

ISSN 1519-4612

Universidade Federal Fluminense
TEXTOS PARA DISCUSSÃO
UFF/ECONOMIA

Universidade Federal Fluminense
Faculdade de Economia
Rua Tiradentes, 17 – Ingá – Niterói (RJ)
Tel.: (0xx21) 2629-9699 Fax: (0xx21) 2629-9700
<http://www.uff.br/econ>
esc@vm.uff.br

**Dinâmica da Conta Corrente em um
regime cambial flexível: a
experiência brasileira recente**

**Bruno Pinto da Cunha Santos¹
Luiz Fernando Cerqueira²**

**TD 255
Dezembro/2009**

© ¹ Mestre em economia pela Faculdade de Economia/UFF. E-mail: brunopcs@terra.com.br

² Professor da Faculdade de Economia/UFF. E-mail: lcer@uol.com.br.

Resumo

Segundo a abordagem intertemporal, a conta corrente é uma das formas mais importantes para a descrição da mobilidade internacional de capitais. O objetivo deste trabalho é testar o modelo intertemporal da conta corrente com suavização do consumo usando dados trimestrais da economia brasileira após a desvalorização cambial ocorrida em janeiro de 1999. Segundo o modelo referido, na presença de uma trajetória de consumo suave, a conta corrente deve incluir todas as informações disponíveis sobre as mudanças futuras no fluxo de caixa nominal. Os resultados aqui obtidos mostram que o modelo não pode ser rejeitado para o Brasil no período analisado.

Palavras-chave: conta corrente, consumo, VAR

Abstract

According to the intertemporal approach, the current account is one of the most important forms to describe the international capital inflows. The aim of the present work is to test the intertemporal model of the current account considering consumption smoothing using quarterly Brazilian data after the 1999 exchange rate devaluation. According to the referred model, in the presence of consumption smoothing the current account must include all the available information about the future changes in the nominal cash flow. The results here obtained show that the model cannot be rejected for Brazil in the period under analysis.

Key-words: current account, consumption, VAR

1. Introdução

Na década de noventa, desenvolveu-se uma extensa literatura teórica sobre a abordagem intertemporal (ou de otimização dinâmica) para a conta corrente. Os modelos então desenvolvidos enfatizavam os efeitos sobre o equilíbrio da conta corrente decorrente de perturbações em fatores reais tais como produtividade, termos de troca, gastos do governo e impostos, as quais operam através da substituição intertemporal do consumo, produção e investimento. Assim, o objetivo deste artigo é descrever e aplicar a metodologia intertemporal para a determinação da dinâmica das transações correntes no Brasil no período 1999 a 2007, que utiliza procedimentos para estimação de uma equação de Euler combinados com testes de cointegração em modelos estruturais de séries de tempo. Dentro deste esquema, estimamos uma relação de longo-prazo, com frequência trimestral, entre o consumo e a renda. Ademais, aplicamos o vetor de cointegração obtido sobre os dados trimestrais dessas variáveis para verificação da hipótese da renda permanente na economia brasileira.

A motivação inicial foi verificar os determinantes da conta corrente no Brasil. Existem dois enfoques distintos para a análise da conta corrente: a abordagem intertemporal e os modelos de restrição externa. O primeiro enfoque reconhece o saldo em conta corrente como um mecanismo que permite ao agente representativo suavizar a sua trajetória intertemporal de consumo em resposta a choques exógenos. Sob esta perspectiva, o déficit em conta corrente não representa necessariamente sinal de fragilidade ou de crise iminente. O segundo enfoque contempla tanto modelos pós-keynesianos de crescimento que enfatizam aspectos de demanda quanto modelos estruturalistas que atribuem as dificuldades no setor externo da economia ao hiato tecnológico entre países. A principal divergência entre os dois enfoques é sobre se a dinâmica do saldo em conta corrente é determinada pela escolha privada de agentes que otimizam a alocação intertemporal de recursos para consumo.

Dluhosch, Freytag e Krüger (1996) argumentam que a otimização da alocação intertemporal de recursos tem importantes implicações macroeconômicas, pois as perspectivas de crescimento de um país não são restringidas pelo déficit em conta corrente. Segundo os autores, o déficit em conta corrente faz crescer a oferta real de recursos que podem ser utilizados produtivamente dentro da economia. Para Edwards (2001), as decisões de poupança e investimento estão baseadas em restrições intertemporais; portanto, a conta corrente é necessariamente um fenômeno intertemporal.

Na literatura internacional, a relação entre a conta corrente e os agregados macroeconômicos foi analisada de forma estática através da abordagem Mundell-Fleming. Nesta abordagem, a conta corrente é tratada de forma secundária, importante apenas pelos seus efeitos sobre a renda corrente, dependendo do regime cambial. Em um regime de câmbio flexível, uma expansão dos gastos do governo aumenta a renda (sob a hipótese keynesiana de rigidez de preços) e aumenta a taxa de juros doméstica. Para manter a paridade de juros, o aumento da taxa de juros resulta em apreciação cambial. Assim, com o aumento da renda nacional e apreciação cambial a conta corrente se deteriora. Em um regime de câmbio fixo, a arbitragem de juros garante a igualdade entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros internacional. Conseqüentemente, uma expansão dos gastos do governo reforça o aumento no nível de renda, deteriorando também o saldo em conta corrente através do aumento das importações. Desse modo, as principais variáveis de análise na abordagem Mundell-Fleming são a taxa de câmbio, nível de emprego e renda.

Todavia, o resultado preditivo da abordagem intertemporal tem se mostrado mais consistente com os dados quando comparado ao da abordagem Mundell-Fleming (Milesi-Ferreti e Razin, 1996). Nesta última, um aumento dos gastos do governo implica aumento do consumo e da renda e uma redução dos gastos do governo implica redução do consumo e da renda. Porém, em muitos países estes resultados não se verificam empiricamente. Ao invés disto, o contrário se observa. Quando aumenta o déficit fiscal, os agentes econômicos esperam que seus rendimentos futuros vão declinar; assim, reduzem o consumo privado, o que gera superávit em conta corrente, supondo válidas as hipóteses de expectativas racionais e da renda permanente (Campbell, 1987).

Neste artigo, testamos a hipótese da renda permanente de duas maneiras. A primeira segue a linha adotada por Campbell & Mankiw (1989) através da especificação de uma equação de teste que representa uma economia composta de dois tipos de consumidores, um que se comporta consumindo a sua renda corrente à maneira keynesiana e outro que consome a sua renda permanente à maneira de Hall (1978); A metodologia segue a estimação por variáveis instrumentais, tal que sejam capazes de prever o crescimento futuro da renda. Por isso, utilizaremos como instrumentos as variações passadas do consumo e da própria renda. Este exercício será feito na seção três com a finalidade de verificarmos se o consumo segue um passeio aleatório puro. A segunda maneira de testarmos a hipótese da renda permanente é impondo uma restrição (1, -1, #, #) sobre o espaço dos vetores de cointegração entre a renda líquida permanente e o consumo, a fim de estimarmos se o indivíduo representativo consome a variação na sua renda permanente na proporção de um para um.

Desse modo, a característica central dos modelos intertemporais da conta corrente trata do papel atribuído ao comportamento do consumo agregado na determinação da conta corrente. Gruber (2000) examina os efeitos sobre a conta corrente de uma especificação alternativa do consumo, que inclui como variável a formação de hábito, e formula um teste com o propósito de avaliar a validade empírica do modelo. Dada a formação de hábito, o agente representativo considera a renda permanente e a taxa de crescimento do consumo quando toma a decisão sobre o consumo presente. O autor também estima a conta corrente baseado na previsão de mudanças no produto líquido. Os resultados encontrados por Gruber sugerem que a adição da formação de hábito aperfeiçoa o ajustamento empírico do modelo intertemporal para a maioria dos 12 países industrializados pesquisados por ele.

Outros autores, como Pereira (2003), estudando a estrutura de uma pequena economia aberta, concluem que as famílias gastam a totalidade da sua renda corrente, sendo que a variável formação de hábito é **não** significativa. Pereira utilizou dados da conta corrente da Austrália, Canadá, Finlândia, Alemanha, Israel, Itália, Holanda, Espanha, África do Sul e Turquia.

A análise do caso brasileiro consiste em testar se o consumo é um passeio aleatório (*random walk*) dada a renda permanente, pois a validação desta hipótese para o período sob análise é de grande importância para a verificação do modelo intertemporal. A hipótese de que os agentes consomem baseados não na renda corrente, mas na renda vitalícia tem sido testada para a economia brasileira, porém não tem sido validada empiricamente (Gomes, 2004). Mas estes resultados precisam ser avaliados com cautela, pois o argumento de que haja restrição à liquidez (falta de acesso ao crédito) não torna o consumo da renda corrente uma regra para todo e qualquer período sob análise.

Este artigo está organizado da seguinte forma. A seção dois apresenta uma breve revisão da literatura sobre o papel das decisões de consumo do agente representativo e o

desdobramento destas em uma economia aberta segundo a abordagem intertemporal para descrição da dinâmica da conta corrente e da expressão do consumo intertemporal ótimo. A seção três descreve a metodologia utilizada para a estimação da conta corrente ótima. Contém também a descrição dos dados utilizados e os *reports* estatísticos referentes à estimação da equação de consumo pelo método de variáveis instrumentais para verificar se o consumo segue um passeio aleatório ou se o indivíduo consome a sua renda corrente. A seção quatro apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger entre a conta corrente e a renda através da estimação de uma equação de teste como aquela utilizada em Otto (2003), para detecção de exogeneidade forte entre as séries após havermos estimado uma relação de cointegração entre os componentes da conta corrente. Por último, apresentamos uma conclusão a fim de contextualizar a polêmica entre as visões divergentes acerca da determinação da dinâmica de longo prazo do saldo de transações correntes e sua relação com o crescimento da renda nacional.

2. O Papel do Consumo: Uma resenha

2.1. A hipótese da Renda Permanente

Nesta seção, apresentamos uma breve revisão do desenvolvimento da teoria do consumo agregado. O objetivo desta revisão é estudar como o indivíduo representativo se comporta frente à incerteza a partir das suas preferências e sujeito a uma restrição orçamentária intertemporal. Este estudo é importante porque a implementação empírica da abordagem intertemporal para a conta corrente baseia-se em um modelo que focaliza decisões de consumo de longo prazo.

O estudo do comportamento do consumo agregado passou por modificações a partir do surgimento das expectativas racionais na macroeconomia¹. A conhecida crítica de Lucas (1976) acerca da avaliação de política econômica através de modelos econométricos envolveu a teoria do consumo. Lucas argumentou que as funções de consumo tradicionais keynesianas, não importando o quanto se ajustassem aos dados, não eram adequadas para a avaliação das alternativas de política econômica. Depois, Hall (1978) propôs uma nova abordagem para o estudo do consumo assumindo as implicações das expectativas racionais, ou seja, o consumo não é determinado pela renda corrente à maneira keynesiana, mas sim pela renda permanente; por isso, o consumo é considerado suave e não-cíclico.

Em seu modelo, Hall (1978) sugeriu que o consumo agregado deveria ser modelado de acordo com as condições de primeira ordem para otimização do consumidor representativo *forward looking*. Assim, a hipótese da renda permanente (HRP) conforme usualmente formulada assume que o consumo agregado deve ser modelado conforme as decisões do consumidor representativo que maximiza intertemporalmente a seguinte função utilidade:

$$(1) E_t \sum_{s=0}^{t-s} (1 + \delta)^{-s} U(c_{t+s}) \quad U' > 0, \quad U'' < 0$$

sujeita a restrição orçamentária dada por $\sum_{s=0}^{t-s} (1 + r)^{-s} (c_{t+s} - w_{t+s}) = A_t$, onde c representa o consumo, δ é a taxa de desconto subjetiva, E_t é o operador de expectativas condicional a toda informação disponível no tempo t , r é a taxa de juros real ($r \geq \delta$), w são os rendimentos do trabalho e A é a riqueza total do indivíduo. Se o consumidor

¹As teorias do ciclo da vida e renda permanente postulam que o consumidor leva em conta o somatório de todos os seus ganhos esperados ao longo de todo o horizonte de vida, distribuindo o consumo de maneira suave (uniforme) de acordo com a sua preferência intertemporal, e não de acordo com as mudanças na renda disponível de período para período.

representativo puder emprestar e tomar emprestado à taxa de juros real r , então a condição de primeira ordem necessária para o ótimo é

$$(2) E_t U'(C_{t+1}) = \frac{(1+\delta)}{(1+r)} U'(C_t).$$

A equação acima significa que a utilidade marginal hoje, dadas as preferências intertemporais do agente representativo descontadas para o presente, é a melhor previsão da utilidade marginal amanhã. Assumindo $r = \delta$, ou seja, que a taxa de juros real seja igual à taxa de desconto subjetiva, e que a utilidade marginal é linear, então se obtém o resultado de que o consumo segue um passeio aleatório (*random walk*), $E_t C_{t+1} = C_t$, isto é, o consumo presente é o melhor preditor do consumo amanhã. Isto é,

$$(3) \Delta C_t = \epsilon_t$$

onde ϵ_t é o erro de previsão, a inovação na renda permanente. Então, de acordo com esta formulação de Hall para a hipótese da renda permanente, a variação no consumo é imprevisível.

Campbell e Mankiw (1989) propõem uma hipótese alternativa para o comportamento do consumo agregado. Segundo os autores, as evidências empíricas são mais bem explicadas quando os dados são gerados não apenas por um único consumidor, mas por dois tipos de consumidores. O primeiro consumiria sua renda corrente, à maneira de Keynes, o que pode ser devido à falta de acesso ao crédito². Já o segundo tipo consumiria a sua renda permanente à maneira de Hall (1978). Assim, o consumo agregado seria $C_t = C_{Kt} + C_{Ht}$, formando-se o seguinte teste de hipótese: $H_0: \Delta C_t = \epsilon_t$ (tipo Hall) e $H_1: \Delta C_t = \Delta Y_t$ (tipo Keynesiano), que foi implementado pelos autores através da seguinte equação de teste:

$$(4) \Delta C_t = \lambda \Delta Y_t + (1 - \lambda) \epsilon_t$$

A equação (4) acima se reduz à hipótese da renda permanente, conforme a equação (3), quando $\lambda = 0$. Os autores salientam, no entanto, que a equação (4) não pode ser estimada por MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) uma vez que o termo de erro ϵ_t pode estar correlacionado com ΔY_t . A solução proposta é estimar (4) pelo método de variáveis instrumentais, onde quaisquer variáveis estacionárias defasadas são instrumentos potencialmente válidos, pois são ortogonais a ϵ_t . É necessário igualmente que a variável instrumental seja correlacionada com ΔY_t . Desse modo, devem-se escolher variáveis defasadas que possam prever o crescimento futuro da renda.

Embora a escolha das variáveis instrumentais seja uma dificuldade para a estimação da equação (4)³, Campbell e Mankiw (1989) concluem: “Em resumo, encontramos forte evidência contrária à hipótese da renda permanente. Os resultados obtidos a partir dos testes usando variáveis instrumentais são particularmente desfavoráveis ao modelo da renda permanente. Ao usarmos instrumentos que são conjuntamente significativos para a previsão do crescimento da renda ao nível de 5%, estimamos λ , a fração da população que consome sua renda corrente, em aproximadamente 0,5. (...) Estes resultados confirmam a falha do modelo de passeio aleatório simples para o consumo e demonstram que muitos consumidores se comportam de acordo com a ‘regra’ de consumir a renda corrente”. (*op.cit.*)

² Este caso ficou conhecido na literatura como Keynesiano. Contudo, pode ser coberto pelo modelo neoclássico quando se considera que o indivíduo desconta totalmente o futuro – neste caso o indivíduo é considerado “miope”.

³ A maior dificuldade encontrada na literatura acerca do uso da metodologia das variáveis instrumentais é o emprego de instrumentos redundantes, que pode piorar o problema do viés dos estimadores. Neste artigo, foi feita a estimação da equação (4) por MVI para os dados brasileiros e a conclusão foi que o consumo segue um passeio aleatório puro, mesmo resultado obtido através da estimação por MQO.

Os resultados obtidos por Campbell e Mankiw significam que aproximadamente metade dos indivíduos consome a sua renda permanente (formação de hábito) e metade consome a sua renda corrente como ‘regra de bolso’. Estas conclusões se estendem para seis dos países do G-7: Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão e Estados Unidos. Para o Reino Unido, segundo os autores, os resultados são ambíguos.

Os estudos empíricos acerca do comportamento do consumidor representativo se estenderam para modelos intertemporais em economias abertas. Os modelos intertemporais incorporam a hipótese da renda permanente (HRP), que pressupõe que o consumo é proporcional à renda permanente. Uma implicação desta hipótese é que o consumo deve ser maior do que a renda corrente quando esta está relativamente baixa e os agentes esperam que ela aumente e, menor quando os indivíduos esperam uma queda na renda, permitindo-lhes suavizar o consumo intertemporalmente. Assim, se a HRP for válida e as expectativas forem confirmadas, segundo Campbell (1987): “a despoupança deve preceder um aumento na renda, enquanto a poupança deve antecipar reduções nos níveis de renda.” De acordo com o autor, modelos de valor presente que assumem a HRP implicam que a poupança causa variações na renda no sentido de Granger. Em outras palavras, a dinâmica das variações futuras da renda deve ser explicada pelo comportamento corrente da poupança.

Segundo o modelo intertemporal, em uma economia aberta, a presença de alta mobilidade de capitais permite aos agentes suavizarem o consumo na presença de choques no fluxo de caixa nacional, definido como a renda nacional menos investimento menos gasto do governo⁴. O meio através do qual os residentes no país suavizam o consumo é a conta corrente do balanço de pagamentos, que representa uma forma de ajustamento do fluxo de capitais para satisfazer as decisões de consumo do país. De maneira análoga ao comportamento do agente representativo, o país toma a decisão ótima de tomar empréstimos do exterior incorrendo em déficits em conta corrente quando se espera que o fluxo de caixa nacional vá aumentar e superávits quando se espera que o fluxo de caixa nacional vá diminuir.

A suavização do consumo no contexto do comportamento do agente representativo é analisada com base na abordagem de Campbell (1987). Campbell (1987) derivou a seguinte expressão descrevendo o comportamento da poupança.

$$(5) \quad s_t = -\left(\frac{r}{1+r}\right) \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i [E_{ty_t,t+i} - y_{it}] \\ = -\sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t \Delta y_{i,t+i}$$

onde s_t é definida como $y_t - c_t/\gamma$ e y_t , renda disponível total, é dada por $y_t = y_{kt} + y_{lt}$. c_t é o consumo real, y_{lt} é a renda real do trabalho e y_{kt} é a renda real do capital. Todas as variáveis são expressas em termos *per capita*. É válido mencionar que s_t mensura a poupança quando γ , o fator de proporcionalidade entre consumo e renda Hicksiana⁵, é igual a um. A partir da equação (5), a poupança pode ser interpretada como o valor presente esperado da queda na renda do trabalho. De acordo com o modelo de valor presente, a poupança será positiva somente no caso em que a renda for maior que o seu nível permanente e, conseqüentemente, espera-se que ela caia. Se a HRP for válida, a poupança é a previsão ótima das reduções futuras na renda do trabalho. Como

⁴ Sheffrin & Woo (1990) e Obstfeld & Rogoff (1995) definem desta forma o fluxo de caixa nacional nominal. Em uma economia Ricardiana, o fluxo de caixa nacional equivale à renda líquida permanente disponível para o consumo privado. A intuição deste conceito parte da idéia de que os agentes sabem que todo aumento de consumo presente do governo será coberto com tributação futura.

⁵ Para Hicks, renda é a quantidade (montante) que pode ser consumida durante determinado período e ainda esperar estar, no final do período, na mesma situação que estava no começo.

resultado, a previsão deste valor presente baseado na estimação de um VAR irrestrito deve ser igual à poupança.

O Hamiltoniano de Valor Presente em que a suavização do consumo é analisada no contexto de uma economia aberta é baseado na abordagem intertemporal para a determinação da conta corrente. Esta abordagem assume a hipótese de perfeita mobilidade de capitais entre os países e suavização do consumo em favor do agente representativo. De acordo com esta visão, o país baseia a sua decisão de consumo e poupança, representada pelos movimentos de sua conta corrente, nas variações futuras do fluxo de caixa nacional. Dentro deste arcabouço teórico, a conta corrente serve como meio de suavizar o consumo em face de choques enfrentados pela economia *e.g.* choque na renda nacional, no investimento ou no gasto do governo.

Baseando-se na hipótese de livre mobilidade de capitais, pode ser definido o caminho ótimo do consumo do agente representativo. O caminho ótimo do consumo descreve a evolução do endividamento contraído pelos residentes no país, determinando a dinâmica da conta corrente desta economia. O caminho do endividamento pode estar associado a dois fatores. O primeiro está relacionado ao componente de tendência observado no consumo derivado a partir das diferenças entre o fator de desconto subjetivo (pelo qual os indivíduos ponderam sua utilidade intertemporal) e as taxas de juros internacionais. O segundo fator está associado a empréstimos contraídos com o objetivo de ajustar o consumo a mudanças na renda permanente, levando em consideração o componente de suavização do consumo. A abordagem adotada nesta dissertação estuda o aspecto de suavização do consumo da conta corrente.

Conforme Obstfeld e Rogoff (1996), a conta corrente representa a variação nos ativos estrangeiros líquidos em relação ao resto do mundo⁶ e é dada por

$$(6) CA_t = B_{t+1} - B_t = Y_t + rB_t - G_t - I_t - C_t$$

em que B_t representa os ativos estrangeiros líquidos do país, C_t o consumo agregado, G_t gastos do governo, I_t investimento agregado e r a taxa de juros. A conta corrente associada ao componente de suavização do consumo, por outro lado, é definida como

$$(7) CA_t^* = Y_t + rB_t - G_t - I_t - \theta C_t^*$$

onde o parâmetro θ remove a tendência do consumo. Este parâmetro representa a fração da renda permanente que é consumida. C_t^* é o consumo ótimo obtido ao resolvermos o problema de otimização intertemporal do agente representativo, impondo-se a condição de transversalidade $\lim_{T \rightarrow \infty} \left[\left(\frac{1}{1+r} \right)^T B_{t+T+1} \right] = 0$, que significa que não ocorre jogo de Ponzi, ou seja, nenhum país consegue ter sua dívida crescendo indefinidamente.

A identidade da conta corrente pode ser usada para eliminar o consumo da função utilidade. Assuma que a função utilidade do período é da forma $u(C) = C - a_0 C^2/2$, $a_0 > 0$. Desse modo, é possível demonstrar que $E_t\{u'(C_s)\} = (1+r)\beta E_t\{u'(C_{s+1})\}$. A fim de restringir que o consumo siga uma trajetória de longo prazo sem tendência, especificamos que $(1+r)\beta = 1$ e assim derivamos a condição de que o consumo segue um passeio aleatório. Após algumas manipulações, chegamos ao consumo ótimo dado pela equação abaixo.

$$(8) C_t^* = \frac{r}{\theta} \left\{ B_t + \left(\frac{1}{1+r} \right) \sum_{s=t}^{\infty} \left[\left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t(Y_s - G_s - I_s) \right] \right\} - \frac{\alpha}{r}$$

O fluxo de caixa nacional Z_t é definido como

⁶ Note que a conta corrente corresponde a sua definição convencional em contabilidade social: como a soma das exportações líquidas de bens e serviços não-fatores e os recebimentos líquidos de renda de propriedade dos não-residentes. No modelo intertemporal, seguindo Glick e Rogoff (1995), um título livre de risco, denominado em termos do bem de consumo, é o único ativo trocado internacionalmente.

$$(9) Z_t = Y_t - G_t - I_t$$

Substituindo-se a expressão apropriada do consumo ótimo (8) em (7), Ghosh e Ostry (1995) chegam à seguinte relação de valor presente entre a conta corrente e as variações no fluxo de caixa nacional:

$$(10) CA_t^* = - \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^j E_t [\Delta Z_{t+j}]$$

A equação (10) indica que a conta corrente ótima é igual a menos o valor presente das variações esperadas no fluxo de caixa nacional. Por exemplo, se os agentes esperam um aumento dos gastos do governo, ocorrerá uma variação negativa no fluxo de caixa nacional, induzindo um superávit em conta corrente. A equação acima é análoga à equação (5) para o consumo privado, em que os indivíduos poupam em antecipação a uma queda no valor presente dos seus rendimentos. No caso de um país, este resultado indica que os agentes poupam através da acumulação de ativos estrangeiros quando esperam uma redução no fluxo de caixa nacional.

A solução geral do Hamiltoniano de Valor Presente é apresentada em Campbell e Shiller (1987) para duas variáveis, y_t e Y_t , em que esta última é uma função linear do valor presente descontado da primeira

$$(11) Y_t = \theta(1 - \delta) \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t y_{t+i} + c$$

onde c é uma constante, θ é o coeficiente de proporcionalidade e δ é o fator de desconto. Y_t e y_t representam as variáveis econômicas de interesse.

A solução do Hamiltoniano de Valor Presente testado nesta dissertação, expressa pela equação (10), é uma equação de Euler. Esta equação equivale ao teste da hipótese de suavização do consumo por parte dos residentes no país em uma economia aberta. De acordo com a equação geral (11), Y_t e y_t correspondem à conta corrente CA_t^* e à variação no fluxo de caixa nacional ΔZ_t respectivamente.

Campbell e Shiller propõem uma maneira de se avaliar a ‘significância econômica’ dos desvios em relação a (11), através da comparação entre a previsão do valor presente de y_t incorporada em Y_t e a previsão obtida através de um VAR irrestrito. Porque o conjunto de informação disponível inclui Y_t , as duas previsões devem ser iguais se o modelo é verdadeiro. Em outras palavras, no caso da relação de Valor Presente em uma economia aberta, pela equação (10), é possível avaliar se os indivíduos utilizam as informações contidas na conta corrente CA_t^* para prever as variações futuras no fluxo de caixa nacional ΔZ_t .

Para que a relação de Valor Presente da conta corrente seja verdadeira, é necessária a verificação de quatro proposições testáveis, que são sumarizadas em Otto (1992) e apresentadas a seguir: (1) testar a estacionariedade da série da conta corrente observada CA_t em níveis e encontrar uma relação de cointegração entre os seus elementos (consumo e renda) supondo válida a hipótese do consumo baseado na renda permanente (HRP); (2) analisar se a conta corrente ajuda a prever variações futuras na renda através do teste de causalidade de Granger; (3) testar estatisticamente a igualdade entre as duas séries da conta corrente (observada e estimada) impondo restrições nos coeficientes do VAR; (4) comparar a volatilidade das séries observada e estimada da conta corrente como forma de mensuração da mobilidade internacional de capitais.

Sheffrin e Woo (1990), Otto (1992), Bergin e Sheffrin (2000) argumentam que as implicações do modelo do valor presente são rotineiramente rejeitadas pelos dados. Entretanto, outros autores como Ghosh e Ostry (1995) apontam que as previsões da conta corrente do modelo muitas vezes seguem de maneira bastante próxima os valores realizados do saldo em transações correntes. Portanto, embora possa ser estatisticamente rejeitado em alguns casos, o modelo é tido na literatura como útil de um modo geral por permitir capturar bem os deslocamentos na conta corrente.

Ghosh e Ostry (1995) foram os primeiros a aplicar os testes econométricos com dados da economia brasileira. Os testes foram empregados para um conjunto de 45 países em desenvolvimento, entre os quais o Brasil. Eles concluíram que a conta corrente funciona como meio pelo qual os choques no produto líquido⁷ podem ser amortecidos para suavização do consumo, e caracterizaram a economia brasileira como possuidora de alto grau de mobilidade de capitais.

O enfoque da mobilidade internacional de capitais através do estudo dos movimentos da conta corrente segue o modelo desenvolvido na literatura internacional na década de 80 por Sachs (1982) para o artigo original e Obstfeld e Rogoff (1996) para o desenvolvimento do modelo intertemporal. O principal estudo sobre mobilidade de capitais no caso brasileiro foi desenvolvido por Senna e Issler (2000) através da análise da variabilidade (volatilidade) da conta corrente estimada em comparação com a conta corrente efetivamente observada.

Para Senna e Issler (2000), o modelo intertemporal da conta corrente usa a hipótese de perfeita mobilidade de capitais sob a Teoria da Renda Permanente para o comportamento do consumo privado em uma economia pequena e aberta⁸. Mede-se qual seria o fluxo de capitais dessa economia caso os agentes econômicos se comportassem de forma ótima, *i.e.*, suavizando o consumo ao longo do tempo. Sob essa abordagem, a conta corrente apresenta déficits sempre que há expectativa de aumento do produto líquido futuro, definido como sendo o produto excluído os investimentos e os gastos públicos. 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.

A partir do modelo intertemporal, Senna e Issler definem a 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. Para os autores, a estimação da conta corrente ótima e sua comparação com os dados observados para a conta corrente no Brasil possibilitam testar o grau de mobilidade de capitais para o país, de modo que a comparação da volatilidade das duas séries pode indicar a existência de capitais especulativos.

3. Metodologia

3. 1. Método para estimação da conta corrente ótima

Nesta seção, apresentamos a metodologia para a estimação da conta corrente ótima no Brasil segundo a abordagem intertemporal.

Os testes empregados em Senna e Issler (2000) foram feitos com base na metodologia elaborada por Campbell (1987) para a poupança privada: segundo a Teoria da Renda Permanente, as pessoas poupam quando esperam que a renda do trabalho se reduza, ou seja, *“people save for a rainy day”*. Essa metodologia consiste em estimar um vetor auto-regressivo para prever o comportamento ótimo da conta corrente. Os coeficientes do VAR são utilizados para a construção da série da conta corrente ótima, cuja série é comparada posteriormente com a série observada da conta corrente, impondo-se um conjunto de restrições sobre os coeficientes do VAR.

⁷ O produto líquido corresponde ao fluxo de caixa nacional em GHOSH, 1995 ou GHOSH & OSTRY, 1995.

⁸ Uma economia pequena e aberta é aquela que não altera demanda e oferta mundiais de bens e, portanto, é tomadora de preços; o regime é de câmbio flexível.

O modelo analítico que usamos e os testes seguem a tradição dos trabalhos teóricos e empíricos desenvolvidos por Sachs (1982), Campbell (1987), Sheffrin e Woo (1990), Otto (1992) e Ghosh (1995). Usamos os dados da economia brasileira, com frequência trimestral, referentes ao período 1999:1 a 2007:4. Porém, os dados efetivamente utilizados nas estimações foram até 2007:2. O pequeno tamanho da amostra se revelou um entrave (36 observações). O pequeno número de graus de liberdade impediu a colocação de um número maior de defasagens para a correção da correlação serial nos resíduos, o que invalidava o teste de cointegração, o qual, ademais, requer “grandes amostras”. Todavia, considera-se o tamanho da amostra razoável seguindo Enders (2003), segundo o qual se os dados forem trimestrais, três anos *a priori* devem ser suficientes para capturar a dinâmica do sistema. A fim de se evitar os problemas decorrentes de utilizar dados anteriores à implantação do plano Real juntamente com dados posteriores ao Real para efeitos de estimação, foi adotado neste artigo especificamente o período de flexibilização cambial que começou em janeiro de 1999. São nove anos sob regime de câmbio flutuante e estabilidade de preços na economia brasileira⁹.

Neste artigo, descrevemos os dados utilizados da seguinte forma. Todas as séries foram objeto de análise de consistência. As séries foram divulgadas no *site* do IPEADATA. Como regra, consideramos como dado a ser utilizado aquele divulgado pela última vez em alguma publicação oficial. Neste caso, salvo revisões extraordinárias, o dado pode ser considerado definitivo.

O consumo do governo, o investimento (FBCF) e o consumo privado são números índices encadeados e dessazonalizados pelo IPEADATA. A utilização de números índices dessazonalizados é importante porque separa o efeito dos choques do efeito decorrente do padrão sazonal das séries econômicas. Assim, o produto líquido foi obtido descontando o consumo do governo e o investimento do PIB industrial. A medida do PIB industrial foi adotada por sua abrangência: ele engloba não somente a indústria de transformação, mas também a indústria extrativa mineral, a construção civil e os serviços industriais. O consumo privado foi estimado como uma fração da renda permanente.

Usando os dados da economia brasileira, Silva e Andrade (2004) concluíram que o modelo de alocação intertemporal é capaz de explicar as flutuações da conta corrente em resposta aos choques no produto líquido ($Z = Y - G - I$) tanto com frequência trimestral quanto anual. Mas nesse caso de estimação do VAR com dados anuais, os autores incorrem em um problema chamado ‘o problema da agregação’. Os dados anuais suavizam a riqueza dos processos estocásticos subjacentes. Ao agregar os dados, é criada persistência na série, ou seja, uma inércia em que um choque aleatório produz um efeito na variável que não se dissipa ao longo do tempo, característica comumente observada em processos integrados. Por isso, as propriedades dos dados trimestrais pareceram mais adequadas ao procurarmos trabalhar com um VAR estacionário.

É desejável que haja uma relação de cointegração entre os componentes da conta corrente (consumo e renda¹⁰) porque isto significa que existe uma relação estável de

⁹ A OCDE recomenda limitar o tamanho das séries históricas para a geração de dados dessazonalizados, pois dados muito antigos podem distorcer os resultados devido à possível mudança estrutural do cenário subjacente. Isso é mais evidente no Brasil, onde as séries sofrem mudanças significativas em curto lapso de tempo. O tamanho ideal convencionado é entre 7 e 10 anos.

¹⁰ Considerando $CA_t = y_t + rb_t - g_t - i_t - \theta c_t$. A estimação do VAR por alguns autores necessita da estimação do coeficiente de proporcionalidade do consumo θ , que pode ser feita mediante o teste de cointegração entre c_t (consumo) e $Pnb_t - i_t - g_t$ (produto líquido). O produto líquido é a renda líquida permanente.

longo prazo entre estas variáveis. A possível presença de variáveis integradas de segunda ordem, $I(2)$, indica que é necessário cautela na implementação dos testes de raiz unitária. Pelo Teorema de Representação de Granger, se duas séries têm a mesma ordem de integração, então é possível testar se elas cointegram; nesse caso, o tamanho do teste de hipótese de cointegração pode ser aumentado convenientemente para 20%, seguindo os passos da literatura internacional.

Para testarmos a ordem de integração da série da conta corrente, especificamos o número de *lags* do polinômio autoregressivo para a realização dos testes de raiz unitária. Pelo teste de Ljung-Box nos resíduos, foi detectada correlação serial de quarta ordem que foi tratada incluindo uma terceira defasagem de primeira diferença no polinômio de *lags*. Porém, pelo critério de Schwartz o número de defasagens selecionado é igual a seis. Para resolver este problema, procedemos ao teste Breusch-Godfrey multiplicador de Lagrange como sendo complementar ao teste-Q de Ljung-Box. Pelo teste LM, o número de *lags* que elimina a correlação serial dos resíduos é seis, considerando-se que o número máximo de defasagens permitido pelo tamanho da amostra é igual a nove. Assim, pelo teste de raiz unitária ADF (Augmented Dickey-Fuller), a série da conta corrente é estacionária em níveis, isto é, $I(0)$. As estatísticas são reportadas na tabela abaixo.

TABELA 1: TESTE DE RAÍZ UNITÁRIA

série	teste	lags	t_{α}		
CA	ADF	6	-3,123 [†]		
DW=1,634	Q(12)=0,842	Q(24)=0,699	LM(1)=0,287	LM(3)=0,658	LM(4)=0,923
LM(5)=0,657	LM(6)=0,531	BJ=0,348	AIC=15,503	SIC=15,935	R ² =0,802

Nota: teste ADF especificado com tendência e intercepto. O símbolo (†) representa estatística significativa a 20%.

Desse modo, é possível estimar uma equação de longo-prazo entre o consumo e a renda através do procedimento de Johansen para o período de 1999 a 2007. O vetor de cointegração θ é calculado com constante restrita e sem tendência determinística a partir de um vetor de correção de erros (VECM) cujos resíduos não apresentam correlação serial. Ademais, o VECM mostrou boas características de estabilidade, apresentando, mesmo após a restrição sobre o espaço dos vetores de cointegração, raízes dentro do círculo unitário. Para Senna e Issler (2000), a conta corrente ótima só pode ser adequadamente estimada se conhecermos primeiramente o parâmetro θ (a fração do produto líquido permanente que é consumida). Para os autores, a conta corrente ótima é aquela que considera o consumo ótimo e o valor do parâmetro θ . Ao incluir θ na equação, exclui-se a tendência do consumo, permanecendo apenas o componente de suavização. Entretanto, para Ghosh (1995), θ deve ser removido e desconsiderado devido à “maior simplicidade de modelar o motivo de suavização e, assim, o valor ótimo da conta corrente; e o componente da conta corrente que reflete a tendência do consumo não é estacionário, invalidando as inferências.” Assim, não incluiremos θ na estimação da conta corrente ótima, pois estaríamos incorrendo em um problema de *misspecification*.

A especificação de uma relação estável de longo prazo entre o consumo e a renda permanente é importante porque as decisões de consumo são simultaneamente decisões de poupança e conseqüentemente condicionam a disponibilidade de fundos para acumulação de capital e investimento, de maneira que a conta corrente é uma medida da poupança doméstica. Assim, o agente representativo considera a renda permanente e a taxa de crescimento do consumo quando toma a decisão sobre o consumo presente.

Para testarmos a hipótese da renda permanente, especificamos a equação da variação do consumo utilizando a metodologia empregada em Campbell e Mankiw (1989), em que as variáveis explicativas são a variação na renda corrente (ΔY_t) e o termo aleatório (ϵ_t). O método de estimação da equação de teste é implementado por variáveis instrumentais, pois a estimação por MQO gera estimadores viesados e inconsistentes. Utilizamos como instrumentos as defasagens das diferenças do consumo e da renda para testar a hipótese nula de que o coeficiente da variação da renda corrente é igual a zero. A equação de teste segue a especificação proposta por Campbell & Mankiw (1989) dada por (4): $\Delta C_t = \lambda \Delta Y_t + (1 - \lambda) \epsilon_t$, onde ϵ_t é uma série de 34 pseudonúmeros aleatórios extraídos de uma normal (0, 1). Uma *random seed* foi utilizada.

TABELA 2: EQUAÇÃO DE CONSUMO ESTIMADA PELO MVI (1999-2007)

$$\Delta C_t = \mu + \lambda \Delta Y_t$$

Instrumentos	λ estimado (s.e.)	p-value
None (MQO)	0,003518 (0,0057)	0,5460
$\Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-4}$	-0,000109 (0,0098)	0,9912
$\Delta C_{t-2}, \dots, \Delta C_{t-4}$	0,006661 (0,0202)	0,7448
$\Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-4}$ $\Delta C_{t-2}, \dots, \Delta C_{t-4}$	0,001305 (0,0084)	0,8782
$\Delta C_{t-2}, \dots, \Delta C_{t-6}$	0,0203 (0,0189)	0,2926
$\Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-6}$	-0,00325 (0,0104)	0,7584

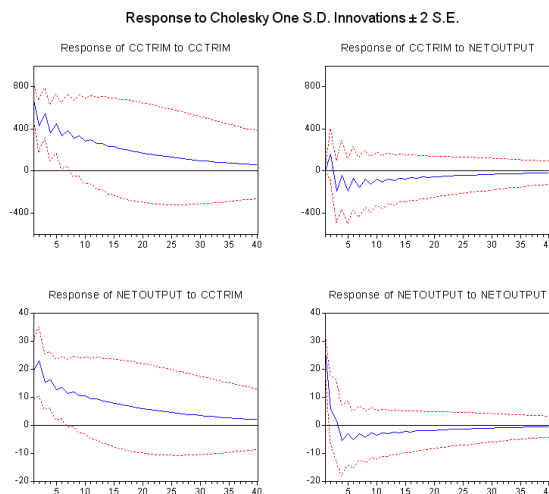
A tabela indica que os resultados das estimativas por MQO são iguais aos obtidos por MVI, ou seja, o coeficiente da renda corrente é estatisticamente igual a zero. A intuição deste resultado é que não existe um ciclo comum entre a renda corrente e o consumo, pois o consumo segue um passeio aleatório. Isto significa que a renda corrente disponível não ajuda a prever o consumo. Portanto, o comportamento do agente ocorre segundo a formação de expectativas *forward looking*. O consumidor representativo otimiza (suaviza) o consumo intertemporalmente de modo a minimizar o erro de previsão. Em outras palavras, extraímos a tendência estocástica do consumo. A suavização intertemporal do consumo é conhecida na literatura internacional como *consumption smoothing*.

A implementação empírica da abordagem intertemporal para a conta corrente nos países em desenvolvimento baseia-se no modelo *consumption smoothing*. Segundo Knight e Scacciavillani (1998), o modelo focaliza decisões de poupança e investimento de longo prazo. Na versão estocástica do modelo, os indivíduos podem ser surpreendidos por eventos inesperados, não somente no período inicial, mas repetidamente (Obstfeld & Rogoff, 1996). A versão estocástica do modelo incorpora o pressuposto mais fraco de que os indivíduos têm expectativas racionais. Assim, o problema do indivíduo representativo, frente à incerteza, consiste em maximizar o valor esperado da utilidade ao longo da vida sujeito à restrição orçamentária intertemporal. A restrição orçamentária intertemporal aleatória deve ser obedecida com probabilidade um.

A solução para o consumo é uma versão valor esperado da função consumo renda permanente. Para Ostry (1997), a teoria de consumo e poupança da renda permanente é o principal bloco de desenvolvimento da abordagem *consumption smoothing* para a determinação da conta corrente. O consumo é determinado por uma fração constante da riqueza total auferida ao longo da vida e não pela renda do período corrente. Os choques que alterem a renda corrente não serão repassados integralmente ao consumo imediato, que depende da renda permanente. Na medida em que o aumento da renda corrente afeta somente uma parcela da renda permanente, então o consumo responderá somente ao acréscimo da renda permanente. Embora o consumo imediato não cresça na mesma magnitude da renda corrente, toda a trajetória do consumo ao longo da vida do indivíduo representativo será afetada. A resposta do consumo seria diferente se o aumento na renda fosse permanente. Nesse caso, o consumo cresceria exatamente na medida do acréscimo na renda e toda a trajetória do consumo seria afetada.

Portanto, concluímos que a série da conta corrente é estacionária em níveis. Segundo a literatura da abordagem intertemporal, a estacionariedade da conta corrente significa que o país não viola a sua restrição orçamentária intertemporal, também chamada de restrição terminal. Portanto, existe uma combinação linear entre o produto líquido (renda) e o consumo tal que a variância condicional da conta corrente não cresce ao longo do tempo. Este resultado implica que um choque no produto líquido afeta a conta corrente de forma transitória conforme mostra a figura 1. Tal implicação é importante porque qualquer processo estacionário em níveis, mesmo não sendo linear, tem uma representação linear. O objetivo de obtermos uma representação linear para a conta corrente é encontrarmos a equação de Euler que descreva a dinâmica entre a conta corrente e o fluxo de caixa nacional em um ambiente estocástico.

FIGURA 1 – RESPOSTA DA CONTA CORRENTE AO CHOQUE NA RENDA



4. Resultados

4. 1. Teste de cointegração entre Consumo e Renda

Grande parte da literatura sobre o consumo agregado utiliza equações de Euler derivadas do problema de otimização intertemporal do agente representativo a fim de estimar os parâmetros estruturais e testar as restrições impostas pelo modelo¹¹. Desde a contribuição de Hall (1978), a abordagem da equação de Euler tem sido aplicada tanto a dados micro quanto macroeconômicos para a representação de uma variedade de

¹¹ A equação de Euler é uma equação de diferenças finitas que captura a dinâmica das variáveis endógenas do sistema.

especificações para as preferências dos agentes. A equação de Euler representa uma condição de primeira ordem necessária para a existência de uma trajetória factível ótima.

Nesta seção, vamos estimar a equação de Euler representada em (10) a fim de obter estimativas consistentes dos parâmetros estruturais do modelo intertemporal da conta corrente que seja linear nos parâmetros e cujos resíduos sejam aditivos. Este procedimento será feito a partir da metodologia inicialmente proposta por Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987), através da estimação de um VAR irrestrito entre a conta corrente CA_t e a variação do produto líquido ΔZ_t para obtenção dos coeficientes de longo prazo da conta corrente ótima.

$$(12) \begin{bmatrix} \Delta Z_s \\ CA_s \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Z_{s-i} \\ CA_{s-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1s} \\ \varepsilon_{2s} \end{bmatrix}$$

A escolha da ordem do VAR é feita de acordo com os critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn. Como se pode observar na Tabela 3 abaixo, o número de lags que minimiza ambos os critérios é dois¹². Em seguida, estima-se o VAR cujos resultados são reportados na Tabela 3. A utilização dessa metodologia possibilita a obtenção das elasticidades (variância) dos impactos para n períodos à frente. Essa técnica permite: a) avaliar o comportamento das variáveis em resposta a inovações individuais em quaisquer dos componentes do sistema, podendo-se assim analisar, através de simulação, efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer, e; b) decompor, historicamente, a variância dos erros de previsão para n períodos à frente, possibilitando a análise da importância de cada choque (em cada uma das variáveis) ocorrido no passado, na explicação dos desvios dos valores observados das variáveis em relação à sua previsão realizada no início do período.

Consideramos que a escolha do número de defasagens do VAR foi apropriada. Primeiro porque os resíduos não possuem correlação serial e segundo porque a escolha de um VAR parcimonioso não conduziu à estimação de um VECM mal especificado.

TABELA 3 – ORDEM DO VAR

Ordem	Critério de Schwarz	Critério de Hannan-Quinn
1	26,934	26,740
2	25,714*	25,391*
3	25,885	25,432
4	26,289	25,706

*indica a ordem selecionada pelo critério de informação;

Nota: Cada VAR estimado inclui constante irrestrita e não inclui tendência.

TABELA 4 – ESTIMAÇÃO DO VAR

		EQ.1 (ΔZ_t)			EQ.2 (CA_t)		
Regressor	Coefficiente	DP	Estat.-t	Coefficiente	DP	Estat.-t	
ΔZ_{t-1}	-0,476	0,140	-3,397	7,799	2,735	2,851	
ΔZ_{t-2}	-0,734	0,156	-4,699	-10,645	3,048	-3,491	
CA_{t-1}	0,025	0,007	3,705	0,542	0,131	4,130	
CA_{t-2}	-0,027	0,006	-4,254	0,379	0,125	3,038	
Constante	5,945	5,310	1,119	169,313	103,600	1,634	

¹² A Razão de Verossimilhança também escolhe dois lags.

Analisando a tabela acima, observa-se que todos os coeficientes são estatisticamente significativos, exceto as constantes. A estimativa para a equação ΔZ_t no modelo VAR indica suporte nos dados para a hipótese de que a conta corrente é útil para prever mudanças futuras no fluxo de caixa nominal. O coeficiente do valor defasado da conta corrente em dois períodos (CA_{t-2}) é estatisticamente significativo (-4,254) e tem sinal negativo (-0,027); como proposto pelo modelo de valor presente, um déficit na conta corrente hoje implica aumento no fluxo de caixa futuro.

Testes de diagnóstico (não reportados) também foram implementados para analisar as propriedades dos resíduos do VAR: Para o *Portmanteau*, não é possível rejeitar H_0 a 1% de significância, ou seja, não existe autocorrelação residual; o teste LM apresenta *p-values* grandes, o que indica que **não** existe correlação serial nos resíduos; os resíduos obedecem à hipótese de normalidade pelos coeficientes de assimetria e *kurtosis* e pelo teste Jarque-Bera, ou seja, “aceita” conjuntamente que os resíduos são normais; também se aceita a hipótese conjunta de homocedasticidade. Desse modo, o sistema não somente obedece às condições de estabilidade, mas também obedece às hipóteses gaussianas de normalidade, não-correlação serial e homocedasticidade.

A hipótese nula do teste de cointegração de Johansen é a de que **não** existe vetor de cointegração entre consumo e renda. Esta hipótese é rejeitada a 20% de significância tanto pela estatística do Traço quanto pela estatística do Autovalor, conforme reportado na tabela abaixo:

TABELA 5 – TESTE DE JOHANSEN

Autovalores	Est. do λ_{\max}	95%	Est. do Traço	95%	H_0 : posto = p
0,267922	9,9797	15,67	14,4084	19,96	$p = 0$
0,129247	4,4287	9,24	4,4287	9,24	$p \leq 1$
Coeficientes de cointegração normalizados: 1 equação de cointegração					
$(Pnb_t - i_t - g_t)$			c_t		
1,00			-0,955269		

Isto sugere a existência de um vetor de cointegração, o qual é estimado como (1, -0,955269). Então, mesmo para o período aqui estudado, o valor encontrado para o coeficiente de proporcionalidade do consumo é menor do que um ($\hat{\theta} = 0,95$). Este valor não difere significativamente do encontrado na literatura em Ghosh e Ostry ($\hat{\theta} = 0,97$) para o período de 1960 a 1990 e em Senna e Issler ($\hat{\theta} = 0,93$) para o período de 1947 a 1997. Vale dizer, de 1999 a 2007 os dados mostram que o Brasil continua antecipando consumo através de empréstimos contraídos no exterior, lembrando que o consumo é medido em termos do ativo negociado internacionalmente. O país consome um volume **maior** do que seu produto permanente líquido. Ghosh (1995) estimou esse parâmetro para o Japão para o período de 1975 a 1988 e encontrou um valor de 1,16. Esses resultados mostram que o Brasil é um país menos poupador do que o Japão, o que é compatível com outros resultados obtidos na literatura.

A intuição deste resultado é que países em desenvolvimento como o Brasil consomem mais no presente em detrimento do consumo futuro e países industrializados como o Japão diminuem o consumo no presente em favor de um maior consumo futuro, ou seja, poupam mais no presente de modo a otimizarem o consumo intertemporalmente.

Kim, Hall e Buckle (2002) derivaram a expressão do consumo ótimo como sendo uma função inversa do coeficiente de proporcionalidade θ . Quando $\theta < 1$ ($\theta > 1$), o país

consome um valor maior (menor) do que seu produto líquido permanente. O fato de θ ser menor ou maior do que um depende da relação entre a taxa de juros de mercado e a taxa de preferência intertemporal do agente representativo. Quando $\theta = 1$, o país consome o mesmo montante do que seu produto líquido permanente. Isto ocorre quando a taxa de preferência intertemporal do agente representativo é igual à taxa de juros do mercado, o que quer dizer que o indivíduo deseja suavizar o consumo plenamente, e por isso não existe nenhuma tendência na trajetória do consumo. No presente trabalho, o coeficiente de proporcionalidade do consumo θ também foi estimado, mas o teste de cointegração restrita permite considerá-lo estatisticamente igual a um.

É possível usar um teste de cointegração restrita para checar se θ é estatisticamente igual a um. Ou seja, se o vetor de cointegração estimado como $(1, -0,955269)$ é estatisticamente igual a $(1, -1)$, considerando que o posto é um.

TABELA 6 – TESTE DE COINTEGRAÇÃO RESTRITA

Restrição		Resultado	
$(Pnb_t - i_t - g_t)$	c_t	χ^2	p-value
1,0000	-1,0000	0,545	0,4603

A tabela acima mostra que a hipótese nula é aceita com p-valor elevado: a restrição imposta pelo teste de cointegração restrita é aceita¹³. Isto quer dizer que θ é estatisticamente igual a um ($\theta = 1$), significando que não se trata de incluir ou não θ na equação da conta corrente ótima, mas antes que θ seja igual a um, pois isto significa que o agente deseja e suaviza plenamente o consumo. Em outras palavras, a taxa de preferência intertemporal do agente representativo é igual à taxa de juros do mercado (custo de captação de empréstimos no exterior) e por isso não existe nenhuma tendência na trajetória do consumo. Portanto, o Brasil consegue utilizar a conta corrente como instrumento para suavizar o consumo intertemporalmente. Isso quer dizer que, se existe imperfeita mobilidade de capitais, ela não é suficiente para impedir que o país utilize recursos externos ou que empreste recursos de forma a manter a sua trajetória de consumo constante. Assim, o fluxo de capitais é suficiente para permitir que os agentes econômicos suavizem o consumo na presença de choques no produto líquido.

A presença de cointegração entre o consumo e a renda permanente corrobora a hipótese de ausência de bolhas racionais entre 1999.1 e 2007.4, o que é um resultado interessante, dado que exclui a possibilidade de que a aceleração do consumo ocorrida entre o início de 2003 e o final de 2007 estivesse precipitando um superconsumo especulativo.

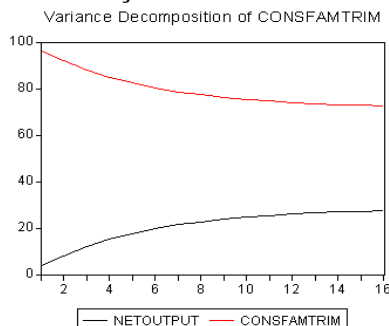
Testando a plausibilidade do vetor de cointegração $(1, -1, \#, \#)$, confirmamos que a relação de longo-prazo entre o crescimento do consumo e a variação na renda permanente se caracteriza pela homogeneidade. Esta é a representação clássica na qual a relação de equilíbrio existente entre o consumo e a renda permanente tem vetor de cointegração $\beta = (1, -1)$ e um termo estacionário de *drift* que se desloca no tempo, o qual pode ser representado pela taxa real de juros, que é uma série $I(0)$.

O impulso na renda líquida permanente leva a um aumento permanente no consumo sem apresentar ciclos e, inversamente, um choque no consumo leva a uma queda de três trimestres na renda, porém a renda aumenta permanentemente após o terceiro trimestre, sem apresentar flutuações de curto-prazo. A decomposição da variância do erro de previsão mostra que, ao final de 16 trimestres, 16,46% da variabilidade da renda ocorre devido ao choque no consumo, assim como 27,55% da

¹³ Esta restrição é testada e rejeitada ao nível de significância de 1% em Senna e Issler (2000).

variabilidade do consumo é causada pelo choque na renda. Este resultado mostra um elevado efeito realimentação (cerca de 72,45%) no consumo devido ao consumo esperado. Assim, concluímos que a existência de “persistência” no consumo foi devida principalmente ao efeito realimentação no consumo decorrente das expectativas de consumo futuro, em vez de ser ocasionada pela variação na renda líquida permanente.

FIGURA 2 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO CONSUMO

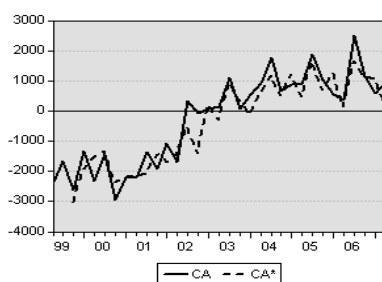


4. 2. A equação estimada da conta corrente ótima e comparação com a observada

Seguindo o procedimento adotado na literatura internacional, estimamos a equação da conta corrente ótima a partir dos coeficientes estimados do VAR irrestrito entre a conta corrente CA_t e a variação do produto líquido ΔZ_t . Segundo Campbell e Shiller (1987), este procedimento pode ser interpretado como uma regressão de equação única, ainda que o sistema seja composto de duas equações. A conta corrente ótima representa a previsão ótima de CA_t ¹⁴. Como esperado, o R^2 se aproxima de **um**, caracterizando um ajuste perfeito, o que elimina a necessidade de correção para o viés de equações simultâneas ou correlação serial¹⁵. Assim, segundo o modelo intertemporal, a conta corrente contém todo o conjunto de informação necessário para a previsão da renda futura, além dos valores defasados da própria renda. A equação de Euler linearizada estimada a partir dos coeficientes encontrados na tabela 4 é:

$$(13) CA_t^* = 0,542 CA_{t-1} + 0,379CA_{t-2} + 7,799\Delta Z_{t-1} - 10,645\Delta Z_{t-2}$$

FIGURA 3 – CONTA CORRENTE ÓTIMA E OBSERVADA



A figura acima representa a conta corrente observada (CA) e a conta corrente ótima (CA*) obtida a partir da equação (13) acima. É possível testar se as duas séries são estatisticamente iguais por meio do teste de Wald. Impusemos a restrição de que os

¹⁴ A conta corrente ótima pode ser interpretada por alguns autores como o saldo compatível com uma taxa de câmbio que não precisa mais ser desvalorizada para aumentar a ‘competitividade’ do país.

¹⁵ Contudo, sempre se pode argumentar sobre a presença de regressores endógenos, que tornariam as estimativas linearmente viesadas e com distribuição limite assimétrica e contendo parâmetros de *nuisance*.

coeficientes da equação da conta corrente observada são iguais aos coeficientes estimados a partir do VAR irrestrito, que representa a previsão ótima. A estatística de teste χ^2 com quatro graus de liberdade é igual a 0,218 com p-value de 0,9945 e R^2 de 0,865.

Impusemos as restrições adequadas nos parâmetros do VAR que foram testadas conjuntamente pelo teste de Wald cuja distribuição é χ^2 com o número de graus de liberdade igual ao número de restrições impostas. A hipótese nula é definitivamente aceita pelo teste. A conta corrente ótima é estatisticamente igual à conta corrente efetivamente observada pelo teste de Wald no período analisado¹⁶. A estatística de Wald neste caso é uma qui-quadrado que é uma medida de bondade do ajuste da regressão.

O primeiro passo na pesquisa de uma relação de causalidade é determinar a ordem de integração das séries. Em seguida testar a existência de uma relação de cointegração entre elas. Caso cointegrem, testa-se a hipótese de exogeneidade fraca de cada uma das variáveis em relação aos modelos condicionais. Por fim, realizam-se testes de causalidade no sentido de Granger.

Implementamos um teste de exogeneidade conforme procedimento especificado em Otto (2003). Como o teste de causalidade de Granger não inclui contemporaneidade, ou seja, somente considera o passado das variáveis, o teste de exogeneidade tem maior potência do que o teste de causalidade no sentido de Granger. O teste de ortogonalidade é considerado um teste de exogeneidade estritamente forte: a causalidade de Granger (somente inclui os efeitos do passado) mais a exogeneidade fraca (inclui os efeitos do passado e do presente) é um teste de exogeneidade forte. Então, exogeneidade e causalidade são testes complementares, não substitutos.

Otto (2003) também salienta que o teste de ortogonalidade pode ser considerado mais robusto do que o teste de causalidade no sentido de Granger, pois o teste de ortogonalidade considera *todas* as restrições que o modelo impõe sobre os dados¹⁷. Seguindo Otto (2003), efetua-se o teste primeiramente definindo a variável X_t tal que $X_t = CA_t - \Delta Z_t - (1+r)CA_{t-1}$. Em seguida estimamos a seguinte regressão:

$$(14) X_t = \pi + \theta_1 CA_{t-1} + \theta_2 \Delta Z_{t-1} + v_t$$

O valor da estatística F revela o teste de hipótese $\theta_1 = \theta_2 = 0$. Quando a hipótese nula é rejeitada, estamos diante de uma evidência contra o modelo. Pelo valor da estatística F (0,46) e sua probabilidade associada (63,26%), não rejeitamos a hipótese nula. Isto significa que o erro de previsão da equação da conta corrente é ortogonal em relação aos valores passados do produto líquido e da conta corrente. De acordo com Otto (2003), a não rejeição do teste da restrição de ortogonalidade implica que os agentes possuem expectativas racionais com previsão perfeita, ou seja, a conta corrente prevista pelo modelo é igual à conta corrente efetivamente observada. A intuição deste resultado é que não existe qualquer outra variável fora do sistema que explique a dinâmica entre ΔZ_t e CA_t . Isto pode indicar endogeneização da conta corrente em relação à taxa de câmbio. Neste caso, movimentos da conta corrente são passivos (acomodatícios) em relação aos preços relativos. Em outras palavras, após a flexibilização cambial houve um descolamento entre a dinâmica das variáveis taxa de câmbio e conta corrente.

Considerando-se que os coeficientes do VAR e suas respectivas estatísticas F indicam se há causalidade no sentido de Granger, as estimativas reportadas na Tabela 4 apontam que a causalidade existe. Os resultados mostram que a hipótese nula de não-causalidade de Granger da conta corrente para a variação do produto líquido é rejeitada

¹⁶ Este resultado é reforçado pelo teste de volatilidade como encontrado em CAMPBELL & SHILLER (1987) que consiste em testar se a razão entre as variâncias de ambas as séries e a correlação são estatisticamente iguais a um.

¹⁷ Note que tanto o teste de restrição de ortogonalidade quanto o teste de causalidade são ambos testes F.

com p-valor de 0,00103 e da variação do produto líquido para a conta corrente com p-valor de 0,00000 no período de 1999.1 a 2007.4 a níveis razoáveis de significância.

Testamos formalmente a causalidade de Granger usando-se o teste F da hipótese nula de que todos os coeficientes referentes a CA na equação de ΔZ_t são nulos. O teste indica a rejeição da hipótese nula de não causalidade nos dois sentidos. Desse modo, a variação esperada no produto líquido causa a conta corrente no sentido de Granger. De acordo com os testes efetuados neste capítulo, a conta corrente ajuda a prever variações no produto líquido no Brasil. Esse resultado significa que os agentes econômicos têm informações adicionais disponíveis que os ajudam a prever variações do produto líquido, além daquelas contidas nas próprias séries desta variável.

O teste de causalidade de Granger indica que existe algum tipo de realimentação entre a conta corrente e a renda. Este resultado difere daquele obtido através da análise Mundell-Fleming, onde a conta corrente é endógena em relação ao nível de atividade da economia. Na abordagem Mundell-Fleming para uma economia pequena e aberta, o saldo em conta corrente é determinado pela condição de paridade de juros caso o regime cambial seja flexível e pela arbitragem de juros caso o regime cambial seja fixo. Entretanto, na abordagem intertemporal, a dinâmica da conta corrente é determinada pela demanda líquida por ativos estrangeiros, de acordo com as preferências dos agentes e suas expectativas sobre a renda futura. Ademais, como o consumo esperado é previsto através da extrapolação do consumo passado, então a renda é causada pela conta corrente no sentido de Granger.

5. Conclusão

Neste artigo apresentamos o modelo intertemporal da conta corrente e testamos as restrições que este modelo impõe sobre os dados da economia brasileira para o período de 1999 a 2007 que corresponde ao período de flexibilização cambial. Este período foi escolhido porque a mudança de regime se deu em uma conjuntura de crise cambial e mudanças estruturais relevantes na condução da política econômica.

A abordagem intertemporal aqui analisada implica que choques na taxa de juros internacional e choques na taxa de câmbio não interferem na suavização do consumo por parte dos residentes no país, utilizando como instrumento a conta corrente. Assim, para investigarmos se os agentes utilizam a conta corrente como um meio para suavização do consumo respeitando uma restrição intertemporal, verificamos as principais hipóteses do modelo intertemporal a partir da solução de um Hamiltoniano de Valor Presente por meio de um VAR irrestrito entre a conta corrente e a variação no fluxo de caixa nacional.

Através dos coeficientes do VAR, estimamos a conta corrente ótima para o Brasil no período analisado. A conta corrente ótima representa o nível ótimo de fluxo de capitais ou a captação ótima de empréstimos no exterior que permite aos agentes econômicos suavizarem o consumo na presença de choques esperados no produto líquido (Dornbusch, 1983). Como a conta corrente representa o fluxo de caixa de um país incluindo a variação das reservas, segue-se que a conta corrente ótima é aquela que permite a suavização do consumo. Concluímos que a conta corrente ótima é igual à conta corrente observada usando um teste de Wald para restrição nos parâmetros do VAR. Os resultados foram bastante satisfatórios no que concerne aos diagnósticos dos resíduos, os quais respeitam as hipóteses do modelo gaussiano linear.

Os resultados obtidos a partir dos testes de cointegração mostram que existe uma relação estável de longo-prazo entre o consumo e a renda. Isto significa que o indivíduo representativo consome a sua renda permanente e, portanto, não existe restrição de liquidez. Vale dizer, a taxa de preferência intertemporal do agente representativo é igual

à taxa de juros do mercado (custo de captação de empréstimos no exterior). Assim, o agente pode contrair empréstimos no exterior de modo a antecipar um aumento futuro esperado da renda de acordo com suas preferências intertemporais descontadas para o presente. Ou seja, o caminho ótimo do consumo descreve a evolução do endividamento contraído pelos residentes no país, determinando a dinâmica da conta corrente no Brasil.

Destarte, a economia brasileira foi caracterizada por uma perfeita mobilidade de capitais no período de 1999 a 2007. Este período coincide com o processo de crescente valorização do Real, ou seja, é provável que movimentos especulativos de curto-prazo estejam relacionados a ganhos financeiros com posições em moeda nacional, apreciada em relação a uma cesta de outras moedas estrangeiras.

A principal contribuição do artigo foi apresentar uma interpretação alternativa para o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos. Segundo esta interpretação, os déficits em conta corrente não significam um sinal de vulnerabilidade externa, mas sim um sinal de aumento futuro na renda nacional. Estas conclusões podem ser amenizadas se algumas hipóteses do modelo intertemporal forem relaxadas. A assimetria de informação nos mercados financeiros, a utilização da taxa de juros como instrumento de política econômica, a reversão de preferências dos agentes econômicos e a distinção entre as diferentes naturezas dos choques podem alterar as conclusões normativas deste modelo. Portanto, a interpretação para a abordagem intertemporal da conta corrente serve para o período analisado, sendo necessária cautela quando esta metodologia for aplicada para outros períodos da economia brasileira.

Desta maneira, a vulnerabilidade externa pode existir mesmo quando ocorrerem superávits em conta corrente (Edwards, 2001). A intuição é que se existe um choque no mercado internacional de capitais, tal que diminua a taxa de juros internacional, as famílias residentes são induzidas a poupar menos e consumir mais porque o retorno sobre a poupança diminui. Então, pode ocorrer um déficit em transações correntes mesmo que não ocorra choque no produto doméstico. Na equação da conta corrente, segundo Edwards, existe um termo de erro chamado de fator de ajustamento do consumo que se origina do fato de que o fator de desconto mundial pode não ser igual ao fator subjetivo das famílias. De acordo com Edwards (2001), sob plausíveis valores dos parâmetros esse fator de ajustamento é pequeno. Então, se o país doméstico é um devedor do resto do mundo e se a taxa de juros mundial está acima do seu valor permanente esperado, a conta corrente, dessa forma, sofrerá um déficit ainda maior quando o nível corrente do produto, por exemplo, estiver abaixo do valor permanente esperado. O mesmo raciocínio vale para o consumo final do governo e para o investimento.

Suponha, por exemplo, que o governo anuncie um aumento de salários dos servidores públicos; o agente representativo sabe que isso implicará aumento dos gastos cobertos com tributação futura e, portanto, o consumo privado cai, gerando um superávit em conta corrente. O superávit ocorrido irá causar o declínio subsequente no produto líquido. Essa idéia está associada à hipótese de Campbell (1987) de que a poupança causa variações na renda do trabalho. Nesse caso, os agentes poupam quando esperam uma queda na sua renda futura.

No entanto, alguns autores ponderam que o comportamento de otimização do consumo intertemporal ocorre apenas sob condições muito específicas como de superconsumo especulativo.

Calvo, Leiderman e Reinhart (1996) atribuem o superconsumo especulativo registrado não somente no Brasil, mas em toda a América Latina, à decisão do agente representativo de elevar o consumo presente motivado pelas menores taxas de juros internacionais e pela desconfiança em relação ao programa de estabilização baseado na

taxa de câmbio. O resultado foi maior consumo, ampliação do déficit em conta corrente e depreciação cambial. Dornbusch (1983), Bergin e Sheffrin (2000) argumentam que o custo de se tomar empréstimos do resto do mundo pode ser aumentado em decorrência da elevação antecipada no preço relativo dos bens comercializáveis internacionalmente quando tais empréstimos são pagos em unidades desses bens, o que pode provocar substituição inter e intratemporal.

Por isso, Cinquetti (2000) avalia que o modelo intertemporal de consumo baseado na decisão do agente representativo não se sustenta no caso brasileiro. Segundo o autor, o comportamento do consumo no Brasil reflete o colapso do investimento agregado a partir dos primeiros meses de 1995. Ademais, a elevação acentuada da taxa de juros doméstica inibiu o consumo privado e, portanto, afastou o agente representativo do comportamento otimizador.

Entretanto, nossos resultados revelam que a instabilidade nos mercados de capitais via taxa de juros não impediu que os residentes no Brasil mantivessem suas decisões intertemporais de consumo inalteradas. Estudos futuros podem testar se o consumo no Brasil em outros períodos seguiu um processo autoregressivo puro, isto é, se seguiu um processo errático próximo de um ruído branco, o que definitivamente implicaria que o consumo agregado é independente da taxa de juros, devido à falta de memória da série. Nosso estudo mostrou que, mesmo na ausência de bolhas racionais e superconsumo especulativo, o consumo se comportou como um passeio aleatório puro.

Finalmente, tem existido um consenso na literatura da abordagem intertemporal de que reversões na conta corrente estão pouco relacionadas a crises cambiais. De fato, menos de um terço de todas as reversões nas transações correntes foram precedidas por crises cambiais. Com efeito, as conclusões normativas do modelo intertemporal não coadunam com os diagnósticos das interpretações de restrição externa ao crescimento da renda nacional no Brasil. Antes, estão mais próximas das interpretações de escolas clássicas de restrição interna, em que são as decisões de consumo de luxo os determinantes das trocas internacionais nos países periféricos como o Brasil.

Referências Bibliográficas

- BERGIN, P.R., SHEFFRIN, S.M. Interest rates, exchange rates, present value models of the current account. *Economic Journal*, 110, 535-558, 2000.
- CALVO, G. A.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. M. Inflows of capital to developing countries in the 1990s. *Journal of Economic Perspectives*, Nashville, v.10, n.2, p.123-39, 1996.
- CAMPBELL, J. Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis. *Econometrica*, 55, nov., pp.1249-1273, 1987.
- CAMPBELL, J.Y., SHILLER, R.J. Cointegration and tests of present value models. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 95, n.5, p. 1062-88, 1987.
- CAMPBELL, J. & MANKIW, G. Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence. MIT Press, Cambridge, MA. Olivier Blanchard & Stanley Fischer. *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual*, 1989.
- CINQUETTI, C. A. The Real Plan: stabilization and destabilization. *World Development*. Oxford, v.28, n.1, p. 155-71, 2000.
- CYSNE, R. P (org.) Da substituição de imposto inflacionário por poupança externa. In: *Plano Real Ano a Ano*, v.1, p.20, 1998.

- DLUHOSCH, B.; FREYTAG, A.; KRÜGER, M. International competitiveness and the balance of payments: do current account deficits and surpluses matter? Cheltenham: E. Elgar, 1996.
- DORNBUSCH, R. Real interest rates, home goods, and optimal external borrowing. *Journal of Political Economy*, v. 91, n.1, p. 141-153, nov. 1983.
- EDWARDS, S. Does the current account matter? *NBER Working Paper* n.8275, mai 2001.
- ENDERS, W. Applied Econometric Time Series. *New York, John Wiley & Sons Inc.*, 2003.
- FLAVIN, M. The adjustment of consumption to changing expectations about future income. *Journal of Political Economy*, 89(5):974-1009, 1981.
- GHOSH, Atish R. International capital mobility amongst the major industrialized countries: too little or too much. *The Economic Journal* 105, p.107-128, January 1995.
- GHOSH, Atish R. & OSTRY, Jonathan D. The current account in developing countries: a perspective from the consumption-smoothing approach. *World Bank Economic Review* 9, p. 305-33, May 1995.
- GLICK, R.; ROGOFF, K. Global versus Country-Specific productivity shocks and the current account. *Journal of Monetary Economics* 35, 159-92, 1995.
- GOMES, F. A. Consumo no Brasil: Teoria da Renda Permanente, Formação de Hábito e Restrição à Liquidez. *Revista Brasileira de Economia*. nº58 (3) p.381-402. Jul/Set 2004.
- GRUBER, J.W. A present value test of habits and the current account. Mimeo, Johns Hopkins University, nov 2000.
- HALL, R. E. Stochastic Implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86: 971-987, 1978.
- HALL, Robert E. Intertemporal Substitution in Consumption. *Journal of Political Economy*, v.96, n.2, p.339-357, Apr.1988.
- IPEA. *Ipeadata: dados macroeconômicos e regionais*. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?12131968>. Acessado em 20/10/07.
- KIM, K.; HALL, V.B.; BUCKLE, R.A. *New Zealand's current account deficit: analysis based on the intertemporal optimization approach*. [S.l.], 2002. 25p. (Treasury Working Paper Series 01/2). Disponível em: <http://www.treasury.govt.nz/workingpapers/2001/twp01-2.pdf>. Acesso em: 17/06/2008.
- KNIGHT, M.; SCACCIAVILLANI, F. Current account: what is their relevance for economic policymaking? Washington, D. C.: International Monetary Fund, 1998. (IMF Working Paper). Disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp9871.pdf>. Acesso em 11 abr. 2008.
- LUCAS, Robert E., Jr., “Econometric Policy Evaluation: A Critique”, in Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1:19-46, 1976.
- MILESI-FERRETTI, G. M.; RAZIN, A. Current account sustainability: selected East Asian and Latin American experiences. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1996. (NBER Working Paper Series, 5791). Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w5791.pdf>. Acesso em 11 abr. 2008.
- OBSTFELD, M. ; ROGOFF, K. The intertemporal approach to the current account. In: GROSSMAN, G.M.; ROGOFF, K. (Eds.). *Handbook of International Economics*. New York: Elsevier, (Handbook of International Economics, v.3). cap. 34, p.1731-99, 1995.
- OBSTFELD, M. ; ROGOFF, K. *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge: MIT University Press, 1996.
- OSTRY, J. D. Current account imbalances in ASEAN countries: are they a problem? Washington, D. C.: International Monetary Fund, 1997. (IMF Working Paper).

Disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp9751.pdf>. Acesso em 21 mar. 2008.

OTTO, Glenn. Testing a present-value model of the current account: Evidence from US and Canadian time series. *Journal of International Money and Finance*, 11, 414-430, 1992.

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80(2): 355-385, 1997.

SACHS, J. The current account in the macroeconomic adjustment process. *Scandinavian Journal of Economics*, 84, 147-159, 1982.

SENNA, Fernanda Assed de A.; ISSLER, João Victor. Mobilidade de Capitais e Movimentos da Conta Corrente do Brasil:1947-1997. *Estudos Econômicos*, v.30, n.4, p.493-523, 2000.

SHEFFRIN, Steven M.; WOO, Wing Thye. Present Value tests of an intertemporal model of the current account. *Journal of International Economics*, v.29, n.3-4, p.237-253, Nov. 1990.

SILVA, Nelson da; ANDRADE, Joaquim Pinto de. Modelo Intertemporal da Conta Corrente: Evidências para o Brasil. XXXII Encontro Nacional de Economia, ANPEC, 2004.

SILVA, Nelson da; ANDRADE, Joaquim Pinto de. Dinâmica das Transações Correntes do Brasil: Avaliação do Modelo Básico da Abordagem Intertemporal. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.36, n.3, p.525-550, dez. 2006.

SILVA, Nelson da; ANDRADE, Joaquim Pinto de. Abordagem Intertemporal da Conta Corrente: Introduzindo Câmbio e Juros no Modelo Básico. *Economia Aplicada*, v. 11, n.2, p.157-187, abril-junho 2007.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48: 1-49, 1980.