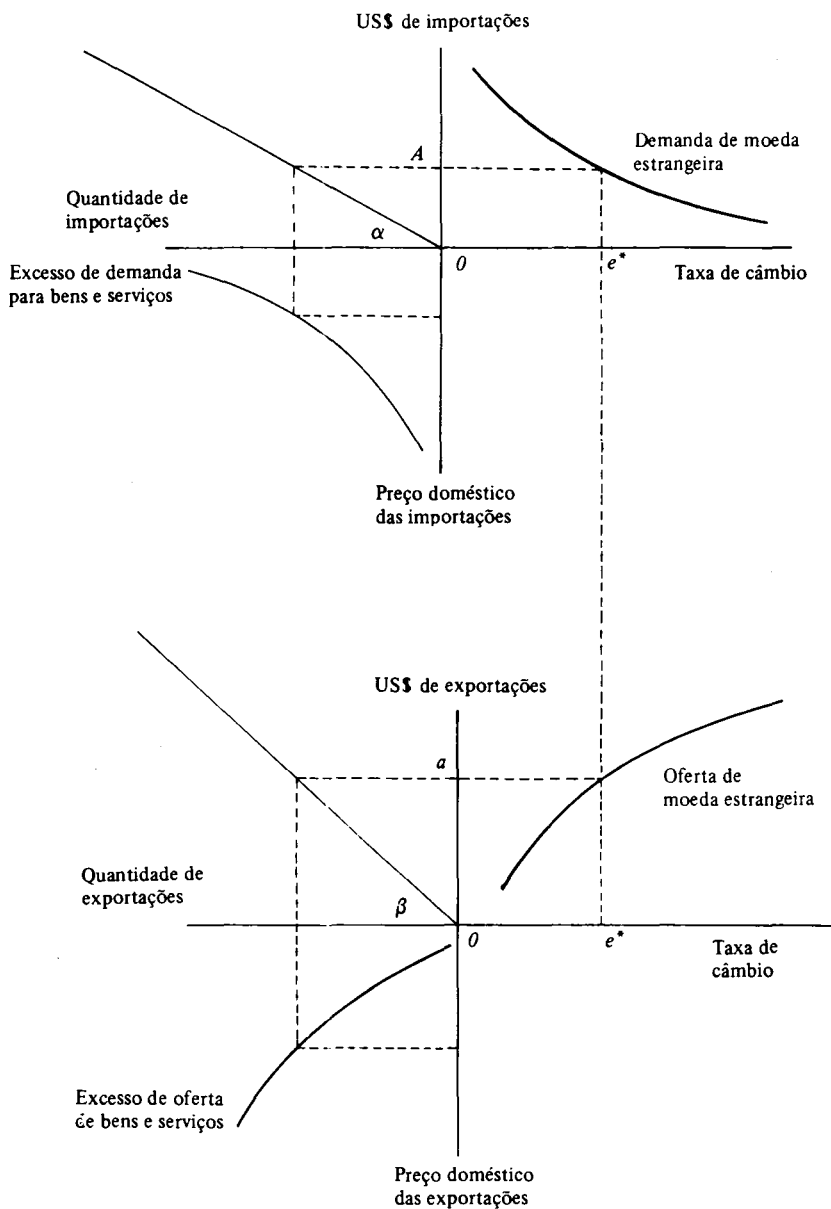
Nesse artigo fazemos uma tentativa de estimar uma taxa de câmbio de equilíbrio para o Brasil. Esse esforço é parte de projeto de pesquisa dos autores, no qual tentamos avaliar as consequências das políticas de preços agrícolas nesse país.

\* Este trabalho foi elaborado como parte do projeto do Banco Mundial intitulado: *Um estudo comparativo da economia política das políticas de preços agrícolas nos países em desenvolvimento: o caso do Brasil*. Os resultados aqui apresentados, bem como suas interpretações, são de exclusiva responsabilidade dos autores.

\*\* Professores na EPGE/FGV, na Uerj e na USU.

R. Bras. Econ.	Rio de Janeiro	v. 43	nº 1	p. 3-18	jan./mar. 1989
----------------	----------------	-------	------	---------	----------------

Figura 1  
Derivação da demanda e oferta de moedas estrangeiras  
e determinação da taxa de equilíbrio



$\text{tg } \alpha$  = índice de preço das importações em US\$

$\text{tg } \beta$  = índice de preço das exportações em US\$

A metodologia para estimar essa taxa de câmbio foi desenvolvida por Roe e Green (1986) e consiste na determinação do valor da taxa de câmbio, para um país pequeno, que equilibra a conta corrente na ausência de qualquer intervenção no comércio internacional. A idéia básica por trás do processo de estimação é ilustrada na figura 1 (a formulação analítica é mostrada na seção seguinte), a qual é, também, tirada de Roe e Green (1986).  $E^*$  é a taxa de câmbio de equilíbrio, uma vez que em  $e = e^*$  a demanda de moeda estrangeira  $O_A$  é igual à oferta  $O_a$ .

Deve-se notar que a definição da taxa de câmbio de equilíbrio adotada supõe que os movimentos de capitais são inexistentes; isto é, no longo prazo o país não pode manter qualquer fluxo (entrando ou saindo) sustentável de capital. Isso, é claro, pode não ser verdade. Todavia, para determinar qual seria o fluxo sustentável de capital seria necessário um modelo dinâmico do balanço de pagamentos um pouco mais refinado, com alguma hipótese acerca do comportamento da economia mundial, e de futuros desenvolvimentos no mercado internacional de capitais. Esse não era nosso propósito, e assim optamos por esse conceito um tanto ou quanto arbitrário. Note-se, todavia, que uma política de balanço de pagamentos factível leva a um valor presente da balança comercial zero: os anos de déficit deveriam ser seguidos por anos de superávit, a fim de serem compensados. Exceto para os países com poder de *seigniorage*, um certo tipo de proposição ricardiana deveria ser verdadeiro para o balanço de pagamentos.<sup>1</sup> Nossa suposição é, naturalmente, um caso especial dessa proposição, na qual o equilíbrio na conta capital é obtido em todos os períodos (figura 1).

O restante desse trabalho é organizado como se segue. A seção 2 apresenta a formulação do modelo e a metodologia adotada com o propósito de estimação. A seção 3 mostra os resultados básicos obtidos e os compara com a paridade do poder de compra (*Purchasing Power Parity, PPP*) estimada em trabalhos anteriores sobre a "taxa de câmbio sombra". A seção 4 é uma tentativa de avaliar-se o desempenho da taxa de equilíbrio estimada e de compará-la com a *PPP*. A seção 5 conclui o trabalho.

## 2. Modelo e estimação

O procedimento de Roe e Green é descrito a seguir. Seja o excesso de demanda de bens e serviços no período  $t$ ,  $M_t$ :

$$M_t = B_t (p_{mt})^\eta = B_t [E_t p^*_{mt} (1 + \tau_{mt})]^\eta$$

onde  $B_t$  é um intercepto que reflete os movimentos em outras variáveis afetando  $M_t$ ;  $p_{mt}$  é o preço doméstico dos bens e serviços importados, e é igual ao preço mundial (ou de fronteira)  $p^*_{mt}$  vezes a taxa de câmbio,  $E_t$ , vezes um mais a tarifa  $(1 + \tau_{mt})$ .

O valor das importações é, então:

<sup>1</sup>E, é claro, em algumas circunstâncias especiais, nas quais um país possui uma grande produção de ouro.

$$p_{mt}^* M_t = \psi_{mt} = B_t (p_{mt}^*)^{1+\eta} \cdot [E_t (1 + \tau_{mt})]^\eta$$

Analogamente, a oferta de moeda estrangeira pode ser obtida. Seja  $X_t$  o excesso de oferta de bens e serviços,  $p_{xt}^*$  o preço mundial (ou de fronteira) dos bens e serviços de exportação e  $\tau_{xt}$  o imposto de exportação. Então, supõe-se que

$$X_t = A_t [p_{xt}^* E_t (1 - \tau_{xt})]^\alpha$$

da qual obtém-se o valor das exportações:

$$p_{xt}^* X_t = \psi_{xt} = A_t (p_{xt}^*)^{1+\alpha} [E_t (1 - \tau_{xt})]^\alpha$$

onde  $A_t$  é, novamente, um intercepto que reflete mudanças em variáveis exógenas que afetam  $X_t$ .

Os dados dos valores das importações e exportações de bens e serviços, de  $\tau_{mt}$  e  $\tau_{xt}$ ,  $E_t$  e as elasticidades  $\alpha$  e  $\eta$  permitem-nos, seguindo Roe e Green, estimar  $A_t$  e  $B_t$ . A taxa de câmbio de equilíbrio é definida, para cada  $t$ , como o valor de  $E_t$ , que se obtém sob as seguintes condições:  $\psi_{mt} = \psi_{xt}$ ,  $\tau_{xt} = \tau_{mt} = 0$  e  $A_t$  e  $B_t$  como estimados antes.

A fim de computar a taxa de câmbio de equilíbrio, precisaremos da tarifa verdadeira e do subsídio verdadeiro incidindo sobre as importações e exportações. Precisaremos, também, das elasticidades da demanda e oferta associadas à moeda estrangeira e um conjunto de dados publicados sobre comércio. Consideremos cada uma das informações necessárias de *per si*.

Calculando  $t_m$  e  $s_x$

De acordo com Sjaastad-Clements (1981), a verdadeira tarifa de importação ( $t_m$ ) e o verdadeiro subsídio à exportação podem ser definidos como funções de dois parâmetros,  $w$  e  $\bar{t}$ , como a seguir:

$$t_m = \frac{(1-w)\bar{t}}{1-w\bar{t}}$$

$$s_x = \frac{w\bar{t}}{1+w\bar{t}}$$

onde

$w$  = parâmetro de distribuição: elasticidade de (preços dos bens domésticos/preços de exportáveis) com respeito a (preços das importações/preços das exportações);

$\bar{t}$  = a tarifa equivalente uniforme.

Note que se  $s_x < 0$ , isto é,  $\bar{t} > 0$ , existirá um verdadeiro imposto sobre as exportações. Isso acontece porque  $w$  deve ser positivo, como mostrado por Sjaastad-Clements (1981).

Desse modo, se temos estimativas de  $\bar{t}$  e  $w$ , podemos estimar  $t_m$  e  $s_x$ .

Estimativas de  $\bar{t}$

Para exportáveis e importáveis, devemos ter:

$$\begin{aligned} p_x &= E \cdot (1 + s_x) P_x^* \\ p_m &= E \cdot (1 + t_m) P_m^* \end{aligned} \quad (1)$$

onde

$p_x$  = preço doméstico de bens exportáveis  
 $p_x^*$  = preço internacional de bens exportáveis (em US\$)  
 $E$  = taxa oficial de câmbio (Cr\$/US\$)  
 $p_m$  = preço doméstico de bens importáveis  
 $p_m^*$  = preço internacional de bens importáveis (em US\$)

As equações (1) deveriam ser verdadeiras para todo bem comercializável. Uma vez que essas comparações individuais de preços não podem ser feitas para um longo período de tempo, em virtude das limitações dos dados, as comparações que faremos consideram índices de preços para cada categoria de bem comercializável. Assim, a relação

$$\frac{p_m}{p_x} = \frac{1 + t_m}{1 + s_x} \cdot \frac{p_m^*}{p_x^*} \quad (2)$$

manter-se-á para os índices de preços correspondentes.

Se chamarmos

$$\frac{1 + t_m}{1 + s_x} = (1 + \bar{t}),$$

$\bar{t}$  é de fato a tarifa uniforme equivalente.

Uma vez que estamos trabalhando com índices de preços e não com preços individuais, não podemos estimar  $(1 + \bar{t})$  tomando  $(P_m/P_x) / (P_m^*/P_x^*)$ . Todavia, podemos obter a taxa de variação em  $(1 + \bar{t})$  aplicando  $d \lg$  à expressão (2).

$$d \lg \frac{P_m}{P_x} = d \lg (1 + \bar{t}) + d \lg \frac{P_m^*}{P_x^*} \text{ ou}$$

$$d \lg (1 + \bar{r}) = d \lg \frac{P_m}{P_x} - d \lg \frac{P_m^*}{P_x^*} \quad (3)$$

A estimativa de um valor de  $\bar{r}$  para um ano nos permitirá a obtenção de séries de  $\bar{r}$ , uma vez que  $d \lg (1 + \bar{r})$  é estimado por (3).  $P_m$  e  $P_x$  são os índices de preço construídos por Brandão e Carvalho (1986), enquanto  $P_m^*$  e  $P_x^*$  são publicados pela Fundação Getúlio Vargas. Portanto,  $d \lg (1 + \bar{r})$  pode facilmente ser obtido de (3), e o próximo passo é o cálculo de  $\bar{r}$  para um ano específico.

Tyler (1983), usando 676 diferentes produtos de 72 setores da matriz de insumo-produto de 1970 do IBGE, calculou tarifas de importação e taxas efetivas de promoção de exportação. Esses valores serão tomados como aproximações para  $t_m$  e  $s_x$ , respectivamente. As estimativas de Tyler são baseadas em dados coletados ao longo do período junho-1980/abril-1981. Dessa forma, usaremos seus resultados para o ano de 1980.

Tabela 1  
Brasil 1980 — estimativas para  $t_m$  e  $s_x$

Setores	$t_m$	$s_x$
Agricultura	- 7,2	- 5,4
Indústria de transformação	24,5	34,9
Bens de capital	45,5	34,9
Bens intermediários	25,2	34,7
Bens de consumo	13,1	35,0
Média ponderada *	21,62	18,06

Fonte: Tyler (1983).

\*Pesos: definidos como participação das importações, para  $t_m$ , e participação das exportações, para  $s_x$ .

Com os valores médios de  $t_m$  e  $s_x$  para 1980, podemos calcular  $(1 + \bar{r})$  como a seguir:

$$(1 + \bar{r}) = \frac{1 + t_m}{1 + s_x} = \frac{1,2162}{1,1806} = 1,0302$$

Desse modo, o valor de  $\bar{r}$  para 1980 é 0,0302. Com os valores de  $d \lg (1 + \bar{r})$  calculados por (3), podemos obter uma série de  $\bar{r}$ , como apresentada na tabela 2.

Estimativas de  $w$

Fendt (1981) estimou  $w$  seguindo a sugestão de Sjaastad-Clements (1981), através da regressão simples:

$$\lg \left( \frac{P_d}{P_x} \right) = a + b \lg \left( \frac{P_m}{P_x} \right) + c \lg \left( \frac{P_m}{P_x} \right)^2 + U,$$

sendo  $w$  definido como

$$\frac{d \lg (P_d/P_x)}{d \lg (P_m/P_x)},$$

onde

$P_d$  = índice de preços para bens domésticos

$P_x$  = índice de preço doméstico para bens exportáveis

$P_m$  = índice de preço doméstico para bens importados.

Como  $w$  depende do  $\lg (P_m/P_x)$ , Fendt utilizou os valores médios desses preços relativos para o período correspondente, obtendo então os seguintes valores para  $w$ :

1955-59	$w = 0,69$
1974-78	$w = 0,43$

Uma vez que não conseguimos reproduzir os valores de  $P_d$ ,  $P_x$  e  $P_m$ , de Fendt, construímos nossos índices de preços a fim de estimarmos  $w$  para diferentes períodos, usando a seguinte regressão:<sup>2</sup>

$$\lg \frac{P_d}{P_x} = a + w \lg \left( \frac{P_m}{P_x} \right) + \epsilon$$

Os resultados que obtivemos foram:

1964-73	$\hat{w} = 0,57$	$R^2 = 0,64$
1974-83	$\hat{w} = 0,43$	$R^2 = 0,69$

Dados os resultados apresentados por Fendt e nossas próprias estimativas de  $w$ , decidimos adotar os seguintes valores para este parâmetro:

Período	$w$
1960-63	0,69
1964-73	0,57
1974-83	0,43

<sup>2</sup> A metodologia usada para isso é discutida em Brandão e Carvalho, 1986, mimeogr.

Dessa forma, com esses valores para  $w$ , acrescidos das estimativas de  $\bar{t}$  discutidas antes, computamos  $t_m$  e  $s_x$ . Uma vez que os subsídios à exportação eram negativos para todos os períodos, eles eram de fato impostos incidentes sobre as exportações. Na tabela 2 apresentamos as estimativas de  $w$ ,  $\bar{t}$ ,  $t_m$  e  $t_x$  de 1960 a 1983.

## 2.1 As hipóteses sobre as elasticidades

A metodologia usada para computar a taxa de câmbio de equilíbrio requer conhecimento das elasticidades de preço da demanda ( $\eta$ ) e oferta ( $\epsilon$ ) de moeda estrangeira (US\$, no caso brasileiro). Uma vez que não temos estimativas confiáveis para essas elasticidades, decidimos adotar os seguintes valores:

$$\eta = 2,0 \text{ e } \epsilon = 1,0$$

Diversos estudos sobre a taxa de equilíbrio ou sombra foram feitos para o Brasil. Aqueles que utilizaram o enfoque da elasticidade tiveram que impor alguns valores hipotéticos para  $\eta$  e  $\epsilon$ .<sup>3</sup> Em geral, a percepção analítica daqueles autores induziu-os a escolher valores para essas elasticidades próximos daqueles que estamos adotando aqui.

## 3. Resultados e comparação com a PPP

Usando os dados de comércio apresentados na tabela 3, mais os valores estimados de  $t_m$  e  $t_x$  e a hipótese acerca de  $\eta$  e  $\epsilon$ , calculamos a taxa de câmbio de equilíbrio mostrada na tabela 4.

Uma outra maneira de calcular-se uma série de taxas de câmbio de equilíbrio seria a seguinte: tome uma estimativa para a taxa de câmbio de equilíbrio calculada para um ano e aplique o princípio da paridade de poder de compra constante, a fim de obter a série por intermédio desse valor calculado.

Temos, para o Brasil, pelo menos quatro pontos no tempo para os quais existem estimativas para a taxa de câmbio sombra. Bergsman-Malan (1970) estimaram essa taxa em Cr\$0,22 por dólar americano em 1960.

Easwaker e Knight, no seu memorando do Banco Mundial de dezembro de 1977, mencionam um estudo anterior que estimou para 1975 a taxa de câmbio sombra 25% acima da taxa oficial. Para 1977 eles afirmaram que essa diferença tinha aumentado para 30%. Uma outra missão do Banco Mundial atualizou essa estimativa para 1980 e concluiu que a taxa de câmbio sombra estava 16,7% acima da taxa oficial.

Desse modo, usando o argumento da PPP constante, podemos calcular quatro séries da taxa de câmbio de equilíbrio. Calcularemos duas: uma baseada em Bergsman-Malan e a outra baseada na última estimativa feita pelo Banco Mundial.

<sup>3</sup>Ver, como exemplo, Bergsman-Malan (1970), Oliveira (1981) e o *World Bank Office Memorandum* de 28.12.77, preparado por F. J. Easwaker e P. T. Knight.



Tabela 2  
Brasil: estimativas da verdadeira tarifa de importação  
e da verdadeira tarifa de exportação  
(1960-83)\*

Ano	w	$\bar{t}$	$t_m$	$t_x$
1960	0,69	0,6815	0,1437	0,3198
1961	0,69	0,6664	0,1415	0,3150
1962	0,69	0,3863	0,0946	0,2105
1963	0,69	0,6285	0,1359	0,3025
1964	0,57	0,9732	0,2692	0,3568
1965	0,57	1,0672	0,2855	0,3784
1966	0,57	0,6882	0,2125	0,2817
1967	0,57	0,6075	0,1940	0,2572
1968	0,57	0,4795	0,1619	0,2147
1969	0,57	0,6882	0,2125	0,2817
1970	0,57	0,7086	0,2170	0,2877
1971	0,57	0,5260	0,1740	0,2307
1972	0,57	0,6075	0,1940	0,2572
1973	0,57	0,5429	0,1673	0,2363
1974	0,43	0,1885	0,0994	0,0750
1975	0,43	0,1476	0,0791	0,0597
1976	0,43	0,0488	0,0272	0,0206
1977	0,43	0,0457	0,0255	0,0193
1978	0,43	0,1015	0,0554	0,0418
1979	0,43	0,0478	0,0267	0,0201
1980	0,43	0,0302	0,0170	0,0128
1981	0,43	0,0605	0,0336	0,0254
1982	0,43	0,1171	0,0635	0,0479
1983	0,43	0,2162	0,1128	0,0851

\*Para detalhes, ver o texto.

O problema existente com a metodologia da PPP é que nenhuma mudança nos preços relativos é considerada. Portanto, a taxa de equilíbrio computada tem problemas na presença de mudanças nos preços relativos. Este é exatamente o caso para o período considerado. Tivemos a intenção de usar a diferença entre a taxa de equilíbrio baseada na estimativa de 1960 ( $E^*_{60}$ ) e a taxa de equilíbrio baseada na estimativa de 1980 ( $E^*_{80}$ ) a fim de inferir acerca de mudanças nos preços relativos. Desse modo, ( $E^*_{60} - E^*_{80}$ ) no período poderia ser explicada pela mudança real nos preços relativos dos bens comercializáveis. Com essa informação, a taxa de equilíbrio baseada na PPP poderia ser corrigida a fim de levar taram uma tendência de crescimento real.

Tabela 3  
Brasil: dados de comércio necessários para o cálculo  
da taxa de câmbio de equilíbrio proposta  
(Valor em US\$ milhões)

Ano	Conta corrente ( $Q_d - Q_s$ )	Mercadorias e serviços	
		Exportações ( $Q_s$ )	Importações ( $Q_d$ )
1960	478,0	1.268,8*	1.746,8
1961	222,0	1.390,9*	1.612,9
1962	389,0	1.469,0	1.858,0
1963	114,0	1.695,0	1.809,0
1964	-140,0	1.764,0	1.624,0
1965	-368,0	2.044,0	1.676,0
1966	- 54,0	2.161,0	2.107,0
1967	237,0	2.179,0	2.416,0
1968	508,0	2.416,0	2.924,0
1969	281,0	2.601,0	2.882,0
1970	562,0	3.117,0	3.679,0
1971	1.307,0	3.325,0	4.632,0
1972	1.489,0	4.548,0	6.037,0
1973	1.688,0	7.143,2	8.831,2
1974	7.122,4	9.508,9	16.631,3
1975	6.751,3	10.117,1	16.868,4
1976	6.133,2	11.449,9	17.583,1
1977	4.037,2	13.706,1	17.743,3
1978	5.927,4	14.675,8	20.603,2
1979	10.741,6	17.963,5	28.705,1
1980	12.807,0	23.276,8	36.083,8
1981	11.717,1	26.940,2	38.657,3
1982	16.310,5	23.468,6	39.779,1
1983	6.867,6	24.240,9	31.108,5

Fonte: IFS.

\*Inclui apenas exportação de mercadorias.

A tabela 5 mostra a taxa oficial e aquelas taxas de equilíbrio calculadas pela aproximação da PPP tendo como ano-base 1960 (Bergsman-Malan) e, alternativamente, 1980 (Banco Mundial). Pode-se notar, através de inspeção, que as diferenças dessas duas taxas são negligenciáveis e, portanto, não é possível fazer-se qualquer tentativa no sentido de corrigir mudanças nos preços relativos.

Este é um resultado importante, uma vez que, durante o período considerado, os preços relativos mudaram pelo menos depois de 1973, com o primeiro choque mundial do preço do petróleo. Mais uma vez, deveríamos esperar em 1979 outro drástico movimento nesses preços relativos, com o segundo choque do petróleo. Além disso, de 1972 até 1977 os preços das *commodities* apresentaram uma tendência de crescimento real.

Tabela 4  
Brasil: taxas de câmbio oficial e de equilíbrio  
(Cr\$/US\$)

Ano	Oficial $E$	Taxa de equilíbrio $E^*_{80}$	Discrepância (%) $(E-E^*)/E^*$
1960	0,190	0,20	- 6,54
1961	0,272	0,28	- 1,14
1962	0,388	0,41	- 5,80
1963	0,577	0,57	1,35
1964	1,271	1,25	1,59
1965	1,891	1,79	5,89
1966	2,216	2,24	- 0,97
1967	2,662	2,81	- 5,21
1968	3,394	3,69	- 7,97
1969	4,071	4,29	- 5,10
1970	4,594	4,94	- 7,05
1971	5,288	6,02	-12,19
1972	5,934	6,65	-10,73
1973	6,126	6,70	- 8,63
1974	6,790	8,49	-20,03
1975	8,127	9,93	-18,18
1976	10,673	12,45	-14,27
1977	14,144	15,57	- 9,19
1978	18,078	20,69	-12,61
1979	26,818	31,69	-15,38
1980	52,811	61,55	-14,19
1981	93,349	106,72	-12,53
1982	180,366	220,43	-18,17
1983	576,943	653,60	-11,73

*Fonte:* taxa de câmbio oficial (1960-1969). *Conjuntura Econômica*, 1970-1983, Cecex.

*Obs.:*  $E^*$  = taxa de câmbio de equilíbrio calculada como descrita no texto, usando  $\bar{t}$  obtido das estimativas de Tyler de  $t_m$  e  $s_x$  para 1980.

#### 4. Teste do desempenho da taxa de equilíbrio estimada

Com o intuito de avaliar a taxa de equilíbrio e compará-la com a taxa PPP, estimamos regressões da conta corrente do Brasil contra a divergência  $(e-e^*)/e^*$  e contra a divergência em relação à PPP. A idéia básica por trás desse teste é que a magnitude do saldo em conta corrente (definido como o valor das importações menos exportações de bens e serviços) é negativamente correlacionada com a divergência: se  $e-e^* = 0$ , não deveria haver déficit ou superávit; se  $e-e^* > 0$ , um superávit deveria ocorrer (saldo em conta corrente negativo, como definido antes, e o oposto acontecerá quando  $e-e^* < 0$ ). A tabela 6 apresenta os resultados

Tabela 5  
Brasil: taxas de câmbio oficial e de equilíbrio – (PPP)  
(Cr\$/US\$)

Ano	Taxa de Câmbio		Taxa de Câmbio de Equilíbrio		Grau de Divergência <sup>d</sup>	
	Nominal	Real <sup>a</sup>	Banco Mundial <sup>b</sup>	B-M <sup>c</sup>	Banco Mundial	B - M
1960	0,1896	6,129	0,2217	0,2200	-0,1448	-0,1382
1961	0,2723	6,484	0,3010	0,2987	-0,0953	-0,0884
1962	0,3877	6,121	0,4547	0,4513	-0,1473	-0,1409
1963	0,5770	5,245	0,7884	0,7824	-0,2681	-0,2625
1964	1,2711	6,125	1,4873	1,4759	-0,1454	-0,1388
1965	1,8914	5,648	2,3999	2,3816	-0,2119	-0,2058
1966	2,2163	4,753	3,3422	3,3167	-0,3369	-0,3318
1967	2,6622	4,402	4,3339	4,3008	-0,3857	-0,3810
1968	3,3938	4,676	5,2019	5,1622	-0,3476	-0,3426
1969	4,0713	4,724	6,1759	6,1288	-0,3408	-0,3357
1970	4,594	4,594	7,167	7,112	-0,3590	-0,3540
1971	5,288	4,525	8,375	8,311	-0,3758	-0,3637
1972	5,934	4,504	9,442	9,370	-0,3715	-0,3667
1973	6,126	4,593	9,558	9,485	-0,3591	-0,3541
1974	6,790	4,796	10,146	10,069	-0,3308	-0,3257
1975	8,127	4,813	12,102	12,010	-0,3285	-0,3233
1976	10,673	4,781	15,999	15,877	-0,3329	-0,3278
1977	14,144	4,684	21,643	21,478	-0,3465	-0,3415
1978	18,078	4,612	28,092	27,878	-0,3565	-0,3515
1979	26,818	4,998	38,456	38,163	-0,3026	-0,2973
1980	52,811	6,141	61,630	61,161	-0,1431	-0,1365
1981	93,349	5,874	113,905	113,036	-0,1805	-0,1742
1982	180,366	5,966	216,359	215,012	-0,1664	-0,1611
1983	580,199	8,148	509,637	506,463	+0,1385	+0,1456
1984	1.842,610	9,100	1.449,035	1.440,010	+0,2716	+0,2796

*Fonte:* taxas nominais oficiais: 1960-69 *Conjuntura Econômica*; 1970-84, Cecex.

*Obs.:* <sup>a</sup> calculada como taxa nominal oficial. Índice de preços no atacado – EUA. Índice de preços ao consumidor – Brasil. <sup>b</sup> Ano-base 1980, como calculado pelo Banco Mundial. <sup>c</sup> Ano-base 1960, como calculado por Bergsman-Malan, 1960. <sup>d</sup> Grau de divergência = (taxa nominal – taxa de equilíbrio)/taxa de equilíbrio.

da regressão do saldo em conta corrente (TBAL) contra a divergência da taxa de câmbio de equilíbrio (IDIVE) e contra a divergência da PPP (IDIVP). É claro que a taxa de equilíbrio apresenta melhor desempenho nessas regressões do que a PPP. O coeficiente da última não é estatisticamente significativo (e tem o sinal errado) e o poder de explicação é muito baixo. Note-se que, na regressão com a

divergência da taxa de equilíbrio, não apenas o poder de explicação é muito alto, mas também o é a significância da variável IDIVE. Por outro lado, a constante nessa regressão não é significativa. Em ambos os casos, o valor da estatística de Durbin-Watson é muito baixo. A inclusão do valor da variável dependente defasada de um período nas regressões não muda o sinal do coeficiente de IDIVE, porém este coeficiente é reduzido, assim como sua significância. A constante continua sendo não significativa, todavia observa-se um processo de ajustamento, um tanto quanto lento na conta corrente. Há, contudo, uma melhoria marcante na regressão com a divergência de PPP. Esta variável torna-se significativa e tem o sinal correto.

As outras regressões nesta tabela são logarítmicas. A variável dependente é o logaritmo da razão entre o valor das importações de bens e serviços e as exportações de bens e serviços, e as variáveis independentes são o logaritmo da razão entre a taxa de câmbio oficial e a de equilíbrio, taxa PPP, e o valor defasado da variável dependente. O quadro que surge é qualitativamente muito similar àquele que já havia sido observado.

Como um teste posterior da confiabilidade da taxa de câmbio de equilíbrio estimada, decidimos correlacioná-la contra alguns parâmetros de demanda e oferta de moeda estrangeira: termos de troca internacionais (ITT), renda doméstica (GDPI) e renda mundial (IWGDP). Essas variáveis são definidas como a seguir: ITT é o índice dos termos de troca publicados pela *Conjuntura Econômica*, calculada como sendo a razão entre os índices de preços das exportações e importações; GDPI é a renda interna como publicada pelo IBGE; IWGDP é o índice do produto real de 12 países (Canadá, Estados Unidos, Japão, Bélgica, Dinamarca, França, Alemanha, Itália, Holanda, Espanha, Suécia e Reino Unido). Os sinais esperados dos coeficientes são, respectivamente, para ITT, GDPI e IWGDP: negativo, positivo e negativo.

A tabela 7 apresenta os resultados de regressões alternativas estimadas com essas variáveis ou transformações das mesmas. Os resultados mostram um maior grau de instabilidade, variando de especificação para especificação. Não obstante, é claro que os termos de troca são importantes para explicar os movimentos de  $e^*$ . A razão entre as rendas mundial e doméstica aparece sempre com o sinal correto e é significativa na última regressão.

Naturalmente, não se poderia esperar encontrar um valor muito alto para o  $R^2$  — ajustado, porque muitas variáveis não estão incluídas nesse caso. Por exemplo, o diferencial entre as taxas de juros pode ser uma importante variável explicativa nessa regressão. Apesar disso, tais resultados nos permitem alguma confiança adicional em relação à taxa estimada.

## 5. Conclusão

Estimamos uma taxa de câmbio de equilíbrio para o Brasil baseada na metodologia sugerida por Roe e Green (1986). Os dados existentes para se levar adiante esse projeto são deficientes e, portanto, decidimos submeter a série obtida a alguns testes de confiabilidade. Estes eram, essencialmente, baseados na correlação entre aquela taxa e as variáveis às quais ela deveria se relacionar: saldo em conta corrente, termos de troca e renda. Esses testes não rejeitaram, sob o nosso

Tabela 6  
Resultados das Regressões

Variável Dependente	TBAL	TBAL	TBAL	TBAL	LTBAL 1	LTBAL 1
Constante	-793,95 (1.098,27)	6.257,55 (2.256,55)	-722,47 (780,62)	-2.430,47 (1.776,49)	10,75 (0,79)	1,65 (0,80)
Variável Independente						
IDIVE	-546,88 (100,54)	—	-291,08 ( 87,16)	—	—	—
IDIVP	—	90,21 (79,77)	—	-106,72 (52,15)	—	—
TBAL — 1 Lag	—	—	0,59 (0,12)	0,98 (0,13)	—	—
LDIVEQ	—	—	—	—	-2,33 (0,17)	—
LDIVPQ	—	—	—	—	—	-0,37 (0,18)
LTBAL 1-1 Lag	—	—	—	—	0,14 (0,06)	0,79 (0,15)
R <sup>2</sup> (ajustado)	0,55	0,01	0,78	0,72	0,94	0,55
D.W.	0,50	0,44	—	—	—	—

Obs.: 1. Definições das variáveis:

TBAL = valor das importações de bens e serviços ( $M$ ) menos exportações de bens e serviços ( $X$ );

LTBAL1 = logaritmo de  $M/X$ ;

IDIVE =  $(e - e^*) / e^*$

IDIVP =  $(e - e_{wb}) / e_{wb}$

LDIVEQ = logaritmo de  $e/e^*$

LDIVPQ = logaritmo de  $e/e_{wb}$

2. Valores entre parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes.

ponto de vista, a série estimada como um indicador da taxa que equilibraria a conta corrente na ausência de todas as distorções existentes na política comercial.

Tabela 7  
Resultados das Regressões

Variável Dependente	$e^*$	$e^*$	$Le^*$	$Le^*$
Constante	443,65 (203,78)	676,88 (150,93)	3,27 (3,98)	41,87 (7,31)
Variável Independente				
ITT	- 5,60 (2,85)	- 5,89 (2,18)	—	—
GDPI	1,70 (2,84)	—	—	—
IW GDP	- 8,88 (3,53)	—	—	—
IIN	—	- 1,29 (1,08)	—	—
LITT	—	—	- 5,05 (0,99)	- 1,54 (2,05)
LG DPI	—	—	- 0,08 (1,06)	—
LIW GDP	—	—	4,83 (1,47)	—
LIIN	—	—	—	- 6,92 (1,65)
$R^2$ (ajustados)	0,40	0,40	0,91	0,60
D.W.	1,12	1,12	1,33	0,28

Obs.: 1. Definições das variáveis:

$e^*$  = taxa de câmbio de equilíbrio;

ITT = índice dos termos de troca externos (preço das exportações/preço das importações);

GDPI = índice do PIB real do Brasil;

IW GDP = índice do PIB real mundial (IFS);

IIN = IW GDP/GDPI;

Os  $L$  diante do nome de uma variável indicam o logaritmo dessa variável.

2. Valores entre parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes.

## Abstract

The purpose of this note is to estimate the equilibrium exchange rate in the absence of trade policy distortions for Brazil along the period 1960-83. The

metodology used is quite simple and is based on a static and partial equilibrium model of exchange rate determination as in Roe-Green (1986). The rationale behind this approach is that demand and supply of foreign exchange are directly associated to the components of the current account.

Once the exchange rate determination model is defined, trade policy distortions have to be identified to permit the estimation of the equilibrium exchange rate under the hypothesis of free trade. Other concepts of equilibrium exchange rate could also be obtained. The policy distortions are specified by means of three concepts used by Sjaastad-Clements (1981) which are true tariff ( $t_m$ ), true export subsidy ( $S_x$ ) and a distributional parameter ( $w$ ) defined as the elasticity of (home good prices/export prices) with respect to (import/export prices). Obtaining estimates for  $t_m$  and  $S_x$  requires estimates the equilibrium exchange rate can be computed under some hypothesis about the elasticities of demand and supply of foreign currency. A very simple empirical test is performed on the estimated values of the equilibrium exchange rate to check if they reflect the theoretical concept.

## Referências bibliográficas

- Bacha, E. L. & Taylor, L. Shadow prices of foreign exchange: an evaluation of current theories. *Quarterly Journal of Economics*, Mar. 1971.
- Bergsman, J. & Malan, P. A estrutura da proteção industrial no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, FGV, 24(2): 97-144, 1970.
- Brandão, A. S. P. & Carvalho, J. L. *The political economy of agricultural pricing policies: the case of Brazil*. World Bank (forthcoming), 1989.
- Easwaker, F. J. & Knight, P. T. World bank office memorandum of December 28, 1977.
- Fendt, R. *Brazilian trade liberalization. A reassessment*. Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior, 1981.
- Oliveira, J. C. An analysis of transfers from agricultural sector and Brazilian development, 1950-1974. Unpublished Ph.D Dissertation. University of Cambridge, Cambridge, 1981.
- Roe, T. & Green, D. *The estimation of a shadow equilibrium exchange rate: a direct method*. Staff Paper Series, Staff Paper p.86-45. Department of Agricultural and Applied Economics, October 1986.
- Sjaastad, L. A. & Clements, K. W. *The incidence of protection: theory and measurement*. Paper prepared for the conference on the Free Trade Movement in Latin America. Hans Rissen, Hamburg, Germany, June 1981.
- Tyler, W. G. Incentivos à exportação e às vendas no mercado interno: análise da política comercial e da discriminação contra as exportações – 1980-81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 23 (2): 543-74, 1983.