

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

MOBILIDADE DE CAPITAIS E
EFICIÊNCIA DA TRAJETÓRIA DA CONTA CORRENTE DO BRASIL
(1950-2000)

Alexandre Loures de Araújo Penna

Nº de matrícula: 9914448-0

Orientador: Marcos Antônio da Silveira

Dezembro de 2002

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

MOBILIDADE DE CAPITAIS E
EFICIÊNCIA DA TRAJETÓRIA DA CONTA CORRENTE DO BRASIL
(1950-2000)

Alexandre Loures de Araújo Penna

Nº de matrícula: 9914448-0

Orientador: Marcos Antônio da Silveira

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realiza-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.”

Dezembro de 2002

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.”

Dedico este trabalho à Viviane Santos Vivian e à minha família que me proporcionaram apoio necessário para esta realização.

Agradeço ao meu orientador, Marcos Antônio da Silveira, pelo todo tempo dedicado para o desenvolvimento desta monografia.

ÍNDICE

I. Introdução	6
II. Literatura	9
III. Teoria e Metodologia.....	13
III-A. A Teoria do Consumo da Renda Permanente	13
III-B. Modelo Teórico	16
IV. Dados e Seleção de Parâmetros.....	24
V. Resultados.....	28
VI. Conclusão	34
VII. Bibliografia.....	35
VIII. Apêndice A	37
IX. Apêndice B.....	40

ÍNDICE DE TABELAS E GRÁFICOS

TABELA A	44
TABELA B.....	45
.	
FIGURA A1.....	46
FIGURA A2.....	47
FIGURA A3.....	48
FIGURA A4.....	49
FIGURA B1.....	50
FIGURA B2.....	51
FIGURA B3.....	52
FIGURA B4.....	53

I. Introdução

Após o fim da Segunda Grande Guerra, com o aumento das exportações e com a diminuição das importações, ajudadas pela política de substituição de importação, o Brasil tem restrições ao livre movimento de capitais com o resto do mundo. Fatores importantes ajudaram o país a interromper as relações financeiras internacionais.

Ao término da guerra, os mercados internacionais de capitais ainda não estavam integrados, sendo que os empréstimos externos tiveram grande impulso somente no final da década de 60 e início da de 70. Na década de 60, o Brasil teve uma inversão da tendência deficitária no balanço de pagamentos, como fruto da política de realismo cambial, incentivos às exportações e atração de capitais estrangeiros e com as reformas de 1964, tais como: a correção monetária, desenvolvimento do mercado de capitais e a reforma fiscal.

Nos anos 70, os dois choques do petróleo forçaram o país a estreitar ainda mais o relacionamento com os bancos internacionais gerando aumento do déficit da dívida pública. Com a escolha do país de ganhar tempo para ajustar a oferta com crescimento mais rápido, através do segundo Plano Nacional de Desenvolvimento, tivemos uma estatização da dívida externa (em 1974 a dívida privada era de 45%, e em 1980 apenas 22% do total). O processo de crescimento da dívida interna do setor público deveu-se a um financiamento inadequado do aumento de responsabilidades do governo ao longo do processo de acumulação da dívida, sem que tenha havido a contrapartida do aumento da receita.

No final de 1982, a crise da dívida externa interrompeu esse relacionamento de forma abrupta, a partir da moratória mexicana. Com a declaração da moratória brasileira em 1987, a situação se agravou ainda mais, aumentando ainda mais os juros pagos sobre a dívida. No início dos anos 90, os progressos na direção da renegociação da dívida externa e o início da abertura da nossa economia viabilizaram a retomada das relações financeiras internacionais. Nessa mesma época, iniciou-se a abertura na área de investimentos diretos no país, e mais do que isso, iniciou-se o processo de liberalização comercial. O novo relacionamento com a comunidade internacional, porém, foi abalado pela crise do México em fins de 1994, da Rússia em 1998 e da Argentina em 2001.

Este trabalho realiza uma análise objetiva da eficiência da conta corrente brasileira. Para isto, utilizaremos a hipótese de perfeita mobilidade de capitais sob a Teoria da Renda

Permanente. A renda permanente é a taxa constante de consumo que uma pessoa pode manter para o resto de sua vida, dado o nível presente de riqueza e renda ganhos agora e no futuro. Intuitivamente, se os agentes econômicos de um país esperam um aumento do produto líquido futuro, eles contraem empréstimos no exterior para consumir mais hoje (antecipando o aumento da renda), gerando déficit em conta corrente. De forma oposta, há superávit em conta corrente quando se espera uma queda futura do produto líquido.

Senna e Issler (2000) testaram a eficiência da conta corrente como amortecedor de choques temporários no produto líquido da economia brasileira. Porém eles se basearam na versão simples do modelo intertemporal como explicado acima, que supõe uma taxa de juros fixa e exógena. Contudo, essa hipótese não é muito razoável para uma economia pequena e aberta como o Brasil, pois, como visto acima na história econômica brasileira, o país ficou com dificuldades, em certos períodos, de renovar seus empréstimos. A duplicação dos preços do petróleo e a elevação das taxas de juros internacionais no início dos anos 80, ocasionada dentre outros fatores pela moratória mexicana, por exemplo, tornaram mais custoso e mais prolongado o processo de ajuste da oferta doméstica iniciado na segunda metade da década anterior.

Ao contrário do que se seguiu ao primeiro choque, em meados de 1980 foram sentidos os primeiros sinais de escassez de financiamento externo. A dificuldade de renovação de empréstimos evidenciava que já não havia disposição dos credores internacionais para financiar um ajuste sem pesados custos internos no curto prazo, ou seja, para um país emergente como Brasil tomar emprestado era necessário que ele pagasse juros muito altos. Na medida em que a comunidade financeira internacional perdia confiança nos benefícios para as contas externas que adviriam das políticas expansionistas adotadas a partir de 1979, tornava-se mais difícil obter recursos externos novos para cobrir o desequilíbrio do balanço de pagamentos. No período entre 1975 a 1984 houve um aumento nas taxas de juros externas causado, dentre outros fatores, ao aumento do preço do petróleo em 1979 e a moratória mexicana em 1982. No final de 1980, em consequência de um déficit em conta corrente de US\$ 12,8 bilhões e da escassez de financiamento externo, as reservas cambiais brasileiras haviam caído cerca de US\$ 3 bilhões. Do final de 1980 a meados de 1984, as linhas gerais de política macroeconômica passaram a ser ditadas pela disponibilidade de financiamento externo.

A análise de eficiência da conta corrente brasileira feita por Senna e Issler (2000) não leva em consideração os efeitos dos choques externos para conta corrente doméstica, pois o

modelo utilizado foi baseado na versão simples do modelo intertemporal, onde a taxa de juros é fixa. Portanto, vamos analisar a eficiência da conta corrente brasileira utilizando a teoria da renda permanente ampliada. Ou seja, o objetivo deste trabalho é avaliar a eficiência da conta corrente brasileira sob a teoria da renda permanente, utilizando um modelo que não só considere o efeito dos choques nos fundamentos domésticos, mas considere também, o efeito dos choques externos, que são transmitidos para a economia brasileira através de movimentos na taxa de juros externa.

A partir do modelo, pode-se definir a chamada conta corrente ótima como sendo aquela consistente com o nível ótimo de movimentos de capitais que permite aos agentes econômicos suavizarem o consumo na presença de choques. A estimação da conta corrente ótima e sua comparação com os dados observados para a conta corrente do Brasil possibilitam analisar a eficiência da conta corrente brasileira.

O próximo capítulo faz uma breve resenha da literatura. O capítulo 3 se divide em duas partes: a primeira descreve a Teoria do Consumo da Renda Permanente, e a segunda parte detalha a metodologia empregada na avaliação empírica do modelo. O capítulo 4 descreve a base de dados e os procedimentos usados na seleção ou estimação dos parâmetros do modelo. O capítulo 5 discute os resultados. E o capítulo 6 resume as principais conclusões.

II. Literatura

A eficiência e a sustentabilidade da trajetória da conta corrente de uma economia costumam ser avaliados na literatura com base no modelo intertemporal de suavização do consumo, o qual tem sido modificado em diversas direções para dar conta de uma série de fatos relevantes. Este modelo intertemporal simples de suavização de consumo foi testado empiricamente por Sheffrin e Woo (1990), Otto (1992) e Ghosh (1995). A maioria destes estudos apresenta os testes econométricos de Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987), originalmente desenvolvida para testar a teoria do consumo. Sheffrin e Woo (1990) observaram que a série canadense histórica é mais volátil do que a série ótima. Por outro lado, Otto (1992) testou o modelo para séries americanas e canadenses e obteve rejeição do mesmo nos dois casos. Ghosh (1995) utilizou o modelo para outros países mais industrializados, como Estados Unidos, Japão, Alemanha, Canadá e Inglaterra, com o objetivo principal de medir a mobilidade de capitais nesses países. O modelo somente não foi rejeitado para a economia norte americana. Ghosh e Ostry (1995) testaram econometricamente as proposições do modelo intertemporal para uma grande variedade de países em desenvolvimento, sendo o modelo não rejeitado em dois terços da amostra estudada (inclusive o Brasil). Como foram muitos os países estudados, não houve grande cuidado na modelagem econométrica para cada país em particular. Usou-se um procedimento padrão para todos os países, ao qual alguns países individuais podem não se ajustar. Por exemplo, os VARs não incluíram constantes em nenhum dos casos, o número de defasagens foi uniformemente escolhido (uma defasagem) para todos os países, e a extensão da amostra foi relativamente curta, refletindo a escassa disponibilidade de dados homogêneos para um grande número de países.

Bergin e Sheffrin (2000) desenvolvem uma extensão do modelo intertemporal bastante particular. Este estudo incorpora no modelo flutuações exógenas nas taxas de juros e de câmbio reais. Os testes aplicáveis às teorias de valor presente, onde a conta corrente é vista como o valor presente das mudanças futuras do produto líquido, são uma aproximação que fazem o uso do modelo estrutural para derivar as hipóteses testáveis. O modelo intertemporal simples implica que o excedente da conta corrente de um país tem que ser igual ao valor presente dos futuros declínios de rendimento esperados, líquido de investimentos e gastos do governo. O vetor de auto-regressão envolvendo a conta corrente e o excedente pode ser usado para computar uma previsão para este valor presente,

condicionadas as informações conhecidas. De acordo com a teoria, a previsão do VAR desse valor presente tem que ser igual a conta corrente. Essa implicação pode ser validada usando a estatística Wald, ou informalmente, comparando os movimentos históricos da conta corrente com as previsões do VAR.

Enquanto o modelo intertemporal da conta corrente tem funcionado relativamente bem para países grandes, tem falhado para alguns países pequenos de economia aberta. Este fato nos surpreende, pois se espera que pela própria teoria esses casos seriam mais apropriados. Economia aberta e pequena pode pegar emprestado do resto do mundo sem alterar significativamente as outras variáveis como a taxa de juros real de equilíbrio mundial.

Uma possível explicação para a rejeição do modelo com dados de economias pequenas é que estas são afetadas por fortes choques externos, fator que não é considerado na simples versão do modelo intertemporal testado anteriormente. Para explicar a conduta da conta corrente de economias pequenas e abertas, pode ser importante não somente modelar os choques para o resultado doméstico, mas como também considerar choques provindos de grandes economias vizinhas ou de todo mundo. Esses choques externos geralmente afetam as pequenas economias via movimentos na taxa de juros ou via taxa de câmbio. Assim como indivíduos ajustam o consumo e a poupança em resposta de movimentos da taxa real de juros, países podem também ajustar suas contas corrente em resposta de movimentos da taxa real de juros nos mercados de capitais mundiais.

Nesse caminho, Dornbusch (1983) demonstrou que um aumento antecipado do preço relativo internacional dos bens comerciáveis pode aumentar o custo de tomar emprestado do resto do mundo, quando pago nas unidades desses bens. Como resultado, mudanças na taxa real de juros pode induzir uma substituição no consumo entre períodos, e mais, pode resultar em efeitos intertemporais na conta corrente do país em questão similar aos efeitos da taxa de juros. Adicionalmente a esses efeitos intertemporais, mudanças na taxa de câmbio podem resultar em efeitos intratemporais pela conseqüente substituição de bens internacionais comerciáveis por bens não comerciáveis, num determinado período do tempo.

Bergin e Sheffrin (2000) expandem o modelo intertemporal da conta corrente para incorporar flutuações na taxa de juros e na taxa de câmbio real. O modelo é testado com dados de três economias pequenas e abertas: Austrália, Canadá e Inglaterra. Em dois países, a inclusão da taxa de juros e da taxa de câmbio melhora significativamente o

modelo. Estas extensões permitem que o modelo projete melhor a volatilidade da conta corrente e melhore a habilidade do modelo de explicar episódios históricos da conta corrente.

O trabalho de Bergin e Sheffrin (2000) examinou a questão de por quê o modelo intertemporal simples da conta corrente não teve resultados positivos nos testes usando dados de pequenas economias abertas. Eles mostraram que com o uso da taxa de juros e da taxa de câmbio o modelo pode ser bem ajustado. Em alguns casos, movimentos na taxa de juros e na taxa de câmbio podem explicar muito dos movimentos de médio prazo da conta corrente. Eles oferecem uma explicação através dessas novas variáveis. A conta corrente de uma pequena economia aberta está sujeita a choques não só domésticos mas como também, choques externos provindos de grandes economias vizinhas. Espera-se que os choques externos afetem a economia doméstica via mudanças da taxa de juros mundial e via taxa de câmbio real. Ambos afetam os termos de como a pequena economia aberta comercializará ao longo do tempo com o resto do mundo.

Com base na análise histórica da economia brasileira nas últimas décadas, Senna e Issler (2000) quantificam as restrições aos movimentos internacionais de capitais usando o modelo intertemporal da conta corrente, testando as suas proposições básicas com dados econômicos brasileiros (perfeita mobilidade de capitais sob a teoria de renda permanente). Para testar o modelo, os autores também utilizam a técnica econométrica desenvolvida por Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987), aplicáveis a teorias de valor presente, onde a conta corrente é vista como o valor presente nas mudanças futuras do produto líquido. Os resultados encontrados revelam que o modelo é rejeitado para os dados brasileiros, uma vez que nem todas as suas proposições testáveis são confirmadas. Portanto, concluíram que no período estudado o Brasil não teve pleno acesso ao mercado de capitais, o que corroborava suas expectativas levantadas a partir da análise histórica. Paradoxalmente, eles também constatam que a trajetória efetiva da conta corrente tem sido em média mais volátil que a trajetória ótima, evidência de que houve um significativo fluxo de capitais especulativos em determinados momentos.

Senna e Issler (2000) testaram, de certa forma, a eficiência da conta corrente como amortecedor de choques temporários no produto líquido da economia brasileira. Basicamente, quatro proposições testáveis do modelo foram examinadas: (i) a estacionaridade da série de conta corrente observada no Brasil; (ii) a causalidade no sentido de Granger da conta corrente para as variações do produto líquido; (iii) a não

rejeição das restrições impostas pelo modelo sobre a trajetória da conta corrente; (iv) a comparação da volatilidade destas duas últimas. Foram rejeitadas algumas destas restrições colocadas pelo modelo intertemporal. A estacionariedade de conta corrente em nível e o teste de restrição foram compatíveis com as implicações do modelo.

A não existência da causalidade de Granger da conta corrente para o produto líquido foi constatada como a maior falha do modelo teórico. Ao contrário, constatou-se que a conta corrente não ajuda a prever as variações do produto líquido. Ademais, segundo os autores, a conta corrente observada apresentou uma volatilidade bastante superior à volatilidade da conta corrente ótima, que poderiam ser explicados pela presença de intensos fluxos de capitais de curto prazo, caracterizados por movimentos especulativos. Portanto, concluiu-se que o modelo intertemporal da conta corrente é rejeitado para o Brasil, pelo fato de que nem todas as proposições testáveis confirmaram o modelo teórico. Resultado que difere do encontrado por Ghosh e Ostry (1995).

Uma possível explicação para este fato é que Senna e Issler (2000) se baseiam na versão simples do modelo intertemporal, que supõe uma taxa de juros internacional fixa. Contudo, esta hipótese não é muito razoável para uma economia pequena e aberta sujeita a choques externos que alteram sua taxa de captação externa. Como visto em trabalhos anteriores, enquanto o modelo simples funciona relativamente bem para grandes economias, apresenta um desempenho insatisfatório em relação às economias menores. Logo, para explicar o comportamento da conta corrente em pequenas economias, é necessário considerar não apenas o efeito de choques nos fundamentos domésticos, mas também o efeito de mudanças na taxa de juros internacional.

III. Teoria e Metodologia

III-A. A Teoria do Consumo da Renda Permanente

A longo prazo, a razão consumo-renda é muito estável, mas, a curto prazo, ela flutua. A abordagem do ciclo de vida explica isso apontando para o fato de as pessoas quererem manter um perfil estável de consumo, mesmo se sua renda durante a vida for desigual e enfatizar o papel da riqueza na função consumo. Uma outra explicação, que difere em detalhes mas divide inteiramente o espírito da abordagem do ciclo de vida, é a teoria do consumo da renda permanente.

A teoria, que é um trabalho de Milton Friedman (57), defende que as pessoas geram seu comportamento de consumo em relação às oportunidades de consumo de longo prazo e não de acordo com o nível de renda corrente. Um exemplo sugestivo apresentado por Milton Friedman envolve alguém que seja pago ou receba sua renda apenas uma vez por semana, às sextas-feiras. Nós realmente não esperaríamos que o indivíduo concentrasse todo o seu consumo no dia em que recebe a renda, com consumo zero nos outros dias. Outra vez somos levados pelo argumento de que os indivíduos preferem um fluxo de consumo estável à de fartura hoje e escassez amanhã. Segundo esse raciocínio, o consumo seria então gerado de acordo com a renda média diária, isto é, a renda por semana dividida pelo número de dias (sete). Fica claro que, neste exemplo extremo, a renda para o período de não mais de um dia é relevante para a decisão de consumo. Similarmente, Friedman argumenta que não há nada especial sobre um período de extensão de um trimestre ou um ano que requeira que um indivíduo planeje o consumo em um único período com base na renda deste; ao invés, o consumo seria planejado em relação à renda no decorrer de um período mais longo.

A idéia dos gastos com consumo, que são gerados em relação à renda permanente ou média ou de longo prazo é essencialmente igual à teoria do ciclo de vida. Este fato coloca mais duas questões: a primeira diz respeito à relação precisa entre o consumo corrente e a renda permanente. A segunda questão é de como tomar o conceito de renda permanente operacional, isto é, como medi-lo.

Nesta forma mais simples, a hipótese da renda permanente do comportamento do consumo argumenta que o consumo é proporcional à renda permanente:

$$C = cYP$$

onde YP é a renda permanente (disponível). A partir da equação acima, o consumo varia na mesma proporção da renda permanente. Um aumento de 5% na renda permanente aumenta o consumo em 5%. Desde que a renda permanente deveria estar relacionada à renda média de longo prazo, este instrumental da função consumo está claramente alinhado com a constância de longo prazo observada da razão consumo-renda.

O próximo problema é como pensar e medir a renda permanente. Definimos a renda permanente como se segue. A renda permanente é a taxa constante de consumo que uma pessoa pode manter para o resto de sua vida, dado o nível presente de riqueza e renda ganhas agora e no futuro.

Para pensar sobre a mensuração da renda permanente, imagine alguém tentando calculá-la. A pessoa tem um nível corrente de renda e formou alguma idéia sobre o nível de consumo que manterá para o resto da vida. Agora a renda aumenta. A pessoa tem de decidir se este aumento representa uma elevação permanente ou apenas uma variação transitória, algo que não persistirá. Em qualquer caso específico, o indivíduo pode saber se o aumento é permanente ou transitório. Um funcionário do governo que seja promovido um grau saberá que o aumento na renda provavelmente se manterá, e um trabalhador que tenha uma remuneração excepcionalmente alta em um dado ano irá encarar aquele aumento na renda como transitório. Mas, em geral, uma pessoa não está tão certa sobre qual parte de qualquer variação na renda provavelmente se manterá e, portanto, é permanente, ou sobre que parte provavelmente não se manterá e, portanto, é transitória. Supõe-se a renda transitória como não tendo nenhum efeito substancial sobre o consumo.

A questão de como deduzir qual parte de um aumento na renda é permanente é normalmente resolvida, de modo pragmático, supondo-se que a renda permanente está relacionada ao comportamento das rendas corrente e passada. Para dar um exemplo simples, podemos estimar a renda permanente como sendo igual à última renda do ano mais parte da fração da variação na renda do último ano, até este ano:

$$YP = \theta Y + (1 - \theta)Y_{-1}$$

onde θ é uma fração ($0 < \theta < 1$) e Y_{-1} é a renda do último ano. A equação mostra a renda permanente como a média ponderada das rendas corrente e passada.

Alguns instrumentais especiais da equação merecem comentário. Primeiro, se a renda deste ano for igual à renda do ano passado, então a renda permanente é igual à renda ganha este ano e no ano passado. Isto garante que um indivíduo com renda constante espere no futuro. Segundo, se a renda aumenta este ano comparada com a do ano passado, então a renda permanente aumenta menos que a renda corrente, pois o indivíduo não sabe se o aumento deste ano é permanente. Assim, o indivíduo não aumenta imediatamente a renda esperada ou permanente pelo montante completo do aumento real na renda.

Uma estimativa da renda permanente, que usa apenas a renda corrente e a renda do último ano, provavelmente será supersimplificada. Friedman forma a estimativa observando as rendas em muitos períodos anteriores, assim como a renda corrente, mas com pesos que são maiores para as mais recentes, quando comparadas com rendas mais distantes.

A abordagem das expectativas racionais enfatiza que não existe nenhuma teoria simples que nos diga como as expectativas se formam ou deveriam se formar observando como a renda varia na prática. Se, na prática, as variações na renda são normalmente permanentes ou a longo prazo, então os consumidores que enxergam uma dada variação em sua renda acreditarão que esta é permanente. Estes consumidores teriam um alto θ . Os consumidores cujas rendas fossem normalmente muito instáveis, entretanto, não prestariam muita atenção a variações correntes para a formação da estimativa da renda permanente. Tais consumidores terão baixos valores de θ .

A Teoria do Consumo da Renda Permanente pode não só ser aplicada a um indivíduo, como explicado acima, mas como também pode ser aplicada a uma pequena economia aberta. Basta, para isso, considerarmos que o governante dessa pequena economia aberta, respondesse aos choques internos e externos como se fosse um indivíduo respondendo na sua função de consumo aos choques da economia. Assim, pode-se fazer a mesma análise para um país, como foi aplicada para um indivíduo.

III-B. Modelo Teórico

Esta subsecção descreve o modelo intertemporal e a metodologia usada na sua avaliação empírica. Vamos considerar uma pequena economia aberta que pode emprestar ou tomar emprestado recursos do resto do mundo. O agente representativo desta economia maximiza a função de utilidade intertemporal:

$$E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s) \right] \quad (3.1)$$

$$u(C_s) = \frac{1}{1-\sigma} (C_s)^{1-\sigma}, \forall s \geq t \quad (3.2)$$

$$0 < \beta < 1, \quad \sigma > 0, \quad \sigma \neq 1$$

onde $E_t[\]$ é a esperança matemática condicional à informação disponível no período t , $\beta \in (0,1)$ é o fator de desconto intertemporal que mede o grau de “impaciência” do indivíduo para consumir e σ é o inverso da elasticidade de substituição intertemporal.

A economia doméstica está sujeita a uma restrição orçamentária intertemporal, dada pela identidade da conta corrente

$$CC_s = -(D_s - D_{s-1}) = Z_s - C_s - r_s D_{s-1}, \forall s \geq t \quad (3.3)$$

onde

$$Z_s \equiv Y_s - I_s - G_s \quad (3.4)$$

e pela condição de transversalidade

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \frac{D_s}{\prod_{s=t}^s (1+r_s)} = 0 \quad (3.5)$$

onde C_s representa o consumo privado, enquanto Y_s, I_s, G_s, CC_s e D_s são, respectivamente, o PIB, o investimento agregado, o consumo público, o saldo em conta

corrente e o passivo externo líquido. A variável r_s denota a taxa de juros sobre o estoque de passivo externo líquido acumulado até o período anterior. A variável Z_s denota o fluxo de caixa líquido da economia, de forma que todos os choques nos fundamentos domésticos são incorporados no modelo através de mudanças nesta variável. O saldo da conta corrente de um país no período t é igual à variação do valor dos seus ativos líquidos com o resto do mundo neste período. Quando ocorre um superávit em conta corrente, o país como um todo está emprestando recursos. Quando ocorre um déficit, o país está absorvendo poupança externa.

Com o propósito de examinar o efeito sobre a conta corrente de choques externos que ocorrem através de mudanças na taxa de juros internacional, o modelo permite que a variável r_s possa variar exogenamente ao longo do tempo. Esta é a hipótese que diferencia esta versão estendida do modelo intertemporal de sua versão básica que supõe a taxa de juros constante. Através desta hipótese, o modelo intertemporal incorpora não apenas o impacto de choques nos fundamentos domésticos, mas também choques na taxa de captação externa, os quais têm sido de extrema relevância para o comportamento das contas externas do país. Além disso, a variável r_s é determinada exogenamente no mercado de capitais internacional, o que é bastante razoável para uma economia pequena como a brasileira, cujo tamanho do saldo da conta corrente não é capaz de afetar a taxa de juros internacional.

Isolando C_s na equação (3.3), substituindo o resultado em (3.1) e derivando com respeito a D_s , chega-se à condição marginal de primeira ordem do problema de otimização acima, descrita pela equação

$$1 = \beta E_s \left[(1 + r_{s+1}) \left(\frac{C_s}{C_{s+1}} \right) \right] \quad (3.6)$$

Supondo que as variáveis em (3.6) têm uma distribuição conjunta lognormal condicionado à informação disponível no período s , cujos momentos não variam no tempo, e usando a aproximação $r_{s+1} = \ln(1 + r_{s+1})$, podemos expressar a condição (3.6) acima como

$$E_s \left[\hat{\Delta} c_{s+1} \right] = \lambda E_s \left[\hat{r}_{s+1} \right] \quad (3.7)$$

onde $c_{s+1} \equiv \ln C_{s+1}$, $\hat{\Delta}c_{s+1} \equiv \Delta c_{s+1} - E\Delta c_{s+1}$ e $\hat{r}_{s+1} \equiv r_{s+1} - Er_{s+1}$, enquanto E e Δ denotam, respectivamente, os operadores de esperança condicional e de primeira diferença. Esta condição estabelece que a trajetória ótima do consumo e, portanto, da conta corrente é afetada por mudanças na taxa de juros internacional r_s . Quanto maior esta taxa, maior o preço relativo do consumo presente em termos do consumo futuro e assim menor o incentivo para a transferência de recursos para o presente através da absorção de poupança externa. No modelo, o parâmetro λ mede o impacto de uma mudança na taxa de juros sobre a transferência intertemporal de recursos, ou seja, quanto menor for este parâmetro, menor será a sensibilidade da conta corrente em relação a mudanças na taxa de juros. Uma retração da liquidez internacional ou uma deterioração das expectativas dos credores quanto à possibilidade de default da economia doméstica implicam uma elevação do custo real de captação externa, que corresponde a um aumento em r_{s+1} .

Para se ter uma avaliação empírica do modelo, é necessário uma expressão para a conta corrente ótima em função das variáveis exógenas do modelo. Chega-se a essa expressão substituindo a condição de maximização em (3.7) na restrição orçamentária intertemporal da economia, o que é feito adiante em diversas etapas. Substituindo a equação (3.4) na equação (3.3) e rearranjando seus termos, segue que

$$(1 + r_s)D_{s-1} = D_s - C_s + Y_s - I_s - G_s \quad (3.8)$$

Iterando para frente a equação (3.8) e lançando mão da condição de transversalidade (3.5), segue que a restrição orçamentária pode alternativamente ser expressa como

$$\sum_{s=t}^{\infty+} R_s Z_s = \sum_{s=t}^{\infty+} R_s C_s + D_s \quad (3.9)$$

a qual é satisfeita com probabilidade igual a um, onde

$$R_s \equiv \frac{1}{\prod_{j=1}^s (1 + r_j)} \quad (3.10)$$

Usando a metodologia em Campbell (1987) para loglinearizar a equação (3.9), descrita no Apêndice A, segue que a mesma pode ser escrita como

$$\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i \left(\Delta z_{t+i} - \frac{1}{\Omega} \Delta c_{t+i} - \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right) r_{t+i} \right) = s_t - K - \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right) \gamma \quad (3.11)$$

onde

$$s_t \equiv z_t - \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right) d_t - \frac{1}{\Omega} c_t \quad (3.12)$$

sendo $z_{t+i} \equiv \ln Z_{t+i}$, $c_{t+i} \equiv \ln C_{t+i}$ e $d_{t+i} \equiv \ln D_{t+i}$. Aplicando o operador esperança incondicional e esperança condicional nos dois lados da restrição (3.11) e subtraindo em seguida as expressões resultantes, chega-se à equação

$$-E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i \left[\hat{\Delta} z_{t+i} - \frac{1}{\Omega} \hat{\Delta} c_{t+i} - \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right) \hat{r}_{t+i} \right] = \hat{s}_t \quad (3.13)$$

tal que $\hat{\Delta} z_{t+i} \equiv \Delta z_{t+i} - E \Delta z_{t+i}$, $\hat{\Delta} c_{t+i} \equiv c_{t+i} - E \Delta c_{t+i}$, $\hat{s}_t \equiv s_t - E s_t$ e $\hat{r}_{t+i} \equiv r_{t+i} - E r_{t+i}$.

Finalmente, substituindo a condição (3.7) na restrição (3.13), temos a seguinte expressão:

$$-E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i \left[\hat{\Delta} z_{t+i} + \theta \hat{r}_{t+i} \right] = \hat{s}_t \quad (3.14)$$

$$\theta \equiv \frac{1 - \lambda - \Omega}{\Omega}$$

Com o resultado acima, podemos concluir que apenas choques temporários no fluxo de caixa nacional têm efeito sobre a conta corrente. Se por exemplo, um choque adverso permanente afeta esta variável, ocorre uma redução do nível de consumo agregado ao longo de toda a sua trajetória e, portanto, não terá efeito imediato sobre a absorção de poupança externa. Neste sentido, a conta corrente funciona como um amortecedor de choques temporários sobre o consumo doméstico. Em contraposição, choques permanentes na taxa de juros afetam a conta corrente, na medida em que altera o custo real de captação

e, por conseguinte, o fluxo de capitais com o resto do mundo. A equação (3.14) determina a trajetória ótima da conta corrente prescrita pelo modelo intertemporal. Comparando-a com a trajetória histórica da conta corrente, pode-se avaliar empiricamente a eficiência da conta corrente como instrumento de suavização intertemporal do consumo.

Um sério problema com o teste empírico do resultado em (3.13) é que o econometrista não tem conhecimento do conjunto de informação usado pelos agentes econômicos para projetar as variáveis dentro do somatório em (3.13). Para contornar este problema, aplicamos a metodologia desenvolvida por Campbell & Shiller (1987). Inicialmente, observe que uma versão restrita da condição (3.13) permanece válida quando as expectativas são condicionadas ao subconjunto de informação que inclui somente as variáveis do modelo em x_t ¹. Para verificar este fato mais rigorosamente, basta aplicar a lei da expectativa iterada a ambos os lados da equação (3.14), obtendo-se

$$-E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i E \left[\hat{\Delta} z_{t+i} + \theta \hat{r}_{t+i} | x_t \right] = E \left[\hat{s}_t | x_t \right] = \hat{s}_t \quad (3.15)$$

onde $x_t \equiv (\hat{\Delta} z_t, \hat{s}_t, \hat{r}_t)^\top$. Observe que a equação (3.15) não implica (3.14), de maneira que a potência do teste do modelo intertemporal diminui com a redução do conjunto de informação. Supondo que a expectativa condicional em (3.15) é uma projeção linear sobre x_t , é possível obter um *proxy* para a mesma através da estimação do VAR irrestrito.

$$x_t = Ax_{t-1} + \mu_t \quad (3.16)$$

$$E \left[\mu_t | x_{t-1} \right] = 0 \quad (3.17)$$

tal que A é uma matriz quadrada de ordem 3. Isto ocorre porque a condição (3.17) implica em

$$E \left[x_{t+i} | x_t \right] = A^i x_t \quad (3.18)$$

¹ Esta condição fica permanecendo válida para qualquer conjunto de informação que inclua a variável \hat{s}_t .

sendo $i=1,2,3,4,\dots$. Segue diretamente de (3.18) que $E[\hat{\Delta}z_{t+i}|x_t] = e_1 A^i x_t$ e $E[\hat{r}_{t+i}|x_t] = e_3 A^i x_t$, onde $e_1 \equiv (1,0,0)$ e $e_3 \equiv (0,0,1)$. Substituindo estes resultados na equação (3.15), chega-se a

$$\hat{s}_t = e_2 x_t = -\sum_{i=1}^{+\infty} \rho^i (e_1 + \theta e_3) A^i x_t \quad (3.19)$$

onde $e_2 = (0,1,0)$. Resolvendo o somatório em (3.18), temos

$$e_2 x_t = \frac{-(e_1 + \theta e_3) \rho A x_t}{(I - \rho A)^{-1}} \quad (3.20)$$

Como a condição em (3.20) é válida para todo x_t , ela implica três restrições lineares sobre os parâmetros do VAR em (3.16) e (3.17), descritas pelo sistema

$$\Gamma(A) \equiv e_2 (I - \rho A) + (e_1 + \theta e_3) \rho A = 0 \quad (3.21)$$

O sistema em (3.21) consiste de três restrições impostas pelo modelo intertemporal, conforme especificado nesta seção, sobre os parâmetros do VAR em (3.15)-(3.16). Portanto, um teste conjunto destas restrições equivale a uma avaliação empírica formal do modelo². As restrições em (3.21) podem ser testadas através de um teste de Wald em que a estatística de teste

$$\Gamma(A)^\perp \left[\frac{\partial \Gamma}{\partial A} W \left(\frac{\partial \Gamma}{\partial A} \right)^\perp \right]^{-1} \Gamma A \quad (3.22)$$

² Contudo, é importante observar que trata-se de uma avaliação apenas parcial, uma vez que as restrições em (3.21) são derivadas a partir da condição (3.15), na qual as expectativas são condicionadas somente a uma pequena, embora relevante, parte do conjunto de informação, e não a partir da condição (3.13), onde todo o conjunto de informação disponível é considerado.

tem distribuição χ^2 com número de graus de liberdade igual ao número de restrições, sendo W a matriz de variância-covariância das estimativas dos parâmetros.

O modelo pode também ser avaliado informalmente com base na inspeção visual entre as trajetórias histórica e ótima da conta corrente. Além disso, a correlação entre as trajetórias histórica e ótima e a razão entre seus desvios-padrões são duas estatísticas que podem fornecer alguma informação importante. Por exemplo, a maior volatilidade da trajetória ótima implica que a conta corrente não é flexível o suficiente para acomodar os choques temporários sobre a economia, acarretando uma alocação intertemporal de recursos não ótima. O caso oposto, também ineficiente quanto à maximização do bem-estar, pode ser decorrente de uma volatilidade excessiva do fluxo de capitais, consequência talvez da movimentação de capitais especulativos de curto prazo.

Supondo que o modelo prescreve corretamente a trajetória ótima da conta corrente, sua eventual rejeição e consequente fracasso em explicar os movimentos da trajetória histórica implica que a conta corrente não cumpre eficientemente sua função alocativa intertemporal. Dada a estrutura do modelo, isto significa que a reação da conta corrente a pelo menos um tipo de choque não ocorre na proporção e/ou na direção prescritas pelo modelo, seja este um choque nos fundamentos domésticos, seja um choque externo através da taxa de juros. No entanto, não é possível com base unicamente na rejeição do modelo isolar o tipo de choque ao qual a conta corrente não responde eficientemente e que, portanto, é o responsável pela rejeição do modelo. Além disso, a não rejeição do modelo não implica necessariamente que a conta corrente responda eficientemente a cada choque em particular. Poderia acontecer que a resposta excessiva a um tipo de choque fosse compensada por uma resposta insuficiente a outro tipo de choque.

Para contornar este problema, duas especificações alternativas do modelo são testadas. A especificação mais simples, denotada por H1, reduz o modelo a sua forma mais simples, como testada na literatura convencional, em que a taxa de juros internacional permanece constante. Esta especificação permite avaliar a eficiência da conta corrente apenas como amortecedor dos choques nos fundamentos domésticos e assim não provê qualquer informação quanto à eficiência de sua resposta aos choques externos. A segunda especificação, denotada por H2, assume que a taxa de juros é variável, permitindo assim avaliar a eficiência da conta corrente em relação a choques externos particularmente. Além disso, a comparação do teste de H1 com o teste de H2 provê informação importante quanto

às causas da rejeição de H2 ou, no caso de não rejeição, permite avaliar a robustez deste resultado. Suponha que H1 seja aceita, enquanto H2 é rejeitada. Isto significa que, embora a conta corrente responda eficientemente a choques nos fundamentos domésticos, o mesmo não ocorre em relação aos choques externos transmitidos através da taxa de juros. Desta forma, pode-se concluir que a inelasticidade da conta corrente em relação à taxa de juros é a causa principal da rejeição do modelo completo H2. Cabe observar que o teste da especificação H1 implica que o VAR em (3.16) e (3.17) possui apenas duas variáveis, uma vez que a taxa de juros neste caso está fixa. Isto, por sua vez, implica que o sistema em (3.20) é composto apenas por duas restrições e a estatística de teste em (3.21) tem distribuição qui-quadrado com apenas dois graus de liberdade.

IV. Dados e Seleção de Parâmetros

Para o teste do modelo intertemporal, a base de dados usada foi as séries anuais entre 1950 e 2000 para a economia brasileira. As séries para o PIB, assim como para seus componentes, foram obtidas da base de dados do IBGE. E as séries para as contas externas foram obtidas do Banco Central do Brasil (séries temporais).

O critério usado na seleção da série para a variável r_s em (3.3) deve se basear no papel desempenhado por esta variável dentro do modelo intertemporal. Como sabemos, esta variável representa o volume de juros, como proporção da dívida, que a economia doméstica espera efetivamente pagar sobre a poupança externa absorvida com o objetivo de amortecer choques adversos temporários no seu produto líquido. Logo, esta variável precisa refletir o custo real esperado da transferência de recursos dos anos futuros para o ano presente a fim de suavizar o consumo no tempo. Desta forma, a série para r_s precisa refletir o mais fielmente possível as flutuações do custo real esperado da dívida externa.

Um possível candidato para r_s seria uma média da taxa de juros contratual sobre empréstimos com prazo de vencimento igual ao do período com o qual o modelo é testado. Por exemplo, empréstimos de um ano seriam usados se o modelo fosse testado com dados anuais. Contudo, além da falta de dados para períodos mais antigos, outro problema com esta série é que a taxa contratual não necessariamente reflete a taxa de juros real esperada, uma vez que não leva em conta a possibilidade de default sobre uma parcela do serviço da dívida externa. Portanto, o custo real de captação que a economia doméstica espera efetivamente enfrentar sobre os empréstimos externos que foram tomados para amortecer choques no produto líquido não é refletido na taxa de juros contratual. Para verificar este fato, observe que o equilíbrio competitivo do mercado internacional de capitais implica que

$$(1 - \pi_t)(1 + r_t^C) = 1 + r_0^F \quad (4.1)$$

onde π_t é a probabilidade de default, avaliada em t, sobre empréstimos concedidos em t-1 para repagamento no próximo período t, r_t^C é a taxa de juros contratual sobre estes empréstimos e r_t^F é a taxa livre de risco de default vigente no mercado de capitais internacional. Essas variáveis são conhecidas no período t-1. Podemos observar que a

equação (4.1) acima constitui uma condição de arbitragem para o mercado de capitais internacional, segundo a qual, em equilíbrio, os investidores externos esperam receber um retorno real sobre os empréstimos concedidos para a economia doméstica igual à taxa de juros livre de risco de default³. Se esta condição não se verificasse, a demanda ou oferta excessiva por empréstimos externos para a economia doméstica pressionaria a taxa de juros contratual para seu nível de equilíbrio. Supondo que os agentes domésticos e externos têm a mesma expectativa quanto à capacidade de repagamento da economia doméstica, a condição de arbitragem em (4.1) implica também que, em equilíbrio, os agentes domésticos esperam enfrentar um custo real de captação externa igual à r_0^F . Conseqüentemente, a taxa de juros real esperada sobre os empréstimos concedidos em t-1 corresponde ao lado esquerdo da equação (4.1) acima, a qual, em equilíbrio, é igual à taxa de juros livre de risco de default r_t^F e menor que a taxa de juros contratual r_t^C . Como a variável r_t que entra em nosso modelo em (3.3) representa o custo real esperado da poupança externa, ela corresponde ao lado esquerdo da equação (4.1) acima, o qual é igual, em equilíbrio, à taxa de juros internacional livre de risco de default r_0^F . Segue deste raciocínio que r_0^F é uma aproximação mais razoável para o custo de captação real esperado r_t do que a taxa de juros contratual r_t^C . Para ilustrar este fato, observe que a taxa contratual aumenta com a probabilidade de default e com a taxa de juros livre de risco. Portanto, se o risco soberano de uma economia emergente, dado por sua probabilidade de default, aumenta, enquanto r_0^F permanece constante, a taxa de juros contratual da economia aumenta, embora taxa de captação real esperada permaneça constante. Dado este resultado, o modelo é testado usando-se como proxy para r_t a “bank prime loan rate” (taxa de juros para empréstimos preferenciais), cuja série foi obtida na base de dados do IFS (International Financial Statistics) do FMI. Esta é uma taxa de juros internacional básica, comumente usada na literatura para medir o custo de empréstimos com probabilidade de default muito baixa.

Uma segunda alternativa seria calcular r_s em cada período como razão entre o total de juros pagos neste período e o estoque de dívida externa líquida no período anterior. Existem dois problemas com esta alternativa. Primeiramente, a decisão de endividamento externo é tomada com base no custo real esperado de captação, o qual é determinado pela

probabilidade de default esperada ou projetada pelos agentes domésticos, enquanto a série obtida com este procedimento reflete o custo de captação efetivo ou realizado, o qual depende da taxa de default efetiva. Nada garante, entretanto, que a taxa de default efetiva coincida com a probabilidade de default projetada pelos agentes. Eventos não antecipados podem causar grande discrepância entre as duas.

O segundo problema seria que parte dos juros pagos num dado período não necessariamente refere-se a empréstimos feitos no período anterior para amortecer um choque no consumo. Boa parte do serviço de juros pago num dado ano pode consistir no serviço de dívidas com prazo muito mais longo, por exemplo, de cinco ou de dez anos. Se isto realmente acontece, a razão entre os juros pagos num dado ano e o estoque de dívida no início deste ano está longe de consistir numa boa aproximação para a taxa de juros real esperada no início do ano.

Vamos analisar agora a escolha do parâmetro λ . Embora teoricamente distintos, os conceitos de elasticidade intertemporal de substituição e aversão ao risco estão intimamente relacionados no modelo da seção anterior pelo parâmetro λ . Sendo denotado por λ a elasticidade de substituição intertemporal, o inverso deste parâmetro mede o grau de aversão relativa ao risco do agente representativo. A literatura existente concluiu que a elasticidade intertemporal tem valores baixos. Como neste modelo o parâmetro λ deve ser interpretado como uma medida da sensibilidade da conta corrente ao custo de captação externa, parece adequado arbitrar valores relativamente baixos para este parâmetro. Portanto, o modelo é testado para os valores $\lambda = 0; 0,1; 0,2$. Além disso, o modelo também é testado para $\lambda = 0,5; 1$ a fim de avaliar a robustez dos resultados.

Antes da avaliação empírica do modelo, é importante verificar se a noção de dívida do modelo intertemporal permita que o saldo em conta corrente usualmente encontrado nas estatísticas de balanço de pagamentos seja usado como medida do fluxo do passivo externo líquido, ou seja, equivale a selecionar as rubricas da conta de capital que devem ser incluídas no cômputo da variação da dívida externa. Pois de acordo com o modelo intertemporal, o endividamento externo de um país é o resultado de uma decisão doméstica que objetiva suavizar o consumo intertemporalmente. Em relação aos empréstimos e financiamentos com o tratamento como se fossem dívidas são menos triviais do que com o caso do investimento direto estrangeiro. Embora seja possível argumentar que a insuficiência de poupança doméstica acabe propiciando condições domésticas

³ |Estamos supondo, por hipótese, que os credores são neutros ao risco.

relativamente favoráveis à atração de capitais de risco, as decisões do investimento estrangeiro são tomadas por agentes externos orientados muitas vezes por motivações estratégicas pouco relacionadas com a necessidade de absorção de recursos externos da economia recipiente. Desta maneira, o grau de substituição entre capitais de risco e de empréstimo para fins de suavização intertemporal do consumo pode ser razoavelmente baixo, tornando o teste do modelo intertemporal bastante sensível ao conceito de dívida externa.

Portanto, dois conceitos alternativos são empregados no trabalho, os quais diferem basicamente na inclusão ou não do investimento direto estrangeiro e do investimento em carteira em renda variável. O conceito denotado por D_2 equivale à noção convencional de passivo externo líquido encontrado nas estatísticas de balanço de pagamentos, e portanto, incorpora o estoque de dívida externa. Logo, segundo este conceito D_2 , o fluxo de investimento direto estrangeiro entra no cálculo do saldo em conta corrente. Já o conceito alternativo, denotado por D_1 , restringe o estoque e o fluxo de dívida externa aos capitais de empréstimo. Isto significa que o conceito de D_1 , exclui o estoque de investimento direto estrangeiro de dentro do estoque total de dívida externa ou, equivalentemente, o saldo em conta corrente segundo D_2 não inclui o fluxo de investimento direto estrangeiro. Logo, é importante alertar que a satisfação da identidade da conta corrente em (3.3) exige que mudanças no conceito de dívida sejam acompanhadas por mudanças correspondentes no conceito de fluxo de caixa da economia, conforme definido inicialmente em (3.4). Ao adicionar o investimento direto estrangeiro ao lado esquerdo da identidade (3.3) de modo a obter o estoque de dívida segundo o conceito D_1 , implica a exigência, em contrapartida, que o mesmo seja feito ao lado direito desta igualdade, podendo-se então concluir que este conceito trata as flutuações no ingresso de investimento direto estrangeiro como choques no fluxo de caixa nacional.

V. Resultados

As tabelas A e B apresentam os resultados dos testes formais e informais com dados anuais para o período entre 1950 e 2000. Nos modelos da tabela A, o fluxo de dívida externa foi calculado com base no conceito D_1 de dívida, como definido no capítulo anterior, enquanto que nos modelos da tabela B, o fluxo de dívida externa foi calculado com base no conceito D_2 de dívida, que também foi definido no capítulo anterior.

Diferentes especificações do modelo, no que tange à incorporação de choques externos, são testados, comparando-se em seguida os resultados. Na especificação H1 a taxa de juros é considerada fixa, enquanto que na especificação H2, a taxa de juros é flutuante. Estas especificações são testadas para cinco diferentes valores do parâmetro λ . Em ambas as tabelas, a primeira linha apresenta a correlação entre a trajetória histórica da conta corrente e a trajetória ótima da conta corrente prescrita pelo modelo, enquanto a segunda linha apresenta a razão entre o desvio padrão da segunda e da primeira trajetória. A terceira e a quarta linhas apresentam o valor da estatística em (3.22) com seu respectivo p-value. Uma vez que as estatísticas dos testes para diferentes especificações têm distribuição χ^2 com diferentes graus de liberdade, a rejeição ou aceitação de uma dada especificação precisa ser feita com base no p-value. Entretanto, os modelos não podem ser diretamente comparados entre si com base no p-value. Este valor serve apenas para aceitar ou rejeitar uma determinada versão do modelo. Desta forma, se duas versões do modelo são aceitas, não é possível concluir desse resultado que a versão com maior p-value é a que melhor explica o comportamento da conta corrente. Da mesma forma, se duas versões são rejeitadas, também não é possível dizer que a versão com menor p-value é a que oferece pior ajustamento. Apenas no caso em que um modelo é aceito, enquanto outro é rejeitado, é possível fazer comparação entre os dois. E as demais linhas apresentam o valor de estatística do teste da restrição referente apenas à variável indicada, com seu respectivo p-value abaixo.

Um resultado bastante geral diz respeito ao melhor ajustamento do modelo para valores relativamente baixos do parâmetros λ . Em geral, os resultados não são significativamente diferentes para valores de λ abaixo de 0,5, com os quais o modelo ajusta-se relativamente bem aos dados. Conseqüentemente, a discussão sobre os testes do modelo concentra-se sobre os resultados encontrados para $\lambda=0,1$, uma vez que tais valores

permitem um melhor ajustamento do modelo e são mais coerentes com a evidência empírica encontrada na literatura. Os resultados com outros valores de λ são, contudo, apresentados nas tabelas e servem como critério de robustez. Por estas mesmas razões, somente serão analisados com detalhe os gráficos referentes aos resultados obtidos com $\lambda=0,1$, apresentados nas figuras A1-A2 e B1-B2. Os gráficos referentes aos resultados com $\lambda=0,2$ também são apresentados nas figuras A2-A4 e B3-B4 apenas a título de ilustração, ficando evidente o melhor ajustamento com $\lambda=0,1$.

Primeiramente, analisa-se os resultados a tabela A, referentes ao teste do modelo quando o conceito D1 de dívida é usado. Uma vez que a especificação H1 incorpora apenas choques nos fundamentos domésticos e observando os resultados da tabela A para $\lambda=0,1$, é possível concluir que a conta corrente tem sido eficiente na reação à estes choques, movimentando-se com a intensidade e a velocidade previstas pelo modelo. A inspeção visual do gráfico correspondente (A1) fortalece tal evidência. Além disso, visto que H1 é capaz de explicar razoavelmente bem a conta corrente, a trajetória prescrita por esta especificação constitui uma boa aproximação para a tendência de longo prazo da conta corrente. No entanto, embora H1 aumente significativamente a capacidade preditora do modelo intertemporal, esta especificação não captura o efeito dos choques na taxa de juros e, portanto, não é capaz de prover uma estimativa de trajetória ótima da conta corrente.

Como explicado acima, esta função pode ser exercida apenas pela especificação H2, a qual incorpora todos os choques relevantes, tanto externos, através da taxa de juros, como domésticos. Comparando com H1, a correlação cai de 0,894 para 0,645. Entretanto, apesar de termos uma correlação menor em H2 do que em H1, não podemos afirmar que a especificação H2 não possa prover uma estimativa razoável da conta corrente, visto que, a diferença entre as correlações foi pequena.

Para podermos visualizar melhor a relação entre a trajetória histórica da conta corrente com as trajetórias prescritas pelas especificações H1 e H2 do modelo, observa-se os gráficos A1 e A2, respectivamente. Cabe lembrar que a especificação H1 supõe que a taxa de captação externa r_s é fixa, enquanto a especificação H2 supõe que a taxa seja flutuante. Analisa-se em primeiro lugar os desvios entre as trajetórias histórica e prescrita quando esta segue a especificação H1. Neste caso, pode-se observar no gráfico A1 que, no período entre 1975 e 1984, a trajetória prescrita situou-se acima da trajetória histórica, enquanto o contrário aconteceu no período entre 1985 e 1989. O resultado do primeiro período pode ser explicado pela situação histórica em que a economia brasileira se encontrava, pois foi

duramente atingida em 1973 e em 1979 por um aumento brusco do preço do petróleo. Pela forte dependência brasileira ao petróleo, estes choques externos adversos provocaram uma abrupta deteriorização de seus termos de troca e, conseqüentemente, um aumento significativo da transferência de recursos reais para o exterior como proporção do PIB. Como os choques foram percebidos como permanentes pelos agentes econômicos, pode-se também interpretá-los como choques permanentes no produto líquido da economia. De acordo com o modelo intertemporal, a economia suaviza a trajetória do consumo, sujeita à restrição de que o valor presente desta trajetória é igual ao valor presente do produto líquido menos o estoque de dívida corrente. Como os choques do petróleo, ao elevarem as taxas de juros internacionais, exerceram forte impacto sobre o custo externo da economia, a reação ótima da economia diante destes choques seria um deslocamento para baixo de toda a trajetória do consumo privado, de forma que o saldo da conta corrente no período do choque não seria severamente reduzido. O gráfico mostra claramente que o aumento no déficit em conta corrente prescrito pelo modelo intertemporal é significativamente menor que o efetivamente observado.

Entretanto, existe um desvio entre as trajetórias histórica e efetiva. Uma possível explicação para esse fato seria a percepção, pelos agentes domésticos, dos choques como temporários. Outra explicação está relacionada à violação da hipótese da equivalência ricardiana, segundo a qual os agentes domésticos percebem a dívida presente do setor público como valor presente do fluxo de impostos que serão pagos no futuro. Quando esta hipótese é violada, o comportamento da conta corrente no período 1975 a 1984 pode ser explicado, no contexto do modelo intertemporal, pelo aumento da dívida pública externa, no esforço de sustentar o nível de absorção doméstica. Esse resultado pode ser demonstrado lembrando que, dentre as políticas realizadas neste período, as empresas estatais foram usadas para a obtenção de créditos externos e com isto garantir o equilíbrio externo. E, adicionalmente, violando a hipótese de equivalência ricardiana, teremos que pelo menos uma parte do aumento da dívida pública externa não será interpretado pelos agentes domésticos como aumento da carga tributária futura. Isto é observado pelo fato de que a equivalência ricardiana resulta num impacto nulo das políticas públicas sobre a restrição orçamentária do consumidor representativo, e conseqüentemente, sobre a trajetória do consumo privado e da conta corrente. Isto ocorre porque o impacto destas políticas sobre o valor presente do PIB é inteiramente compensado por um aumento da dívida pública externa. Ou seja, com a hipótese de equivalência ricardiana, as previsões do

modelo intertemporal não são alinhadas com a evidência empírica, mesmo com intervenções governamentais. Alternativamente, violando-a, uma parte do aumento da dívida pública externa não será interpretado pelos agentes domésticos como aumento da carga tributária futura. Conseqüentemente, há uma menor restrição para o consumidor representativo trazido pelo produto líquido adicional, que acarreta num aumento significativo do consumo privado e da poupança privada, que por sua vez não é suficientemente grande para compensar o aumento do investimento público, resultando num aumento do déficit em conta corrente.

Por outro lado, o período entre 1985 e 1990, no gráfico A1, mostra que a trajetória histórica da conta corrente situou-se acima da trajetória prescrita pelo modelo intertemporal. Para entender esse resultado, é preciso lembrar que além da crise internacional provinda do aumento do preço do petróleo, houve também em 1982 a moratória do México, cuja maior conseqüência para as economias emergentes, tal como a brasileira, foi o início de um período razoavelmente longo de escassez de crédito externo. A dificuldade de renovação de empréstimos evidenciava que já não havia disposição dos credores internacionais para financiar um ajuste sem pesados custos internos no curto prazo, que por sua vez se traduz num aumento das taxas de juros internacionais. Na medida em que a comunidade financeira internacional perdia confiança nos benefícios para as contas externas que adviriam das políticas expansionistas adotadas a partir de 1979, tornava-se mais difícil obter recursos externos novos para cobrir o desequilíbrio do balanço de pagamentos.

Como explicado acima, o modelo intertemporal supõe uma economia com livre acesso ao mercado internacional de capitais para amortecer de forma eficiente choques temporários no produto líquido. Logo, as restrições de liquidez externa durante este período pode ter impedido que a economia brasileira suavizasse consumo ao longo deste período na magnitude prescrita pelo modelo intertemporal. Como visto, no período entre 1975 a 1984, a economia brasileira acumulou déficits excessivos em conta corrente, que culminaram num estoque de dívida externa bastante expressivo no início da década de oitenta. Este fato, aliado ao contágio da crise mexicana, determinou uma brusca reversão do fluxo de capitais externos, a qual, por sua vez, implicou num afastamento do consumo privado e da conta corrente de suas trajetórias ótimas, o que condiz com o resultado observado no gráfico A1.

Analisando o gráfico A2 verifica-se que o desvio entre as trajetórias histórica e prescrita, segundo a especificação H2, aumenta acentuadamente no período entre 1981 a 1984. Isto significa que o déficit em conta corrente excessivo neste período, medido como a diferença entre o déficit histórico e o déficit observado, é maior com H2 que com H1. Como a única diferença entre as duas especificações é que H2 admite uma taxa de captação flexível, deve-se procurar a razão para a diferença entre os dois gráficos no impacto que esta taxa exerce sobre a trajetória prescrita da conta corrente. Adicionalmente, além da forte contração de liquidez internacional, o Brasil também sofreu um aumento da taxa de captação externa. Com base nesse raciocínio, pode-se concluir que o maior desvio entre as trajetórias histórica e prescrita no gráfico A2, em comparação com o mesmo desvio no gráfico A1, deve-se ao fato de que o aumento da taxa de captação externa no início da década de oitenta foi percebido pelos agentes domésticos como suficientemente elevado e duradouro para reduzir de forma acentuada o incentivo para suavização do consumo.

Os resultados da tabela B referem-se quando o fluxo de dívida é calculado com base no conceito D_2 de dívida. Verifica-se, nesta tabela, que a inclusão de choques na taxa de juros possibilita um melhor ajuste do modelo intertemporal. A correlação entre a série da trajetória histórica e a série da trajetória ótima que antes diminuía da especificação H1 para H2, ou seja, de 0,894 para 0,645 na tabela A, agora, introduzido o conceito de dívida D_2 , a correlação aumenta de 0,234 para 0,715 nas especificações H1 e H2 respectivamente. Estes valores são demonstrados na tabela B. Portanto, dentro do conceito de dívida D_2 , o modelo intertemporal ampliado explica melhor a conta corrente brasileira em comparação ao modelo intertemporal simples, onde a taxa de juros é considerada fixa. É importante, então, ressaltar que no conceito de dívida da tabela B, o estoque de dívida corresponde apenas a uma parte do estoque total da dívida.

Os gráficos B1 e B2 mostram as trajetórias histórica e prescrita da conta corrente quando as especificações H1 e H2 do modelo são usadas, respectivamente, e a conta corrente é calculada segundo o conceito D_2 de dívida externa. Portanto, como explicado anteriormente, pode-se observar que estes gráficos são a contrapartida dos gráficos A1 e A2 para o conceito D_2 de dívida. Pois, enquanto os gráficos A1 e A2 apresentam os resultados para H1 e H2 segundo o conceito de D_1 , os gráficos B1 e B2 apresentam os resultados para H1 e H2 segundo o conceito D_2 . Observando os gráficos B1 e B2, conclui-

se da mesma maneira, como mostrado nos gráficos A1 e A2, de que a economia acumulou déficits em conta corrente no período entre 1975 a 1984.

É interessante ressaltarmos os resultados das tabelas A e B para a especificação H2, notando que, a diferença, entre os dois resultados, é justamente o conceito de dívida adotado em cada especificação. Como explicado no capítulo anterior, enquanto o saldo em conta corrente (fluxo de dívida externa) calculado segundo o conceito D_2 corresponde ao conceito usual deste agregado encontrado nas estatísticas de balanço de pagamentos, o conceito D_1 exclui o estoque de investimento direto estrangeiro do estoque total de dívida externa ou, equivalentemente, o saldo em conta corrente segundo o conceito D_2 não inclui o fluxo de investimento direto estrangeiro.

Em contraposição, observando-se os gráficos A1 e B1 no período 1985-1990 a diferença entre a trajetória histórica e prescrita aumenta. Como explicado anteriormente, a diferença dos resultados é proveniente dos diferentes conceitos da dívida, D_1 e D_2 respectivamente. Como demonstrado no apêndice B, pelo conceito de D_1 , choques positivos no fluxo de investimento direto estrangeiro são choques positivos no produto líquido, induzindo um forte aumento da conta corrente para suavização do consumo, principalmente se os agentes do governo diagnosticarem como choques temporários. Este fato explicaria a diminuição da magnitude da restrição externa sofrida pela economia no período 1985-1990, quando o conceito D_1 é usado no lugar de D_2 . Portanto, a partir da década de oitenta a economia brasileira não consegue realocar seu consumo intertemporalmente, em virtude das restrições externas.

VI. Conclusão

Segundo o conceito de dívida D_1 , os capitais de empréstimo desempenham um papel relativamente mais importante do que o investimento direto estrangeiro na alocação intertemporal de riqueza para fins de suavização de choques temporários sobre o consumo agregado. Pode-se concluir que o tratamento dos ingressos e retornos de investimento direto estrangeiro e outros capitais de risco como choques no fluxo de caixa da economia, parece apropriado. Portanto, chegamos a conclusão que com a inclusão de choques externos no modelo intertemporal simples, torna o modelo ampliado mais flexível para explicar o comportamento da conta corrente brasileira nas últimas décadas.

Como visto, no período entre 1975 a 1984, a economia brasileira acumulou déficits excessivos em conta corrente, que culminaram num estoque de dívida externa bastante expressivo no início da década de oitenta. Este fato, aliado ao contágio da crise mexicana, determinou uma brusca reversão do fluxo de capitais externos, a qual, por sua vez, implicou num afastamento do consumo privado e da conta corrente de suas trajetórias ótimas, o que condiz com o resultado observado no gráfico A1.

Portanto, contrariando os resultados de Senna e Issler (2000), que constataram que o modelo intertemporal é rejeitado para o caso brasileiro, conclui-se que através de uma análise do modelo intertemporal ampliado é possível explicar os movimentos da conta corrente brasileira considerando os choques externos de economias vizinhas. Esses choques são transmitidos para o modelo através da taxa de juros que é considerada flutuante.

Como a especificação H1 do modelo intertemporal, considerando o conceito D_1 de dívida, pode ser usada como uma boa aproximação para a tendência de longo prazo da conta corrente brasileira, pode-se afirmar que a conta corrente doméstica não está seguindo uma trajetória explosiva, e tem se mantido numa trajetória eficiente.

VII. Bibliografia

- Abreu, M. (1990). *A Ordem do Progresso: Cem Anos de Política Econômica Republicana 1889-1989*. Ed. Campus. 15ª edição.
- Bergin, P. & Sheffrin, S. (2000). *Interests Rates, Exchange Rates and Present Value Models of the Current Account*. *The Economic Journal*, 110 (Abril), pgs. 535-558.
- Campbell, J. Y. (1987). *Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis*. *Econometrica*, vol.5, nº6 (Novembro), pgs. 1249-74.
- Campbell, J. & Shiller, R. (1987). *Cointegration and Testes of Present Value Models*. *Journal of Political Economy*, 95, pgs. 1062-88.
- Dornbusch, R. (1983). *Real Interest Rates, Home Goods and Optimal External Borrowing*. *Journal of Political Economy*, vol.91, nº1, (Novembro), pgs.141-53.
- Dornbusch, R. & Fischer, S. (1991) *Macroeconomia*. Ed. Makron Books. 5ª edição
- Ghosh, A. R. (1995). *International Capital Mobility Among the Major Industrialized Countries: Too Little or Too Much?* *Economic Journal*, vol.105, nº428, (Janeiro), pgs. 107-28.
- Ghosh, A. R. & Ostry, J. D. (1995). *The Current Account in Developing Countries: A Perspective from the Consumption-Smoothing Approach*. *The World Bank Economic Review*, vol.9, nº2, pgs.305-33.

- Otto, G. (1992). *Testing a Present Value Model of the Current Account: Evidence from U.S. and Canadian Time Series*. Journal of International Money and Finance, vol.11, nº5 (Outubro), pgs. 414-30.
- Senna, F. & Issler, J. (2000). *Mobilidade de Capitais e Movimentos da Conta Corrente do Brasil: 1947-1997*. Est. Econ., vol.30, nº4 (Outubro-Dezembro), pgs.493-523.
- Sheffrin, S. & Woo, W. T. (1990a). *Testing an Optimizing Model of the Current Account Via the Consumption Function*. Journal of International Money and Finance, vol.9, nº2, (Junho), pgs.220-33.
- Sheffrin, S. & Woo, W. T. (1990b). *Present Value Tests of an Intertemporal Model of the Current Account*. Journal of International Economics, vol.29, nº3-4, (Novembro), pgs.237-53.

VIII. Apêndice A

Este apêndice se resume a descrição de como a expressão (3.11)-(3.12) é obtida a partir da log-linearização da restrição orçamentária em (3.9)-(3.10). Esta última pode ser reescrita como

$$D_t \equiv \psi_t - \phi_t \quad (8.1)$$

onde:

$$\psi_t \equiv \sum_{s=t}^{\infty+} R_s Z_s \quad \text{e} \quad (8.2)$$

$$\phi_t \equiv \sum_{s=t}^{\infty+} R_s C_s \quad (8.3)$$

Se denotarmos $\ln D_t$ por d_t , $\ln \psi_t$ por v_t e $\ln \phi_t$ por u_t , chegaríamos na equação abaixo:

$$v_t - u_t = \ln[1 + \exp(d_t - u_t)]$$

Considerando a função $F(d_t - u_t) = \ln[1 + \exp(d_t - u_t)]$, teremos a expansão de Taylor de primeira ordem em torno do ponto ξ como:

$$v_t - u_t \cong K + \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right)(d_t - u_t) \quad (8.4)$$

onde, $\Omega \equiv 1 + \exp(\xi)$ e $K \equiv \ln(\Omega) + \left(\frac{1 - \Omega}{\Omega}\right)\xi$. Como esta aproximação é válida para todos os pontos da amostra, ξ deve ser escolhido de forma a minimizar o erro médio de aproximação. Portanto, podemos denotar ξ , como sendo a média da série temporal $\{d_t - u_t\}_{t=1}^T$, onde T é o tamanho da amostra.

Com a log-linearização das identidades (8.2) e (8.3) rende aproximações para v_t e u_t , que são então substituídas em (8.4) para se obter uma aproximação log-linear da restrição orçamentária. Desenvolvendo esta sistemática para a primeira identidade (8.2), chegamos equação:

$$u_{t+1} - u_t \cong r_{t+1} + \ln[1 - \exp(c_t - u_t)]$$

onde $r_t \cong \ln(1 + r_t)$. Sendo a função $G(c_t - u_t) \equiv \ln[1 - \exp(c_t - u_t)]$ e derivando sua expressão de Taylor de primeira ordem em torno do ponto ξ_u , chega-se à:

$$u_{t+1} - u_t \cong r_{t+1} + K_u \left(1 - \frac{1}{\rho}\right) (c_t - u_t) \quad (8.5)$$

tal que $\rho \equiv 1 - \exp(\xi_u)$ e $K_u \equiv \ln(\rho) + (1 - \rho)$. Para maior precisão, ξ_u é fixado igual à média da série temporal $\{c_t - u_t\}_{t=1}^T$, de forma a definição em (8.3) implica que $0 < \rho < 1$. Iterando para frente (8.5), tem-se:

$$c_t - u_t \cong \sum \rho^t (r_t - \Delta c_t) + \gamma \quad (8.6)$$

onde $\gamma \equiv K_u \left(\frac{\rho}{1 - \rho}\right)$. E podemos chegar a equação abaixo, que é a log-linearização da identidade (8.3), usando a mesma sistemática de cálculo.

$$z_t - v_t \cong \sum_{t=1}^{\infty} \rho^t (r_t - \Delta z_t) + \gamma \quad (8.7)$$

onde assume-se que a média de $\{z_t - v_t\}_{t=1}^T$ é aproximadamente igual a ξ_u .

Substituindo as expressões (8.6) e (8.7) na expressão (8.5), chega-se à seguinte equação:

$$\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i \left(\Delta z_{t+i} - \frac{1}{\Omega} \Delta c_{t+i} - \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right) r_{t+i} \right) = s_t - K - \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right) \gamma \quad (8.8)$$

onde

$$s_t \equiv z_t - \left(1 - \frac{1}{\Omega}\right) d_t - \frac{1}{\Omega} c_t \quad (8.9)$$

sendo $z_{t+i} \equiv \ln Z_{t+i}$, $c_{t+i} \equiv \ln C_{t+i}$ e $d_{t+i} \equiv \ln D_{t+i}$.

IX. Apêndice B

Observando-se a identidade do PIB, pela ótica da despesa, e a definição convencional de conta corrente implicam que

$$Z - C + TU + SF = NX + TU + SF = CC \quad (9.1)$$

$$Z \equiv Y - I - G \quad (9.2)$$

onde TU, SF e NX são respectivamente, as transferências unilaterais, o saldo da conta de serviços de fatores e as exportações líquidas de bens e serviços de não fatores, enquanto as outras variáveis já foram definidas no capítulo IV. Podemos, inclusive, definir formalmente, os conceitos D_1 e D_2 como

$$D_1 \equiv IPRF + EF \quad (9.3)$$

$$D_2 \equiv IDE + IPRV + IPRF + EF \quad (9.4)$$

onde IPRF e IPRV são o investimento em carteira em renda fixa e renda variável, respectivamente. IDE é o investimento direto estrangeiro e EF é o saldo da conta de empréstimos e financiamentos. Como o déficit em conta corrente é o fluxo do passivo externo líquido, segue de (9.1)-(9.4) que

$$-\Delta D_1 = Z - C + TU + SF + T = CC + T \quad (9.5)$$

$$-\Delta D_2 = Z - C + TU + SF = CC \quad (9.6)$$

onde

$$T \equiv IDE + IPRV$$

O déficit da conta de serviços de fatores pode ser decomposto como

$$-SF \equiv SO + J + LD$$

onde SO , J e LD são respectivamente, o pagamento líquido de salários e ordenados, o pagamento líquido de juros sobre empréstimos e financiamentos e a transferência líquida de lucros e dividendos. Desta forma, o custo da dívida externa líquida, segundo os conceitos D_1 e D_2 , é definido, respectivamente, como

$$SD_1 \equiv J \quad (9.7)$$

$$SD_2 \equiv J + LD \quad (9.8)$$

Substituindo (9.7)-(9.8) em (9.5)-(9.6), segue que

$$-\Delta D_1 = ZM_1 - SD_1 - C = CC + T \quad (9.9)$$

$$-\Delta D_2 = ZM_2 - SD_2 - C = CC \quad (9.10)$$

onde

$$ZM_1 \equiv Z + TU + SO + LD + T$$

$$ZM_2 \equiv Z + TU + SO$$

Observando-se em (9.9)-(9.10) que ZM_1 e ZM_2 cumprem o papel da variável Z na identidade em (3.3), enquanto SD_1 e SD_2 cumprem o papel da expressão rD_{-1} .

