

Taxa de câmbio real de longo prazo no Brasil

ANTONIO FIORENCIO*
AJAX R. B. MOREIRA**

Este trabalho apresenta um modelo dos determinantes de longo prazo da taxa de câmbio real brasileira para o período 1947/95. Trata-se de um modelo de agente representativo simples que vincula a taxa de câmbio à dívida externa e às exportações líquidas. Admite-se que o país paga uma taxa de juros sobre a sua dívida que é função crescente da relação dívida/PIB e que a taxa de câmbio real é uma variável de controle, e analisa-se a dinâmica de transição do modelo segundo diferentes choques. O modelo teórico sugere que as variáveis relevantes são a taxa de câmbio real, a dívida externa e as exportações líquidas. O modelo empírico, utilizando essas variáveis, mostra que os dados brasileiros não rejeitam a existência de uma relação de co-integração entre as três variáveis, o que interpretamos como a contrapartida empírica das condições de longo prazo do modelo teórico. Finalmente, impomos restrições para identificar choques que poderiam ser interpretados como as variáveis exógenas não-observáveis do modelo teórico. Estima-se também a dinâmica do modelo empírico.

1 - Introdução

Este trabalho tem por objetivo identificar alguns dos determinantes de longo prazo da taxa de câmbio real brasileira para o período 1947/95.

“Taxas de câmbio de longo prazo” são muitas vezes consideradas como um sinônimo de Paridade do Poder de Compra (PPC). Porém, a confiança acadêmica na PPC como uma teoria para a determinação de taxas de câmbio tem ora se enfraquecido, ora se fortalecido, durante as últimas décadas.¹ Ao final dos anos 70, a posição predominante era de que, com a possível exclusão dos países com inflação elevada, a PPC não se sustentaria a curto prazo e poderia não se sustentar a longo prazo tampouco. Ao longo dos anos 80, alguns pesquisadores começaram a perceber que não poderiam rejeitar a hipótese de que a taxa de câmbio real seguia um curso aleatório — e, assim, que a PPC não se sustentaria sequer a longo prazo. Tais resultados não eram robustos e, à medida que começaram a ser utilizadas bases de dados abrangendo várias décadas, voltaram-se para a conclusão de que ocorreria uma lenta reversão média, digamos, com uma

* Do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (Ibmecc).

** Da Diretoria de Pesquisa do IPEA e do Ibmecc.

¹ Este parágrafo baseia-se na resenha de Froot e Rogoff (1994) sobre taxas de câmbio reais de longo prazo. Ver também as resenhas de Frankel e Rose (1994), MacDonald (1995) e MacDonald e Taylor (1992).

meia-vida de cerca de três a quatro anos. No início dos anos 90, começaram a ser utilizadas técnicas de co-integração.² Os resultados atuais tendem a rejeitar tanto a PPC contínua como a hipótese do passeio aleatório, em favor de uma convergência a longo prazo para a PPC padrão (em países com inflação elevada) ou para algum tipo de PPC “modificada” que leve em conta fluxo de capitais, mudanças na produtividade etc.³

Este trabalho enquadra-se no espírito dessa literatura mais recente. Na primeira parte, apresentamos um modelo simples de análise dos determinantes da taxa de câmbio de longo prazo. Trata-se de um modelo de agente representativo que vincula a taxa de câmbio à dívida externa e às exportações líquidas. Considera-se que: *a*) o país produz uma quantidade fixa de um único bem; *b*) a taxa de câmbio *real* determina a quantidade desse bem a ser exportada; *c*) o país tem acesso a mercados de capitais internacionais; e *d*) o país paga uma taxa de juros sobre a sua dívida que é uma função crescente da relação entre a dívida e o PIB. São analisados o equilíbrio de longo prazo e a dinâmica de transição do modelo para os diferentes choques. Esse modelo simples é utilizado como uma motivação um tanto informal para a análise empírica.

A segunda parte do trabalho apresenta uma análise empírica do modelo teórico, utilizando dados anuais brasileiros para o período 1947/95. O modelo econômico sugere que as variáveis relevantes para a análise empírica são a taxa real de câmbio, a dívida externa e as exportações líquidas, ambas relacionadas ao PIB. Como estamos interessados nos determinantes da taxa real de câmbio e é difícil aceitar que tais determinantes sejam exógenos, adotamos a abordagem estrutural VAR.

Os resultados empíricos são mistos. Concluímos que a relação dívida/PIB auxilia de forma consistente a prever a taxa real de câmbio. Além disso, não podemos rejeitar uma relação de co-integração entre a relação dívida/PIB, a relação exportações líquidas/PIB e a taxa real de câmbio. Interpretamos essa relação de co-integração como a contrapartida empírica da restrição de solvência a longo prazo do modelo econômico. Esse resultado, no entanto, não é robusto,

2 Estudos recentes utilizando co-integração incluem: Corbae e Ouliaris (1988), Cheung e Lai (1993), Faruque (1995), Kugler e Lenz (1993), MacDonald (1995), McNown e Wallace (1994), Rossi (1991), Pereira e Duarte (1991), Zini e Cati (1993). Engle (1996) argumenta que os resultados poderiam apresentar um viés pró-rejeição de uma raiz unitária nula.

3 “Assim, o que os testes sobre PPC de longo prazo podem nos dizer é que existe uma espécie de reversão média nas taxas de câmbio reais. O que ainda não está claro é se ocorre convergência para a PPC no longo prazo” [Engle (1996, p. 23)]. “Nosso sumário da bateria de testes utilizada para testar a existência da PPC apresenta o ponto de vista de que a PPC *contínua* não se sustentou durante o recente período de flutuação, enquanto a evidência a favor da convergência *de longo prazo* de taxas de câmbio reais em direção à PPC é hoje mista” [MacDonald e Taylor (1992, p. 42)]. “Ao longo dos últimos dez anos, a pesquisa relativa à paridade do poder de compra ganhou novo alento (...). O principal resultado positivo é que parece realmente existir uma convergência de longo prazo em direção à PPC (...)” [Froot e Rogoff (1994, p. 39)].

e apresentamos também os resultados de um modelo sem co-integração. Quando são comparáveis, ambos os conjuntos de resultados tendem a ser qualitativamente semelhantes. Finalmente, impomos restrições de identificação a ambos os modelos e analisamos as funções de resposta a impulso (FRI).

2 - O modelo teórico

Consideramos uma economia aberta com uma dotação exógena fixa de apenas um único bem negociado internacionalmente que pode ser consumido, exportado ou importado. O agente representativo possui uma função de utilidade intertemporal padrão que depende somente desse bem; dessa forma, não ocorrem outras importações. Os estrangeiros têm acesso a mais bens e, dada a taxa de câmbio, podem escolher entre importações e seus produtos internos.

Os agentes têm acesso aos mercados de capitais internacionais, porém têm de pagar um *spread* sobre a taxa de juros internacional que depende positivamente da relação dívida/PIB do país. Essa é uma forma simplificada de representar o fato de que os países mais endividados apresentam maior tendência à inadimplência e assim terão de pagar taxas de juros mais altas.

Assim, a taxa de câmbio real determina as exportações líquidas e tem importância para os agentes internos apenas como meio de transferência de poder de compra no tempo. Finalmente, admitimos que o país pode escolher a sua taxa de câmbio *real*, desde que tenha acesso aos mercados de capitais internacionais. É claro que os países não controlam diretamente as suas taxas de câmbio reais, porém podem controlar a taxa de câmbio nominal se tiverem acesso aos mercados de capitais. E podem controlar a inflação, ou o nível dos preços, se estiverem dispostos a adotar as medidas monetárias/fiscais necessárias. Assim, consideramos que o país adota um conjunto de medidas econômicas que lhe permite controlar indiretamente a sua taxa de câmbio real. O acesso aos mercados de capitais internacionais é, sem dúvida, crucial. Para manter esse acesso, os países não podem escolher trajetórias da taxa de câmbio real que levem a dívidas explosivas, pois, neste caso, não encontrariam emprestadores disponíveis. Uma vez garantida essa situação de solvência a longo prazo, a taxa de câmbio real passará a ser tratada como uma variável de controle.⁴

4 "Este trabalho sustenta que a taxa de câmbio real é uma variável influenciada de forma significativa por políticas, não em todos os casos (...), porém em vários. (...) Para interpretar a taxa de câmbio real como uma variável influenciada por políticas ou mesmo por elas dominada, a visão do desequilíbrio começa a partir da proposição de que existe algum grau de inércia no nível ou índice de mudança nos salários e preços" [Dornbusch, Goldfajn e Valdés (1995, p. 250-251)].

Essa especificação do modelo foi sugerida pelos dados. Uma análise preliminar mostra que a dívida externa e alguma medida da demanda e/ou oferta de moeda estrangeira terão poder explicativo com relação à taxa de câmbio.⁵ Além disso, dados confiáveis relativos a uma série de variáveis importantes tendem a ser anuais e a não se estender por períodos superiores a cerca de 50 anos. Isso significa que o modelo teórico de sustentação do trabalho empírico deve ser bastante parcimonioso.

Considerando-se essas hipóteses, o problema do agente é:⁶

$$\max_{\{s(t)\}} \int_0^{\infty} u(c(t)) \cdot e^{-\rho t} \cdot dt \quad u' > 0 \text{ e } u'' < 0 \quad (1)$$

sujeito a:

$$c(t) = 1 - x(t) \quad (2)$$

$$\dot{b}_t = r(t) b(t) - x(t) \quad (3)$$

$$r(t) = \chi \cdot h(b(t)) \quad h' > 0 \text{ e } h'' > 0^7 \quad (4)$$

$$x(t) = \gamma + g(s(t)) \quad g' > 0 \quad (5)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \left\{ b(t) \exp \left[- \int_0^t r(v) dv \right] \right\} \geq 0 \quad (6)$$

5 Poder explanatório no sentido de que essas variáveis antecederão a taxa de câmbio a prazos curto ou longo.

6 Consumo, exportações líquidas e dívida são divididos pelo PIB.

7 Nesta formulação, uma mudança em χ pode também ser causada por mudanças nas taxas de juros internacionais. Essa equação pode ser expressa como $r(t) = r^*(t) + \chi \cdot h(b(t))$, onde $r^*(t)$ é uma taxa de juros internacional e $h(\cdot)$ é o *spread*. Nesta formulação χ representaria apenas mudanças quanto ao risco do país. Ambas as formulações são equivalentes.

A utilidade depende da trajetória da razão consumo/PIB ($c(t)$) descontada à taxa (ρ), como é mostrado em (1). Na equação (2), a relação consumo/PIB é a diferença entre a produção ($y = 1$) — exógena — e a razão exportações líquidas/PIB ($x(t)$). A equação (3) é a restrição orçamentária dinâmica que relaciona o crescimento da razão dívida líquida/PIB ($b(t)$) ao pagamento de juros e às exportações líquidas. Em (4), a taxa de juros sobre a dívida ($r(t)$) é uma função crescente do risco do país, que depende da razão dívida/PIB. A equação (5) mostra que as exportações líquidas dependem de fatores exógenos (γ) e da taxa de câmbio real ($s(t)$); e (6) é a condição de transversalidade que exclui crescimentos explosivos da dívida.

O hamiltoniano desse problema é:

$$H(t) = u(1 - \gamma - g(s(t))) + \mu(t) \{ [\chi h(b(t))] b(t) - \gamma - g(s(t)) \} \quad (7)$$

As condições de primeira ordem são:

$$\begin{aligned} \frac{\partial H(t)}{\partial s} &= -u'(\cdot) g'(\cdot) - \mu(t) g'(\cdot) = -u'(\cdot) - \mu(t) = 0 \Rightarrow \\ u' (1 - \gamma - g(s(t))) &= -\mu(t) \end{aligned} \quad (8)$$

$$\frac{\partial H(t)}{\partial b} = \mu(t) \{ \chi h(b(t)) + b(t) \chi h'(b(t)) \} = \rho\mu(t) - \dot{\mu}(t) \Rightarrow$$

$$\dot{\mu}(t) = \mu(t) \{ \rho - \chi [h(b(t)) + b(t)h'(b(t))] \} \quad (9)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mu(t)b(t)e^{-\rho t} \geq 0 \quad (10)$$

Para posterior referência, observe que (8) implica que:

$$\frac{\partial s}{\partial \mu} = \frac{1}{u'' \cdot g'} < 0 \quad (11)$$

e que a derivada do termo entre parênteses em (9) é:

$$\frac{\partial}{\partial b} [h(b(t)) + b(t)h'(b(t))] = 2h'(b(t)) + b(t) - h''(b(t)) > 0^8 \quad (12)$$

Tornando-se (3) e (9) iguais a zero, teremos o estado estacionário:

$$\dot{b}(t) = 0 \Rightarrow [\chi h(b(t))] b(t) - \gamma = g(s(t)) \quad (13)$$

$$\dot{\mu}(t) = 0 \Rightarrow h(b(t)) + b(t)h'(b(t)) = \rho/\chi \quad (14)$$

A equação (14) é uma reta vertical no plano (s, b) . Quanto maior for a taxa de impaciência (ρ) , ou quanto menor o risco do país (χ) , maior será a dívida do estado estacionário. Se as taxas de juros forem constantes, $h'(\cdot) = 0$, esta expressão não estará definida e não teremos uma solução interior.

A equação (13) será positivamente inclinada no plano (s, b) se a dívida não for “demasiado” negativa:⁹

$$\left. \frac{\partial s}{\partial b} \right|_{\dot{b}=0} = \frac{\chi[h(b(t)) + b(t)h'(b(t))]}{g'(s)} > 0 \quad (15)$$

Para um determinado nível de dívida, quanto menor for o risco do país (χ) e quanto maiores as exportações exógenas (γ) , mais valorizada será a taxa de câmbio do estado estacionário.

A taxa de câmbio tem sido utilizada pelo governo como um instrumento de controle da absorção de poupança externa e, indiretamente, de controle dos

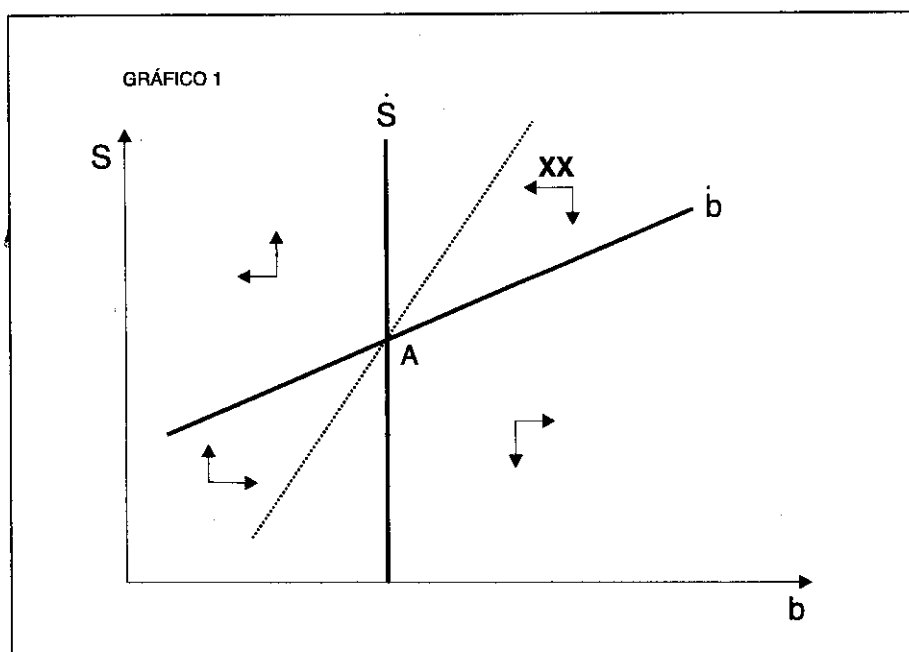
8 A derivada será positiva se a dívida não for “demasiado” negativa, o que vamos supor no que segue. Se esta condição não se sustentar, o equilíbrio será globalmente instável.

9 Mesmo que exista, a porção negativamente inclinada de (13) não é de interesse: o estado estacionário permanecerá sempre na região de inclinação positiva, conforme indica a comparação de (14) e (15).

preços, o que não está, necessariamente, em desacordo com este modelo. Aqui enfatizamos que, no longo prazo, esta política é condicionada pelo nível de endividamento, que, por sua vez, depende dos elementos exógenos das exportações e do risco. Assim, esse modelo é compatível com diferentes regimes de política cambial — seja um regime em que a taxa de câmbio é completamente controlada no curto prazo pelo Banco Central, seja um regime de bandas ou de bandas limitadas como o que tem vigorado após o Plano Real.

2.1 - Condições de equilíbrio

O Gráfico 1 ilustra o comportamento desta economia. A curva (*b*) representa a equação (13), isto é, combinações de dívida e taxa de câmbio real que mantêm a dívida constante. É inclinada positivamente, uma vez que um aumento da dívida eleva o pagamento de juros por duas razões. Primeiro, a uma determinada taxa de juros, dívida mais elevada significa pagamentos mais elevados. Segundo, supõe-se que uma elevação da razão dívida/PIB acarreta aumento do risco do país e da própria taxa de juros. O aumento do pagamento de juros demanda maiores volumes de exportações e, assim, uma taxa de câmbio mais elevada para manter a dívida constante.



A curva (\dot{s}) representa a equação (14), ou seja, combinações de dívida e taxa de câmbio que mantêm constante a taxa de câmbio real. Ela é vertical porque a taxa de juros “efetiva” depende da relação dívida/PIB, porém não depende das exportações — e, assim, não está ligada à taxa de câmbio. À direita da curva (\dot{s}) a taxa de juros efetiva é inferior à taxa de preferência intertemporal; (9) mostra que (μ) está crescendo e, assim, de acordo com (11), a taxa de câmbio diminui.¹⁰ Acima da curva (b), as exportações estão altas e a dívida cai — equação (3). O equilíbrio é um *saddle-path*, representado pela curva XX .

2.2 - Dinâmica de transição¹¹

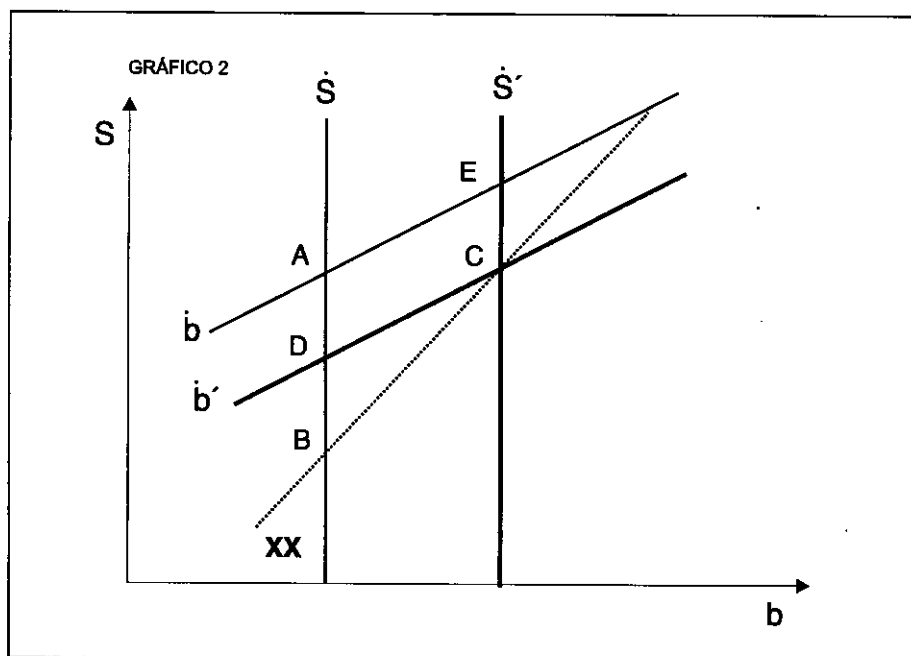
Uma redução exógena do risco do país ($\Delta \chi < 0$). As equações (13) e (14) mostram que a curva (\dot{s}) se move para a direita e que a curva (b) se move para baixo, no Gráfico 2. O estado estacionário passa do ponto A para o ponto C . O *saddle-path*, associado ao ponto C , é apresentado como a linha pontilhada identificada como XX . A taxa de câmbio valoriza-se instantaneamente, caindo de A para B , desvalorizando-se, em seguida, de forma contínua ao longo de XX . No novo estado estacionário, a dívida é superior à original, uma vez que a taxa de juros é inferior. A taxa de câmbio do novo estado estacionário pode ser mais valorizada (uma vez que a taxa de juros caiu) ou mais desvalorizada (já que a dívida cresceu) do que a anterior.

Embora esse seja um modelo real e não possamos analisar questões como inflação e estabilização, é interessante comparar informalmente esse resultado com um fato estilizado de estabilizações baseadas na taxa de câmbio em países com inflações elevadas.

Tem-se sugerido que estabilizações baseadas em taxas de câmbio levam a uma valorização inicial, seguida de uma desvalorização da taxa de câmbio. É claro que a valorização da taxa de câmbio que segue a estabilização é consequência do fato de que a taxa de câmbio nominal permanece congelada — ou quase — e a inflação doméstica não converge imediatamente para a internacional. Essa valorização inicial gera uma disputa interminável sobre a questão de a taxa de câmbio estar sobrevalorizada ou não. Defensores do programa de estabilização na maioria das vezes vão dizer que a estabilização gera ganhos de produtividade que justificariam a valorização. Se isto é verdade, no entanto, a taxa de câmbio

¹⁰ Lembre-se que (8) implica que, se a derivada de (12) fosse negativa, a dinâmica seria inversa e o equilíbrio globalmente instável.

¹¹ Todos os exercícios desta subseção referem-se ao Gráfico 2.



não deveria desvalorizar-se posteriormente ao longo do programa, o que parece acontecer.

Esse modelo sugere uma outra razão pela qual a taxa de câmbio deveria inicialmente valorizar-se — e depois desvalorizar-se. Pode-se argumentar que um programa de estabilização que gera uma queda brusca da inflação pode reduzir a incerteza econômica e, assim, o risco do país. Se isso for verdade, a taxa de juros reagirá ao programa de estabilização da forma anteriormente descrita.

Um estímulo exógeno às exportações líquidas ($\Delta\gamma > 0$). As equações (13) e (14) mostram que a curva (\dot{s}) não se move e que a curva (\dot{b}) se move para baixo em reação a um aumento das exportações líquidas. A taxa de câmbio valoriza-se, passando imediatamente ao seu valor do novo estado estacionário, caindo de A para D. Como a dívida e as taxas de juros permanecem inalteradas, as exportações também não se alteram. A moeda é valorizada apenas o suficiente para cancelar o estímulo exógeno. Não existe dinâmica de transição neste caso.

Um aumento da taxa de impaciência ($\Delta\rho > 0$). A mudança na taxa intertemporal de preferência não afeta a restrição orçamentária e, assim, a curva (\dot{b}) não se altera. A curva (\dot{s}) se deslocará para a direita, uma vez que agentes mais

impacientes terão mais dívida em equilíbrio. A taxa de câmbio valoriza-se imediatamente, permitindo um consumo inicial maior. Depois tende a desvalorizar-se de maneira contínua ao longo do *saddle-path* que leva ao ponto *E* (não apresentado). No novo estado estacionário, a dívida é mais elevada, a taxa de câmbio mais desvalorizada e o consumo inferior ao da posição original.

3 - Análise empírica

A seção anterior apresentou um modelo econômico simplificado para discutir os determinantes da taxa de câmbio real a longo prazo. Esta seção aplica a abordagem VEC para confrontar os resultados do modelo econômico com dados brasileiros relativos ao período 1947/95. Antes de apresentar os resultados das análises empíricas, seria útil considerar a relação entre os modelos econômico e econométrico utilizados.

O problema econômico que estamos discutindo é, sem dúvida, um problema estocástico, porém utilizamos um modelo determinístico em função da sua maior simplicidade. O custo da simplificação é que a correspondência entre o modelo econômico — não-linear e determinístico — e o modelo empírico — estocástico e linear — deverá ser apenas informal.¹² Para passar do modelo econômico para o econométrico observe que:

- a) o modelo teórico sugere quais variáveis devem ser incluídas no modelo empírico e a identificação de sua forma estrutural, isto é, dos choques exógenos;
- b) as variáveis quantitativas são divididas pelo PIB para serem consistentes com o modelo teórico, que admite uma produção interna constante;
- c) o parâmetro de impaciência (ρ) é tomado como uma constante e será ignorado no que segue;
- d) admitiremos que os dois parâmetros (χ, γ) correspondem aos choques exógenos do modelo estrutural VAR/VEC. Assim, por um lado, associamos as mudanças em (χ, γ) a mudanças no estado estacionário e à dinâmica de curto prazo do modelo econômico. E, por outro lado, associamos (χ, γ) às variáveis estocásticas não-observáveis (choques estruturais) que têm efeito permanente sobre o modelo VEC;

12 O modelo empírico supõe linearidade e ignora os termos de segunda ordem — relacionados à incerteza — que resultariam de um modelo teórico que admitisse explicitamente variáveis estocásticas.

e) a cada momento (t) o modelo econômico prevê as trajetórias das variáveis endógenas, $Z_{t+h} = (b_{t+h}, s_{t+h} | \chi, \gamma)$, dadas as variáveis exógenas. Essas trajetórias podem ser comparadas às funções de resposta a impulso do modelo VAR/VEC; e

f) como (χ, γ) não são observáveis, investigamos se variáveis *proxies* observáveis poderiam incorporar mais informações ao modelo. Consideramos taxas de juros internacionais, exportações líquidas/PIB e exportações/PIB.¹³

3.1 - Estimativa

A base de dados consiste de:¹⁴ a) PIB (y);¹⁵ b) dívida externa líquida (B);¹⁶ c) a taxa de câmbio real (s);¹⁷ d) uma taxa de juros internacional, (r);¹⁸ e e) exportações (exp)¹⁹ ou exportações líquidas de bens e serviços (expl).²⁰ A dívida, as exportações e as exportações líquidas são normalizadas pelo PIB:²¹ ($b = B/y$), ($x = \text{exp}/y$), ($q = \text{expl}/y$), respectivamente. Todas as variáveis estão em logs. Quais as variáveis desta lista preliminar que devem ser incluídas no modelo final é uma questão empírica a ser avaliada, verificando-se se as mesmas incorporam informação para as previsões de $z = (b, s)$.

A capacidade de pagamento do país é medida pela receita menos despesas, excetuando-se a de juros, ou seja, pelas exportações líquidas. No Brasil, entretanto, as importações de bens e serviços foram, durante a maior parte da nossa amostra, sujeitas a outros mecanismos de controle — controle quantitativo, tarifas exorbitantes —, além da taxa de câmbio. No modelo teórico, as exportações líquidas dependem da taxa de câmbio e, portanto, é uma questão empírica

13 A inclusão de taxas de juros internacionais e exportações líquidas/PIB é sugerida diretamente pelo modelo econômico — ver nota 7. A razão para se considerar as exportações/PIB é que utilizamos esta variável como uma *proxy* para exportações autônomas líquidas/PIB, uma vez que a Tabela 1 mostra que as exportações/PIB não dependem da taxa de câmbio. A conclusão de que a taxa de câmbio não precede as exportações será comentada posteriormente.

14 Os dados até 1970 foram obtidos das *Séries Históricas para o Brasil*, IBGE. Após 1970, os dados foram obtidos em fontes diversas. Os dados para 1947/95 são anuais.

15 Após 1970: IBGE. Contas Nacionais.

16 Dívida externa líquida é a diferença entre dívida externa registrada e não-registrada, e reservas internacionais (conceito de liquidez internacional) deflacionada pelo USA WPI. Fonte: Bacen. Até 1974 as reservas foram calculadas integrando-se os resultados do balanço de pagamentos.

17 Antes de 1974 a taxa de câmbio real é a taxa anual e depois de 1974 é a média das taxas mensais. A taxa de câmbio real é a taxa de câmbio nominal multiplicada pelo USA WPI dividido pelo deflator do PIB brasileiro.

18 *Prime rate* deflacionada pelo USA CPI. Fonte: base de dados do FED.

19 As exportações de bens, deflacionadas pelo USA WPI, incluem transferências líquidas unilaterais.

20 Logaritmo das exportações menos logaritmo das importações de bens e serviços não-fatores, ou seja, o logaritmo da razão entre as exportações e as importações.

21 O modelo teórico admite que o PIB não depende das variáveis do setor externo. Um teste parcial, enfatizando a precedência, não rejeitou esta hipótese ($H_0: B(L) = 0$) para $\text{pib}_t = A(L)\text{pib}_{t-1} + B(L)(s, \text{exp}, B, r)_{t-1}$.

saber se são as exportações ou as exportações líquidas a variável que melhor aproxima a capacidade de pagamento.

A Tabela I apresenta o resultado de diversos testes de precedência que buscam identificar variáveis que podem ser descartadas sem perda de informação. Vale mencionar que, no caso de variáveis integradas, o teste F padrão não poderia ser utilizado, mas para o caso da não-rejeição da hipótese nula o resultado do teste é uma estatística suficiente.²² Os resultados mostram que (s, b) não condiciona as exportações líquidas (q) e que a taxa de juros (r) não condiciona (s, b) . Esses resultados sugerem que a taxa de juros externa (r) seja descartada e levantam dúvidas sobre a utilização das exportações líquidas no modelo. Consideraremos três formulações alternativas: $u_t = (b_t, s_t)'$, $v_t = (b_t, s_t, q_t)'$, ou $w_t = (b_t, s_t, x_t)'$.

O modelo empírico foi estimado como um modelo auto-regressivo vetorial com mecanismo de correção de erros (VEC), especificação que explicita condições de equilíbrio de longo prazo que podem ser associadas às condições do estado estacionário do modelo teórico:

$$\Delta z_t = B(L) \Delta z_{t-1} + \alpha \beta' z_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \approx N\left(0, \Sigma\right) \quad (16)$$

As três versões do modelo (u, w, v) apresentam dois choques de efeitos permanentes que serão associados às componentes exógenas do modelo teórico, risco do país (χ) e exportações autônomas (γ) . A versão $u = (b, s)'$ apresenta duas

TABELA I
P-valor dos testes preliminares

Modelos alternativos	$(H_0: B(L) = 0)$
$x_t = A(L)x_{t-1} + B(L)(s, b)_{t-1}$	0
$q_t = A(L)q_{t-1} + B(L)(s, b)_{t-1}$	26
$z_t = A(L)z_{t-1} + B(L)r_t$	68
$z_t = A(L)z_{t-1} + B(L)x_{t-1}$	1
$z_t = A(L)z_{t-1} + B(L)q_{t-1}$	2

(Em %)

22 Neste caso, mesmo fazendo a correção do teste em relação ao parâmetro de *nuisance*, não rejeitaríamos a hipótese nula [ver Todda e Phillips (1994)].

variáveis e, assim, não é esperada nenhuma relação de co-integração. As versões $w = (b, s, x)'$ e $v = (b, s, q)'$ apresentam três variáveis e, assim, é esperada uma relação de co-integração.

No modelo que considera as exportações líquidas (v), o teste do número de relações de co-integração não rejeita a hipótese, ao nível de 5%, de que o número de relações é zero, o que está em desacordo com o modelo teórico que requer uma relação de co-integração. Esse resultado e a não-rejeição da hipótese de que (s, b) não precede as exportações líquidas indicaram a rejeição deste modelo. Seus resultados não serão, portanto, apresentados.

Vejam os modelos (u) e (w). O número de defasagens foi escolhido de forma a minimizar o critério de Hanna-Quin ($H-Q$) e a eliminar a correlação serial dos resíduos. A Tabela 2 apresenta os resultados.

Testando a existência da co-integração, não poderíamos rejeitar ($r = 0$) para o modelo (u) e ($r = 1$) para o modelo (w), conforme esperado (ver Tabela 3).

O Gráfico 3 mais adiante mostra as variáveis da relação de co-integração do modelo (w).

TABELA 2

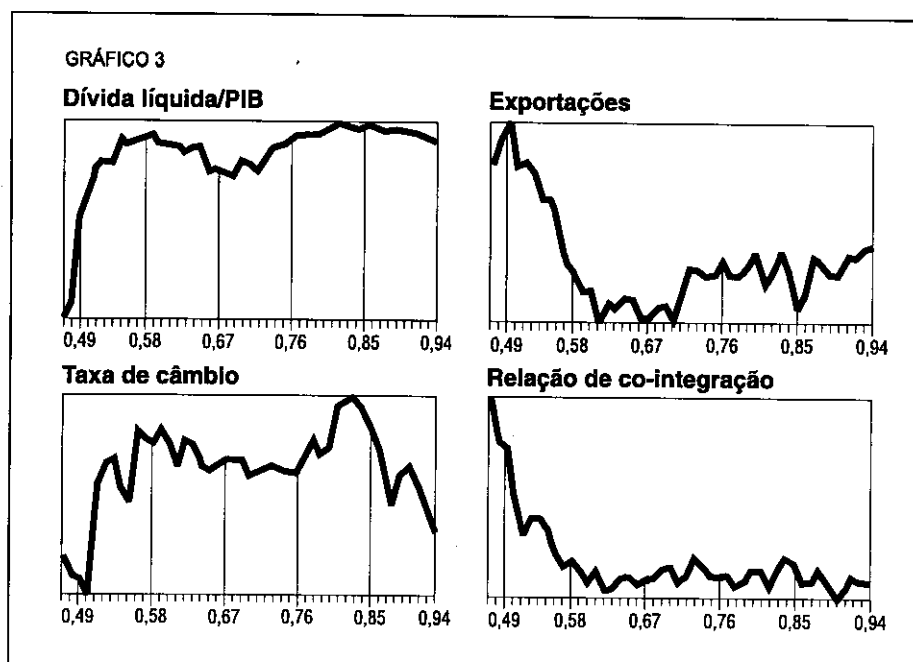
Número de defasagens

Defasagens	$u/H-Q$	u/AR	$w/H-Q$	w/AR
2	-11,26	1	-6,915	0,3
3	-11,57*	43	-7,184	0,3
4	-11,25	20	-7,106*	9,8

TABELA 3

Escolha do número de relações de co-integração

Modelo	Nº de relações	Maior valor característico	Valor crítico (95%)	Traço	Valor crítico (95%)
u	0	4,18	14,1	5,7	15,4
	1	1,5	3,8	1,8	3,8
w	0	51,0	21,0	61,1	29,7
	1	8,8	14,1	10,0	15,4
	2	1,2	3,8	1,2	3,8



No modelo (w) temos a relação de co-integração ($\beta z_{t-1} = -s - 1,334x - 0,549b$) que é robusta para alterações marginais na amostra.²³ Verificamos o significado estatístico dos elementos de longo prazo do modelo VEC, (α) e (β), testando se cada coeficiente é zero. O p -valor (%) dos testes encontra-se na Tabela 4, que mostra que todas as variáveis pertencem à relação de co-integração e, à exceção das exportações, dependem dessa relação.

Em seguida, aplicamos um teste multivariado de co-integração²⁴ em que a hipótese nula é que a variável é estacionária. Esse teste verifica se todos os coeficientes da relação de co-integração são nulos, exceto o coeficiente da própria variável.²⁵ Os resultados da Tabela 5 revelam que a hipótese de variável estacionária é rejeitada para todas as séries.

23 A amostra foi reduzida eliminando-se até as três primeiras observações.

24 Conforme sugerido por Juselius e Johansen no manual Cats. Esse teste deveria pela lógica ter precedido o teste de co-integração, porém neste contexto julgamos que essas variáveis são integradas.

25 A não-rejeição dessa hipótese implica que a relação de co-integração depende apenas de uma única variável que é, assim, estacionária.

TABELA 4

Coefficientes da relação de co-integração

	Exportações	Dívida	Taxa de câmbio
α	27,0	0,0	0,2
β	0,0	0,0	0,0

TABELA 5

Teste multivariado de ordem de integração

	Exportações	Dívida	Taxa de câmbio
I(0)	0,0	0,0	0,0

Verificamos também as relações de curto prazo, testando, para cada equação, a hipótese de que o efeito temporário das outras variáveis é nulo.²⁶ Vistos em conjunto, os resultados da Tabela 6 mostram que: não podemos rejeitar a hipótese de que as exportações não dependem das outras variáveis, tanto no curto como no longo prazo, o que constitui uma das condições do modelo teórico; as exportações líquidas e a dívida afetam a taxa de câmbio tanto a curto quanto a longo prazo; a dívida depende das outras variáveis a longo prazo, mas não a curto prazo.

Antes de encerrar esta subseção, discutiremos brevemente a conclusão de que não podemos rejeitar a hipótese de que a taxa de câmbio real não condiciona no longo prazo o índice de exportações, dada a nossa amostra.²⁷ Uma possível explicação seria o fato de que o Brasil exporta principalmente *commodities* a preços ditados em mercados internacionais, de forma que alterações em taxas de câmbio não afetam a demanda. Existem duas falhas nessa explicação. A primeira é que isso não é verdade: os bens manufaturados constituem uma parcela não desprezível das exportações brasileiras. O segundo problema é que, mesmo se isso fosse verdade, seria de se esperar que os efeitos da oferta se tornariam observáveis em uma base de dados abrangendo um período de quase meio século.

²⁶ Para o modelo (w), o teste está condicionado ao vetor de co-integração.

²⁷ Note-se que não testamos a relação de causalidade da taxa de câmbio sobre as exportações líquidas; esse resultado não é inconsistente com as formulações do modelo teórico.

TABELA 6

Testes para o curto prazo

	Exportações	Dívida	Taxa de câmbio
Modelo (w)	44,5	9,1	0,0
Modelo (u)	-	6,6	0,0

Suspeitamos que o verdadeiro problema seja o fato de que a taxa de câmbio real não tem sido uma medida adequada da remuneração do setor exportador brasileiro nas últimas décadas. O modelo econômico que utilizamos para determinar a taxa de câmbio real obviamente simplifica em excesso os dilemas que o governo enfrenta ao “escolher” a taxa de câmbio real. Não consideramos os efeitos de mudanças na taxa de câmbio sobre inflação, finanças públicas, preços de bens de consumo primordiais importados (por exemplo, o trigo) etc. Como alterar a taxa de câmbio traz consigo tantas implicações, o governo brasileiro tem sistematicamente utilizado outros instrumentos para influenciar a remuneração do setor exportador, principalmente impostos e subsídios ao crédito.²⁸

Mesmo se tais subsídios não fossem correlacionados com a taxa de câmbio, teríamos um problema relativo à omissão de variáveis. Porém, a questão é ainda mais séria, pois é muito provável que os subsídios estejam correlacionados com a taxa de câmbio: o governo provavelmente aumentará os subsídios quando a taxa de câmbio real for valorizada e *vice-versa*. Se essa correlação negativa existe e se nenhuma *proxy* adequada para os subsídios for encontrada, não será difícil aceitar que a taxa de câmbio real não afeta as exportações.²⁹ Finalmente, observações semelhantes aplicam-se às importações, que têm sido objeto de toda sorte de restrições formais ou informais ao longo dos anos.

28 Lamounier, Carneiro e Abreu (1994, p. 181) comentam as reformas econômicas do período 1967/73 como segue: “Embora a reorientação da política econômica tivesse intenção modernizadora, não foi possível preservar inteiramente a taxa de câmbio como elemento central da remuneração de exportadores e da definição dos custos para os importadores. Era como se um sistema de taxas de câmbio múltiplas mais elaborado houvesse voltado pela porta dos fundos, apesar da preocupação explícita dos ‘orientadores da política’ quanto à perversidade das distorções introduzidas por critérios alheios ao mercado quanto à alocação de recursos.” Recentemente, após um encontro com o ministro da Economia brasileiro, o presidente da Associação Brasileira de Comércio Exterior, Pratini de Moraes, declarou à imprensa: “Vim aqui solicitar uma redução de um imposto de exportação. Porém, se o ministro não concordar, ele terá de alterar (desvalorizar) a taxa de câmbio”, publicado na *Gazeta Mercantil* em 3/3/97, p. A-4.

29 Fiorenco e Moreira (1996a) mostram que a taxa de câmbio real condiciona as exportações brasileiras de bens manufaturados.

3.2 - Identificação

O modelo teórico e a hipótese de que χ e γ correspondem aos choques estocásticos de efeito permanente sugerem uma restrição de identificação: que o choque associado às exportações (γ) não tenha efeito de longo prazo sobre a dívida, conforme indicado pelas equações do estado estacionário (13) e (14). Essa restrição será mantida em ambas as versões do modelo empírico.

Para impor essa restrição de identificação, o modelo VEC estimado é reparametrizado na representação de média móvel (17), que decompõe os efeitos dos choques nos seus componentes permanentes e transitórios. A equação (17) pode ser reparametrizada mais uma vez, utilizando-se a matriz de relações contemporâneas (A) para obter a forma estrutural do modelo (18 e 18a).³⁰ Essa representação mostra as tendências comuns (τ), a relação a longo prazo (β) e os efeitos temporários dos choques identificados $R^*(L)$:

$$z_t = \delta_t + C(1) \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + C^*(L)\varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N\left(0, \Sigma\right) \quad (17)$$

$$z_t = \delta_t + C(1)A^{-1} \sum_{i=1}^t A\varepsilon_i + C^*(L)A^{-1}A\varepsilon_t \quad A^{-1}\varepsilon_t = v_t \sim N(0, I) \quad (18)$$

$$z_t = R(1)\tau_t + R^*(L)v_t = \delta_t \quad \tau_t = \sum_{i=1}^t v_i \quad \text{e} \quad v_t \sim N(0, I) \quad (18a)$$

Nessa representação, a matriz $C(1)$ mede os efeitos a longo prazo dos choques da forma reduzida. A matriz $C(1)A^{-1}$ avalia os efeitos a longo prazo dos choques estruturais e permite a identificação do modelo. A matriz (A) será caracterizada pelas restrições³¹ impostas a $R(1) = C(1)A^{-1}$. No caso do modelo (u), as duas variáveis não apresentam relação de co-integração e, desse modo, $C(1)$ tem posto

30 Para maiores detalhes, ver King *et alii* (1991) e Moreira, Fiorenco e Lopes (1997).

31 Essas restrições permitem estimar as linhas dessa matriz que correspondem aos choques de efeitos permanentes, a qual é estimada sob a condição de que os choques não se correlacionam.

completo e a matriz (A) deve ser tal que $R(1)$ seja recursiva: um dos choques não pode impactar a taxa de câmbio.

O modelo (w) apresenta uma relação de co-integração e, assim, $C(1)$ tem posto 2³² e, sem perda de generalidade, podemos considerar $C(1)A^{-1}_{3 \times 3} = (\Gamma_{3 \times 2}, O_{3 \times 1})$. Essa representação isola os dois choques de efeitos permanentes do último choque, que só possui efeitos transitórios. As condições de ortogonalidade impõem três restrições a Γ , e a condição de que $\beta'\Gamma = 0$ ³³ impõe outras duas restrições. Necessitamos de mais uma restrição para obter uma estimativa única dos seis coeficientes da matriz Γ . Colocamos a mesma restrição anterior: o choque nas exportações não afetará a dívida de longo prazo. As Tabelas 7 e 8 indicam as matrizes $R(1)$ para ambos os modelos.

Os efeitos a longo prazo de uma redução no risco e de um crescimento das exportações apresentam-se conforme o esperado, em ambos os modelos. O crescimento das exportações valoriza a taxa de câmbio; a redução no risco eleva a dívida e as exportações³⁴ e desvaloriza a taxa de câmbio.³⁵ Ambos os modelos sugerem que cerca de 3/4 da variação da taxa de câmbio a longo prazo são devidos a modificações nas exportações autônomas líquidas e cerca de 1/4 é devido a alterações no risco do país.

Considere uma redução no risco do país. O Gráfico 2 mostrou que uma redução no risco do país levaria a uma valorização inicial da taxa de câmbio, seguida de contínua desvalorização. A posição final poderá ser superior ou

TABELA 7

Efeitos a longo prazo — modelo (u)

	Função de resposta a impulso		Decomposição da variância	
	Risco	Exportações	Risco	Exportações
Taxa de câmbio	0,105	-1	28	72
Dívida	1	0	100	0

32 Se β for as relações de co-integração, $\beta'y$ é estacionária e $\beta'C(1) = 0$.

33 Isso é necessário para garantir que $\beta'y$ seja estacionária.

34 Na verdade, o modelo econômico prevê que a redução do risco não alterará as exportações. É simples, entretanto, incluir o risco do país na equação das exportações, de forma a acarretar um crescimento das exportações.

35 Note-se que este efeito é teoricamente ambíguo.

inferior à inicial. A trajetória da taxa de câmbio no modelo (u) está de acordo com este padrão, porém não no modelo (u).

O Gráfico 2 mostrou também que a dívida não deveria sofrer alteração imediata e, posteriormente, crescer continuamente. As FRIs (ver Gráficos 4, 5, 6, 7 e 8) revelam que a dívida dá um salto inicial e posteriormente continua a

TABELA 8

Efeitos a longo prazo — modelo (w)

	Função de resposta a impulso		Decomposição da variância	
	Risco	Exportações	Risco	Exportações
Exportações	0,358	1	25	75
Taxa de câmbio	0,523	-1,334	29	71
Dívida	1,823	0	100	0

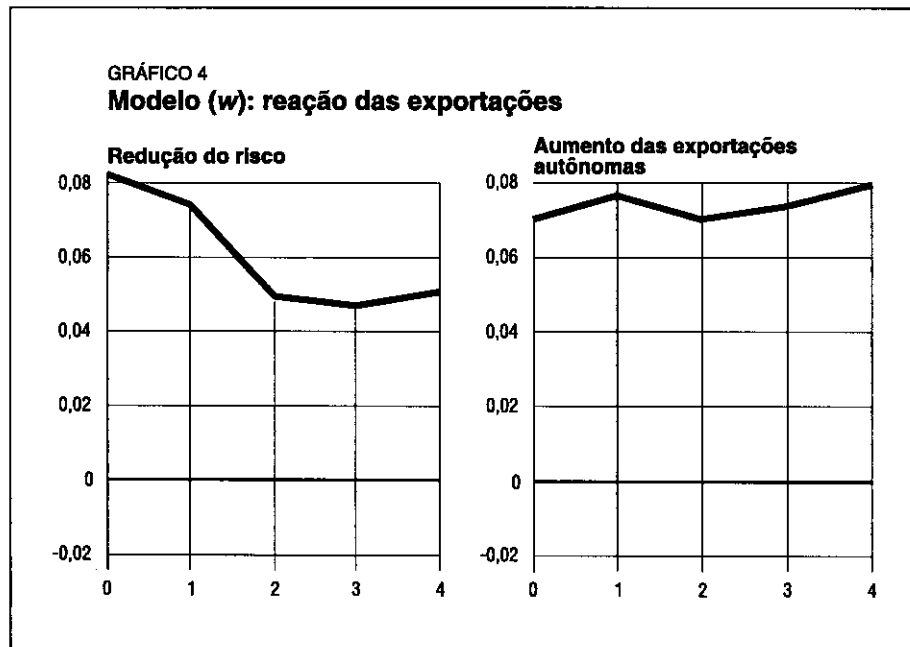


GRÁFICO 5
Modelo (w): reação da taxa de câmbio

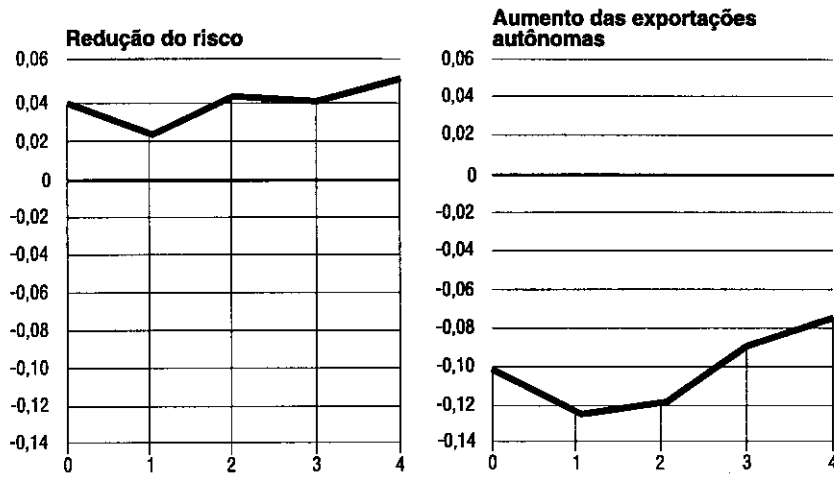


GRÁFICO 6
Modelo (w): reação dívida/PIB

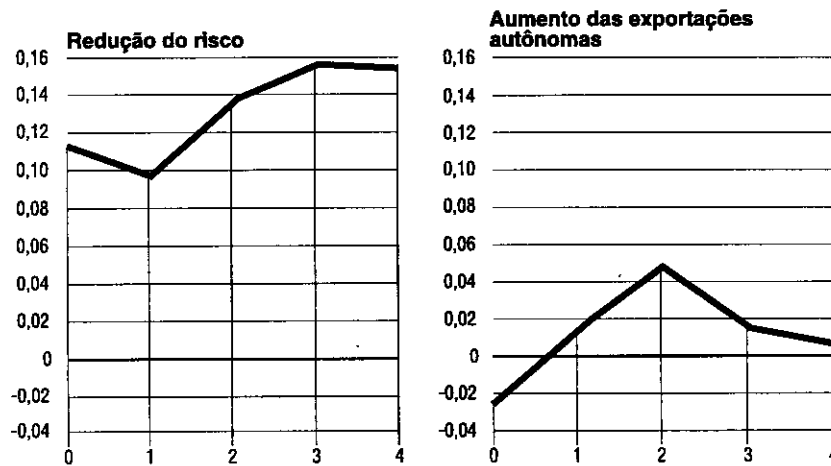


GRÁFICO 7
Modelo (u): reação da taxa de câmbio

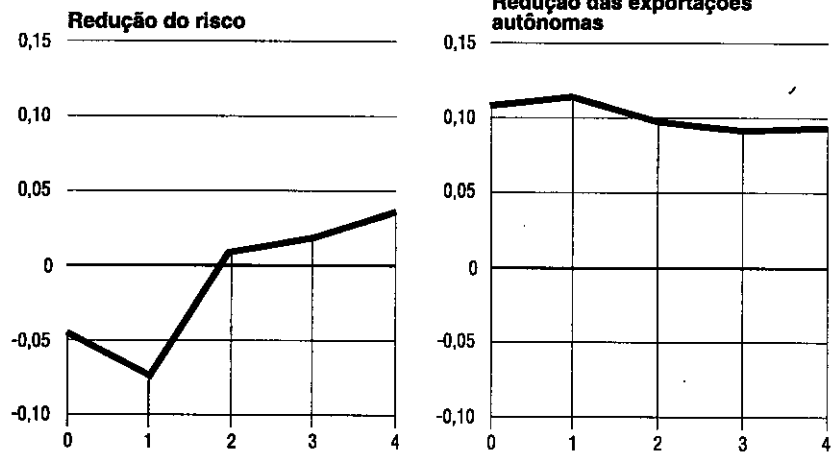
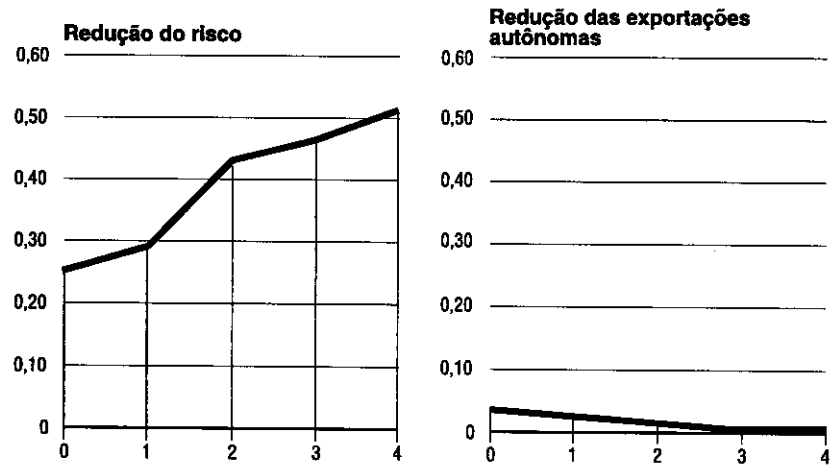


GRÁFICO 8
Modelo (u): reação da dívida



crescer.³⁶ Esse salto, no entanto, não é incompatível com os resultados do modelo econômico. Lembre-se que o modelo econômico utiliza tempo contínuo — de forma que a mudança imediata sobre a dívida é zero —, porém os nossos dados são anuais.³⁷

4 - Conclusão

O modelo teórico adotado racionaliza os determinantes da taxa de câmbio real enfatizando que o custo da dívida depende da relação dívida/PIB. Tal modelo teórico sugeriu as variáveis e a identificação a longo prazo de um modelo empírico, que foi então utilizado para estimar os efeitos a longo prazo de mudanças exógenas no risco do país e nas exportações líquidas do Brasil no período 1947/95.

O principal resultado deste trabalho é que os dados brasileiros referentes ao período 1947/95 não permitiram a rejeição de um modelo muito parcimonioso que relaciona a dívida externa às exportações líquidas, ambas em relação ao PIB, e à taxa de câmbio real. Nesse modelo, a taxa de câmbio real é tida como uma variável de controle para o governo, desde que a escolha esteja dentro dos limites que não implicam uma dívida explosiva. O trabalho, assim, aporta evidência adicional à recente literatura que acredita que, a longo prazo, a taxa de câmbio real converge para algum tipo de PPC que depende das condições dos mercados internacionais de bens e de capitais.

Abstract

This paper presents a model for the long-run determinants of the Brazilian real exchange rate for the period 1947/95. This is a simple representative agent model that links the exchange rate, external debt and net exports. It is assumed that: a) the country pays an interest rate on its debt which is an increasing function of the debt/GDP ratio; and b) the real exchange rate is a control variable. The transitional dynamics of the model following different shocks is analysed. The model suggests that the relevant variables are the real exchange rate, external debt and net exports. A VEC model using these variables shows that the Brazilian data support the existence of one cointegrating relation between the three variables, which we interpret as the empirical counterpart of the long-run conditions of the theoretical model. Finally, we impose restrictions to identify

36 No modelo (w) existe uma queda temporária no período I.

37 O modelo teórico prevê que uma elevação nas exportações autônomas levará a uma valorização transitória da taxa de câmbio sem alteração na dívida. Porém, devido à natureza extremamente simplificada do modelo, não existe dinâmica de transição neste caso. Não obstante, as funções de resposta a impulso para esse choque são apresentadas.

shocks that could be interpreted as the nonobservable exogenous variables of the theoretical model. The dynamics of the empirical model is estimated.

Bibliografia

- ABUAF, N., JORION, P. Purchasing power parity in the long-run. *The Journal of Finance*, v. 45, n. 1, p. 157-174, 1990.
- CHEUNG, Y. W., LAI, K. S. Long-run purchasing power parity during the recent float. *Journal of International Economics*, v. 34, n. 1/2, p. 181-192, 1993.
- CORBAE, D., OULIARIS, S. Cointegration and tests of PPP. *The Review of Economics and Statistics*, v. 70, n. 3, p. 508-511, 1988.
- DIEBOLD, F. X., HUSTED, S., RUSH, M. Real exchange rates under the gold standard. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 6, p. 1.252-1.271, 1991.
- DORNBUSCH, R., GOLDFAJN, I., VALDÉS, R. O. Currency crises and collapses. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 2, p. 219-293, 1995.
- EICHENBAUM, M., EVANS, C. *Some empirical evidence on the effects of monetary policy shocks on exchange rates*. 1993 (NBER WP, 4.271).
- ENGLE, C. *Long-run PPP may not hold after all*. 1996 (NBER WP, 5.646).
- FACKLER, P. L. Vector autoregressive techniques for structural analysis. *Revista de Análise Econômica*, v. 3, n. 2, p. 119-134, 1988.
- FARUQUE, H. Long-run determinants of the real exchange rate. *IMF Staff Papers*, v. 42, n. 1, p. 80-107, 1995.
- FIORENCIO, A., MOREIRA, A. R. B. As importações deslocam a produção nacional? *Anais do XXIV Encontro Nacional de Economia*, p. 282-298, 1996a.
- . Determinantes de longo prazo da taxa de câmbio real: Brasil 1947-1995. *Anais do XVIII Encontro Brasileiro de Econometria*, v. 1, p. 255-268, 1996b.
- FRANKEL, J. A., ROSE, A. K. *A survey of empirical research on nominal exchange rates*. 1994 (NBER WP, 4.865).
- . *A panel project on purchasing power parity: mean reversion within and between countries*. 1995 (NBER WP, 5.006).
- FROOT, K. A., ROGOFF, K. *Perspectives on PPP and long-run real exchange rates*. 1994 (NBER WP, 4.952).

- GONÇALVES, R. G., BARROS, A. C. Tendências dos termos de troca: a tese de Prebisch e a economia brasileira — 1850/1979. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 12, p. 109-131, 1982.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian VAR. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1.551-1.580, 1991.
- JOHANSEN, S., JUSELIOUS, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, v. 53, p. 211-244, 1992.
- KING, R. G., PLOSSER, C. I., STOCK, J. H., WATSON, M. H. Stochastic trends and economic fluctuations. *The American Economic Review*, v. 81, p. 819-840, 1991.
- KUGLER, P., LENZ, C. Multivariate cointegration analysis and the long-run validity of PPP. *The Review of Economics and Statistics*, v. 75, p. 180-184, 1993.
- LAMOUNIER, B., CARNEIRO, D. D., ABREU, M. P. *50 anos de Brasil — 50 anos de Fundação Getúlio Vargas*. Rio de Janeiro: FGV, 1994.
- LIMA, E. C., LOPES, H. F., MOREIRA, A. R. B., PEREIRA, P. L. V. Tendência estocástica do produto no Brasil: efeitos das flutuações da taxa de crescimento da produtividade e da taxa de juro real. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 25, n. 2, p. 249-278, 1995.
- MACDONALD, R. Long-run exchange rate modeling. *IMF Staff Papers*, v. 42, n. 3, p. 437-489, 1995.
- MACDONALD, R., TAYLOR, M. P. Exchange rate economics: a survey. *IMF Staff Papers*, v. 39, n. 1, p. 1-57, 1992.
- MCNOWN, R., WALLACE, M. S. Cointegration tests of the monetary exchange rate model for three high-inflation economies. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 26, n. 3, p. 96-111, 1994.
- MEESE, R. A., ROGOFF, K. Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, v. 14, n. 1/2, p. 3-24, 1983.
- MOREIRA, A. R. B., FIORENCIO, A., LOPES, H. F. Um modelo para a previsão conjunta do PIB, inflação e liquidez. *Revista de Econometria*, v. 7, n. 1, maio 1997.
- MUSSA, M. Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market. In: BRUNNER, K., MELTZER, A. H. (eds.). *Policies for employment, prices, and exchange rates*. North-Holland, 1979.
- PEREIRA, P. L. V., DUARTE, A. R. Paridade do poder de compra e paridade da taxa de juros para o Brasil: uma abordagem via co-integração multivariada. *Anais do XIII Encontro Brasileiro de Econometria*, 1991.
- REINHART, C. M. Devaluation, relative prices, and international trade. *IMF Staff Papers*, v. 42, n. 2, p. 290-312, 1995.

- ROSE, A. K. Exchange rates and the trade balance: some evidence from developing countries. *Economic Letters*, v. 34, p. 271-275, 1990.
- . The role of exchange rates in popular models of international trade: does the Marshall-Lerner condition hold? *Journal of International Economics*, v. 30, p. 301-316, 1991.
- ROSSI, J. W. Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 21, p. 397-412, 1991.
- TODDA, H. Y., PHILLIPS, P. C. B. Vector autoregression and causality: a theoretical overview and simulation study. *Econometric Reviews*, v. 13, n. 2, p. 259-285, 1994.
- ZINI, A. A., CATI, R. C. Co-integração e taxa de câmbio: testes sobre a PPP e os termos de troca no Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 23, p. 349-374, ago. 1993.

(Originais recebidos em julho de 1998. Revisos em setembro de 1998.)

