

Modelo Intertemporal da Conta Corrente: Evidências para o Brasil

Nelson da Silva^{*}
Joaquim P. Andrade^{**}

Resumo

Neste trabalho seguimos o procedimento de Campbell (1987) para testar a proposição para o caso brasileiro de que a conta corrente é deficitária quando o valor presente das mudanças do PIB descontado do investimento e do consumo final da administração pública no produto líquido ao longo do tempo é positivo. No modelo intertemporal da conta corrente, os choques temporários na economia deveriam afetar a conta corrente, desde que os agentes tomariam empréstimos, ou emprestariam, no mercado de capitais internacional para manter o padrão de consumo. Quando os choques são permanentes, entretanto, as famílias ajustam seus níveis de consumo e o efeito sobre a conta corrente deveria ser relativamente pequeno. Isso significa que o modelo deveria se ajustar bem em países com flutuações de curto prazo. O resultado empírico deste trabalho sugere que o modelo intertemporal da conta corrente considerado consegue explicar a flutuação trimestral e anual no saldo das transações corrente do Brasil, dando suporte para a assertiva de que o déficit em conta corrente pode ser apropriadamente visto como o resultado das ações das famílias residentes para suavizar o consumo, implicando que os agentes esperam um crescimento do produto líquido nos próximos anos.

Palavras-Chave: **Conta Corrente – Suavização do Consumo – VAR.**

Abstract

The paper uses the procedure developed first by Campbell (1987) to test, for the Brazilian economy, the proposition that the balance of the current account is negatively related to the present value of the future changes of the GDP net of the investment and consumption of the government. Within the framework of intertemporal choice transitory shocks should affect the current account since the agents use credit or give loans in the international capital market to smooth the consumption pattern. On the contrary, when the shocks are permanent the agents adjust to a new consumption level and the effect on the current account is small. This means that the model should adjust fairly well in countries with short run fluctuations. The empirical results of this work suggest that the present value of the future GDP path is able to explain the behavior of the quarter and annual Brazilian current account giving support to the model of intertemporal choice optimization.

Key-Words: **Current Account – Smoothing of Consumption - VAR**

* Departamento de Economia, Universidade de Brasília (UnB), e-mail: nelson@unb.br

** Universidade de Brasília. Instituto de Ciências Humanas Departamento de Economia Campus Universitário Darcy Ribeiro - ICC Ala Norte Brasília-DF CEP 70910-900, Tel: (61) 307-2498 Fax: (61) 340-2311, e-mail: jandrade@unb.br.

Introdução

A teoria intertemporal da conta corrente foi pioneiramente desenvolvida por Sachs (1982) e mais tarde canonizada por Obstfeld e Rogoff (1996) e apresenta-se como um importante instrumento na análise macroeconômica das economias abertas. Como observa Nason e Rogers (2003), os economistas progressivamente têm usado a estrutura analítica do modelo intertemporal da conta corrente para estudar os movimentos da conta de transações correntes de uma pequena economia aberta enfatizando o comportamento “forward-looking” dos agentes¹.

Na sua estratégia de modelagem, a teoria intertemporal considera a conta corrente como uma ferramenta doméstica na qual os residentes usam para suavizar o consumo frente aos choques específicos² do país doméstico tomando ou cedendo empréstimos ao resto do mundo. Com a hipótese de uma taxa de juros real mundial exógena e constante, quando se espera que a renda futura aumente, em razão de um choque tecnológico específico do país, por exemplo, os agentes domésticos procuram suavizar o consumo contraindo empréstimos no mercado financeiro internacional por conta disso e, conseqüentemente, a economia enfrenta um déficit em conta corrente. Nesse sentido, a modelagem intertemporal enfatiza as flutuações na renda permanente para explicar movimentos na conta corrente.

A conta corrente é uma das formas mais importantes para se descrever a mobilidade internacional de capitais. Nesse artigo testamos o modelo intertemporal da conta corrente com suavização do consumo usando dados anuais e trimestrais da economia brasileira. Especificamente, esse modelo exprime que, 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. Para atingir o objetivo apresentado acima esse trabalho tem a seguinte estrutura. A teoria subjacente aos testes será apresentada na seção 2. A descrição do método adotado será discutida na seção seguinte. Os resultados e a discussão dos mesmos são apresentados na seção 4. No tópico 5 apresentamos alguns trabalhos relacionados e possíveis direcionamentos de pesquisa. A parte final do trabalho é destinada às conclusões.

¹ Obstfeld e Rogoff (1996) apresentam uma revisão compreensível dos modelos de conta corrente que assumem otimização intertemporal por parte das famílias e das firmas.

² Entretanto, um distúrbio global não afeta a conta corrente de uma pequena economia nesse modelo. Dado que, por hipótese, as economias são homogêneas e reagem simetricamente a choques, um movimento global, na tecnologia, por exemplo, não fornece às famílias a oportunidade de suavizar o consumo e, assim, nenhum efeito é registrado nas transações correntes.

2. O modelo

A conta corrente é definida como a variação nos ativos estrangeiros líquidos de um país e isso corresponde a soma do produto interno e dos juros sobre o débito estrangeiro de uma economia, líquidos do investimento, gastos do governo e consumo privado. Portanto, expressamos o excedente em conta corrente como³:

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

Na equação (1) B_{t+1} é o valor dos ativos estrangeiros líquidos⁴ da economia no final do período t , Y é o Produto Interno Bruto (PIB), $Y_t + rB_t$ corresponde ao Produto Nacional Bruto (PNB), C é o consumo agregado das famílias, G o consumo final da administração pública, I os investimentos e supomos que a economia está diante da taxa de juros real $r > 0$, constante.

Nos modelos intertemporais padrões da conta corrente o consumo é modelado como sendo escolhido por um agente representativo maximizando uma função utilidade separável definida sobre o consumo agregado. Assuma que o indivíduo representativo maximiza o valor esperado da função utilidade vitalícia;

$$(2) U_t = E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s) \right\}.$$

Em (2) β é o fator de desconto intertemporal e E_t é o operador de expectativas. A restrição orçamentária de horizonte infinito relevante, que pode ser derivada iterativamente a partir da equação (1) impondo-se a condição de transversalidade $\lim_{T \rightarrow \infty} [(1/(1+r))^T B_{t+T+1}] = 0$, é dada por:

$$(3) \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (C_s + I_s) = (1+r)B_t + \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (Y_s - G_s).$$

A identidade da conta corrente (1) pode ser usada para eliminar o consumo da função utilidade (2), tornando, dessa forma, o problema do indivíduo na maximização irrestrita da

³ 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.

⁴ No modelo, seguindo Glick e Rogoff (1995), um título livre de risco, denominado em termos do bem de consumo, é o único ativo trocado internacionalmente.

equação abaixo (4) em relação à seqüência do plano de contingente para a retenção de ativos estrangeiros líquidos:

$$(4) \quad U_t = E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u[(1+r)B_s - B_{s+1} + Y_s - G_s - I_s] \right\}.$$

A condição de primeira ordem em relação à mudança incondicional em B_{s+1} , derivada de (4), é:

$$E_t \{u'(C_s)\} = (1+r)\beta E_t \{u'(C_{s+1})\}.$$

Para o período $s = t$, a condição de primeira ordem acima implica que a equação de Euler estocástica é dada por:

$$(5) \quad u'(C_t) = (1+r)\beta E_t \{u'(C_{t+1})\}.$$

Para fins empíricos, assuma que a função utilidade do período é da seguinte forma:

$$(6) \quad u(C) = C - a_0 C^2 / 2 \quad a_0 > 0.$$

A fim de restringir que o consumo siga uma trajetória de longo prazo sem tendência, especificamos que $(1+r)\beta=1$. Substituindo a utilidade marginal que pode ser obtida da equação (6) na equação de Euler (5) chegamos ao resultado no qual o consumo segue um caminho aleatório⁵:

$$(7) \quad E_t C_{t+1} = C_t.$$

Podemos usar a equação de Euler para derivar uma forma reduzida para o nível de consumo como uma função dos valores correntes e esperados do produto (Y), consumo do governo (G) e investimento (I). Para tanto, tome a expectativa dois dos lados de (3):

$$(8) \quad E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (C_s + I_s) \right\} = E_t \left\{ (1+r)B_t + \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (Y_s - G_s) \right\}.$$

No caso da utilidade quadrática e pela lei das expectativas iteradas, a equação de Euler (5) implica que para qualquer $s > t$, $E_t C_s = E_t C_{s-1} = \dots = E_t C_{t+1} = C_t$. Substituindo C_t por $E_t C_t$ na restrição orçamentária (8) e rearranjando chegamos ao seguinte resultado:

⁵ A expectativa é condicional a toda informação disponível.

$$(9) \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} C_t = E_t \left\{ (1+r)B_t + \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (Y_s - G_s - I_s) \right\}.$$

Dessa forma, a solução reduzida para o nível de consumo a partir de (9) é vista ser:

$$(10) C_t = \frac{r}{1+r} \left\{ (1+r)B_t + \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t (Y_s - G_s - I_s) \right\}.$$

Com utilidade quadrática o consumo é determinado de acordo com o princípio da certeza equivalente. Os agentes tomam suas decisões agindo como se as variáveis estocásticas futuras fossem, com certeza, igual as suas médias condicionais. O princípio da certeza equivalente é apropriado nesse contexto em razão da função utilidade quadrática tornar a utilidade marginal do consumo linear em C .

Como salientam Obstfeld e Rogoff (1996), a função consumo (10) pode ser vista como uma aproximação que captura o “espírito” da hipótese de suavização do consumo de Friedman (1957). Esse modelo tratável gera “insights” sobre os efeitos de médio e curto prazo das flutuações.

2.1 Teste do modelo de conta corrente estocástico para um país pequeno

Para uma taxa de juros real r constante, defina o nível permanente da variável X na data t por:

$$(11) \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \tilde{X}_t = \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} X_s.$$

Um nível permanente da variável é sua anuidade a taxa de juros vigente, ou seja, o nível constante da variável com o mesmo valor presente verificado quando a variável assume valores distintos. Resolvendo (11) para \tilde{X}_t e tomando as expectativas em t :

$$(12) E_t \tilde{X}_t = \frac{r}{1+r} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t X_s.$$

Assuma que $\beta = 1/(1+r)$ e, então, substitua a função consumo (10) correspondente a essa hipótese na identidade da conta corrente (1):

$$(13) CA_t = B_{t+1} - B_t = Y_t - G_t - I_t - \frac{r}{1+r} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t (Y_s - G_s - I_s).$$

Use a definição (12) para estabelecer os níveis permanentes do PIB, consumo final da administração pública e investimento e, então, substitua na equação (13) para encontrar a equação fundamental da conta corrente em um ambiente estocástico:

$$(14) \quad CA_t = B_{t+1} - B_t = (Y_t - E_t \tilde{Y}_t) - (G_t - E_t \tilde{G}_t) - (I_t - E_t \tilde{I}_t).$$

Embora a equação (14) seja muito simples, ela captura o “insight” significativo do modelo de conta corrente. De acordo com a equação (14), se o produto está abaixo do seu nível permanente esperado $(Y_t - E_t \tilde{Y}_t) < 0$, haverá um déficit maior na conta corrente. Da mesma forma, se o investimento aumenta acima do seu nível permanente, também se verificará um saldo negativo na conta corrente. A razão para isso é que novos investimentos podem ser parcialmente financiados através de empréstimos estrangeiros, gerando, portanto, o déficit. Ainda, um aumento no consumo final da administração pública acima de $E_t \tilde{G}_t$ resultará em déficit nas transações correntes.

A fim de construir uma forma de avaliar o modelo de conta corrente estocástico (14) defina o produto líquido Z , também chamado na literatura de fluxo de caixa nacional nominal da economia, como:

$$(15) \quad Z \equiv Y - G - I.$$

Essa definição faz com que a equação (14) tome a forma simples:

$$(16) \quad CA_t = Z_t - E_t \tilde{Z}_t.$$

Para testar as implicações do modelo de conta corrente estocástico, seguindo Campbell (1987), escreva a equação (14) de uma forma mais conveniente, tal como:

$$(17) \quad CA_t = - \sum_{s=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \Delta Z_s.$$

A equação (17) indica o valor presente da conta corrente e um déficit pode ser um indicativo de aumentos futuros no produto líquido. 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, partidários do modelo 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 graficamente os deslocamentos na conta corrente.

Ainda em relação à equação (17), ela mostra que a conta corrente é deficitária quando o valor presente das mudanças no produto líquido ao longo do tempo é positivo, ou seja,

quando se espera que a renda líquida futura esteja acima da sua tendência, o saldo em transações correntes é negativo em função da suavização do consumo final por parte das famílias. Ao usarmos o diferencial do fluxo de caixa nominal, $(Y - G - I)$, estamos reduzindo as chances de nos depararmos com variáveis não-estacionárias⁶. Para testarmos o modelo, tentamos determinar se a conta corrente reflete nossa expectativa sobre o futuro do produto líquido e se a suavização do consumo tem algum poder explicativo.

Intuitivamente, os choques temporários na economia deveriam afetar a conta corrente, desde que os agentes tomariam empréstimos, ou emprestariam, no mercado de capitais internacional para manter o padrão de consumo. Quando os choques são permanentes, entretanto, as famílias ajustam seus níveis de consumo e o efeito sobre a conta corrente deveria ser relativamente pequeno⁷. Isso significa que o modelo deveria se ajustar bem em países com flutuações de curto prazo. Os testes realizados nesse trabalho tentam verificar a validade dessa proposição para o caso brasileiro.

3. Método

3.1. Dados

O modelo analítico que usamos e os testes seguem na tradição dos trabalhos teóricos e empíricos desenvolvidos por Sachs (1982), Campbell (1987), Sheffrin e Woo (1990), Otto (1992) e Ghosh (1995). Usamos os dados anuais e trimestrais para a economia brasileira referente aos períodos 1947-2002 e 1991:1 a 2003:2. Os dados sobre PIB, consumo e formação bruta de capital fixo foram retirados da base de informações do IPEA. Todos os valores foram convertidos a preços constantes de um período de referência fixo pelo deflator implícito do PIB, tendo como base o ano de 2002 para a amostra anual e a média de 2002 para o caso trimestral.

3.2. Testes

O grande desafio para estimar a equação (17) é estabelecer a expectativa dos agentes. As informações que os agentes utilizam para calcular o valor presente das variações esperadas no produto líquido (Z) incluem os valores do saldo das transações em conta corrente. Em outras palavras, o nível presente da conta corrente deveria conter alguma informação sobre os movimentos futuros do produto líquido (Z).

⁶ Nos anexos AII e AV apresentamos os testes de raiz unitária para $Z = Y - I - G$ em ambos os casos que estamos considerando neste trabalho, trimestral e anual.

⁷ Glick e Rogoff (1995) mostram que choques específicos de curto prazo conduzem a dinâmica da conta corrente e, também, que, teoricamente, a conta corrente deveria ser afetada negativamente em resposta a um choque permanente na medida em que se desejaria investir mais e poupar menos em antecipação ao aumento do produto.

Todas as informações disponíveis para os consumidores são capturadas por se usar os valores atuais e defasados da conta corrente conjuntamente com as informações sobre as variações do produto líquido. No que se refere ao produto líquido, podemos explorar isso através do passado. Desde que as duas variáveis podem ter efeitos recíprocos, um vetor auto-regressivo (VAR) pode ser utilizado:

$$(18) \begin{bmatrix} \Delta Z_s \\ CA_s \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Z_{s-1} \\ CA_{s-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1s} \\ \varepsilon_{2s} \end{bmatrix}$$

Na equação acima, ΔZ designa as mudanças no produto líquido ao longo do tempo e CA o saldo em transações correntes. Podemos prever ΔZ pré-multiplicando a equação (18) pelo vetor $[1 \ 0]$:

$$(19) E_t \Delta Z_s = [1 \ 0] \Psi^{s-t} \begin{bmatrix} \Delta Z_t \\ CA_t \end{bmatrix}$$

Na equação (19) Ψ é um vetor 2x2 de coeficientes. A estimação da conta corrente, isto é, o lado direito da equação (17), é igual à⁸:

$$(20) \hat{CA}_t = -[1 \ 0] \left(\frac{1}{1+r} \Psi \right) \left(I - \frac{1}{1+r} \Psi \right)^{-1} \begin{bmatrix} \Delta Z_t \\ CA_t \end{bmatrix}$$

$$(21) \hat{CA}_t \equiv [\Phi_{\Delta Z} \ \Phi_{CA}] \begin{bmatrix} \Delta Z_t \\ CA_t \end{bmatrix}$$

Note que de acordo com a teoria o vetor Φ (1x2), deveria ser igual à $[0 \ 1]$, desde que os valores esperados e atuais da conta corrente devem ser iguais.

3.3. Resultados

Período trimestral (2001:1 a 2003:2)

A tabela I apresenta os principais resultados obtidos ao se estimar um modelo VAR(1) para ΔZ e CA :

⁸ Os detalhes referentes à derivação da equação (20) são apresentados em Rogoff e Obstfeld (1996).

Tabela I – Resultados para o modelo de valor presente trimestral (1991:1 – 2003:2)

$$\text{VAR: } \begin{bmatrix} \Delta Z_t \\ CA_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.121785 & -0.341553 \\ (-0.6071) & (-2.2200) \\ -0.100973 & 0.591449 \\ (-0.6319) & (5.0800) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Z_{t-1} \\ CA_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_{1t} \\ \hat{\varepsilon}_{2t} \end{bmatrix}$$

$$\bar{R}_{\Delta Z}^2 = 0.146459 \quad \bar{R}_{CA}^2 = 0.045994$$

$$\hat{\Phi}_{\Delta Z} = 0.041385 \quad \hat{\Phi}_{CA} = 0.729946$$

$$\text{Ortogonalidade: } CA_t - \Delta Z_{t-1} - (1+r)CA_{t-1} = 4140.568 - 0.106320 + 0.282730 \\ (-2.28564) \quad (1.18878) \quad (-3.06566)$$

Significância conjunta dos lags: F-statistic: 2.25 - Prob(F-statistic) 0.117767

Nota: 1) os resultados na tabela 1 estão baseados em uma taxa de juros $r = 4\%$; 2) números em parênteses representam a estatística t.

Para corrigir os possíveis efeitos de heterocedasticidade usamos o método proposto por White (1980). Quanto à estrutura das defasagens, no anexo AI apresentamos o teste realizado para sustentar a ordem do modelo VAR. Em AI, pelo critério de informação de Schwarz, podemos nos certificar que apenas uma defasagem é suficiente para capturar a dinâmica das duas variáveis.

Na última linha da tabela acima apresentamos o teste de ortogonalidade que, como salienta Otto (2003), é mais forte que o teste da causalidade no sentido de Granger. Seguindo Otto (2003) efetuamos o teste definindo primeiramente a variável $X_t = CA_t - \Delta Z_t - (1+r)CA_{t-1}$. Em seguida estimamos a seguinte regressão:

$$(22) \quad X_t = \pi + \theta_1 CA_{t-1} + \theta_2 \Delta Z_{t-1} + v_t$$

O valor da estatística F da tabela I revela o teste de hipótese $\theta_1 = \theta_2 = 0$. Quando rejeitamos a hipótese nula, estamos diante da evidência contra o modelo. Pelo valor da estatística F (2,25) e sua probabilidade associada (11,18) não rejeitamos a hipótese nula. Portanto,

podemos afirmar tecnicamente que a conta corrente causa mudanças no fluxo de caixa nominal ΔZ e não rejeitamos o modelo do valor presente da conta corrente⁹.

A estimativa para a equação ΔZ_t no modelo VAR indica que há um forte suporte nos dados para a hipótese de que a conta corrente é útil para prever mudanças futuras no fluxo de caixa nominal. O coeficiente sobre o valor defasado da conta corrente (-0,34) é estatisticamente significativo (-2,22) e tem um sinal negativo indicando, como estabelecido pelo modelo do valor presente, que um déficit na conta corrente hoje implica um aumento no fluxo de caixa futuro.

Para examinarmos a questão do ajuste podemos usar o modelo intertemporal da conta corrente (17) e o modelo VAR estimado acima para computarmos a conta corrente ótima (21). Essa é a conta corrente que deveria ser observada se as restrições implicadas pelo modelo do valor presente fossem exatamente observadas. A conta corrente ótima, então, pode ser comparada com os dados verificados na realidade.

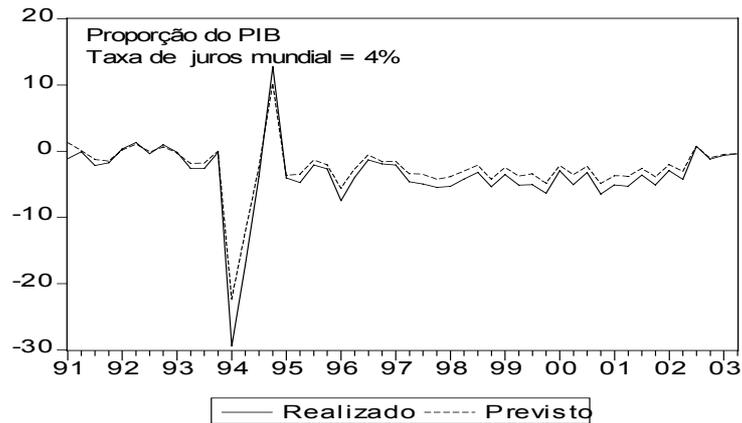
Como indicado pela equação (21), a conta corrente ótima é obtida por tomar uma combinação linear de ΔZ e CA . Os pesos estimados são funções não-lineares dos coeficientes do VAR e assumimos uma taxa de juros de 4%¹⁰. Como mostrado anteriormente $\Phi_{\Delta Z}$ e Φ_{CA} deveriam ser zero e um, respectivamente, para que o modelo usado seja válido. Usando a equação anterior à (21) notamos que as restrições sobre os coeficientes implicam que $\psi_{22} - \psi_{12} = 1 + r$ e $\psi_{11} = \psi_{21}$. Essas restrições conjuntas foram testadas usando um teste de Wald. Como relatado na tabela AIII (anexo), o teste indica forte aceitação da hipótese nula. Isso sugere que o Brasil não teve dificuldades em suavizar o consumo através de empréstimos externos em face de choques exógenos.

Juntamos a conta corrente ótima implicada pelas estimativas do modelo VAR substituídos na equação (21) num mesmo gráfico com os valores realizados durante o período considerado. Dessa forma obtemos a figura abaixo:

Gráfico I – Conta corrente ótima prevista e realizada trimestral (1991:1 2003:2).

⁹ A derivação do teste de restrição de ortogonalidade usa o fato que os agentes têm expectativas racionais.

¹⁰ Essa taxa tem sido comumente adotado pelos trabalhos que buscam verificar a evidência empírica da suavização do consumo e a conta corrente, como por exemplo, Agénor et al. (1999), Kim, Hall e Buckle (2002), Trehan e Walsh (1991). Ao simularmos taxas de 6, 8 e 10% não encontramos diferenças significativas e as conclusões continuam válidas.



O gráfico I mostra que, de fato, as duas séries movem-se proximamente juntas. Isso indica que os sucessivos déficits em conta corrente como proporção do PIB da economia brasileira são virtualmente muito semelhantes aos que são previstos pelo modelo intertemporal básico da conta corrente que estamos usando.

Período anual (1947 a 2002)

A tabela II apresenta os principais resultados obtidos ao se estimar um modelo VAR(1) para ΔZ e CA quando trabalhamos com dados anuais relativo ao período 1947 a 2002:

Tabela II – Resultados para o modelo de valor presente anual (1947-2002)

$$\text{VAR: } \begin{bmatrix} \Delta Z_t \\ CA_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.325461 & -0.169107 \\ -0.041616 & 0.777830 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Z_{t-1} \\ CA_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_{1t} \\ \hat{\varepsilon}_{2t} \end{bmatrix}$$

(2.18158) (-0.85071)
(-0.35304) (7.38216)

$$\bar{R}_{\Delta Z}^2 = -0.025301 \quad \bar{R}_{CA}^2 = 0.487290$$

$$\hat{\Phi}_{\Delta Z} = -0.5123 \quad \hat{\Phi}_{CA} = 0.975474$$

$$\text{Ortogonalidade: } CA_t - \Delta Z_{t-1} - (1+r)CA_{t-1} = -65.87703 - 0.281746 - 0.230368$$

(-2.50802) (-1.23815) (-1.12296)

Significância conjunta dos lags: F-statistic: 2.556145 Prob(F-statistic) 0.087511

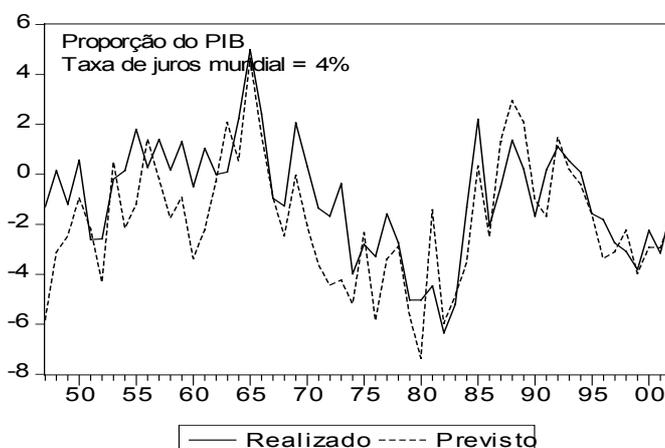
Em relação ao teste de significância conjunta, similar ao caso anterior, da estatística F (2,55) e sua probabilidade (8,75) não rejeitamos a hipótese nula e, portanto, a conta corrente causa mudanças no fluxo de caixa nominal ΔZ para os dados anuais.

Note, contudo, que o coeficiente sobre o valor defasado da conta corrente (-0,17) não é estatisticamente significativo (-0,85) embora ainda tenha um sinal negativo indicando que um déficit na conta corrente presente implica um aumento no fluxo de caixa futuro.

Na questão da validade do modelo, o teste conjunto das restrições, apresentado no anexo AVI, indica a não rejeição da hipótese nula, ou seja, a condição de que $\Phi_{\Delta Z}$ e Φ_{CA} deveriam ser zero e uma ainda é atendida. Entretanto, obtemos uma probabilidade de apenas 5,4% no teste Wald, o que implica que os dados trimestrais que usamos se ajustam bem melhor ao modelo do que os dados anuais. Novamente, os testes permitem dizer que o Brasil não teve dificuldades em suavizar o consumo no período 1947-2002.

O gráfico II, construído de forma análoga ao I, evidencia que as duas séries também movem-se juntas para o período considerado. Agora, os sucessivos déficits e superávits em conta corrente como proporção são semelhantes aos indicados pelo modelo intertemporal básico da conta corrente.

Gráfico I – Conta corrente ótima (previsto) e realizada anual (1947 – 2002).



4. Extensões

Nessa seção apresentamos de maneira breve e informal alguns trabalhos relacionados com o tema e possíveis encaminhamentos para pesquisas futuras.

Edwards (2001) apresenta uma discussão sobre algumas extensões do modelo. O relaxamento da hipótese de que o fator de desconto subjetivo é igual ao fator de desconto mundial não altera as implicações centrais do modelo. Se, por outro lado, a hipótese de uma taxa de juros mundial constante for abrandada, a análise torna-se mais complicada.

A idéia central é que se existe um choque no mercado de capitais internacional tal que diminua a taxa de juros mundial, 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.

Nesse caso o déficit em conta corrente será fundamentalmente afetado pela posição líquida de ativos estrangeiros da economia e pela relação entre a taxa de juros mundial e seu valor permanente \tilde{r}_t . Sob essa hipótese, a equação (14) pode ser escrita da seguinte forma:

$$(23) \quad CA_t = B_{t+1} - B_t = (Y_t - E_t \tilde{Y}_t) - (G_t - E_t \tilde{G}_t) - (I_t - E_t \tilde{I}_t) + (r_t - E_t \tilde{r}_t) B_t + \xi_t.$$

Na equação acima, ξ_t é uma fator de ajustamento do consumo que se origina do fato 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 mundo, ou seja, $B_t < 0$, 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.

Uma característica central dos modelos intertemporais da conta corrente, tal como o testado neste trabalho, diz respeito ao 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, tal que permita formação de hábito no mesmo, e formula um teste com o propósito de avaliar a validade empírica do modelo. Com hábito o agente representativo considera a renda permanente e a taxa de crescimento do consumo quando toma a decisão sobre o consumo presente. O artigo também fornece uma estimativa para a conta corrente baseado sobre a previsão de mudanças no produto líquido, tal como o modelo usado aqui. Os resultados estimados pelo autor sugerem que a adição da formação de hábito aperfeiçoa o ajustamento empírico do modelo padrão para a maioria dos 12 países industrializados pesquisados por ele.

O modelo intertemporal apresentado neste artigo funciona, abstraindo-se do investimento, como uma aplicação da renda permanente. Pereira (2003) aplica na estrutura de uma pequena economia aberta, simultaneamente, a idéia de que algumas famílias sempre gastam a totalidade da sua renda corrente (“thumb rule”) e a de formação de hábito. Usando dados da conta corrente da Austrália, Canadá, Finlândia, Alemanha, Israel, Itália, Holanda, Espanha, África do Sul e Turquia, o autor afirma que obtém resultados significativos em favor da visão de que “thumb rule” desempenha um papel importante na economia, indo, dessa forma, em contradição com a hipótese da renda permanente. Por outro lado, os resultados referentes à formação de hábito não são significativos. Para a maioria dos países, assim como no nosso caso, os valores previstos ajustam-se relativamente bem aos dados realizados da conta corrente.

5. Conclusão

Nesse trabalho usamos um modelo estocástico intertemporal padrão aplicado usualmente em trabalhos empíricos para se analisar o impacto de fatores reais na conta corrente de uma pequena economia. De acordo com essa teoria, sob certas hipóteses, quando se espera que a renda futura aumente, em razão de algum choque específico ao país doméstico, os agentes internos procuram suavizar o consumo contraindo empréstimos no mercado financeiro internacional por conta disso e, conseqüentemente, a economia enfrenta um déficit em conta corrente.

O resultado empírico deste trabalho sugere que o modelo intertemporal da conta corrente considerado consegue explicar a flutuação trimestral e anual no saldo das transações corrente do Brasil. Isso dá suporte teórico para a assertiva de que o déficit em conta corrente, dependendo da persistência do choque, pode ser apropriadamente visto como o resultado das ações dos agentes residentes para suavizar o consumo. Pela proposição básica do modelo, podemos afirmar que o déficit em conta corrente verificado ao longo do período 1991:1 a 2003:2 implica que os agentes esperam um crescimento do produto líquido nos próximos anos. Se o produto líquido é esperado aumentar ao longo do tempo, é ótimo para o país aumentar seu débito externo por conta de recursos futuros, o que leva o país a incorrer em déficits na conta de transações correntes. O mesmo resultado vale para o período 1947 a 2002.

Achamos importante enfatizar que os nossos resultados estão em consonância com outros trabalhos para países industrializados. Contudo, mesmo que o modelo intertemporal da conta corrente seja útil na medida em que ele fornece uma maneira coerente de se pensar sobre o assunto, devemos tomar esses resultados com certa cautela, pois o modelo testado é derivado de uma estrutura intertemporal restritiva. A taxa de juros mundial é tomada constante sobre o tempo e a hipótese de um único bem significa que não existe nenhum papel da taxa de câmbio para afetar a conta corrente. Ainda, muitos dos coeficientes que encontramos não são estatisticamente significantes, reduzindo a precisão das conclusões.

O modelo simples analisado neste trabalho pode ajustar-se melhor aos dados se ampliado em outras dimensões. Uma extensão do trabalho pode ser direcionada para se analisar um modelo de conta corrente com persistência de hábito, na linha de Gruber (2000) e Pereira (2003), entre outros, o que implica em lentidão no ajuste do consumo aos diferentes choques. Outra direção possível pode ser testar o ajustamento dos modelos que relaxam a hipótese de que a taxa de juros mundial é constante. Para isso, pode-se fazer uso do modelo elaborado por Edwards (2001), por exemplo.

Referências

AGÉNOR, P.-R. et al. Consumption smoothing and current account: evidence for France, 1970-1996. **Journal of International Money and Finance**, n.11, 1999.

BERGIN, P.R., SHEFFRIN, S.M. Interest rates, exchange rates, present value models of the current account. **Economic Journal**, 110, 535-558, 2000.

CAMPBELL, J. Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis. **Econometrica**, 55, nov., pp. 1249-1273, 1987.

EDWARDS, S. Does the current account matter? **NBER Working Paper** n. 8275, mai 2001.

FRIEDMAN, M. A Theory of the Consumption Function. Princeton: Princeton University Press, 1957.

GHOSH, A. R. International capital mobility amongst the major industrialized countries: Too little or too much? **The economic journal**, 105, pp. 107-128, 1995.

GLICK, R.; ROGOFF, K. Global versus Country-Specific productivity shocks and the current account. *Journal of Monetary Economics* 35, 159-92, 1995.

GRUBER, J. W. A Present Value Test of Habits and the Current Account. Mimeo, **Johns Hopkins University**, nov 2000.

KIM, K., HALL, V.B., BUCKLE, R.A. New Zealand's current account deficit: Analysis based on the intertemporal optimisation approach. **Treasury Working Paper**, n.1, 2002.

NASON, J. M.; ROGERS, J. H. The Present-Value model of the current account has been rejected: Round up the usual suspects. **Federal Reserve Bank of Atlanta: Working Paper** 2003-7a, out 2003.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. **Foundations of international macroeconomics**. The MIT PRESS, Cambridge, Massachusetts, 1996.

OTTO, G. Can an intertemporal model explain Australia's current account deficits? **The Australian economic review**, vol. 36, pp. 350-9, 2003.

OTTO, G. 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.

PEREIRA, R. M. Current account dynamics with rule of thumb consumers. Cornell University, mai 2003.

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

SHEFFRIN, S.; WOO, W.T. Present Value Tests of an Intertemporal Model of the Current Account. **Journal of International Economics**, 29 (3-4), 237-253, nov 1990.

TREHAN, B., WALSH, C.E. Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. **Journal Money, Credit, Bank**, 23, pp. 206-223, 1991.

WHITE, H. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. **Econometrica**, vol. 48, pp. 817-38, 1980.

Anexos

Período Trimestral

Anexo AI – Determinação do “lag” do VAR (1991:1 – 2003:2)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC
1	-953.5054	NA	2.73E+16	43.52297	43.68517*
2	-949.8608	6.626478	2.78E+16	43.53913	43.86353
3	-938.8008	19.10369*	2.02E+16	43.21822	43.70482
4	-933.8003	8.182591	1.94E+16*	43.17274*	43.82154

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Nota: * indica a ordem do VAR selecionado pelo critério. O número de defasagens no modelo VAR foi determinado pelo critério SC.

Anexo AII – Teste de raiz unitária para o fluxo de caixa nominal ΔZ (1991:1– 2003:2)

Variável	Coefficiente	erro padrão	estatística – t	Prob.
$\Delta(Z(-1))$	-3.965157	0.702863	-5.641438	0.0000
$\Delta(Z(-1),2)$	2.440504	0.625334	3.902718	0.0004
$\Delta(Z(-2),2)$	1.908097	0.536830	3.554376	0.0011
$\Delta(Z(-3),2)$	1.105262	0.395296	2.796036	0.0083

Nota: Valor crítico da estatística t a 1% = -3.596616

Anexo AIII – Valor estimado de $\Phi_{\Delta Z}$ e Φ_{CA} e Teste Wald para restrição dos parâmetros para que $\Phi_{\Delta Z} = 0$ e $\Phi_{CA} = 1$ (1991:1 – 2003:2; $r = 4\%$)

<u>Hipótese nula</u>	<u>Qui-quadrado</u>	<u>Probabilidade</u>
$\psi_{22} - \psi_{12} = 1 + r, \psi_{11} = \psi_{21}$	0.301685	0.859983
$\Phi_{\Delta Z}$ Estimado = 0.041385	Φ_{CA} Estimado = 0.729946	

Período Anual

Anexo AIV – Determinação do “lag” do VAR (1947 – 2002)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC
1	-632.5613	NA	2.38E+08	24.96319	25.11470*
2	-628.2595	7.928736	2.35E+08*	24.95135*	25.25439
3	-626.7119	2.731188	2.59E+08	25.04752	25.50207
4	-626.0221	1.163180	2.96E+08	25.17734	25.78340

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Nota: * indica a ordem do VAR selecionado pelo critério. O número de defasagens no modelo VAR foi determinado pelo critério SC.

Anexo AV – Teste de raiz unitária para o fluxo de caixa nominal ΔZ (1947–2002)

Variável	Coefficiente	erro padrão	estatística – t	Prob.
$\Delta(Z(-1))$	-0.549044	0.206961	-2.652886	0.0109
$\Delta(Z(-1),2)$	-0.122894	0.199095	-0.617264	0.5400
$\Delta(Z(-2),2)$	-0.120227	0.174916	-0.687338	0.4952
$\Delta(Z(-3),2)$	-0.032311	0.146012	-0.221292	0.8258

Nota: Valor crítico da estatística t a 1% = -2.612033

Anexo AVI – Valor estimado de $\Phi_{\Delta Z}$ e Φ_{CA} e Teste Wald para restrição dos parâmetros para que $\Phi_{\Delta Z} = 0$ e $\Phi_{CA} = 1$ (1947-2002; $r = 4\%$)

<u>Hipótese nula</u>	<u>Qui-quadrado</u>	<u>Probabilidade</u>
$\Psi_{22} - \Psi_{12} = 1 + r, \Psi_{11} = \Psi_{21}$	5.833176	0.0541
$\Phi_{\Delta Z}$ Estimado = -0.5123	Φ_{CA} Estimado = 0.975474	
