



Universidade de Brasília
Departamento de Economia

Série Textos para Discussão

**CRESCIMENTO COM RESTRIÇÕES DE BALANÇO DE
PAGAMENTOS E DÉFICITS GÊMEOS NO BRASIL A
PARTIR DOS ANOS NOVENTA**

FERNANDO DE AQUINO FONSECA NETO
Banco Central do Brasil

JOANÍLIO RODOLPHO TEIXEIRA
Universidade de Brasília

Texto nº 318
Brasília, agosto de 2004

Department of Economics Working Paper 318
University of Brasilia, August 2004

**UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 318

**CRESCIMENTO COM RESTRIÇÕES DE BALANÇO DE PAGAMENTOS
E DÉFICITS GÊMEOS NO BRASIL A PARTIR DOS ANOS NOVENTA**

**FERNANDO DE AQUINO FONSECA NETO
Banco Central do Brasil**

**JOANÍLIO RODOLPHO TEIXEIRA
Universidade de Brasília**

Brasília, 09 de agosto de 2004.

© *Fernando de Aquino Fonseca Neto e Joanílio Rodolpho Teixeira* , 2004.

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Campus Universitário Darcy Ribeiro

Instituto Central de Ciências

Caixa Postal 04302, 70910-900 Brasília, DF, Brasil.

Tel.: (55-61) 3072498, 2723548

Fax: (55-61) 3402311

E-mail: econ@unb.br

<http://www.unb.br/face/eco>

Secretária da Série de Texto para Discussão

Camila Paula da Silva

E-mail: camilaps@unb.br

CRESCIMENTO COM RESTRIÇÕES DE BALANÇO DE PAGAMENTOS E DÉFICITS GÊMEOS NO BRASIL A PARTIR DOS ANOS NOVENTA*

FERNANDO DE AQUINO FONSECA NETO
Banco Central do Brasil

JOANÍLIO RODOLPHO TEIXEIRA
Universidade de Brasília

Resumo: O objetivo deste trabalho é analisar as restrições de natureza externa a políticas que favoreçam expansões de demanda na economia brasileira, no ambiente de liberalização dos fluxos de capitais vigente a partir dos anos 90. A validade da abordagem proposta depende das respostas dos saldos de transações correntes ao regime de política econômica e da importância de impulsos de demanda para as decisões de investimento, como indicado pela Lei de Verdoorn. Como contribuições, vale destacar as especificações propostas para a Lei de Thirlwall, relevantes principalmente para países emergentes, e a causalidade reversa para os *déficits* gêmeos. Em termos empíricos, evidências favoráveis foram obtidas com regressões dinâmicas e funções de resposta a impulsos em modelos de autoregressão vetorial (ARV). Nesse contexto, o país não logrará manter a demanda requerida para um crescimento expressivo e sustentável sem ganhos de competitividade e de mercados, nem taxas de juros e de câmbio favoráveis sem limitar os movimentos especulativos de capital.

Palavras-chave: Restrições externas. Capitais especulativos. Restrições de demanda. *Déficits* gêmeos. Séries temporais.

Abstract: The economic literature contains extensive discussions on relationship between foreign constraints and economic growth. Since the beginning of the 1990's one debate concentrates on the nature of macroeconomic policies to expand domestic demand in Brazil in an environment of capital flows liberalization. An important analysis on export-led growth hypothesis has followed. The validity of such approach depends on the response of the current account to the policy regime, as well as the impact on investment coming from demand, as indicated by the Verdoorn Law. We contribute to this line of enquiry in two ways. First, we provide an assessment on the Thirlwall Law and introduce some specifications applied, mainly, to developing countries. The reverse causality for the so-called twin deficits is also examined. Our second contribution is to apply time series methods – impulse-response function in vector auto-regression (VAR) and dynamic regressions – to test some assumptions. We argue that Brazil will not succeed to attain the required demand for sustained growth without gains in international competitiveness and the opening of new markets. The results suggest that favourable interest and exchange rate depend on reductions, to a certain extent, of speculative capital movements, as recommended by a representative number of distinguished scholars and policy makers.

Key words: Foreign constraints. Speculative capital. Demand constraints. Twin deficits. Time series.

Classificação JEL: F36, F43, C32.

* O conteúdo deste artigo não representa, necessariamente, o posicionamento oficial das instituições as quais pertencem os autores. Para contato: fernando.fonseca@brturbo.com e/ou joanilioteixeira@hotmail.com

1. INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é analisar as restrições de natureza externa a política econômica que favoreça expansões de demanda na economia brasileira a partir da liberalização dos fluxos internacionais de capitais do início dos anos 90. Durante as décadas 1960, 1970 e 1980 o fluxo de capital era basicamente proveniente de governos e organismos internacionais, tendo os capitais privados participação inexpressiva. Durante a década de 1990, contudo, o fluxo de capital passou a ser predominantemente privado, viabilizado pela abertura dos mercados e a queda de barreiras para transferência de capital (Lopes, 2003). Além do crescimento do fluxo agregado de capitais, a economia mundial passou a conviver com a alta mobilidade adquirida e a concentração de seu controle em grandes fundos mútuos e de pensão que passaram também a determinar parcela substancial das decisões de investimento produtivo em escala mundial (Minsky, 1996; Plihon, 1999).

Antes da referida liberalização, que representou a adesão do país ao processo de globalização financeira, as restrições na disponibilidade de divisas eram enfrentadas com política econômica contencionista e desvalorizações cambiais. A liberalização dos movimentos de capitais, contudo, não elevou a disponibilidade de divisas de modo consistente, e ainda contribuiu para elevar a dependência financeira e a volatilidade cambial. A dependência financeira se estabeleceria em função das facilidades, em termos políticos, de manutenção do equilíbrio financeiro com o exterior. Mesmo em períodos de escassez de capitais de curto prazo, taxas internas de juros elevadas garantiriam o financiamento de *déficits* em transações correntes. Desse modo, evita-se os custos políticos de contrariar interesses de agentes internos e externos com medidas que induzam aumentos de competitividade, diversificação de parceiros comerciais e quebra de barreiras comerciais aos produtos do país. Ao mesmo tempo, seguem-se os mandamentos do Consenso de Washington, deixando que as transações econômicas ocorram com o mínimo de intervenção do Estado.

Pode-se assumir que a crise da dívida externa dos anos oitenta foi equacionada a partir do Plano Brady e outros determinantes devem ser identificados para a manutenção da estagnação da economia brasileira. A hipótese mais aceita é de que o regime de alta inflação, seguido de regime de altas taxas de juros, estaria na raiz da questão. Sem contestar tal hipótese, o presente trabalho pretende mostrar a presença de um patamar mínimo elevado para as taxas de juros, independente da política de estabilização de preços. Ressalte-se que os investimentos diretos e os créditos de longo prazo têm uma contribuição para o crescimento da capacidade produtiva do país que compensaria seus componentes especulativos. Os capitais de curto prazo, contudo, não têm favorecido muito mais que volatilidade e política econômica incompatível com crescimento sustentável.

O referencial teórico que fornece suporte para a argumentação aqui desenvolvida seria uma abordagem centrada na demanda, com base em teoria de crescimento com restrições no balanço de pagamentos, também conhecida como Lei de Thirlwall, e na hipótese de respostas satisfatórias da produção a impulsos de demanda, na forma postulada pela Lei de Verdoorn. A Lei de Thirlwall é apresentada, inicialmente, em sua versão mais simples, para um horizonte temporal em que a taxa de câmbio atende à lei de paridade do poder de compra (PPC) e os financiamentos às transações correntes se compensam com os seus pagamentos. Esse horizonte temporal é definido neste trabalho como longo prazo, enquanto no curto prazo, definido como o período em que taxas de câmbio e movimentos de capitais importam para a restrição externa, propõe-se causalidade reversa para os chamados *déficits* gêmeos. O cupom cambial, medida relevante das taxas internas de juros para o aplicador internacional, tem sido mantido sistematicamente elevado desde a liberalização dos fluxos internacionais de capitais no Brasil, de modo a garantir o equilíbrio externo, tanto atraindo financiamentos de curto prazo quanto com contenção do dispêndio com importados e exportáveis por meio de contrações de demanda agregada.

O trabalho está estruturado com a seção 1 sendo esta introdução e a seção 2 correspondendo a uma descrição dos referenciais teóricos considerados. Na seção 3, a montagem e os resultados de

experimentos econométricos para verificar algumas das hipóteses formuladas são apresentados. A seção 4 finaliza o trabalho com as principais conclusões e uma proposta para pesquisas futuras que parte do argumento de que os efeitos indesejáveis dos movimentos especulativos de capitais, assim como possíveis medidas para redução de tais efeitos, não têm sido admitidos apenas por economistas heterodoxos. Trabalhos de autores ortodoxos de muito prestígio têm reconhecido o caráter nocivo daqueles movimentos, sobretudo em países emergentes, e recomendado alguma forma de controle, ainda que para alguns deva ser transitório.

2 RESTRIÇÕES AO CRESCIMENTO E DÉFICITS GÊMEOS

2.1 Restrições de longo prazo

Sendo as restrições ao crescimento da economia brasileira o tema central do trabalho, o seu principal referencial teórico deve ser identificado na área de crescimento econômico. No campo neoclássico, o marco inicial pode ser considerado o modelo desenvolvido em Solow(1956), que considera como eventuais restrições ao crescimento da renda *per capita* o baixo progresso tecnológico ou a taxa de poupança distante da indicada pela regra de ouro. Os modelos de crescimento endógeno, versões mais recentes da teoria neoclássica do crescimento, ao desconsiderar hipóteses tradicionais como mercados em concorrência perfeita e rendimentos decrescentes quando um fator de produção cresce em relação aos demais, endogeniza o crescimento da renda *per capita*. (Barro e Martin, 1995).

Essas novas formulações, contudo, não alteraram a natureza das possíveis restrições ao crescimento, ainda que passando a considerar os investimentos em capital humano um fator adicional de aumento da produtividade total dos fatores. Com base nas teorias neoclássicas de crescimento, um nível adequado de excedente, considerando também as entradas de poupanças externas, garantiria um nível máximo de inversões, enquanto o crescimento da produtividade total dos fatores, através de progresso tecnológico e investimentos em capital humano, evitaria os rendimentos decrescentes do capital impulsionando a economia para um crescimento endógeno.

Observe-se que as possíveis restrições ao crescimento seriam localizadas no lado da oferta. Os investimentos se ajustariam à poupança, a demanda agregada se ajustaria à oferta sem qualquer restrição, expectativas racionais evitariam que incertezas dificultassem tais ajustamentos. Outra versão dos determinantes do crescimento econômico, que pode ser adotada como substituta ou complementar da que focaliza o lado da oferta, localiza as restrições no lado da demanda. De inspiração keynesiana e introduzida pelos modelos de crescimento de Harrod-Domar, essa versão foi retomada em Thirlwall (1979). Ainda que com raízes que remontariam os mercantilistas, corresponderia, de modo mais formal, a uma versão dinâmica do multiplicador de comércio exterior proposto em Harrod (1933).

Esta abordagem do crescimento econômico não chega a refutar completamente as formulações neoclássicas. Reconhece-se a importância da produtividade total dos fatores e o papel do progresso tecnológico e dos investimentos em capital humano como alguns de seus determinantes. A divergência crucial estaria na aceitação tácita da Lei de Say, por parte dos neoclássicos, que implica em divergência na questão da causalidade entre poupança e investimento. Enquanto no contexto neoclássico a variável ativa seria a poupança, nesta abordagem de demanda o excedente, quando requerido, é apenas o necessário, em termos de estoques de capacidade ociosa e recursos iniciais, para viabilizar o início dos investimentos. (Thirlwall, 2002). O impulso para o crescimento, assim como suas restrições, nesta abordagem, partiriam da demanda. A oferta de trabalho, por meio de maior participação, horas extras e migrações; a acumulação de capital, via o mecanismo acelerador dos investimentos e a produtividade, através de retornos de escala estáticos e dinâmicos, responderiam a tais impulsos. (Thirlwall, 1997). Observe-se que a abordagem orientada pela demanda pode supor recursos ociosos, que possibilitariam o ajustamento da produção à demanda efetiva.

Contudo, esta teoria de crescimento, como a descrita a seguir, manteria sua consistência também em situações próximas ao pleno emprego, ou taxa natural de desemprego, se assumida a validade da chamada Lei de Verdoorn. Esta lei surgiu da observação de uma regularidade empírica, pelo economista holandês P. J. Verdoorn, no final dos anos 40, em que o crescimento do produto provocava o crescimento da produtividade do trabalho. A partir de então, diversos estudos empíricos, com diferentes bases de dados e metodologias, têm em geral confirmado a referida Lei.¹

O argumento teórico adotado para explicar as evidências observadas é de existência de economias de escala, ou pelo menos que elas predominam nas amostras que vêm sendo utilizadas. Pode-se esperar economias de escala em sentido amplo, envolvendo economias internas e externas, tanto às firmas quanto às indústrias, assim como economias estáticas e dinâmicas.² Desse modo, as economias de escala podem ser geradas por uma série de fatores, tais como especialização, acumulação de capital humano, progresso tecnológico, economias de aglomeração. Portanto, a escassez inicial de recursos não impediria que impulsos de demanda determinassem o crescimento do produto.

A Lei de Thirlwall parte de funções importações e exportações reais agregadas, com a forma abaixo:

$$(2.1) \quad M = \Theta_M \left(\frac{P_d}{EP_e} \right)^\mu Y_d^\lambda$$

$$(2.2) \quad X = \Theta_X \left(\frac{P_d}{EP_e} \right)^{-\nu} Y_e^\delta$$

onde: M e X são as importações e exportações reais;
 Θ_M e Θ_X são constantes;
 P_d e P_e são os níveis internos de preços, em moeda doméstica, e externo de preços, em moeda estrangeira;
 E é a taxa nominal de câmbio (moeda local / moeda estrangeira);
 Y_d e Y_e são a renda interna e externa, em termos reais;
 μ e ν são as elasticidades-preço das importações e exportações;
 λ e δ são as elasticidades-renda das importações e exportações;

Considerando-se as restrições, mais defensáveis num horizonte de longo prazo, de balanço de transações correntes equilibrado (2.3) e taxa de câmbio determinada pela paridade do poder de compra (2.4), quando se parte do equilíbrio:

$$(2.3) \quad m + p_e = x + p_d - e$$

$$(2.4) \quad e = p_d - p_e$$

Transformando as variáveis das equações (2.1) e (2.2) em suas taxas de crescimento e substituindo na restrição dada em (2.3), podemos determinar a taxa de crescimento de equilíbrio sem financiamento de *déficits* externos correntes ($y_d^{(1)}$):

$$(2.5) \quad y_d^{(1)} = \left[\frac{(1-\mu-\nu)}{\lambda} \right] (p_d - p_e - e) + \left(\frac{1}{\lambda} \right) \delta y_e$$

¹ Uma coletânea de artigos e levantamento de evidências empíricas acerca da Lei de Verdoorn pode ser encontrado em McCombie (2002). Para o Brasil, Marinho(2002) e Guimarães(2002) realizaram experimentos empíricos que indicaram a validade da Lei.

² A partir da metade dos anos 80 começaram a surgir modelos de crescimento baseados no lado da oferta que também passaram a assumir economias de escala. Tal hipótese possibilitou o aprimoramento daquelas teorias, mas implicou na rejeição da tradicional hipótese de concorrência perfeita.

Substituindo a restrição (2.4) em (2.5), podemos determinar a taxa de crescimento de equilíbrio sem financiamento de *déficits* em transações correntes e com termos de troca invariáveis ($y_d^{(2)}$):

$$(2.6) \quad y_d^{(2)} = \left(\frac{\delta}{\lambda} \right) y_e$$

ou substituindo a restrição (2.4) na expressão (2.2) em taxas de crescimento e, então, na (2.6), teremos:

$$(2.7) \quad y_d^{(2)} = \left(\frac{1}{\lambda} \right) x$$

A expressão (2.7) é como normalmente representa-se a Lei de Thirlwall, que, assumindo as restrições (2.3) e (2.4), limita o crescimento da economia ao crescimento das exportações ajustado por um multiplicador de comércio exterior, que corresponde ao inverso da elasticidade-renda das exportações.³ Em Dutt(2002), essa regra é denominada Lei de Thirlwall em sentido estrito, enquanto a noção de restrições de balanço de pagamento ao crescimento, sem considerar balanço de transações correntes equilibrado ou termos de troca constantes, é considerada Lei de Thirlwall em sentido amplo. Com relação à hipótese de balanço de pagamentos equilibrado, de fato deve-se esperar que, ao longo do tempo, empréstimos tendam a ser compensados com amortizações e aplicações financeiras com resgates. No caso de entradas de investimentos diretos e de lucros, contudo, não se deve esperar que sejam compensados integralmente por investimentos no exterior e remessas de lucros nem se assumindo expectativas racionais e incerteza suficientemente comportada, dado ser freqüente que parcela do lucro seja reinvestida no país em que foi gerado. Tal circunstância não invalidaria a Lei de Thirlwall e poderia ser contornada tratando-se os investimentos diretos e remessas de lucros como transações correntes.⁴

Quanto à hipótese de paridade do poder de compra, em Dutt(2002) considera-se a possibilidade de que os países em desenvolvimento se defrontem com significantes e persistentes flutuações em seus termos de troca. Entretanto, tal possibilidade também não invalidaria a lei e poderia ser controlada ao se considerar essa mudança ao longo do tempo. Adicionalmente, políticas de manutenção de descolamento entre P_d e EP_e , podem ser adotadas e seriam tão mais factíveis quanto menores a extensão do mercado cambial e os fluxos de capitais especulativos. Ressalte-se que taxas de câmbio desvalorizadas podem estimular exportações e substitutos de importações, mas podem inibir os investimentos e tendem a favorecer ao aumento das desigualdades e das ineficiências produtivas.

Portanto, a inclusão de investimentos diretos no balanço de transações correntes e de uma adequada tendência para os termos de troca seriam ajustamentos indispensáveis sempre que tais fatores se mostrassem significativos. Como tais ajustamentos não têm sido feitos, é bastante sugestivo que os resultados dos trabalhos empíricos tenham dado suporte satisfatório à Lei de Thirlwall geralmente para países desenvolvidos, onde os investimentos diretos líquidos e as variações nos termos de trocas venham sendo menos relevantes.⁵

³ A expressão (3.6), com as hipóteses assumidas, é equivalente à expressão (3.7) e revela mais diretamente outra implicação da lei de Thirlwall, qual seja, os determinantes das diferentes taxas de crescimento entre regiões. Em regra, se a elasticidade-renda das exportações for menor que a das importações, o país crescerá a taxas menores que o resto do mundo. Ver Dutt(2002).

⁴ Ressalte-se que essa classificação de investimentos e lucros como transações correntes está sendo proposta apenas para testes empíricos da Lei de Thirlwall, não se pretendendo recomendar alterações nas estruturas vigentes dos balanços de pagamentos.

⁵ Levantamentos dessa literatura empírica podem ser encontrados em McCombie(1997) e McCombie e Thirlwall(1997). Estudos mais recentes para países em desenvolvimento podem ser encontrados em Ansari *et al.*(2000), para o Sudeste Asiático, e em Lopez e Cruz(2000), para a América Latina.

Apesar dessas e de outras restrições, a Lei de Thirlwall em sentido amplo permanece como um referencial teórico importante para o estudo das restrições ao crescimento, mesmo em economias emergentes. Um argumento de peso seria que:

[...] the fundamental importance of exports as a component of demand is that it is the only component that can provide the foreign exchange to pay for the import content of other component of demand – consumption, investment and government expenditure (Thirlwall, 1997 – p.380).

Entretanto, uma limitação de importância equivalente seria que:

[...] Thirlwall's Law has usually been derived merely from the trade balance equation without a clear description of the overall structure of the economy that makes explicit how saving, investment, and hence growth are determined" (Dutt, 2002 – p.374).

Pode-se esperar, então, que quanto mais auto-suficiente for a estrutura econômica do país, menor será a dependência de moeda estrangeira para viabilizar seu crescimento. O caso da economia brasileira nas últimas décadas (seria arbitrário precisar a partir de que momento), talvez tenha sido um exemplo de economia que teria auto-suficiência necessária para sustentar um ritmo de crescimento significativo sem aumentos expressivos na demanda por divisas estrangeiras. As políticas de abertura e desregulamentação implementadas desde o final dos anos oitenta, contudo, reverteram, em alguma medida, a menor dependência propiciada pelo modelo substituição de importações.⁶

2.2 Restrições de curto prazo e *déficits* gêmeos

A opção por uma política de abertura e desregulamentação foi possibilitada, e até estimulada, pela disponibilidade de capitais externos. A oferta desses capitais, por parte dos investidores estrangeiros, veio crescendo em função da globalização financeira, mas o seu comportamento de curto prazo é determinado pelo retorno líquido da aplicação e pela avaliação de risco do investidor. Portanto, supondo expectativa de desvalorização cambial e taxa externa de juros constante, para simplificar a formalização,⁷ a taxa de crescimento da oferta de capitais externos (f_s) pode ser modelada como sugerido em Stiglitz e Weiss (1981), onde, a partir de um dado limite, maiores taxas de juros levam à seleção adversa e ao perigo moral. Uma possível especificação seria uma função quadrática dos juros (i), com concavidade para baixo (Curado e Pórcile, 2002 – p.43-44), mais um termo de risco que independeria da taxa de juros ($\bar{\rho}$):

$$(2.8) \quad f_s = b_0 i - b_1 i^2 + \bar{\rho}$$

Obviamente, a calibragem da taxa de juros não garantiria o controle da oferta de capitais. Entretanto, quando o país estiver com a taxa abaixo dos pontos de máximo influxo do quadro 2.1, tal calibragem favorecerá oferta próxima à desejada. Quando a taxa de juros estiver acima do referido ponto de máximo, a sua calibragem para condicionar a disponibilidade de capitais seria invertida até que os níveis adversos de taxas fossem percebidos e, então, ajustados. A demanda por capitais estrangeiros pode ser determinada por uma versão de curto prazo da Lei de Thirlwall. Incluindo-se a taxa de

⁶ Esse seria um dos resultados positivos do modelo de substituição de importações. Vale salientar que com isso não se pretende postular o seu retorno, com toda ineficiência, produtiva e alocativa, bem como margens de lucro amplificadas e sem risco que proporcionou ao setor privado.

⁷ Uma hipótese mais realista seria que a expectativa de desvalorização cambial e, em seguida, a própria taxa de câmbio sejam afetadas com alterações nas taxas internas de juros. Nessa linha, movimentos de taxas de juros favorecem movimentos inversos nos preços esperados das moedas estrangeiras. Portanto, para que o Banco Central consiga influenciar o fluxo de capitais externos, essa expectativa não poderá compensar totalmente a variação de taxa de juros.

crescimento da demanda por capitais externos (f_d) em (2.3), com “a” correspondendo à participação do valor das exportações na disponibilidade de divisas total do país, teremos:

$$(2.9) \quad m + p_e = a(x + p_d - e) + (1 - a)(f_d)$$

Substituindo as equações (2.1) e (2.2), em taxas de crescimento, na expressão (2.9), podemos obter os determinantes da taxa de crescimento da demanda por capitais externos (f_d) sem termos de trocas fixos:

$$(2.10) \quad f_d = \frac{1}{1 - a} [(\mu + a\nu)(p_d - p_e - e) - a(\delta y_e + p_d - e) + \lambda y_d(i, \nu)]$$

Fixando-se os termos de troca, que equivale a adotar a restrição (2.4), teremos:

$$(2.11) \quad f_d = \frac{1}{1 - a} [-a(\delta y_e + p_d - e) + \lambda y_d(i, \nu)]$$

Observe-se que, em ambos os casos, a taxa de variação da taxa de crescimento da demanda por capitais externos em resposta a variações da taxa de crescimento será idêntica e sempre no mesmo sentido se a elasticidade-renda das importações (λ) for positiva e a participação do valor das exportações na disponibilidade de divisas total do país (a) for menor que 1.

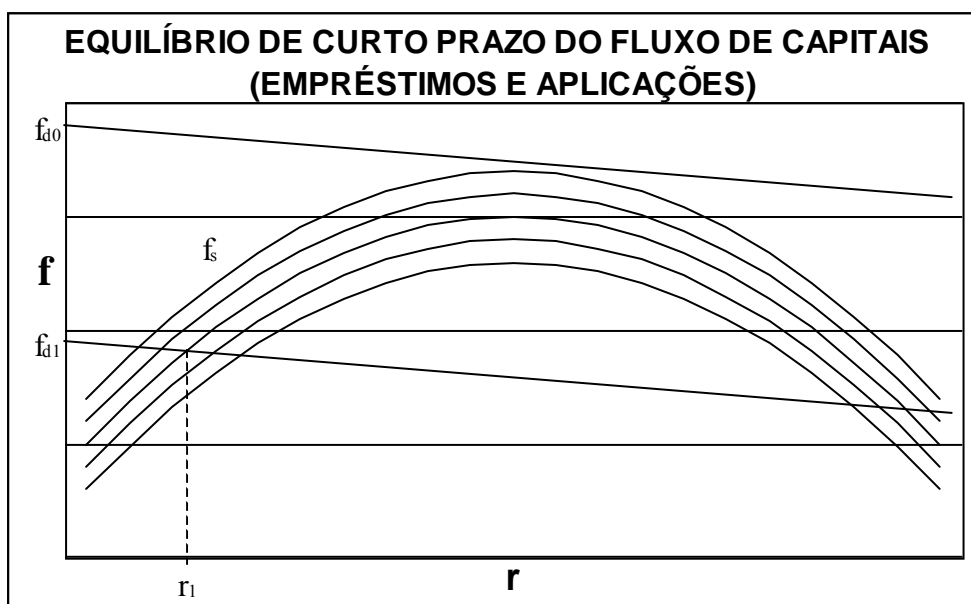
$$(2.12) \quad \frac{\partial f_d}{\partial y_d} = \frac{\lambda}{1 - a}$$

Com base neste modelo, uma política econômica expansionista através do vetor de variáveis \mathbf{v} exigirá elevações nas taxas de juros, as quais reduzirão os efeitos expansionistas iniciais.⁸ Observe-se que a política expansionista pode ser implementada também com reduções na taxa básica de juros. Neste caso, seus efeitos podem alimentar *déficits* em transações correntes não financiados por capitais externos. Em tais circunstâncias, dada a política de desregulamentação que vem sendo praticada, inclusive em relação às importações, deve-se esperar que os níveis de taxas de juros decorrentes de tais reduções possam vir a ser insustentáveis ao longo do tempo.

No quadro 2.1 apresenta-se um feixe de curvas com concavidade para baixo, para representar a taxa de crescimento da oferta de capitais externos como uma função crescente de seu retorno até um dado limite, a partir do qual torna-se uma função decrescente. A multiplicidade de curvas representa a volatilidade da avaliação do investidor do risco não associado à taxa de juros. A taxa de crescimento da demanda por capitais externos estaria sendo determinada pela taxa de crescimento da demanda agregada, de modo que suas trajetórias estariam associadas. Uma trajetória de taxas de crescimento da demanda agregada associada à trajetória f_{d0} das taxas de crescimento da demanda por capitais externos não seria factível nas condições representadas no quadro 2.1. Trajetória como a f_{d1} , contudo, pode ser atendida pela oferta de capitais a uma taxa de juros mínima equivalente a r_1 . Observe-se que, ao contrário do assumido no modelo de Curado e Pórcile (2002), a hipótese aqui proposta é de que a taxa de juros é exógena no horizonte temporal relevante para os movimentos de capitais, na forma discutida em Fonseca Neto (2004).

⁸ Na atual conjuntura do país, costuma-se associar política econômica expansionista com reduções de taxas básicas de juros. Contudo, mesmo nesse contexto existem outras possíveis medidas expansionistas, incluídas no vetor \mathbf{v} , tais como: redução dos *superávits* primários, realocação de receitas ou gastos públicos que aumentem seu efeito multiplicador, incentivos à redução do *spread* bancário, maior alavancagem de crédito por parte dos bancos públicos.

QUADRO 2.1



Observe-se que a trajetória particular assumida pelas taxas de crescimento da demanda por capitais dependerá dos parâmetros e variáveis de (2.10). Para uma dada trajetória, certamente uma sintonia fina para manter a taxa de juros no mínimo requerido pelos investidores externos a cada momento é impraticável, por melhores que sejam os modelos e outros instrumentos de que o banco central disponha. A própria volatilidade da avaliação de risco não associada à taxa de juros impediria a prevalência de ambiente suficientemente estável. Como a taxa básica de juros é exógena, valores fixados acima do referido mínimo causariam excesso de oferta de moeda estrangeira e valorização cambial, enquanto os fixados abaixo causariam desvalorização da moeda doméstica. Nesse contexto, teremos um efeito renda sobre as importações, gerado pelo efeito absorção, e um efeito preço, gerado pela variação cambial, operando em sentido contrário. Para que as restrições de curto prazo ao crescimento operem na forma indicada neste trabalho, o efeito renda das alterações de taxas de juros precisará ser superior ao efeito preço das alterações de taxa de câmbio:

$$(2.13) \quad \left| \frac{\partial f_d}{\partial y_d} \frac{\partial y_d}{\partial i} \right| > \left| \frac{\partial f_d}{\partial e} \frac{\partial e}{\partial i} \right|$$

Caso contrário, poderia ocorrer, por exemplo, que uma redução de taxa de juros provocasse uma desvalorização cambial que reduzisse as importações em montante superior ao aumento decorrente da expansão da renda, também induzida pela mesma redução da taxa de juros. Do mesmo modo, poderia ocorrer redução de importações, em resposta a uma retração da renda oriunda de taxas de juros mais elevadas, que fossem inferiores à expansão de importações resultante de uma moeda doméstica mais valorizada. No primeiro caso, a redução de taxa de juro não geraria restrições externas, enquanto no segundo caso a sua elevação não corrigiria o desequilíbrio externo. Essa questão, crucial para o modelo proposto, requer verificações empíricas. A coexistência de *déficits* orçamentários e comerciais em vários países nos últimos anos, que foram denominados *déficits* gêmeos, tem motivado estudos teóricos e empíricos a fim de identificar eventuais mecanismos de transmissão, ou mesmo indicar uma mera coincidência. Embora a explicação dominante do fenômeno postule causalidade do desequilíbrio orçamentário para o desequilíbrio externo, esta hipótese, em princípio, também seria uma questão em aberto. Além do interesse acadêmico, a satisfatória elucidação da coexistência dos referidos *déficits* carrega grande importância prática, pois podem apontar melhores formas de enfrentar esses desequilíbrios. Tais *déficits* podem ser localizados com as seguintes identidades macroeconômicas:

$$(2.14) \quad Y^D = C + I + G + X$$

$$(2.15) \quad Y^S = C + S + T + M$$

$$(2.16) \quad Y^D = Y^S \Rightarrow (M - X) = (G - T) + (I - S)$$

Portanto, o *déficit* comercial é igual ao *déficit* público mais o que é investido além da poupança gerada internamente. A identidade (2.16) garante que os gastos internos que excederem ao produto do país terão que ser realizados no exterior. Dado o que é investido além da poupança pelo setor privado, quanto maior a despoupança do setor público maior será a poupança externa absorvida. Nessas circunstâncias, hipóteses de comportamento podem ser propostas, cabendo aos testes empíricos reforça-las ou enfraquece-las. Da perspectiva desenvolvida neste trabalho, os juros teriam um patamar mínimo necessário para atrair os capitais requeridos para financiar *déficits* comerciais. Esse patamar mínimo seria mais ou menos elevado em função da conjuntura e as taxas praticadas poderiam ser superiores ao mínimo em função de políticas de estabilização de preços, mas não se sustentariam em níveis inferiores àquele mínimo. Portanto, o *déficit* comercial impediria baixos patamares de taxas de juros, o que elevaria os custos financeiros da dívida pública, aumentando o *déficit* orçamentário nominal. Observe-se que a taxa de juros que interessa ao aplicador internacional é o cupom cambial. Em particular, na ausência de expectativas racionais e/ou presença de incerteza, importa o cupom cambial *ex ante*. Contudo, a indisponibilidade de séries adequadas deste indicador para o Brasil dificulta análises mais precisas. De qualquer modo, com o cupom cambial *ex post* representando o seu valor *ex ante* mais o risco cambial, que por maior que possa ser este risco num regime de taxa de câmbio flutuante, os valores *ex post* observados desde o último trimestre de 2002 são fortemente atrativos para os capitais especulativos.

Nesse sentido, os dados ocorridos são sugestivos. O cupom cambial *ex post* no trimestre apresentou média de 0,7% (2,95%a.a.) e desvio-padrão de 8,9%, do primeiro trimestre de 1979 ao quarto trimestre de 1991, indicando ausência de preocupação com a manutenção de qualquer cupom cambial, mesmo porque não faria sentido, dados os desprezíveis fluxos de capitais de curto prazo. Do primeiro trimestre de 1992 ao quarto trimestre de 1998, os responsáveis pela política econômica passaram a executar estratégia deliberada de atração desses capitais, resultando na manutenção do citado cupom cambial com média de 7,1% (31,7%a.a.) e desvio-padrão de 6,2%. Consistente com aquela estratégia, observou-se acentuada expansão dessas entradas até meados de 1998. Todavia, vale observar que tais fluxos de capitais continuaram expressivos mesmo após a mudança para regime cambial de flutuação mais livre, dado que a manutenção de altas taxas de juros preservou a possibilidade de ganhos especulativos, que tomaram o lugar do cupom cambial da fase anterior. Nessas circunstâncias, seu valor médio *ex post* no trimestre caiu para 1,2% (4,9%a.a.), com desvio-padrão de 12,5%, entre o primeiro trimestre de 1999 e o primeiro de 2004, embora na fase final desse período tenha readquirido altos níveis e menor estabilidade – do quarto trimestre de 2002 ao primeiro de 2004 o cupom cambial apresentou média de 10,5% (49,2%a.a.) e desvio-padrão de 8,0%.

3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

As evidências apresentadas nesta seção foram obtidas por meio de métodos econométricos aplicados a séries temporais. O experimento teve como objetivos investigar as restrições de balanço de pagamentos ao crescimento da economia brasileira a partir dos anos 80 e os *déficits* gêmeos no Brasil de uma perspectiva dinâmica, no sentido de identificar empiricamente seus mecanismos de transmissão. Com essa perspectiva, o exercício foi decomposto em três partes, cada uma delas utilizando uma base de dados distinta.

3.1 Modelos de regressão para as demandas por importações e por exportações

Na primeira parte, foram estimadas funções importação e exportação para a economia brasileira de 1980 a 2003, com o objetivo de avaliar o funcionamento da Lei de Thirlwall em sentido amplo.

Conforme argumentado, uma abordagem mais completa deveria considerar todos os fluxos financeiros correntes com o setor externo, além dos investimentos diretos e das alterações nos termos de troca. Em termos empíricos, contudo, movimentos como os de renda de fatores e os investimentos diretos têm comportamento mais autônomo que determinado por renda ou preços. Nessas circunstâncias, incluí-los em modelos econométricos agregados a importações e exportações de mercadorias tenderia a comprometer as estimativas. Desse modo, estimamos modelos regressão para a demanda por importações e para a demanda por exportações, de bens e serviços não fatores, controlados por índice de câmbio real, tratando os demais determinantes da disponibilidade de divisas, quais sejam, os fluxos de renda de fatores e os investimentos diretos, como autônomos. A base de dados utilizada é composta de observações trimestrais de 1980 a 2003 das seguintes séries:

M : IMPORTAÇÕES DE BENS E SERVIÇOS NÃO-FATORES (IMP) –fluxo trimestral em dólares americanos do quarto trimestre de 2003 (WPI-USA) – BCB e IFS/FMI.

X : EXPORTAÇÕES DE BENS E SERVIÇOS NÃO-FATORES (EXP) –fluxo trimestral em dólares americanos do quarto trimestre de 2003 (WPI-USA) – BCB e IFS/FMI.

Y_i : RENDA REAL INTERNA (YBR) - PIB-Brasil a preços de mercado – índice encadeado trimestral (média 1990 = 100) – IBGE;

Y_e : RENDA REAL EXTERNA (YUS) - PIB-EUA – índice trimestral (média 1995 = 100) – FMI/IFS;

π : TAXA DE CÂMBIO (ICR) - Média trimestral do índice mensal (média de 1995 = 100) da taxa efetiva real de câmbio. Calculada pelo expurgo do Índice de Preços por Atacado - Oferta Global (IPA-OG) e dos Índices de Preços por Atacado (IPAs) dos 16 mais importantes parceiros comerciais do Brasil da série nominal de taxa de câmbio (R\$ / US\$), ponderada pela participação de cada parceiro na pauta do total das exportações brasileiras em 2001 – IPEA;

Vale observar que a renda real externa é representada pelo PIB dos Estado Unidos, maior economia do mundo e principal parceiro comercial do Brasil. Note-se ainda que o teste da Lei de Thirlwall constante em Bértola, Higashi e Pórcile (2002) só indica a sua validade para série até 1973, uma vez que a disponibilidade de divisas depois de citado período foi fortemente influenciada por fluxos financeiros pouco influenciados por renda ou termos de troca.

3.2 Funções de resposta a impulsos para a taxa básica de juros

Na segunda parte do experimento, a variável explicada foi a taxa básica de juros, que embora, para prazos mais curtos, tenha sido tratada como exógena, certamente tem suas alterações condicionadas por fatores macroeconômicos. Especificamente, teve-se por objetivo investigar se e com que intensidade a autoridade monetária reagiria a alterações na taxa de câmbio e no *déficit* público. Desse modo, verificou-se empiricamente se alterações nas taxas de juros eram resultantes de restrições do mercado às condições fiscais ou de restrições na disponibilidade de divisas e risco de repasses de desvalorizações cambiais. Considerando que tais condicionamentos manifestam-se no setor financeiro, portanto com inércia muito menor que no setor real, e que no regime de bandas cambiais o ambiente era sensivelmente diverso, sobretudo as relações entre taxas de câmbio e de juros, foi utilizada base de dados mensal se iniciando após o abandono daquele regime cambial. A utilização de série histórica mais longa implicaria na inclusão do período de bandas, acarretando quebra estrutural que exigiria controle. Os procedimentos requeridos para tal podem introduzir problemas maiores que os decorrentes de limitados graus de liberdade. Quanto ao curto período coberto pelos dados, no presente trabalho o mesmo pode até ser considerado satisfatório em função da velocidade de ajustamento das variáveis financeiras. Os valores não foram deflacionados, também para evitar o risco de introduzir viés significativo. As séries incluídas foram :

r_i : TAXA SELIC EFETIVA NOMINAL (TJ) – anualizada para suprimir o efeito de diferentes dias úteis no mês – BCB;

π : TAXA DE CÂMBIO MÉDIA (R\$/US\$) (TC) – livre, venda – BCB;

(T-G) : NECESSIDADE DE FINANCIAMENTO DO SETOR PÚBLICO – NOMINAL SEM DESVALORIZAÇÃO CAMBIAL (NG) – Governo Federal e Bacen, fluxo mensal corrente – BCB;
 (T-G) : NECESSIDADE DE FINANCIAMENTO DO SETOR PÚBLICO – NOMINAL COM DESVALORIZAÇÃO CAMBIAL (NGD) – Governo Federal e Bacen, fluxo mensal corrente – BCB;
 (T-G) : NECESSIDADE DE FINANCIAMENTO DO SETOR PÚBLICO – PRIMÁRIO (NP) – Governo Federal e Bacen, fluxo mensal corrente – BCB;

Todas as séries de *déficit* são referentes às necessidades de financiamento do governo central – Tesouro Nacional e Banco Central, que são os emissores da dívida de liquidez, conforme definida em Fonseca Neto (2004), para a qual converge a grande maioria das aplicações financeiras do setor privado. As séries consideradas foram as de *déficit* primário e de *déficit* nominal com e sem apropriação das variações cambiais sobre a dívida interna por regime de competência.⁹ Essa apropriação não é efetuada para a dívida externa e tal critério é baseado no fato de que se estaria imputando necessidades de financiamento que em grande parte das vezes são revertidos, ainda que parcialmente. Sobre esta questão, o que importa, em termos econômicos, seria o conceito que o mercado considera relevante, pois se pretende investigar justamente se esses detentores vêm a demandar alterações na remuneração dos títulos em resposta a modificações no *déficit* público.

3.3 Funções de resposta a impulsos para *déficits* comerciais e orçamentários

Na terceira parte do experimento procede-se a uma análise comparativa dos efeitos da taxa de câmbio efetiva e da renda interna sobre a balança comercial, a fim de verificar empiricamente a condição estabelecida em (2.13). Conforme argumentado, a manutenção de taxas de juros elevadas tende a valorizar o câmbio e desaquecer a demanda agregada, o que implica que, para que esse regime de política monetária favoreça à manutenção do equilíbrio externo, o efeito preço, decorrente da valorização cambial, deve ser inferior ao efeito renda resultante da contenção da demanda. Ainda nesta parte, analisam-se diretamente as interações entre *déficits* comerciais e *déficits* orçamentários, que seriam os componentes dos chamados *déficits* gêmeos. A base de dados utilizada foi trimestral, de 1991 a 2003, da RENDA REAL INTERNA (YBR) e TAXA DE CÂMBIO (ICR), já descritas, além das seguintes séries:

(T-G) : NECESSIDADE DE FINANCIAMENTO DO SETOR PÚBLICO – NOMINAL COM DESVALORIZAÇÃO CAMBIAL (NFG) – Governo Federal e Bacen, fluxo trimestral a preços de dezembro de 2003 (IGP-DI) – BCB;
 (X-M) : NECESSIDADE DE FINANCIAMENTO DO SETOR EXTERNO (NFM) – Mercadorias (bens e serviços não-fatores) - fluxo trimestral em dólares americanos do quarto trimestre de 2003 (WPI-USA) – BCB e IFS/FMI.

Embora o presente trabalho proponha a inclusão dos movimentos de renda de fatores e investimentos diretos para a mensuração das restrições ao crescimento no contexto da Lei de Thirlwall, essas modalidades não foram relacionadas com renda e preços também nesta parte do experimento. As séries se iniciam em 1991 devido à disponibilidade de dados do *déficit* do governo central com a metodologia em vigor.

3.4 Metodologia

(i) Como primeiro procedimento, as variáveis originalmente no formato de taxas, no caso a taxa de juros, foram transformadas em fator, de sorte a fornecerem leitura mais direta dos resultados.

⁹ Em função da expressiva volatilidade da taxa de câmbio no Brasil após a eliminação do regime de bandas cambiais estritas, no início de 1999, o Banco Central vem mantendo dois critérios para o acompanhamento dos *déficits* orçamentários nominais, um considera apenas as receitas e despesas liquidadas no período, ou regime de caixa, e outro considera também as alterações de valor dos ativos e passivos no período, ou regime de competência.

(ii) As variáveis originalmente com valores negativos, *déficits* públicos e comerciais nas bases de dados utilizadas, também sofreram transformações, somando-se às observações o número natural mais próximo ao valor absoluto do menor número da série.

(iii) A pronunciada sazonalidade, característica em algumas séries econômicas trimestrais, aqui consideradas a do PIB, *déficit* público e *déficit* comercial, foi evitada utilizando-se, adicionalmente, fatores de variação anuais (y_t/y_{t-4} , para séries trimestrais e y_t/y_{t-12} , para séries mensais) que não levam a perdas de informação dos métodos de dessazonalização que manteriam os níveis.

(iv) As séries de fluxo disponibilizadas com período de incidência diverso do das demais séries da respectiva base de dados sofreram uma transformação para refletir o período estabelecido para a sua base de dados, a fim de que os resultados obtidos possam ser comparáveis. Neste experimento, foi o caso do PIB americano, disponibilizado em fluxos anuais, que foi transformado para trimestrais. Considerando-se o índice anual a média geométrica de seus componentes trimestrais:

$$Y_A(t) = \sqrt[4]{Y_T(t)Y_T(t-1)Y_T(t-2)Y_T(t-3)} \Rightarrow (Y_A(t))^4 = Y_T(t)Y_T(t-1)Y_T(t-2)Y_T(t-3) \Rightarrow$$

$$\frac{(Y_A(t))^4}{(Y_A(t-1))^4} = \frac{Y_T(t)Y_T(t-1)Y_T(t-2)Y_T(t-3)}{Y_T(t-1)Y_T(t-2)Y_T(t-3)Y_T(t-4)} \Rightarrow \frac{Y_T(t)}{Y_T(t-4)} = \left(\frac{Y_A(t)}{Y_A(t-1)} \right)^4$$

(v) Em seguida, procedeu-se à transformação logarítmica das séries, para que os modelos de regressão estimados sejam multiplicativos, que em geral se ajustam melhor aos dados econômicos.

(vi) Observe-se que o procedimento (ii) gera valores numéricos muito distanciados dos demais valores da série, mantidos quando se aplica o procedimento (iii) e não suavizados satisfatoriamente com o procedimento (v). Nessas circunstâncias, decidiu-se suprimir tais valores extremos.

(vii) Para identificar eventual presença de raízes unitárias nas séries utilizadas, aplicaram-se testes de Dickey-Fuller, simples e aumentado, adotando-se nível de significância de 5%. Considerou-se a especificação menos restrita, com intercepto e tendência, a que inclui apenas intercepto e a sem tendência ou intercepto, ambas com defasagens da variável dependente que minimizem o SBC – *Schwarz bayesian criterion*, comentado adiante. Quando os resíduos não se comportavam como ruído branco, defasagens da variável dependente eram acrescentadas até branqueá-los. O teste adotado para ruído branco foi com a estatística Q de Ljung-Box (1979), com significância de 10% sobre o correlograma dos resíduos, cuja hipótese nula é de ausência de autocorrelação. Após o branqueamento, verificou-se qual especificação apresentou melhor ajustamento, com base nos testes propostos em Dickey-Fuller (1981), com significância de 5%. Os resultados constam no quadro 3.1.

(viii) As séries que apresentaram raiz unitária foram submetidas ao teste de cointegração proposto em Engle e Granger (1986), a fim de investigar a presença de relações de longo prazo. O teste consiste em verificar a ordem de integração dos resíduos de uma regressão estática de mínimos quadrados ordinários entre as séries não estacionárias de mesma ordem de integração e da mesma base de dados. Neste experimento, apresentaram raiz unitária: a renda interna, da base de dados iniciada em 1980; a taxa de câmbio, da base de dados iniciada em 1999; a taxa de câmbio e o *déficit* comercial, da base de dados iniciada em 1991. Portanto, apenas na última houve possibilidade de cointegração, o que foi indicado pelo teste, implicando na existência de relação de longo prazo entre elas. Os testes de raiz unitária, inclusive dos resíduos das séries integradas de primeira ordem, constam no quadro 3.1.

Após tais procedimentos, estimaram-se as funções demanda por importações e por exportações para o Brasil, com dados trimestrais de 1980 a 2003, todos estacionários ou estacionarizados por diferenciação. Utilizaram-se modelos de regressão de mínimos quadrados ordinários com estimador para a matriz de covariância consistente para heterocedasticidade e autocorrelação, conforme

QUADRO 3.1

| TESTES DE RAIZ UNITÁRIA DE DICKEY-FULLER | | | | |
|--|---|--------------------|----------------|-----------|
| série | especificação | estatística τ | vl.critico(5%) | resultado |
| LSIMP ₈₀ | $\Delta y(t-1)$ a $\Delta y(t-4)$ | -2,21* | -1,94 | I(0) |
| LSEXP ₈₀ | $\Delta y(t-1)$ a $\Delta y(t-7)$ e C | -6,08* | -2,90 | I(0) |
| LSYBR ₈₀ | $\Delta y(t-1)$ a $\Delta y(t-4)$ | -1,82 | -1,94 | |
| Δ LSYBR ₈₀ | $\Delta y(t-1)$ a $\Delta y(t-3)$ | -10,69* | -1,94 | I(1) |
| LSYUS ₈₀ | $\Delta y(t-1)$ e C | -5,22* | -2,89 | I(0) |
| LICR ₈₀ | $\Delta y(t-1)$ e C | -2,93* | -2,89 | I(0) |
| LFTJ ₉₉ | $\Delta y(t-1)$ e C | -3,95* | -2,91 | I(0) |
| LTC ₉₉ | $\Delta y(t-1)$ | 0,84 | -1,95 | |
| Δ LTC ₉₉ | | -5,42* | -1,95 | I(1) |
| LSNG ₉₉ | $\Delta y(t-1)$ | -4,63* | -1,95 | I(0) |
| LSNGD ₉₉ | | -8,88* | -1,95 | I(0) |
| LSNP ₉₉ | $\Delta y(t-1)$ a $\Delta y(t-3)$ | -4,03* | -1,95 | I(0) |
| LSYBR ₉₁ | $\Delta y(t-1)$ a $\Delta y(t-2)$, C e T | -4,40* | -3,51 | I(0) |
| LICR ₉₁ | | 0,11 | -1,95 | |
| Δ LICR ₉₁ | | -6,06* | -1,95 | I(1) |
| LSNFG ₉₁ | $\Delta y(t-1)$ a $\Delta y(t-4)$ | -2,75* | -1,95 | I(0) |
| LSNFM ₉₁ | $\Delta y(t-1)$ a $\Delta y(t-4)$ | 0,24 | -1,95 | |
| Δ LSNFM ₉₁ | $\Delta y(t-1)$ a $\Delta y(t-3)$, C e T | -7,02* | -3,52 | I(1) |
| ZICRNF ₉₁ | | -2,76* | -1,95 | I(0) |

Obs: L = logaritmo natural, S = sazonalmente ajustado, F = fator, Δ = diferença, Z = termo de correção de erros, subscripto = início da série

* rejeita-se a hipótese de presença de raiz unitária ao nível de 5%.

metodologia proposta em de Newey e West (1987), que possibilita a realização dos testes de significância da forma usual. Aplicamos testes de correlação serial dos multiplicadores de Lagrange aos resíduos das regressões, na forma proposta em Breusch(1978) e Godfrey(1978). Estes testes consideram o seguinte processo gerador dos resíduos:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t, H_0 : \rho_1 = \dots = \rho_p = 0 \quad \text{sendo } \varepsilon_t \text{ um ruído branco}$$

A estatística adotada para testar H_0 foi calculada através de uma regressão auxiliar, que modela os resíduos com suas defasagens até a p-ésima ordem mais as variáveis explicativas originais. O produto do coeficiente de determinação pelo número de observações dessa regressão auxiliar terá distribuição assintótica χ^2 com p graus de liberdade, correspondendo à estatística adotada. Para as regressões estimadas considerou-se $p = 2$, que testa a presença de autocorrelação até a segunda ordem.

Do ponto de vista metodológico, essa primeira parte do experimento carregaria algumas limitações. Apesar de gerar evidências empíricas de interesse e qualidade satisfatória, os procedimentos econométricos até aqui descritos não relativizam os efeitos marginais estimados, no sentido de incorporar a variabilidade das séries. Uma técnica que contornaria esses problemas de diferenças de dispersão seria a utilização de funções de resposta a impulsos em um modelo de autoregressão vetorial (ARV), dado que o impulso considerado é de um desvio-padrão e a resposta da variável explicada é também em desvios-padrão. Desse modo, essa é a técnica aplicada na segunda e terceira parte do experimento. A representação matemática de uma ARV é:

$$(3.1) \quad y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t$$

QUADRO 3.2

| CRITÉRIO BAYESIANO DE SCHWARZ (SBC) PARA ESCOLHA DO NÚMERO DE DEFASAGENS DOS MODELOS DE ARV* | | | | | | |
|--|---|---------|---------|---------|---------|---------|
| ESPECIFICAÇÃO | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| LFTJ ₉₉ ΔLTC ₉₉ C | | -11,068 | -10,915 | -10,590 | -10,420 | -10,232 |
| LFTJ ₉₉ LSNG ₉₉ C | | -5,244 | | -4,864 | -4,458 | -4,135 |
| LFTJ ₉₉ LSNGD ₉₉ C | | -6,189 | | | -5,294 | -5,142 |
| LFTJ ₉₉ LSNP ₉₉ C | | | -6,888 | | -6,310 | -6,094 |
| ΔLICR ₉₁ LSYBR ₉₁ ΔLSNFM ₉₁ | | | | | | |
| ZICRNF _{91(t-1)} C T | | -4,506 | | | -3,058 | -2,105 |
| LSNFG ₉₁ ΔLSNFM ₉₁ C T | | | | 5,035 | 5,285 | 5,483 |

*defasagens sem SBC indicam os casos em que alguma equação do sistema apresentou autocorrelação.

Onde: y é um vetor de k variáveis endógenas; x é um vetor de d variáveis exógenas; A_1, \dots, A_p, B são matrizes de coeficientes para serem estimados; ε é um vetor de inovações, de dimensão k . Portanto, (3.1) é um sistema de k equações de regressão, com cada equação tendo como regressores as k variáveis endógenas defasadas de 1 a p períodos e d variáveis exógenas, que, nas ARV deste trabalho, podem ser, além da constante, tendência determinista e termos de correção de erros para controlar relações de longo prazo. Neste tipo de sistema de equações de regressão as variáveis endógenas são incluídas como exógenas em outras equações sempre com defasagens, evitando-se assim a simultaneidade, o que implica em estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO) consistentes. Mesmo para pequenas amostras, os estimadores de MQO serão eficientes na ausência de autocorrelação e de correlação das inovações com as variáveis endógenas defasadas e exógenas (Hamilton, 1994). Tais condições revelam a importância da ausência de autocorrelação nos resíduos das equações dos modelos de ARV, o que motivou a adoção de um teste rigoroso: com a estatística Q de Ljung-Box (1979), considerando correlogramas com várias defasagens e nível de significância a partir de 10%, uma vez que a hipótese nula é de ausência de correlação serial.

A parte do experimento com base de dados de curto prazo teve como objetivo investigar o que mais condicionaria a taxa básica de juros. Os modelos de ARV utilizados foram bivariados. Como somente a taxa de câmbio apresentou raiz unitária, não houve relações de cointegração e apenas aquela série foi diferenciada. Também não se incluiu tendência determinista, uma vez que a mesma não constou em nenhuma especificação final dos testes de raiz unitária da base de dados. Em todos os modelos o intercepto foi incluído como variável exógena. Assim como os resultados obtidos com as outras bases de dados, a finalidade da última etapa foi dar suporte às restrições ao crescimento postuladas no trabalho. Especificamente, os objetivos foram gerar evidências empíricas comparativas dos efeitos renda e preço sobre o *déficit* comercial brasileiro a partir de 1991, assim como da interação entre *déficit* comercial e *déficit* orçamentário. Dois modelos de ARV foram estimados, um deles com câmbio, renda e *déficit* comercial como variáveis endógenas e constante, tendência determinista e termo de correção de erros defasado um período, para captar as relações de longo prazo entre taxa de câmbio e *déficit* comercial, como variáveis exógenas. O outro modelo consistiu dos *déficits* comercial e orçamentário como variáveis endógenas e constante e tendência determinista como exógenas.

O principal problema dessa metodologia é a determinação do número de defasagens das variáveis endógenas a ser incluído. Nesse sentido, Bessler e Binkley (1982) e Geweke e Meese (1981) mostraram, através de métodos de Monte Carlo, que o *Schwartz Bayesian Criterion* (SBC) é superior a outros na seleção do número de defasagens. Como em outros critérios de informação, o modelo mais adequado é o que minimiza a medida proposta, conciliando qualidade do ajustamento com especificação parcimoniosa. Para especificar o número de defasagens dos modelos de ARV estimados, considerou-se a máxima igual a seis e especificações com o mesmo número de termos defasados para todas as variáveis. As quantidades de defasagens para as quais alguma equação da ARV apresentou

autocorrelação não foram consideradas na seleção do modelo. Os valores do SBC considerados foram obtidos com o período amostral permitido pela defasagem máxima estabelecida, fixada para as menores. Os resultados do critério para escolha do número de defasagens constam no quadro 3.2.

A partir dos modelos de ARV estimados, foram geradas funções de resposta a impulsos (FRI), que mensuram os efeitos de choques de um desvio padrão em uma variável endógena. Uma inovação afeta diretamente a variável atingida e é transmitida para as demais variáveis endógenas através da estrutura dinâmica do ARV. Essas inovações, contudo, frequentemente são correlacionadas entre si, possuindo componente comum. O método de decomposição dessas inovações foi o dos impulsos generalizados, na forma proposta em Pesaran and Shin (1998), que, ao contrário da tradicional decomposição de Cholesky, independe da ordem em que as variáveis são incluídas. Foram consideradas respostas acumuladas em desvios-padrão até seis períodos à frente. Os desvios-padrão das FRI foram calculados com a fórmula analítica e assintótica constante em Hamilton (1994, pág.339).

3.5 Resultados

Os modelos obtidos na primeira parte do experimento foram da forma abaixo:

$$(3.2) \quad \hat{M}_t = 3,29 M_{t-1}^{0,65} \Pi_t^{-0,24} \left(\frac{Y_{i_t}}{Y_{i_{t-1}}} \right)^{0,72} \left(\frac{Y_{i_{t-1}}}{Y_{i_{t-2}}} \right)^{1,39}$$

$(1,48) \quad (0,07) \quad (0,08) \quad (0,26) \quad (0,44)$

$$R^2 = 0,70 \quad \chi^2_{calc}(2) = 2,85 (prob = 0,24)$$

$$(3.3) \quad \hat{X}_t = 0,98 X_{t-1}^{0,61} Y e_t^{1,04} \left(\frac{Y_{i_{t-1}}}{Y_{i_{t-2}}} \right)^{-0,76}$$

$(1,02) \quad (0,05) \quad (0,36) \quad (0,37)$

$$R^2 = 0,46 \quad \chi^2_{calc}(2) = 3,89 (prob = 0,14)$$

Esses resultados reforçam algumas hipóteses acerca das demandas por importações e por exportações, quais sejam:

- A elasticidade-renda da demanda por importações (0,72+1,39) é mais de oito vezes maior que a sua elasticidade-preço (-0,24), indicando que as alterações na renda interna têm impacto muito mais forte sobre as importações que os níveis de taxa de câmbio.
- A demanda por exportações é elástica à renda externa (1,04), não responde significativamente a estímulos de preço, mas a demanda interna concorre com a externa, indicando efeito absorção.
- Considerando importações e exportações conjuntamente, desvalorizações cambiais de 10% reduziram os *déficits* comerciais, em média, 2,42% no período, enquanto contrações da renda interna de apenas 1% reduziram os *déficits* comerciais, em média, 2,87% no mesmo período.
- Reformulando a equação (2.2) a fim de incorporar o efeito absorção, teremos:

$$(3.4) \quad X' = \Theta_X \left(\frac{P_d}{EP_e} \right)^{-\nu} Y_e^\delta Y_d^\psi$$

Repetindo a derivação efetuada na seção 2, obteremos:

$$(3.5) \quad y'_d = \left(\frac{\delta}{\lambda + \psi} \right) y_e$$

Substituindo pelos estimadores obtidos empiricamente:

$$(3.6) \quad y'_d = \left(\frac{1,04}{2,11+0,76} \right) y_e \Rightarrow y'_d = 0,36y_e$$

Os resultados sugerem que o crescimento do produto no Brasil esteve limitado a pouco mais de um terço do crescimento de nossos parceiros comerciais, aqui representados pelos Estados Unidos. Esses valores devem ser interpretados com cautela, evitando-se conclusões diretas como a de que esse seria o limite de crescimento de longo prazo da economia brasileira e a de que tal limite estaria sendo determinado apenas por diferenças de competitividade das mercadorias comercializáveis. Com relação aos limites para o crescimento do país, a lógica da Lei de Thirlwall em última análise consideraria a disponibilidade de divisas, o que não depende apenas das elasticidades-renda das demandas por importações e exportações de mercadorias, mas também dos investimentos diretos e até de empréstimos de longo prazo financeiramente sustentáveis.¹⁰

Quanto aos determinantes dessas elasticidades-renda, possivelmente as barreiras comerciais norte-americanas tiveram influência mais relevante que as brasileiras, dada a nossa maior dependência de importações para o crescimento. Com relação à variabilidade das séries em relação à sua média, nessa primeira parte do exercício a elasticidade-renda é mais de oito vezes maior que sua elasticidade-preço, mas as dispersões da taxa de câmbio e da renda podem vir a compensar essa diferença de efeitos marginais. Os resultados das funções de resposta a impulsos encontram-se nos quadros 3.3 a 3.6, com base nos quais propõem-se as seguintes conclusões:

Embora seja controlável pelo Banco Central, as alterações da taxa básica de juros, representada nesse experimento como a média mensal da taxa SELIC *overnight*, são influenciadas por variações em algumas condições macroeconômicas. Em particular, como apresentado nos quadros 3.3 e 3.4, investigou-se os impactos de alterações nas taxas de câmbio e em três conceitos de *déficit* fiscal, ambos com potencial para pressionar os níveis de preços, mas a motivação principal da investigação foi comparar o peso da atração de financiamento externo com o da atração de financiamento para *déficits* orçamentários. Taxa de câmbio desvalorizada sinalizaria escassez da moeda estrangeira no mercado financeiro interno, o que demandaria elevações de taxas de juros para atrair capitais externos. Os resultados empíricos dão suporte a tais condicionamentos, dado que um choque de um desvio-padrão na taxa de câmbio resulta em resposta, no mesmo sentido, de mais de cinco desvios-padrão (d.p.) num horizonte de seis meses.

Com relação ao financiamento espontâneo para os gastos públicos, os manuais de macroeconomia elaborados nos países desenvolvidos sempre adotam a hipótese de que para consegui-lo o governo precisa competir com o setor privado, sendo forçado a pagar taxas de juros maiores para expulsar tal concorrente. O caso do Brasil é peculiar no sentido que temos um mercado interno de títulos de amplitude considerável, mas os de emissão privada nunca chegaram a rivalizar com os de emissão pública, possivelmente por esses últimos manterem remuneração que iniba a expansão dos primeiros. Nesse contexto, a expulsão dos títulos privados seria permanente, em função do patamar de remuneração praticado pelos títulos públicos, que não demandariam novas elevações para incrementar suas emissões. Também neste caso os resultados empíricos estão de acordo com as respectivas hipóteses, dado que as respostas da taxa básica de juros a choques nos conceitos de *déficit* orçamentário considerados foram em sentido inverso. Piores condições das contas públicas levam o Banco Central a reduzir taxa básica de juros na tentativa de aliviar os custos financeiros da dívida pública. Dentre os conceitos investigados os que geram reação mais forte são os primários (15,4 d.p.),

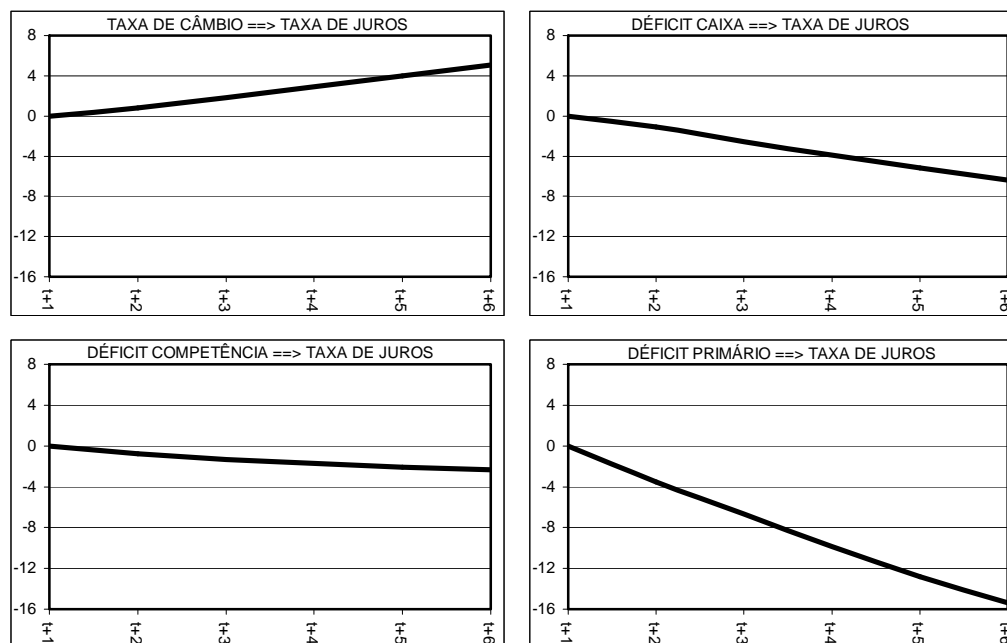
¹⁰ No sentido de corresponder a uma disponibilização de divisas que aumente a capacidade de geração de divisas em montante não inferior ao necessário para o seu pagamento.

QUADRO 3.3

| RESPOSTAS EM DESVIOS-PADRÃO ACUMULADOS A IMPULSOS DE UM DESVIO-PADRÃO | | | | | | |
|---|-------|-------|-------|-------|--------|--------|
| impulso ==> resposta | t+1 | t+2 | t+3 | t+4 | t+5 | t+6 |
| $\Delta LTC_{99} \Rightarrow LFTJ_{99}$ | 0,00 | 0,78 | 1,82 | 2,91 | 3,99 | 5,05 |
| $LSNG_{99} \Rightarrow LFTJ_{99}$ | 0,00 | -1,12 | -2,57 | -3,92 | -5,18 | -6,40 |
| $LSNGD_{99} \Rightarrow LFTJ_{99}$ | 0,00 | -0,80 | -1,32 | -1,73 | -2,08 | -2,36 |
| $LSNP_{99} \Rightarrow LFTJ_{99}$ | 0,00 | -3,52 | -6,69 | -9,87 | -12,81 | -15,35 |
| $LSYBR_{91} \Rightarrow \Delta LSNFM_{91}$ | 0,07 | 3,67 | 3,27 | 1,38 | 0,74 | 0,27 |
| $\Delta LICR_{91} \Rightarrow \Delta LSNFM_{91}$ | -0,02 | -0,14 | -0,15 | -1,73 | -1,35 | 0,23 |
| $LSNFG_{91} \Rightarrow \Delta LSNFM_{91}$ | -0,05 | -1,72 | -1,81 | 0,47 | 0,58 | 1,77 |
| $\Delta LSNFM_{91} \Rightarrow LSNFG_{91}$ | -0,14 | 2,18 | 3,29 | 4,15 | 5,40 | 3,30 |

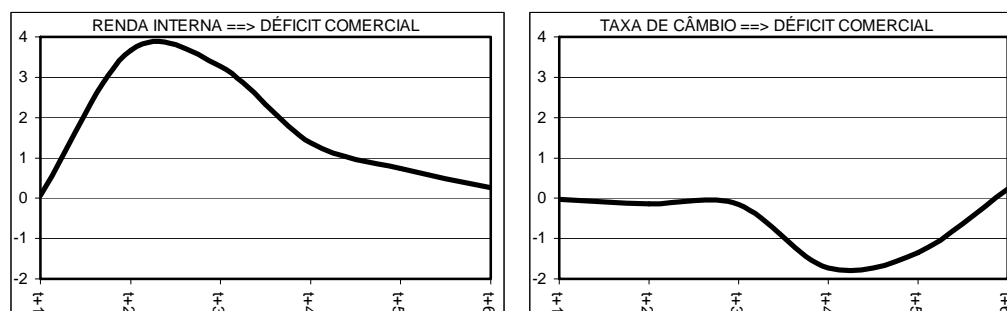
QUADRO 3.4

RESPOSTAS DA TAXA BÁSICA DE JUROS EM DESVIOS-PADRÃO ACUMULADOS A IMPULSOS DE UM DESVIO-PADRÃO



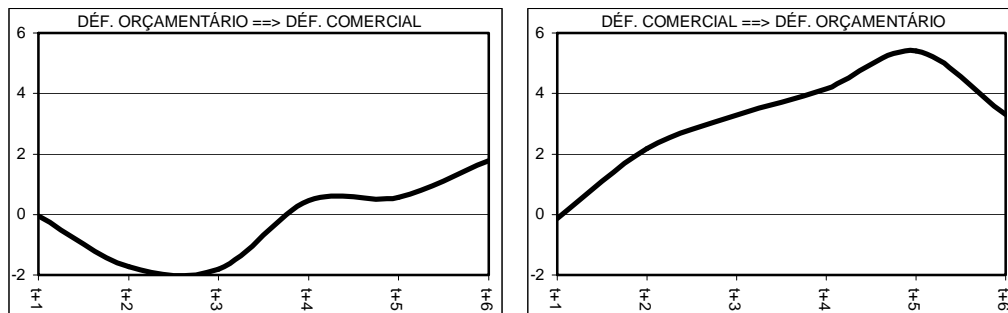
QUADRO 3.5

RESPOSTAS DO DÉFICIT COMERCIAL EM DESVIOS-PADRÃO ACUMULADOS A IMPULSOS DE UM DESVIO-PADRÃO



QUADRO 3.6

INTERAÇÃO ENTRE DÉFICITS ORÇAMENTÁRIOS E COMERCIAIS COMO RESP. EM DESVIOS-PADRÃO ACUMULADOS A IMPULSOS DE UM DESVIO-PADRÃO



seguidos dos nominais com apropriação pelo regime de caixa (6,4 d.p.) e depois pelos com apropriação pelo regime de competência (2,4 d.p.), todos esses valores para um horizonte temporal de seis meses.

Conforme resultados constantes nos quadros 3.3 e 3.5, que evidenciam os efeitos preço e renda sobre os *déficits* comerciais, a hipótese de taxas de juros ajustadas para alcançar o equilíbrio externo prevalece. O seu efeito positivo sobre os *déficits* comerciais de 3,7 d.p. após dois trimestres, por intermédio de choques de um desvio padrão na renda, supera em rapidez e intensidade o seu efeito negativo de 1,7 d.p. após quatro trimestres, determinado por choques de um desvio-padrão nas taxas de câmbio. Tais resultados são consistentes com a hipótese de que elevações de taxas de juros favorecem reduções de *déficits* no balanço de pagamentos, conforme assumido no mecanismo de transmissão proposta para os *déficits* gêmeos, qual seja, que a causalidade predominante seria dos *déficits* comerciais para os *déficits* orçamentários.

A propósito, esta relação também é investigada empiricamente de modo direto a partir de funções de resposta a impulsos aplicadas a um modelo da autoregressão vetorial, cujos resultados são apresentados nos quadros 3.3 e 3.6. Choques de um desvio-padrão no *déficit* orçamentário provocam resposta, em sentido contrário, de 1,8 d.p. em três trimestres, sendo revertido a partir de então e chegando a acumular resposta de 1,8 d.p., no mesmo sentido do choque, num horizonte temporal total de seis trimestres. Essas respostas podem ser entendidas como ruídos, sobretudo quando comparadas com as respostas a impulsos em sentido inverso. Neste caso, impulsos de um desvio padrão nos *déficits* comerciais geram respostas, no mesmo sentido e sem reversão em cinco trimestres, quando atingem 5,4 d.p. acumulados, revelando trajetória sistematicamente consistente com o mecanismo de transmissão dos *déficits* gêmeos proposto neste trabalho.

4. CONCLUSÕES

Neste artigo abordou-se um ponto específico e provavelmente o mais relevante das influências da globalização financeira sobre a estagnação da economia brasileira, qual seja, o condicionamento sobre os níveis de taxas de juros. Vale enfatizar que a hipótese inicial deve ser entendida como de natureza mais política que econômica: a dependência financeira seria decorrente de uma acomodação política e implicaria em níveis sistematicamente altos de taxa de juros para manutenção do equilíbrio externo. Nesse sentido, independente de pressões inflacionárias, as taxas de juros não poderiam ser reduzidas para patamares que viabilizassem um processo de crescimento expressivo e sustentável, pois a necessidade de financiamento externo seria aumentada com o aquecimento da economia, subvertendo a redução de taxas de juros efetuada. A saída desta armadilha para a política econômica seria uma estratégia para ampliar a disponibilidade de divisas menos voláteis, como as oriundas de exportações, investimentos diretos e créditos de longo prazo, e contar apenas com tais divisas para promover o crescimento do país.

Do ponto de vista empírico, os resultados apresentados apóiam as hipóteses postuladas, indicando que taxas de câmbio desvalorizadas, que refletem pouca disponibilidade da moeda estrangeira, condicionariam elevações de taxas de juros, e vice-versa. Maiores necessidades de financiamento do governo central, sejam nominais de caixa, nominais de competência, ou primárias, entretanto, não induziram elevações de taxas de juros como resposta, mas antes reduções nessas taxas, que podem ser interpretadas como compensação para o crescimento do *déficit*.

Dentre os resultados empíricos, vale destacar a preponderância dos choques de renda sobre os choques de taxas de câmbio na determinação dos saldos comerciais de bens e serviços. Nesse sentido, obteve-se confirmação tanto de modelos de regressão para as demandas por importações e por exportações, com dados de 1980 a 2003, quanto de funções de resposta a impulsos de modelos de ARV, com dados de 1991 a 2003. Do mesmo modo, a importância da escassez de divisas para condicionar elevações de taxas de juros foi confirmada empiricamente. Também se investigou diretamente a interação entre *déficits* comerciais e orçamentários, por meio de funções de resposta a impulsos. Como resultados obteve-se efeitos muito mais sistemáticos e intensos de choques dos *déficits* comerciais sobre os *déficits* orçamentários que de choques em sentido contrário, o que fornece suporte adicional à hipótese de que a necessidade de financiamento externo é que gera a necessidade de financiamento do governo.

Um importante desdobramento deste trabalho seria analisar possíveis medidas de controle dos movimentos especulativos de capital. A propósito, após a eclosão da crise financeira no Sudeste Asiático, em 1997, o controle de capitais deixou de ser uma recomendação de cunho estritamente heterodoxo. Certamente que a maioria dos trabalhos favoráveis continuam sendo de autores heterodoxos. Entretanto, vale citar importantes trabalhos de autores de formação ortodoxa, como Dani Rodrik, professor da Universidade de Harvard, que em Rodrik (1998) conclui, a partir de estudo empírico, que a liberalização dos movimentos de capitais não favorece significativamente a melhorias econômicas, tais como crescimento, estabilidade, investimentos. Em Kaplan e Rodrik (2002) é feita uma avaliação positiva da eficiência do controle de capitais na Malásia. Ainda mais importante é o apoio de Joseph Stiglitz ao controle de capitais. Premiado com o Nobel de economia de 2002 por seus vários estudos sobre as falhas do mercado, suas restrições à completa liberalização dos movimentos internacionais de capitais é resultado da consideração das falhas do mercado. Em Stiglitz (2002) chama-se atenção para as externalidades negativas provocadas pela volatilidade cambial. Observe-se que tal oscilação afetaria não apenas os agentes envolvidos diretamente no comércio e no mercado de crédito internacionais, à medida que tenha impactos nos próprios preços internos. Vale salientar que mesmo com a possibilidade de transferência dos riscos cambiais, por meio de operações de *hedge*, os custos dessas transferências seriam função crescente daquela volatilidade.

Postura crítica em relação à globalização financeira é mantida também pela Cepal. Em Cepal (2002), embora não se proponha um combate irrestrito ao processo de globalização, vários efeitos nocivos são identificados. Enfatiza-se o contraste entre a expansão do comércio e a estagnação da produção nos países da América Latina e Caribe nos anos 90, processo atribuído ao distanciamento dos setores mais beneficiados dos demais setores dessas economias, com simultânea aproximação a setores mais modernos da economia mundial. Como consequência, os setores mais beneficiados foram modernizados, enquanto a estagnação do restante da economia elevou a parcela de pessoas excluídas do mercado de trabalho formal. Quanto à globalização financeira em particular, o documento a considera a principal fonte de instabilidade e importante elemento perturbador da governabilidade, inclusive econômica. Vale destacar a crítica da Cepal ao que chama caráter assimétrico e incompleto da agenda internacional que acompanha a globalização, que não inclui temas como a mobilidade internacional de mão-de-obra, aceitando apenas a mobilidade de capitais, bens e serviços.

Especificamente em relação ao controle de capitais, o próprio FMI passou a tolerar a sua manutenção, embora em caráter temporário e limitado, enquanto são processadas as reformas necessárias a uma completa liberalização dos movimentos de capitais. Entretanto, é interessante observar que pesquisas

recentes no âmbito do próprio FMI tenham chegado a conclusões de que a liberalização dos fluxos de capitais não tenha favorecido ao desempenho das economias (Edison *et al.*, 2002 e Prasad *et al.*, 2003). Seguindo Carvalho (2004), identifica-se uma polarização do debate teórico em torno de posições baseadas em hipóteses inconciliáveis: a hipótese de mercados eficientes (HME) e a hipótese de mercados imperfeitos (HMI). Sob a HME, a liberalização dos fluxos de capitais garantiria a sua eficiência alocativa, beneficiando os países emergentes tanto com maior disponibilidade de capitais quanto com a tendência de redução de sua remuneração. Sob a HMI, contudo, falhas do mercado como a desfavorável relação custo benefício da aquisição e processamento de informações adequadas dos diversos países, explicariam grande parte dos altos níveis de remuneração exigidos e da volatilidade na disponibilidade dos capitais. (Calvo e Mendoza, 2000).

Adeptos da irrestrita liberalização financeira procuram enfatizar a ineficácia da aplicação de controles de capital. O subfaturamento e superfaturamento das transações comerciais, assim como o crescimento das operações intercompanhias, inviabilizariam um controle minucioso. Seria “difícil verificar que uma determinada compra de divisas estrangeiras tinha sido realizada para fins relacionados ao comércio, e não com objetivos de especulação monetária” (Eichengreen, 2000 p.251). A identificação de mecanismos de controle de capital que minimizem tais problemas possivelmente não teria eficácia muito menor que a da arrecadação de impostos declaratórios, por exemplo. É possível que, pelo menos, entradas e saídas de grande vulto, precisamente as que provocam mudanças mais bruscas e voláteis nas taxas de câmbio, não consigam ser camufladas por operações comerciais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANSARI, M.; HASHEMZADEH, N.; XI, Y. The Chronicle of Economic Growth in Southeast Asian Countries: Does Thirlwall's Law Provide an Adequate Explanation ? **Journal of Post Keynesian Economics**, 22(4), 2000.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN X. **Economic Growth**. New York: Mc Graw Hill, 1995.
- BESSLER, D. A.; BINKLEY, J. K. On the Selection of the Order of an Autorregression: Some Monte Carlo Results. **American Statistical Association 1982 Proceedings of the Business and Economic Statistics**. p. 340-342, 1982.
- BERTOLA, L.; HIGACHI, H.; PORCILE, G. Balance-of-payments-constrained growth in Brazil: a test of Thirlwall's Law, 1890-1973. **Journal of Post Keynesian Economics**, 25, 123-140, 2002.
- BREUSCH, T. S. Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. **Australian Economic Papers**, 17(31), 334-55, 1978.
- CALVO, G. A.; MENDOZA, E. G. Rational Contagion and the Globalization of Securities Markets. **Journal of International Economics**, 51(1), 79-113, 2000.
- CARVALHO F. C. **Controles de Capitais: Uma agenda de pesquisa**. Seminários de Pesquisa, Rio de Janeiro: UFRJ, 2004.
- CEPAL. **Globalização e desenvolvimento**. Vigésimo nono período de sessões. Brasília, 2002.
- CURADO, M.; PORCILE, G. Technology, Capital Flows and the Balance of Payments Constraint in a Structuralist North-South Model. **Revista de Economia Contemporânea**, 6(2), 37-50, 2002.
- DUTT, A. K. Thirlwall's Law and Uneven Development. **Journal of Post Keynesian Economics**, 24(3), 367-390, 2002.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio tests for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, n° 49, 1057-1072, 1981.
- EDISON H. *et al.* **International financial integration and economic growth**, IMF Working Paper n°02/145, 2002.
- EICHENGREEN, B. **A Globalização do Capital**. São Paulo: Ed. 34, 2000.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, n° 55, 251-276, 1987.

- FONSECA NETO, F. A. **Globalização Financeira e Restrições ao Crescimento: a economia brasileira a partir da década de noventa**. Tese (Doutorado em Economia). Departamento de Economia, Universidade de Brasília – UnB, Brasília, 2004.
- GODFREY, L. G. Testing against General Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged Dependent Variables. **Econometrica**, 46, 1293-1302, 1978.
- GUIMARÃES, P. W. **A lei Kaldor-Verdoorn na economia brasileira**. (Dissertação de Mestrado) ESALQ/USP, 2002.
- GEWEKE, J.; MEESE, R. Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order. **International Economic Review**, n° 22, p.55-70, 1981.
- HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- HARROD, R. **International Economics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1933.
- KAPLAN E.; RODRIK D. Did the Malaysian capital controls work? In: EDWARDS S.; FRANKEL J. eds. **Preventing Currency Crises in Emerging Markets**. University of Chicago Press, 2002.
- LJUNG, G.; BOX, G. On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. **Biometrika**, n° 66, 265–270, 1979.
- LOPES, A. B. **Finanças Internacionais: uma introdução**. São Paulo: Atlas, 2003.
- LOPEZ, J.; CRUZ, A. Thirwall's Law and Beyond: The Latin American Experience. **Journal of Post Keynesian Economics**, 22(3), 2000.
- MARINHO, E. L. L.; NOGUEIRA, C. A. G.; ROSA, A. L. T. Evidências empíricas da Lei de Kaldor-Verdoorn para a Indústria de Transformação do Brasil (1985-1997) **Revista Brasileira de Economia**, 56(3), 2002.
- McCOMBIE, J. S. L. On the Empirics of Balance of Payments-Constrained Growth. **Journal of Post Keynesian Economics**, 19(3), 345-375, 1997.
- McCOMBIE, J. S. L.; PUGNO, M.; SORO, B. **Productivity Growth and Economic Performance: Essays on Verdoorn's Law**. London: Palgrave-Macmillan, 2002.
- McCOMBIE, J. S. L.; THIRLWALL, A. P. The Dynamic Harrod Foreign Trade Multiplier and the Demand Oriented Approach to Economic Growth – An Evaluation. **International Review of Applied Economics**, 11(1), 5-26, 1997.
- MINSKY, H. Uncertainty and the Institutional Structure of Capitalist Economics. **Journal of Economic Issues**, XXX(2), p.357-368, 1996.
- NEWBY, W.; WEST K. A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, 55, 703-708, 1987.
- PESARAN, M. H.; SHIN Y. Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. **Economics Letters**, 58, 17-29, 1998.
- PLIHON, D. A economia de fundos próprios: um novo regime de acumulação financeira. **Economia e Sociedade**, 13, 1999.
- PRASAD. E. *et al.* **Effects of financial globalization on developing countries: some empirical evidence**. Disponível em: <www.imf.org>. Acesso em: 17/03/2003.
- RODRIK, D. Who needs capital-account convertibility? In: FISCHER, STANLEY *et al.* **Should the IMF Pursue Capital-Account Convertibility?** Essays in International Finance n° 207, Princeton University, 1998.
- SOLOW, R. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, 70, 65-94, 1956.
- STIGLITZ, J. **A globalização e seus malefícios**. São Paulo: Futura, 2002.
- STIGLITZ, J., WEISS A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. **American Economic Review**, 71, 1981.
- THIRLWALL, A. P. The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences. **Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review**, 128, 45-53, 1979.
- THIRLWALL, A. P. Reflections on the concept of balance-of-payments-constrained growth. **Journal of Post Keynesian Economics**, 19(3), 1997.
- THIRLWALL, A. P. **The Nature of Economic Growth: An Alternative Framework for Understanding the Performance of Nations**. London: Edward Elgar, 2002.