

DINÂMICA DA CONTA DE TRANSAÇÕES CORRENTES DO BRASIL: AVALIAÇÃO DO MODELO BÁSICO DA ABORDAGEM INTERTEMPORAL*

Nelson da Silva

Da Universidade Federal de Viçosa

Joaquim Pinto de Andrade

Da Universidade de Brasília

Este artigo retoma para o caso brasileiro a avaliação empírica do modelo básico da abordagem intertemporal da conta corrente. Ghosh e Ostry (1995) e Senna e Issler (2000) foram os pioneiros nessa literatura. Além de serem refeitos os testes econométricos tradicionais com dados atualizados, a inovação principal deste artigo consiste na utilização da técnica proposta por Kano (2003) para se verificar o impacto sobre as transações correntes dos choques transitórios e permanentes no produto líquido. Ademais, por meio de procedimento *bootstrapping*, intervalos de confiança dos valores estimados da conta corrente foram construídos com o objetivo de refinar a análise gráfica do modelo. Os resultados dos testes econométricos tradicionais comprovaram o fraco desempenho do modelo básico e, de forma contrária à prevista pelo modelo teórico, a análise impulso-resposta mostrou que os choques permanentes no produto líquido afetam significativamente a conta corrente.

1 INTRODUÇÃO

A moderna teoria intertemporal da conta corrente foi pioneiramente desenvolvida por Sachs (1982) e mais tarde disseminada por Obstfeld e Rogoff (1996). No modelo intertemporal básico, os choques temporários na economia afetam a conta corrente. Quando os choques são permanentes, entretanto, as famílias ajustam seus níveis de consumo e o efeito sobre a conta corrente deve ser relativamente pequeno.

Ghosh e Ostry (1995) foram os primeiros a aplicar os testes econométricos com dados da economia brasileira. Na verdade, os testes foram empregados para um conjunto de 44 países em desenvolvimento, entre os quais o Brasil. Eles concluíram que a conta corrente funciona como meio pelo qual os choques no produto líquido podem ser amortecidos para suavização do consumo, e caracterizaram a economia brasileira como possuidora de alto grau de mobilidade de capitais.

Senna e Issler (2000) também testaram as proposições do modelo intertemporal na linha de Ghosh e Ostry (1995), contudo exclusivamente para o Brasil. A motivação para refazer tal exercício decorreu da suspeita dos autores no cuidado com a modelagem econométrica. O maior rigor econométrico e a ampliação da amostra levaram os autores a encontrar resultados diferentes. Senna e Issler (2000) argumentam que o padrão da conta corrente brasileira não é consistente

* Os autores gostariam de agradecer os comentários e sugestões de dois pareceristas anônimos.

com o modelo básico. Além disso, a volatilidade da conta corrente real mostrou-se superior à da série construída de acordo com o modelo, implicando a presença de capitais especulativos de curto prazo.

Neste trabalho refaz-se o exercício de se testar para o Brasil o modelo básico da abordagem intertemporal da conta corrente. A contribuição do artigo na análise da dinâmica da conta de transações correntes no Brasil vai nas seguintes direções: *a)* além de atualizar os dados utilizados em trabalhos anteriores, inclui-se uma amostra trimestral compreendendo o período 1991:1-2004:1, o que permite verificar a capacidade do modelo para explicar os fatores determinantes da história recente da conta corrente; *b)* acrescenta-se o teste de ortogonalidade no intuito de observar se a hipótese de expectativas racionais é válida; *c)* utiliza-se a metodologia de decomposição da variância de Blanchard e Quah (1989) para se averiguar a assertiva do modelo de que a conta corrente varia somente em razão de choques transitórios; e *d)* através da técnica *bootstrapping*, bandas de confiança dos valores estimados da conta corrente são construídas com o objetivo de refinar a análise gráfica do modelo.

O objetivo geral do artigo é testar econometricamente as diversas restrições impostas sobre o modelo básico da abordagem intertemporal da conta corrente. O modelo teórico é apresentado na linha dos trabalhos de Sachs (1982), Obstfeld e Rogoff (1995), Obstfeld e Rogoff (1996), Kim, Hall e Buckle (2002) e Ghosh (1995). O procedimento econométrico segue Campbell (1987), Campbell e Shiller (1987), Sheffrin e Woo (1990) e Otto (1992; 2003).

O artigo está estruturado em cinco seções, além desta introdução. A teoria formal subjacente aos testes será apresentada na seção 2. A descrição do método econométrico adotado será discutida na seção 3.¹ Os resultados e a discussão deles são apresentados na seção 4. A seção 5 trata da decomposição da variância e da resposta da conta corrente aos choques transitórios e permanentes. Na seção 6 apresenta-se a conclusão do artigo.

2 O MODELO

Define-se conta corrente como a variação nos ativos estrangeiros líquidos de um país. Portanto, seguindo Obstfeld e Rogoff (1996), expressa-se o excedente em conta corrente como:

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

1. Apenas os resultados principais serão apresentados nas seções 2 e 3. O leitor interessado nas derivações pode consultar as referências indicadas anteriormente.

Na equação (1), B_{t+1} é o nível dos ativos estrangeiros líquidos retidos na economia no final do período t ; Q é o Produto Interno Bruto (PIB); $Q_t + rB_t$ corresponde ao Produto Nacional Bruto (PNB); C é o consumo agregado das famílias; G , o consumo final da administração pública; I , os investimentos; supõe-se que a economia está diante da taxa de juros real mundial $r > 0$, constante. Assume-se que o agente representativo determina produto e investimento independentemente do nível de consumo.²

O indivíduo representativo maximiza o valor esperado da seguinte função utilidade vitalícia:

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

Em (2), β é o fator de desconto subjetivo e E_t é o operador de expectativas. A função utilidade instantânea $u(\cdot)$ é estritamente crescente e côncava, tal que $u'(\cdot) > 0$ e $u''(\cdot) < 0$, e C_s é o consumo na data s de um bem simples não-durável e comercializável internacionalmente.

Para implementação empírica, assume-se na literatura que a função utilidade do período ocorre da seguinte forma:³

$$u(C) = C - \frac{a_0 C^2}{2}; \quad a_0 > 0 \quad (3)$$

A equação de Euler para o caso de utilidade quadrática pode ser escrita da seguinte forma:

$$E_t C_{s+1} = [(1+r)\beta]^{-1} E_t C_s + \alpha \quad (4)$$

Na equação (4), α é uma constante que depende de a_0 , β e r .

2. A dependência do investimento às decisões de consumo ocorre quando se introduz no modelo o mercado para fatores e se permite que a oferta de trabalho seja endógena. Nesse contexto, mudanças no consumo alteram a utilidade marginal do lazer e, assim, o montante de trabalho ofertado dado o salário real. Considerada a dependência do produto marginal do capital ao montante de trabalho, este também se altera, afetando o investimento (OBSTFELD; ROGOFF, 1996).

3. Para uma discussão sobre as implicações dessa hipótese, ver Obstfeld e Rogoff (1995).

A partir de (4) pode-se chegar a uma forma reduzida para o nível ótimo de consumo como uma função dos valores correntes e esperados de (Q), (G) e (I), tal como em Kim, Hall e Buckle (2002):

$$C_t^* = \frac{r}{\Theta} \left\{ B_t + \left(\frac{1}{1+r} \right) \sum_{s=t}^{\infty} \left[\left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t (Q_s - G_s - I_s) \right] \right\} - \frac{\alpha}{r} \quad (5)$$

onde:

$$\Theta = \frac{\beta(1+r)r}{\beta(1+r)^2 - 1} \quad (6)$$

Ghosh (1995) interpreta Θ como a constante de proporcionalidade que reflete o componente de tendência do consumo. O consumidor representativo deseja direcionar o consumo para o presente quando $\Theta < 1$. Se a constante de proporcionalidade for igual à unidade, conclui-se que não existe componente de tendência no consumo. Note-se que, ao se assumir que $\beta(1+r) = 1$, tal que $\Theta = 1$, pode-se facilmente calcular de (5) a parte do consumo por suavização (C^{SM}), a qual expressa que o indivíduo representativo consome o valor da anuidade da sua riqueza total, líquida do investimento e dos gastos do governo.

Como o componente de tendência do consumo é a diferença entre o nível ótimo de consumo (C^*) e o seu componente de suavização (C^{SM}), pode-se estabelecer a relação entre eles:

$$C_t^{SM} = \Theta C_t^* + \frac{\Theta\alpha}{r} \quad (7)$$

Na literatura é usual remover e desconsiderar o componente de tendência.⁴ O componente de suavização do consumo da conta corrente é definido como:

$$CA_t^* = Q_t + rB_t - C_t^{SM} - G_t - I_t = Q_t + rB_t - \left[\Theta C_t^* + \frac{\Theta\alpha}{r} \right] - G_t - I_t \quad (8)$$

4. Na subseção 3.4 apresentam-se detalhes de como se pode estimar Θ . Conforme explicado por Ghosh (1995), a remoção do componente de tendência decorre de dois motivos: simplicidade de modelar o motivo 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.

Da definição da conta corrente (8) e da função consumo (5) chega-se ao resultado amplamente conhecido na literatura:

$$CA^* = - \sum_{s=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t [\Delta NO_s] \quad (9)$$

A variável NO , conhecida na literatura como produto líquido, é definida como:

$$NO_s \equiv Q_s - G_s - I_s$$

A equação (9) mostra que a conta corrente serve como instrumento para os agentes suavizarem o consumo e indica que seu nível ótimo corresponde ao valor presente das mudanças esperadas no produto líquido. A expressão citada anteriormente, que define o componente de suavização da conta corrente, mostra que os choques percebidos como permanentes não produzem efeitos sobre ela, pois não geram alterações nos valores esperados das mudanças no produto líquido (ΔNO). Já choques temporários, tais como aumentos transitórios do produto, ou reduções temporárias do investimento ou do consumo do governo, que implicam alterações dos valores esperados de ΔNO , afetam a conta corrente. Destaque-se também que se pode usar a conta corrente para se executarem prognósticos sobre as mudanças no produto líquido.

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 do seu valor permanente.⁵ O saldo em transações correntes é negativo em função da suavização do consumo final por parte das famílias.

5. A equação (9) pode ser escrita como:

$$CA_t^* = NO_t - \tilde{NO}$$

onde o último termo do lado direito representa o valor permanente do produto líquido:

$$\tilde{NO}_t = [r/(1+r)] \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} (1+r)^{-(s-t)} E_t NO_s \right\}$$

3 IMPLEMENTAÇÃO ECONOMÉTRICA

3.1 Conta corrente ótima

A equação (9) implica a necessidade de calcular o valor presente das mudanças esperadas no produto líquido para gerar a série da conta corrente ótima. Para tal fim, segue-se a metodologia aplicada por Sheffrin e Woo (1990), Otto (1992) e Ghosh (1995), que tem sido padrão na literatura. Essa metodologia considera que as expectativas dos valores futuros de ΔNO são formadas estimando-se um vetor auto-regressivo irrestrito, que pode ser escrito como:⁶

$$\begin{bmatrix} \Delta NO_s \\ CA_s^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta NO_{s-1} \\ CA_{s-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1s} \\ e_{2s} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Na equação (10) e_{is} ($i = 1, 2$) são ruídos brancos que podem ser correlacionados. Todas as informações disponíveis para os consumidores são capturadas por se usarem os valores atuais e defasados da conta corrente junto com as informações sobre as variações do produto líquido.

A partir da equação (10) chega-se ao seguinte resultado interessante, o qual é derivado em Sheffrin e Woo (1990), Ghosh (1995) e Senna e Issler (2000):

$$CA_t^* = k \begin{bmatrix} \Delta NO_t \\ CA_t^* \end{bmatrix} \quad (11)$$

onde:

$$k = -b \left(\frac{1}{1+r} A \right) \left(I - \frac{1}{1+r} A \right)^{-1} \quad (12)$$

Em (12), $b = [1 \ 0]$; A é a matriz 2x2 dos coeficientes de (10) e I é uma matriz identidade 2x2. Observe-se que os valores teóricos de k implicam que se deve ter $[k_{11} \ k_{12}] = [0 \ 1]$, ou seja, o coeficiente deve ser nulo para o produto líquido e unitário para a conta corrente, tal que os valores previstos sejam iguais aos valores

6. A generalização para ordens maiores pode ser vista em Senna e Issler (2000).

reais da conta corrente. A conta corrente estimada (\hat{CA}_t^*) se iguala ao componente de suavização da conta corrente (CA_t^*) somente quando se apresentam as seguintes condições, demonstradas em Otto (2003):

$$\begin{cases} -\frac{1}{1+r} \tilde{a}_{11} = 0 \\ -\frac{1}{1+r} \tilde{a}_{12} = 1 \end{cases} \Rightarrow \hat{CA}_t^* = CA_t^* \quad (13)$$

onde:

$$\tilde{A} \equiv A \left(I - \frac{1}{1+r} A \right)^{-1} \quad (14)$$

As restrições em (13), derivadas dos coeficientes do VAR, podem ser formalmente verificadas pelo teste de Wald.

3.2 Causalidade

A equação (10) pressupõe que a conta corrente deveria causar (no sentido de Granger) mudanças no produto líquido. Como explicado por Ghosh (1995), se a administração pública anuncia gasto maior do governo no futuro, observar-se-ia no presente um excedente em transações correntes, o que causaria, no ponto de vista de Granger, a mudança no produto líquido. Essa implicação pode ser facilmente testada ao se usar os resultados do VAR estimado. A idéia é que, se o modelo é verdadeiro, a conta corrente presente deveria refletir a expectativa dos agentes sobre as flutuações futuras do produto líquido. Como explica Otto (2003), pode-se testar essa implicação verificando se o coeficiente a_{12} em (10) é negativo e estatisticamente significativo.⁷

3.3 Restrições de ortogonalidade

Uma terceira metodologia para se testar o modelo intertemporal da conta corrente, apresentado anteriormente, diz respeito ao teste da restrição de ortogonalidade adotado por Sheffrin e Woo (1990) e Otto (1992; 2003).

7. Embora se tenha desenvolvido a análise com uma defasagem somente, a generalização do modelo é imediata e um teste-F pode ser implementado para verificar se em conjunto os coeficientes sobre os valores defasados da conta corrente na equação do produto líquido são estatisticamente diferentes de 0.

Como demonstrado em Otto (2003), se os agentes possuem expectativas racionais, a expressão em (9) implica a seguinte equação, definindo (R) como um termo de erro aleatório:

$$CA_{t+1}^* - \Delta NO_{t+1} - (1+r)CA_t^* = R_{t+1} \quad (15)$$

Portanto, se o modelo é correto, tal que $\hat{CA}^* = CA^*$, o erro de previsão deveria ser estatisticamente não-correlacionado com os valores defasados das séries ΔNO e CA^* , uma vez que, sob expectativas racionais, o erro deve ser ortogonal às informações disponíveis na data t e anterior. Essa restrição pode ser testada ao se construir R_t tal como expresso em (15) e se estimarem regressões apropriadas com valores defasados de ΔNO e CA^* . Portanto, pode-se estimar a seguinte regressão:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 CA_{t-1}^* + \alpha_2 \Delta NO_{t-1} + v_t \quad (16)$$

Uma vez estimados os coeficientes, se não for possível rejeitar a hipótese nula de que eles sejam conjuntamente nulos, $\alpha_i = 0$ ($i = 1, 2$), então o modelo é válido do ponto de vista do teste da restrição de ortogonalidade. O procedimento generaliza-se para defasagens maiores.

3.4 Componente de suavização da conta corrente

A série real da conta corrente (CA^*), usada na estimativa do VAR, é calculada de acordo com a equação (8). Tal série pode ser obtida como o resíduo da regressão de co-integração entre $(NO + rB)$ sobre C . Esse procedimento consiste em corrigir a série real da conta corrente ao se eliminar seu componente de tendência, pois tal componente não é contemplado na análise por questões descritas na seção 2. Como enfatizado por Sheffrin e Woo (1990), a conta corrente é estacionária em nível, não obstante o produto líquido, acrescido da renda de juros, e o consumo serem tipicamente variáveis integradas de primeira ordem, $I(1)$. A relação de co-integração é dada pelo fator de proporcionalidade (Θ) da equação (8).

Portanto, estimando o vetor de co-integração descrito anteriormente, é possível afirmar se os dados são consistentes com uma das características fundamentais do modelo intertemporal da conta corrente, qual seja, a estacionariedade da conta corrente.

4 ESTIMATIVAS DO MODELO

4.1 Dados

Utilizam-se dados anuais e trimestrais para a economia brasileira referentes aos períodos 1947-2003 e 1991:1-2004:1. Os dados sobre PIB, consumo e formação bruta de capital foram retirados da base de dados do Ipeadata. No caso da amostra anual, todos os valores foram convertidos a preços constantes de um período de referência por intermédio do deflator implícito do PIB, tendo-se como base o ano de 2003.⁸ Na amostra com dados trimestrais dessazonalizados, o PIB (Q), o investimento (I), o consumo final das famílias (C) e o consumo final da administração pública (G) foram convertidos para valores constantes, tomando-se os respectivos deflatores e usando-se como base a média de 1990 = 100. Como não existe deflator específico para a renda líquida enviada (RLR) e para as transferências unilaterais (TC), usou-se o deflator do PIB para obter os valores constantes. Todas as séries de ambas as amostras foram convertidas para valores *per capita*. Como não há dados disponíveis para a população trimestral, ela foi obtida por interpolação linear dos valores anuais.

4.2 Resultados

O primeiro passo para se estimar o modelo e se realizar os testes descritos na seção 3 consiste em verificar a estacionariedade das variáveis e posteriormente estabelecer a relação de co-integração entre o produto líquido acrescido da renda de juros ($NO + rB$) e o consumo final das famílias. O método empregado para verificar a estacionariedade das séries é o tradicional teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) – Dickey-Fuller Aumentada – para raiz unitária, cujos resultados apresentam-se na tabela 1.

Como não se sabe o verdadeiro processo gerador dos dados e não se deseja incluir ou excluir regressores do processo, seguiu-se o procedimento de Dolado, Jenkinson e Sosvilla-Rivero (1990) para verificar a ordem de integração das variáveis. Tal opção decorre do fato de que a exclusão ou a inclusão de regressores determinísticos na regressão ADF reduz o poder do teste de raiz unitária.⁹

Caso se comece pelos dados anuais, observando τ_{μ} pode-se perceber, pela tabela 1, que a conta corrente (CA) é estacionária ao nível de significância de 10%, mas a hipótese nula da presença de raiz unitária não é rejeitada ao nível de 5%. Como não há nenhuma razão evidente para se incluir um termo de tendência,

8. Para os dados anuais não existem deflatores específicos por categoria da demanda interna por bens e serviços.

9. A defasagem apropriada de Δx na equação ADF foi estabelecida de acordo com o critério desenvolvido formalmente por Ng e Perron (1995).

TABELA 1
Raiz unitária

Variáveis	τ_τ	ϕ_3	τ_μ	ϕ_1	τ
Dados anuais					
CA	-	-	-2,89	82,2	-
C	-1,74	2,56	-1,94	5,12	-
NO + rB	-1,42	3,20	-1,71	6,41	-
ΔNO	-	-	-5,34	-	-
Valores críticos (90% e 95%)	-3,17 e -3,49	5,61 e 6,73	-2,60 e -2,91	3,94 e 4,86	-1,61 e -1,94
Dados trimestrais					
CA	-	-	-1,74	0,75	-1,21
C	-0,51	3,50	-2,53	4,03	0,50
NO + rB	-2,94	4,29	-1,34	1,55	1,10
ΔNO	-	-	-12,04	-	-
Valores críticos (90% e 95%)	-3,18 e -3,50	5,61 e 6,73	-2,60 e -2,93	3,94 e 4,86	-1,61 e -1,95

Nota: τ_τ , τ_μ e τ são as estatísticas do teste ADF com constante e termo de tendência somente constante e sem constante nem tendência, respectivamente; ϕ_j são as estatísticas-F para testar hipóteses conjuntas sobre os coeficientes nas regressões:

$$I) \Delta X_t = a_0 + \gamma X_{t-1} + a_2 t + \sum \beta_j \Delta X_{t-i+1} + \varepsilon_t ; e$$

$$II) \Delta X_t = a_0 + \gamma X_{t-1} + \sum \beta_j \Delta X_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

onde $x = CA, C, (NO + rB)$; $\phi_j = [(SSR_r - SSR_u)/r] / [SSR_u / (T-k)]$, onde SSR_r e SSR_u são, respectivamente, as somas dos quadrados dos resíduos dos modelos restritos (r) e irrestritos (u); r é o número de restrições; T o total de observações usadas; e k o número de parâmetros do modelo irrestrito; ϕ_3 é a estatística para a hipótese nula $a_2 = \gamma = 0$ na equação (I) e ϕ_1 para a hipótese nula $a_0 = \gamma = 0$ na equação (II).

partiu-se do modelo (II), indicado na nota da tabela 1, para estimar a equação ADF. A seguir, restringiu-se esse modelo tal que se retirou a presença da constante. Como a estatística ϕ_1 aponta, a hipótese nula de que esse modelo (sem constante) seja adequado pode ser rejeitada em favor da alternativa da presença da constante. Portanto, τ_μ é a estatística adequada para testar a hipótese nula de raiz unitária para a conta corrente.

Para avaliar a ordem de integração do consumo (C) e de $(NO + rB)$, estima-se inicialmente o modelo menos restritivo correspondente à equação (I) da nota da tabela 1; tal que o modelo contém uma constante e uma tendência determinística. Como o valor calculado de τ_τ é menor que o valor crítico até mesmo para o nível de 10%, conclui-se que essas duas séries não são estacionárias. Para eliminar a possibilidade de que o poder do teste tenha sido reduzido em razão da presença do termo da tendência, a_2 na equação (I) da nota da tabela 1, efetua-se o teste para a presença da tendência dada uma raiz unitária. Usa-se a estatística ϕ_3 para testar a

hipótese conjunta $\gamma = a_2 = 0$; daí, pode-se concluir pela sua não-rejeição, visto que a estatística de teste está abaixo de seu valor crítico. Portanto, se está seguro em usar τ_μ . Para tanto, estima-se o modelo dado pela equação (II) e ainda se permanece não rejeitando a hipótese nula de raiz unitária, pois τ_μ está abaixo do valor crítico. Conclui-se também que esse é o modelo adequado; dado que ϕ_1 é maior que seu valor crítico quando se testa a hipótese de que o intercepto é nulo, tanto para C quanto para $(NO + rB)$. Por fim, note-se que ΔNO , que será utilizado no VAR junto com CA^* , é estacionário.

Direciona-se a atenção para os dados trimestrais e pode-se concluir que a série da conta corrente não é estacionária, o que contraria a expectativa inicial, mesmo em nível de significância de 10%, independentemente se é avaliada por τ_μ ou τ . Contudo, tal resultado deve ser tomado com cautela, pois a amostra compreende um período em que a conta corrente apresentou déficits constantes e também se sabe que o poder do teste diminui consideravelmente quando a série apresenta processo próximo de uma raiz unitária. Testes adicionais suportam a estacionariedade da conta corrente.¹⁰ Diante disso se prosseguiram os demais testes, lembrando sempre, entretanto, que uma evidência, embora frágil, já tem sido encontrada contra o modelo. Porém, da forma como esperávamos, as demais variáveis, C e $(NO + rB)$, também são integradas de ordem $I(1)$ qualquer que seja a estatística usada¹¹ τ_τ , τ_μ e τ . Repare que essa é a condição para a relação de co-integração entre C e $(NO + rB)$, a qual se discutirá mais adiante. Por fim, para os dados trimestrais a série ΔNO também é estacionária.

Após verificar as condições para a relação de co-integração entre renda e consumo, passa-se agora a estimar o componente de tendência do consumo (Θ), para que seja obtida a parte da conta corrente motivada pelo nivelamento do consumo, discutido na subseção 3.4. Os valores estimados de (Θ) são apresentados na tabela 2. Para se estimar o vetor de co-integração entre $NO+rB$ e o consumo, utilizou-se a metodologia de Johansen.

Na tabela 2 se exibem os valores calculados e críticos de $\lambda_{traço}$ e λ_{max} para as possibilidades de não-co-integração e de uma relação de co-integração entre as variáveis. Observe-se que, para o período anual, tanto $\lambda_{traço}(0)$ quanto $\lambda_{max}(0,1)$ excedem seus valores críticos a 5%; então, pode-se rejeitar a hipótese de não-co-integração, concluindo que existe um vetor de co-integração.

Quando se volta ao período trimestral, percebe-se que não existe nenhum vetor de co-integração. Entretanto, isso não deve ser tomado como forte evidência

10. Para o teste Kwiatkowski *et al.* (1992) não reportado, cuja hipótese nula é de que a série CA é estacionária, o valor da estatística-LM é de 0,25, sendo seu valor crítico em nível de 5% de 0,46. Embora esse teste seja mais adequado para grandes amostras, o resultado conflitante pode gerar dúvidas quanto às propriedades da série trimestral da conta corrente.

11. Obviamente, embora não muito provável, as séries poderiam ser $I(2)$. Testes adicionais, não reportados, mostraram que de fato trata-se de séries $I(1)$.

TABELA 2

Co-integração: Johansen

Período	$\beta_1 = \Theta$	Teste $\lambda_{traço}$			Valores críticos		Teste λ_{max}			Valores críticos	
		Hipótese nula	Hipótese alt.	Valor $\lambda_{traço}$	5%	10%	Hipótese nula	Hipótese alt.	Valor λ_{max}	5%	10%
Dados anuais	0,947	$r = 0$	$r > 0$	25,10(**)	19,96	17,85	$r = 0$	$r = 1$	18,63(**)	15,67	13,75
		$r \leq 1$	$r > 1$	6,47	9,24	7,52	$r = 1$	$r = 2$	6,47	9,24	7,52
Dados trimestrais	0,820	$r = 0$	$r > 0$	3,26	12,53	10,47	$r = 0$	$r = 1$	2,40	11,44	9,52
		$r \leq 1$	$r > 1$	0,87	3,84	2,86	$r = 1$	$r = 2$	0,87	3,84	2,86

Nota: (***) denota a rejeição da hipótese ao nível de 10% (5%). Para os dados anuais, o vetor de co-integração inclui uma constante no vetor de co-integração. Nenhum regressor determinístico foi considerado para a amostra trimestral.

contra o modelo, pois, como mostrou Elliott (1998), os estimadores de co-integração podem ter distorções quando as variáveis apresentam raízes características próximas de 1. Portanto, uma vez que a rejeição de uma relação de longo prazo entre o produto líquido e o consumo agregado pode estar sendo exagerada, faz sentido efetuar adiante os testes das restrições do modelo, tomando os dados trimestrais para verificar sua validade, ou não, de forma mais robusta. A mesma observação feita antes, para o fato de a série da conta corrente trimestral não ser estacionária, vale para esse caso.

Computado o parâmetro de tendência do consumo e estabelecido o componente de suavização de consumo da conta corrente (CA^*), passa-se agora a discutir os resultados relativos à estimação do VAR, aos testes das restrições, à causalidade e à série estimada da conta corrente (CA^*) – pela qual se pode analisar as correlações e as variâncias e estabelecer a comparação gráfica.

Os resultados básicos da estimação do modelo estão apresentados na tabela 3. Ela está dividida em duas partes para separar os resultados dos períodos anual e trimestral. Nas duas primeiras colunas de cada período, estão os coeficientes e as estatísticas-t do VAR irrestrito da equação (10). A terceira coluna permite verificar o teste da restrição de ortogonalidade imposta pela teoria sobre o VAR, tal como apresentado na subseção 3.3. Na última coluna de cada período, encontra-se o vetor k calculado de acordo com a equação (12).

Em relação aos parâmetros do VAR irrestrito, os resultados não são muito encorajadores para a validação formal do modelo, qualquer que seja o período. Para o período anual, os coeficientes sobre os valores defasados de CA^* têm sinal negativo na equação de ΔNO , acarretando que déficits na conta de transações correntes sinalizam aumentos no produto líquido futuro; contudo, esses coeficientes não são estatisticamente significativos em níveis de significância usuais. Para o

TABELA 3
Parâmetros do VAR, ortogonalidade e vetor k

	Dados anuais				Dados trimestrais			
	ΔNO_t	CA^*	R_t	k'	ΔNO_t	CA^*	R_t	k'
ΔNO_{t-1}	0,168 (1,17)	0,000 -(0,01)	-0,169 -(1,01)	-0,37 -	-0,575 -(4,18)	-0,305 -(2,08)	0,270 (1,32)	0,46 -
CA^*_{t-1}	-0,160 -(1,17)	0,865 (6,36)	-0,021 -(0,07)	0,66 -	0,275 (2,12)	0,681 (4,91)	-0,641 -(3,32)	-0,23 -
ΔNO_{t-2}	0,031 (0,22)	-0,187 -(2,56)	-0,218 -(1,31)	-0,16 -	-0,067 -(0,48)	-0,304 -(2,06)	-0,238 -(1,16)	0,10 -
CA^*_{t-2}	-0,049 -(0,18)	-0,263 -(1,92)	-0,214 -(0,69)	-0,10 -	-0,238 -(1,75)	0,263 (1,82)	0,501 (2,48)	0,07 -
R^2	0,061	0,567	0,071	-	0,367	0,774	0,258	-
Estatística - F	0,51	-	0,93	-	2,25	-	3,91	-
$\chi^2(4)$	-	-	-	4,00	-	-	-	16,10
Valor-p	0,602	-	0,455	0,410	0,117	-	0,008	0,003

Nota: Estatística-t entre parênteses e constantes omitidas. Para a equação ΔNO_t , F é a estatística do teste no qual a hipótese nula é de que os coeficientes sobre as defasagens de CA^* são conjuntamente nulos – teste da causalidade de Granger; no caso de R_t , F é a estatística para a hipótese nula de que todos os coeficientes da regressão de R_t , estimada de acordo com (16), são nulos; χ^2 é a estatística do teste Wald das restrições (13). Valor-p está associado à estatística-F e χ^2 . O vetor k é calculado de acordo com a equação (12); CA^* é o componente de suavização do consumo da conta corrente e NO corresponde ao produto líquido ($Q-I-G$). A ordem do VAR foi definida de acordo com o critério de Akaike. Testes formais, não-reportados, mostram que as raízes inversas do VAR situam-se dentro do círculo unitário. Para ambos os períodos, a taxa de juros real é de 4,66% ao ano (a.a.). Testes de diagnóstico, baseados em estimativas recursivas (Cumulative Sum (Cusum) e coeficientes recursivos), não-reportados, mostraram a estabilidade dos coeficientes do VAR.

período trimestral em que se trabalha, a significância dos coeficientes aumenta, porém o sinal sobre CA^*_{t-1} é positivo na equação de ΔNO , o que implica, contrariamente ao resultado teórico, que superávits da conta corrente indicam aumentos futuros do produto líquido. A estatística-F e o valor-p associado na coluna da equação de ΔNO_t sugerem, para os dois modelos, que a conta corrente não causa, no sentido de Granger, variações no produto líquido, pois não se pode rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes sobre CA^*_{t-1} e CA^*_{t-2} são conjuntamente iguais a 0, mesmo se tomando o nível de significância de 10%. Portanto, o conhecimento da série $\{CA^*_t\}$ não reduz a variância do erro de previsão do produto líquido. Assim, valores correntes e passados da conta corrente não ajudam a prever valores futuros de $\{\Delta NO_t\}$.¹² Como ressalta Ghosh (1995), o fato de não se poder rejeitar

12. Isso não implica que $\{\Delta NO_t\}$ possa ser tratado como variável exógena. Para acontecer, seria necessário verificar se os choques na conta corrente (o erro de CA^* no modelo estrutural) não ajudam a explicar a variância do erro de previsão de $\{\Delta NO_t\}$ para todos os períodos a partir de t . A correlação contemporânea entre os erros $\epsilon_{1,t}$ e $\epsilon_{2,t}$ é de -0.02046 para o período anual e -0.0572 para a amostra trimestral. Portanto, choques no produto líquido e/ou na conta corrente afetam as trajetórias de $\{\Delta NO_t\}$ e $\{CA^*_t\}$.

que a conta corrente não causa (no sentido de Granger) mudanças no produto líquido significa que o fluxo de capitais não tem respondido ao comportamento de suavização de consumo. Pode-se notar que os testes apontam maior causalidade para o período trimestral, o que pode sugerir a influência do abrandamento de restrições relativas ao movimento de capitais nos últimos anos.

Volta-se para o teste da ortogonalidade¹³ – coluna R_t da tabela 3; os resultados sugerem que o modelo intertemporal da conta corrente não pode ser rejeitado para o período anual. Como se pode observar pelo valor-p, todos os coeficientes não são estatisticamente significativos, tal que R_t não é correlacionado com valores defasados de ΔNO e CA^* . Considerado o período trimestral, fica evidente que não se pode rejeitar que R_t não é ortogonal aos valores defasados de ΔNO e CA^* ao nível de 1%. Portanto, obtém-se uma evidência adicional contra o modelo para a amostra trimestral.

Por fim, na tabela 3 se apresentam o vetor k e o teste das restrições sobre os coeficientes do VAR implicados pelo modelo. De acordo com a ordem do VAR, idealmente deve-se ter $k = (0, 1, 0, 0)$, visto que nesse caso $\hat{CA}^* = CA^*$. Qualquer que seja o período, a diferença entre o vetor k teórico e estimado não é considerada elevada. Pode-se atentar que a conta corrente estimada (\hat{CA}^*) é uma combinação linear entre ΔNO e CA^* , sendo que os pesos são dados exatamente pelo vetor k , cujos elementos são uma função não-linear dos coeficientes do VAR e da taxa de juros estabelecida.¹⁴ Observado o valor-p da coluna de k para a amostra anual, pode-se concluir que não é possível rejeitar a hipótese nula de que as restrições da equação (13) são atendidas, o que equivale dizer que o vetor k estimado corresponde ao teórico. A mesma conclusão não pode ser tirada para a amostra trimestral, pois pelo valor-p conclui-se que os vetores são estatisticamente diferentes.

A trajetória real do componente de suavização de consumo (CA^*), que corresponde aos resíduos da regressão de co-integração discutida, pode ser comparada com a série estimada (\hat{CA}^*), calculada de acordo com (11) – na qual se utiliza o vetor k . Essa comparação pode ser gráfica, pela análise das variâncias e das correlações, as quais são apresentadas na tabela 4.

Uma questão importante a ser explorada, uma vez que se tenha estimado o componente de suavização da conta corrente (\hat{CA}^*), diz respeito à mobilidade de capitais, ou, mais especificamente, se tal mobilidade tem sido suficiente para permitir o comportamento de estabilização do consumo. Ghosh (1995) propõe trabalhar-se

13. Como salienta Otto (2003), o teste de ortogonalidade pode ser encarado como mais robusto do que o da causalidade no sentido de Granger, pois este não considera todas as restrições que o modelo impõe sobre os dados.

14. A taxa que se está usando tem sido normalmente adotada pelos trabalhos que buscam verificar a evidência empírica da suavização do consumo e a conta corrente. Esse valor corresponde à média dos sete países mais desenvolvidos do mundo. Outras taxas foram usadas e notou-se, como em Senna e Issler (2000), que o modelo é pouco sensível a essa variável.

TABELA 4

Variância e correlação da conta corrente realizada e estimada

Variáveis	$r = 0,0466$			
	σ	Razão	Teste-F	Correlação
Dados anuais				
Real (CA^*)	0,121	-	-	-
Estimado (\hat{CA}^*)	0,110	1,105	1,220	-0,516
	-	-	(0,462)	-
Dados trimestrais				
Real (CA^*)	0,028	-	-	-
Estimado (\hat{CA}^*)	0,026	1,047	1,097	0,895
	-	-	(0,745)	-

Nota: σ é o desvio-padrão da conta corrente, real e estimada. Razão é a divisão do desvio-padrão da conta corrente real pelo desvio-padrão estimado. A hipótese nula do teste-F é de que as variâncias real e estimada da conta corrente sejam iguais e o valor-p do teste aparece entre parênteses.

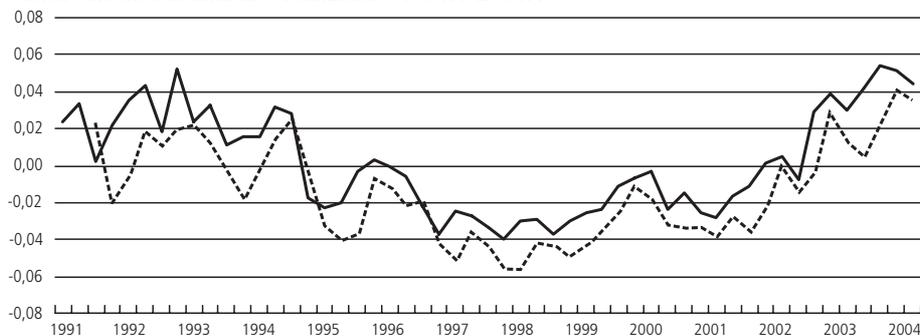
com a variância da conta corrente em vez da correlação entre poupança e investimento para tratar essa questão. Para isso, a variância da série estimada da conta corrente serve como parâmetro de comparação para a série real. Nesse sentido, uma baixa variância da conta corrente real ($\text{var}(CA^*)$) em relação à variância estimada ($\text{var}(\hat{CA}^*)$) pode ser interpretada como indicativo de pouca mobilidade de capital.

A tabela 4 mostra que a razão de variância para os dois períodos em que se trabalha é próxima da unidade; assim, de acordo com o valor-p, não se pode rejeitar a hipótese nula na qual a variância de CA^* é idêntica à variância de \hat{CA}^* . O resultado sugere que as igualdades das variâncias são consistentes com a afirmativa de que não existe excesso de volatilidade no fluxo de capitais internacionais. Entretanto, somente para o período trimestral a correlação entre as séries é elevada e positiva, mostrando que as duas séries se movem na mesma direção, como pode ser comprovado visualmente pelo gráfico 1. Para o período anual, a correlação mostra-se negativa, resultando que as duas séries se movem em direções opostas, fato representado no gráfico 2.

Os gráficos 1 e 2 são similares e mostram a conta corrente estimada junto com os valores realizados para os dois períodos considerados neste artigo. O gráfico 1 mostra que, para o período trimestral, as duas séries se movem na mesma direção e a variância de cada série tem estatisticamente o mesmo valor. Isso demonstra que o modelo funciona bem para prever a direção geral das flutuações do componente de suavização da conta corrente. Portanto, enquanto o modelo não satisfaz os testes estatísticos para o período trimestral, a análise gráfica sugere que tal modelo

GRÁFICO 1

Conta corrente estimada e realizada – 1991:1-2004:1

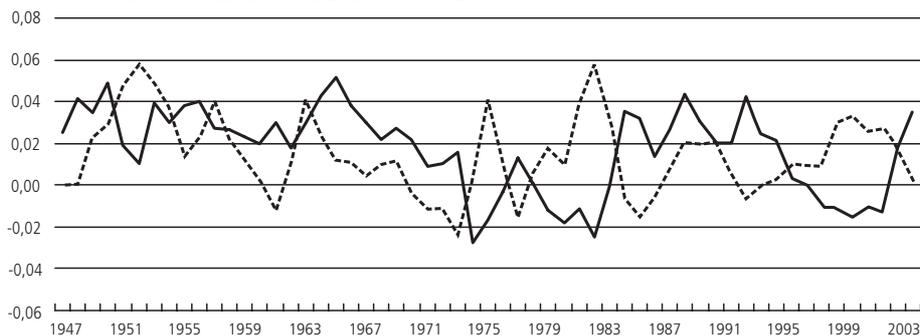


Nota: (CA*) é componente de suavização da conta corrente calculado de acordo com (8) e (CÂ*) é a série estimada obtida por (11). As séries são apresentadas como proporção do PIB e $r = 4,67\%$ a.a.

— CA* - - - CÂ*

GRÁFICO 2

Conta corrente estimada e realizada – 1947-2003



Nota: (CA*) é componente de suavização da conta corrente calculado de acordo com (8) e (CÂ*) é a série estimada obtida por (11). As séries são apresentadas como proporção do PIB e $r = 4,67\%$ a.a.

— CA* - - - CÂ*

pode explicar, de maneira menos formal, relativamente bem os movimentos da conta corrente.¹⁵

O gráfico 2, que mostra o resultado para o período anual, evidencia, ao contrário, que, embora o modelo não possa ser rejeitado quando se analisam a estacionariedade, a ortogonalidade e o vetor k , ele não representa bom ajuste entre as séries. Esse fraco ajuste possui, como parte do problema, a correlação negativa entre as séries, como destacado. O gráfico 2 confirma, portanto, que, embora a volatilidade das séries seja estatisticamente igual, o modelo não captura a direção das flutuações da conta corrente.

15. Na subseção 5.1 mostram-se intervalos de confiança para os valores estimados da conta corrente. Tais intervalos foram obtidos através da reamostragem dos resíduos e dos dados. O ponto principal a destacar é a proximidade, entre as duas amostras, do percentual de observações da conta corrente observada que se situa dentro do intervalo de confiança. Embora exista pouca distância dos valores previstos pelo modelo trimestral, formalmente não se pode afirmar que se trata de um bom previsor da conta corrente.

5 IMPULSO-RESPOSTA E DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

Nesta seção apresenta-se a função de resposta ao impulso da conta corrente a choques temporários e permanentes no produto líquido e a decomposição da variância baseada na metodologia de Blanchard e Quah (1989). Essa proposta de se explorar a metodologia VAR estrutural na análise do modelo intertemporal da conta corrente baseia-se no trabalho de Kano (2003).¹⁶ A idéia consiste em decompor $\{NO_t\}$ em seu componente temporário e permanente. Isso faz sentido porque, conforme discutido no artigo, o modelo intertemporal sugere que somente choques temporários no produto líquido provocam flutuações na conta corrente.¹⁷

Para se obter o VAR estrutural, primeiramente se observa que a representação de média móvel de NO_t e CA_t^* possui a seguinte forma:¹⁸

$$\begin{bmatrix} \Delta NO_t \\ CA_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (17)$$

onde ε_{1t} e ε_{2t} são ruídos brancos de variância constante e independente; $C_{ij}(L)$ são polinômios no operador de defasagem L , e seus coeficientes são denotados por $c_{ij}(k)$. Em vez de associados a $\{NO_t\}$ e $\{CA_t^*\}$, define-se ε_{1t} e ε_{2t} como choques temporários e permanentes no produto líquido, respectivamente. A restrição de que choques temporários não têm efeitos de longo prazo sobre o produto líquido, NO_t , é representada pela imposição de que a soma dos coeficientes em $C_{11}(L)$ seja nula, como segue:

$$\sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) = 0 \quad (18)$$

Essa restrição implica que o efeito cumulativo de ε_{1t} sobre ΔNO é 0. Assim, o efeito de longo prazo desse choque sobre o nível do produto líquido é 0, ou seja, ε_{1t} tem somente efeitos de curto prazo sobre $\{NO_t\}$. Portanto, um choque positivo ε_{1t}

16. Ao estudar a dinâmica das transações correntes do Canadá e do Reino Unido, Kano (2003), em um modelo mais geral, também aplica essa metodologia para decompor os choques específicos aos países em seus componentes transitórios e permanentes. Além de Kano (2003), uma discussão formal também pode ser vista em Bohn (1991).

17. Existem muitos choques que podem afetar o produto líquido, tais como flutuações no PIB, no investimento e nos gastos do governo. Para simplificação, choques temporários no produto líquido podem ser pensados como flutuações de demanda, e choques permanentes podem estar associados a mudanças na produtividade.

18. Por simplicidade, ignora-se o intercepto. Note-se que se assume, assim, a decomposição linear de ΔNO em dois componentes de média móvel infinita atribuídos aos choques ortogonais ε_{1t} e ε_{2t} .

possibilita que a conta corrente apresente melhora no saldo, pois, como descrito ao longo deste artigo, a equação fundamental da conta corrente significa $CA_t^* = NO_t - \tilde{NO}_t$, onde o último termo representa o nível permanente do produto líquido.

Desde que ε_{1t} e ε_{2t} não sejam observados, a questão é recuperá-los através de uma estimação do VAR. Como ΔNO_t e CA_t^* são variáveis estacionárias, sabe-se que existe uma representação VAR da forma:

$$\begin{bmatrix} \Delta NO_t \\ CA_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta NO_{t-1} \\ CA_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (19)$$

onde $A_{ij}(L)$ são polinômios no operador de defasagem L ; e_{1t} e e_{2t} são, respectivamente, os erros de previsão, um passo à frente, de ΔNO_t e CA_t^* . De (17) e (19), nota-se que a relação entre os erros de previsão e os choques estruturais é dada por:

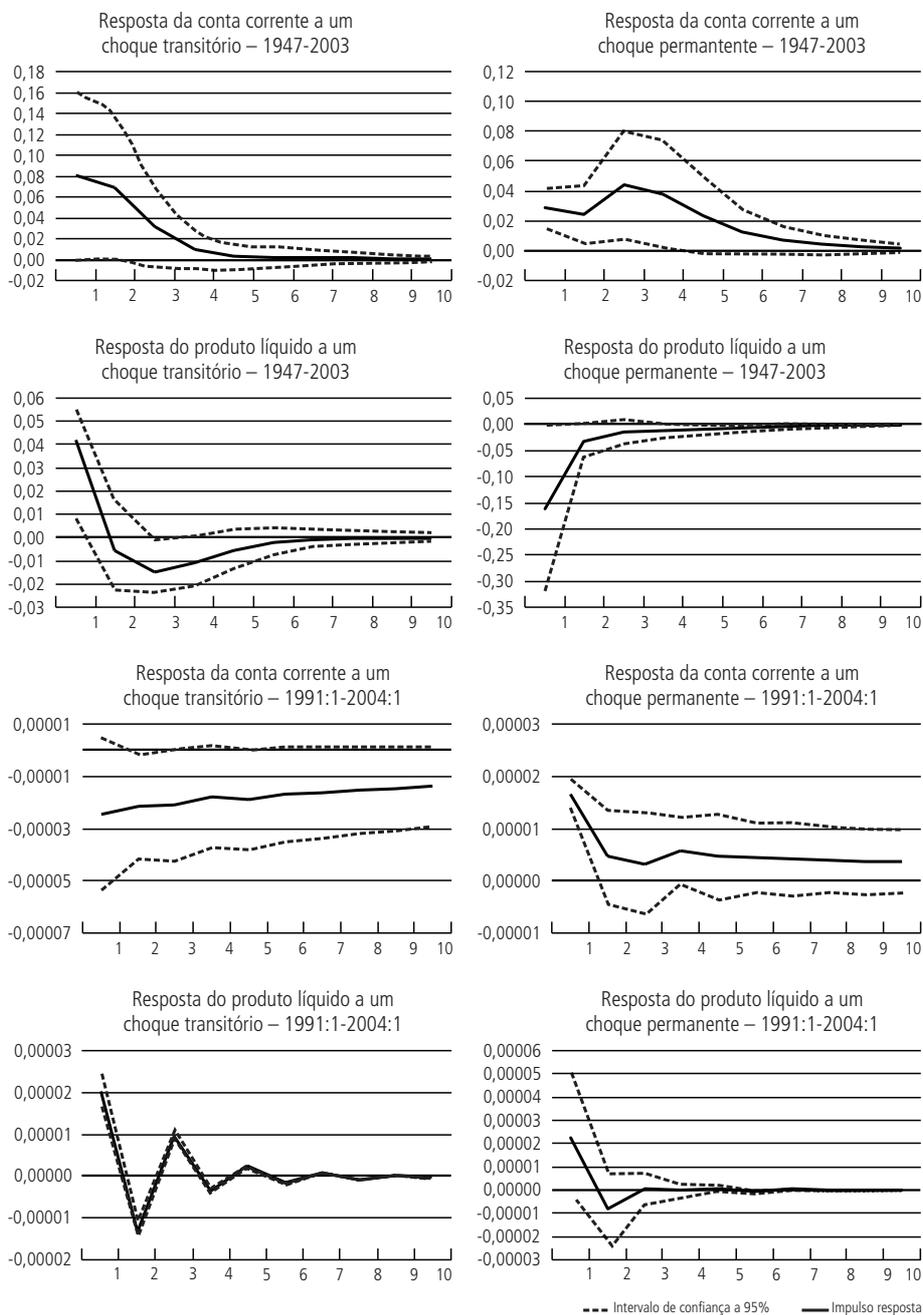
$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(0) & c_{12}(0) \\ c_{21}(0) & c_{22}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (20)$$

Blanchard e Quah (1989) mostraram que a relação (20), o modelo (17) e a restrição de longo prazo (18) fornecem as restrições para que se possam identificar os coeficientes $c_{ij}(0)$. Assim, a restrição (18) e as estimativas das matrizes de coeficientes e de variância e co-variância do VAR irrestrito (19) permitem identificar $\{\varepsilon_{1t}\}$ e $\{\varepsilon_{2t}\}$. Essas seqüências, portanto, são usadas para se obter a função de resposta ao impulso e a decomposição da variância.

A função de resposta ao impulso obtida é apresentada no gráfico 3. Percebe-se que, para o período 1947-2003, choques temporários sobre o produto líquido têm impacto inicial positivo sobre a conta corrente, tal como previsto pelo modelo. A função de resposta ao impulso mostra que esse choque desaparece após o quinto ano. Em desacordo com a predição teórica, contudo, choques permanentes afetam ligeiramente a conta corrente. Para a amostra 1991:1-2004:1, a conta corrente responde negativamente ao choque transitório e positivamente ao choque permanente. Portanto, duas conclusões antagônicas ao modelo.

Outra maneira de examinar os efeitos dos dois choques é verificar a decomposição da variância do erro de previsão da conta corrente. Ao se usarem as seqüências reais de $\{\varepsilon_{1t}\}$ e $\{\varepsilon_{2t}\}$, essa análise permite visualizar a contribuição relativa na flutuação da conta corrente de determinado choque identificado. Na tabela 5, apresenta-se a decomposição da variância da conta corrente atribuída aos dois choques para os períodos considerados; com base na identificação fundamentada na metodologia de Blanchard e Quah (1989).

GRÁFICO 3



Nota: Valores *per capita*. O intervalo de confiança foi obtido por reamostragem *bootstrap* com 5 mil repetições da seguinte forma: a) reamostragem, com repetição, dos resíduos do VAR, mantendo-se a correlação contemporânea; b) geração de dados artificiais para o produto líquido e a conta corrente, usando-se os coeficientes originais do VAR e os resíduos amostrados; c) obtenção da função impulso resposta com base na metodologia de Blanchard e Quah (1989); e d) eliminação de 2,5% das respostas mais altas e mais baixas. A função de resposta ao impulso refere-se a um choque estrutural de um desvio-padrão.

TABELA 5

Decomposição da variância da conta corrente (CA*) e do produto líquido (NO)

Período	Anual (1947-2003)				Trimestral (1991:1-2004:1)			
	Choque transitório		Choque permanente		Choque transitório		Choque permanente	
	CA*	NO	CA*	NO	CA*	NO	CA*	NO
1	88,85	6,43	11,15	93,57	35,21	68,00	64,79	32,00
2	88,82	6,32	11,18	93,68	48,50	77,94	51,50	22,06
3	78,48	6,96	21,52	93,04	51,36	82,93	48,64	17,07
4	72,14	7,31	27,86	92,69	52,11	84,12	47,89	15,88
5	69,83	7,37	30,17	92,63	52,26	85,62	47,74	14,38
6	69,18	7,37	30,82	92,63	52,39	86,46	47,61	13,54
7	69,00	7,37	31,00	92,63	52,41	87,16	47,59	12,84
8	68,94	7,37	31,06	92,63	52,44	87,62	47,56	12,38

Em relação ao período 1947-2003, pode-se observar, da composição da variância, que, para períodos curtos, a enorme preponderância da variação na conta corrente é devida às inovações temporárias no produto líquido. Choques transitórios contabilizam quase 90% do movimento na conta corrente no curto prazo. Mesmo quatro anos após o impacto, o choque consegue explicar cerca de 70% da flutuação na conta corrente. No horizonte 1991:1-2004:1, existe uma divisão proporcional entre os choques para explicar a variância do erro de previsão da conta corrente. Essa constatação viola a assertiva básica da abordagem intertemporal, para a qual choques transitórios deveriam explicar as flutuações na conta corrente.

No tocante ao produto líquido (NO), a decomposição da variância também é apresentada na tabela 5. Note-se que, para os dois períodos, os choques permanentes explicam significativamente as flutuações no produto líquido, em especial para o período anual. Essa constatação é mais uma violação da assertiva básica do modelo intertemporal. Choques transitórios, sem efeitos sobre o produto líquido, dominam as flutuações na conta corrente no curto e no longo prazos. Vale lembrar que, de acordo com o comportamento de nivelamento do consumo que se assume no modelo, a conta corrente deveria ser explicada por choques transitórios que dominam as flutuações no produto líquido. Essa mesma violação do modelo foi encontrada por Kano (2003) para a economia do Canadá e a do Reino Unido.

5.1 Conta corrente real e estimada com banda de 95% de confiança

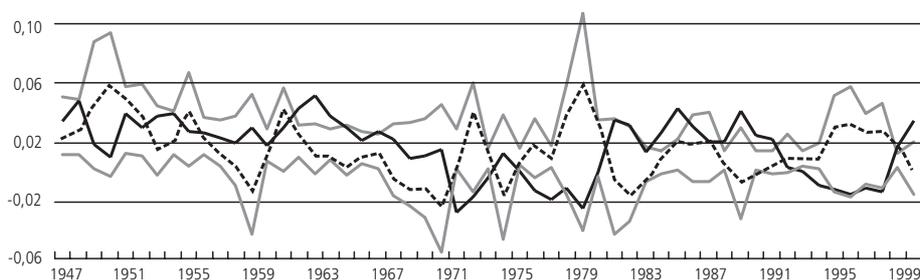
Pode-se empregar a metodologia de identificação de Blanchard e Quah (1989) para construir intervalos de confiança para os valores previstos da conta corrente.

Para tal fim, selecionaram-se duas séries aleatórias de média 0 e variância constante para representar os erros estruturais. No intuito de se manter a correlação serial entre os resíduos da forma reduzida do modelo, utilizou-se a decomposição de Blanchard e Quah (1989) na construção das séries dos resíduos do VAR. Na composição das amostras do produto líquido e da conta corrente usaram-se como condições iniciais os próprios valores das séries.

Alternativamente, para eliminar os efeitos das condições iniciais, também se valeu da técnica *bootstrapping moving-blocks*: consiste em tirar nova amostra da própria série e não dos resíduos do VAR. A idéia de selecionar um bloco é manter a dependência temporal dos dados e evitar omissão de autocorrelação. Selecionou-se, para ambos os períodos, um grupo de dados adjacentes com quatro observações. Usaram-se 5 mil dessas amostras para estimar novos valores dos coeficientes do VAR e, conseqüentemente, novos vetores k pelos quais se calculou a conta corrente prevista.¹⁹

Repare-se que, para ambas as amostras, a grande maioria dos valores observados da conta corrente está fora do intervalo de confiança. Isso denota a fragilidade do modelo VAR utilizado como previsor da conta corrente. No período 1947-2003, apenas 58% das observações estavam dentro do intervalo de confiança. Em relação a 1991:1-2004:1, a banda construída com base na decomposição de Blanchard e Quah apresenta-se ligeiramente maior do que nas outras metodologias. Entretanto, apenas 68% dos valores observados da conta corrente caem no intervalo de confiança. Quando a reamostragem é feita com base nos dados ou nos resíduos obtidos diretamente do VAR, esse valor muda para 57% e 49%, respectivamente.

GRÁFICO 4

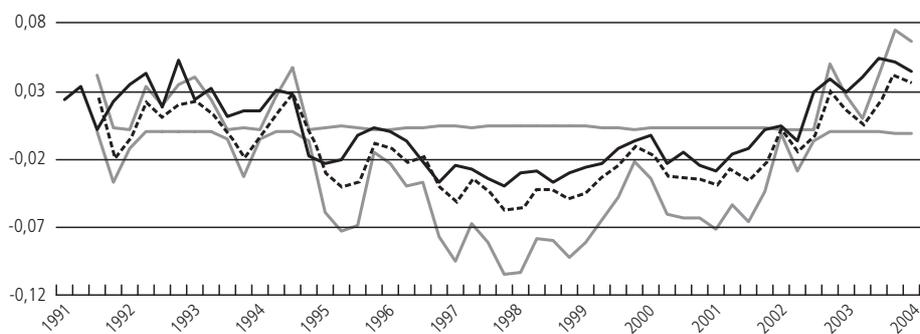
Intervalo de confiança para os valores estimados da conta corrente: anual

Nota: O intervalo de confiança foi obtido mediante estudo de Monte Carlo com 5 mil repetições. As amostras foram construídas a partir da decomposição de Blanchard e Quah (1989).

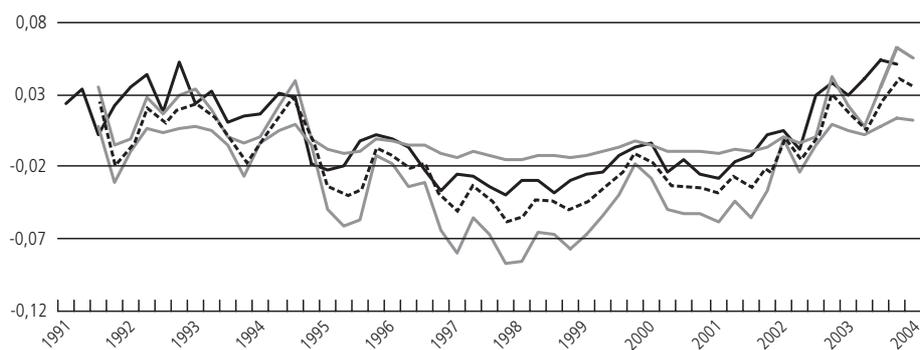
— CA* - - - CÂ* — Intervalo de confiança (95%)

19. Para comparação, também se construíram intervalos de confiança da conta corrente prevista, baseada na seleção amostral dos resíduos do VAR.

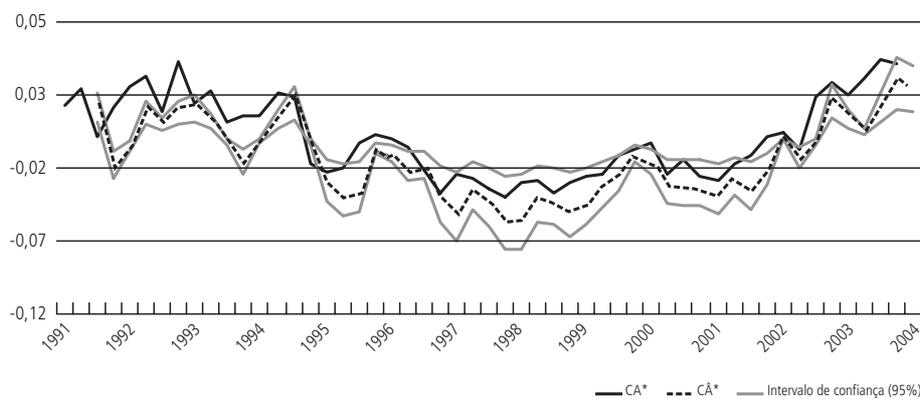
GRÁFICO 5
Painel (a)



Painel (b)



Painel (c)



Nota: Os intervalos de confiança foram obtidos através de 5 mil repetições. No painel (a) o intervalo de confiança foi construído com base na decomposição de Blanchard e Quah (1989). Em (b) utilizou-se a técnica *bootstrapping moving-block* reamostrando as próprias séries em blocos de quatro trimestres e no painel (c) as amostras do produto líquido e da conta corrente foram construídas através da reamostragem dos resíduos do VAR.

6 CONCLUSÃO

Neste artigo se empregou para o Brasil a estrutura básica do modelo intertemporal da conta corrente. A validade empírica do modelo tem sido intensivamente verificada na literatura por meio de quatro maneiras que exploram as implicações do modelo teórico: a renda e o consumo devem ser variáveis co-integradas, implicando a estacionariedade da conta corrente; a conta corrente deve causar, no sentido de Granger, variações no produto líquido; o erro de previsão da equação da conta corrente deve ser ortogonal em relação aos valores passados do produto líquido e da conta corrente; e os coeficientes do VAR devem ser tais que a estimativa da conta corrente corresponda aos valores observados.

Os testes citados foram realizados para dois conjuntos de dados disponíveis. No período anual a amostra correspondeu a 1947-2003; os dados trimestrais compreenderam o intervalo 1991:1-2004:1. De maneira geral, pode-se afirmar que os resultados empíricos deste artigo propõem que o modelo intertemporal da conta corrente considerado não consegue explicar a flutuação trimestral e a anual no saldo das transações correntes do Brasil, pois nem todas as restrições são atendidas. Adicionalmente, a decomposição da variância mostrou que choques permanentes afetam a conta corrente. Vale lembrar que, segundo a abordagem intertemporal, somente choques temporários deveriam produzir efeitos sobre a conta corrente.

Em relação ao período trimestral 1991:1-2004:1, não se obteve sucesso em qualquer teste. Inicialmente se notou que a estacionariedade da conta corrente, bem como a co-integração entre renda e consumo, é bastante delicada com base nos testes tradicionais. Entretanto, deve-se levar em conta que o poder dos testes é reduzido, em decorrência de que a conta corrente segue processo próximo ao de uma raiz unitária. Embora se tenha relevado essa rejeição, os testes de causalidade, ortogonalidade e restrição dos coeficientes apontaram, de fato, a rejeição do comportamento dos indivíduos tal como preconizado pelo modelo. No tocante aos dados anuais, observaram-se resultados favoráveis em relação à estacionariedade, aos coeficientes do VAR e à ortogonalidade. Contudo, da mesma forma que Senna e Issler (2000), percebeu-se que os valores passados da conta corrente não são importantes na equação do produto líquido, o que equivale a dizer que déficits na conta corrente não sinalizam variações positivas nos valores futuros da renda, contrariando a assertiva básica do modelo.

Dado que o modelo permite construir a série da conta corrente baseada no comportamento otimizador dos agentes, pode ser útil na análise da mobilidade de capitais, como faz Ghosh (1995). Nesse sentido, pode-se observar que, para o período que contempla os dados trimestrais a partir da década de 1990, a mobilidade de capitais tem sido semelhante àquela esperada pelo comportamento otimizador dos agentes, o que pode sugerir um eventual efeito da redução de restrições ao fluxo de capitais estrangeiros. Para o período anual, o resultado não

é tão evidente, pois, enquanto as variâncias são estatisticamente iguais, o coeficiente de correlação entre as séries é baixo e negativo. Por meio de gráficos, verificou-se visualmente que o ajuste da série estimada é bem melhor para o período trimestral.

De forma geral, os resultados revelam que os déficits na conta corrente não podem ser apropriadamente vistos como sendo o resultado das decisões de poupança e investimento de agentes racionais. A hipótese de alocação intertemporal do consumo perante os choques transitórios no produto líquido não é validada. Portanto, de forma contrária ao recomendado pela abordagem, os déficits da conta corrente deveriam ser vistos com certa preocupação, pois podem refletir gastos excessivos ou restrição externa ao crescimento. Contudo, deve-se tomar esses resultados com certa cautela, pois o modelo testado é derivado sob várias hipóteses restritivas. Em primeiro lugar, assume-se que a taxa de juros é fixa. Adicionalmente, a hipótese de um único bem restringe o papel da taxa de câmbio na determinação da conta corrente. A verificação empírica de modelos que relaxam essas hipóteses pode ser útil para validar ou não os resultados descritos neste artigo.

ABSTRACT

This article performs an empirical evaluation of the basic model of the current account's intertemporal approach for Brazil. Ghosh and Ostry (1995) and Senna and Issler (2000) were the pioneers in that literature. Besides the application of the traditional econometric tests to updated data, the main contribution of this article consists in the use of the technique proposed by Kano (2003) to verify the impact on the current account of the transitory and permanent shocks in the net output. In addition to that, through the bootstrapping procedure, confidence intervals for the estimated values of the current account were built with the objective of refining the graphic analysis of the model. The results of the traditional econometric tests suggest a weak performance of the basic model and, contrary to the forecast made by the theoretical model, the impulse-response analysis showed that the permanent shocks in the net output affect the current account significantly

REFERÊNCIAS

- BLANCHARD, O.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, v. 79, p. 655-73, 1989.
- BOHN, H. Budget balance through revenue or spending adjustments? Some historical evidence for the United States. *Journal of Monetary Economics*, v. 27, n. 3, p. 333-59, June 1991.
- CAMPBELL, J. Y. Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis. *Econometrica*, v. 55, p. 1.249-73, Nov. 1987.
- _____. ; SHILLER, R. J. Cointegration and tests of present value models. *Journal of Political Economy*, v. 95, p. 1.062-88, 1987.
- DOLADO, J.; JENKINSON, T.; SOSVILLA-RIVERO, S. Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, v. 4, n. 3, p. 249-73, 1990.

ELLIOTT, G. On the robustness of cointegration methods when regressors almost have unit roots. *Econometrica*, v. 66, n. 1, p. 149-58, Jan. 1998.

GHOSH, A. R. International capital mobility amongst the major industrialized countries: too little or too much? *The Economic Journal*, v. 105, n. 428, p. 107-28, Jan. 1995.

_____. ; OSTRY, J. D. The current account in developing countries: A perspective from the consumption-smoothing approach. *World Bank Economic Review*, v. 9, n. 2, p. 305-33, May 1995.

KANO, T. *A structural VAR approach to the intertemporal model of the current account*. [S.l.], Dec. 2003. 42 p. (Working Papers, 03-42). Disponível em: <<http://www.bankofcanada.ca/en/res/wp/2003/wp03-42.pdf>>. Acesso em: 02/03/2004.

KIM, K.; HALL, V. B.; BUCKLE, R. A. *New Zealand's current account deficit: analysis based on the intertemporal optimisation approach*. [S.l.], 2002. 25 p. (Treasury Working Paper Series, 01/2). Disponível em: <<http://www.treasury.govt.nz/workingpapers/2001/twp01-2.pdf>>. Acesso em: 25/3/2004.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1-3, p. 159-78, Oct./Dec. 1992.

NG, S.; PERRON, P. Unit root test in arma models with data dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, v. 90, p. 268-81, 1995.

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. 1.731-99, 1995.

_____. *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1996.

OTTO, G. Testing a present-value model of the current account: evidence from us and Canadian time series. *Journal of International Money and Finance*, v. 11, n. 5, p. 414-30, 1992.

_____. Can an intertemporal model explain Australia's current account deficits? *The Australian Economic Review*, v. 36, n. 4, p. 350-59, Dec. 2003.

SACHS, J. D. The current account in the macroeconomic adjustment process. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 84, n. 2, p. 147-59, 1982.

SENNA, F. A. de A.; ISSLER, J. V. Mobilidade de capitais e movimentos da conta corrente do Brasil: 1947-1997. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 4, p. 493-523, 2000.

SHEFFRIN, S. M.; WOO, W. T. Present value tests of an intertemporal model of the current account. *Journal of International Economics*, v. 29, n. 3-4, p. 237-53, Nov. 1990.

(Originais recebidos em setembro de 2006. Revistos em novembro de 2006.)

