

## Informação, Hábito e a Conta Corrente

Nelson da Silva

Dezembro, 2016

# Trabalhos para Discussão



# 451

ISSN 1519-1028  
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 451	Dezembro	2016	p. 1-30
--------------------------	----------	--------	----------	------	---------

# *Trabalhos para Discussão*

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail*: [workingpaper@bcb.gov.br](mailto:workingpaper@bcb.gov.br)

Editor-chefe: Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo – *E-mail*: [francisco-marcos.figueiredo@bcb.gov.br](mailto:francisco-marcos.figueiredo@bcb.gov.br)

Coeditor: João Barata Ribeiro Blanco Barroso – *E-mail*: [joao.barroso@bcb.gov.br](mailto:joao.barroso@bcb.gov.br)

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: [jane.sofia@bcb.gov.br](mailto:jane.sofia@bcb.gov.br)

Chefe do Depep: Eduardo José Araújo Lima – *E-mail*: [eduardo.lima@bcb.gov.br](mailto:eduardo.lima@bcb.gov.br)

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind*

*referee*. Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 451.

Autorizado por Carlos Viana de Carvalho, Diretor de Política Econômica.

## **Controle Geral de Publicações**

Banco Central do Brasil

Comun/Dipiv/Coivi

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 14º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3565

Fax: (61) 3414-1898

*E-mail*: [editor@bcb.gov.br](mailto:editor@bcb.gov.br)

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

*The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.*

*Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.*

## **Divisão de Atendimento ao Cidadão**

Banco Central do Brasil

Deati/Diate

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

Internet: [<http://www.bcb.gov.br/?FALECONOSCO>](http://www.bcb.gov.br/?FALECONOSCO)

# Informação, Hábito e a Conta Corrente

Nelson da Silva <sup>†</sup>

*Este Trabalho para Discussão não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.*

## Resumo

Neste artigo deriva-se uma equação da abordagem intertemporal da conta corrente em um ambiente onde os indivíduos atualizam esporadicamente as informações macroeconômicas, *à la* Mankiw e Reis (2002, 2006). A equação encontrada assemelha-se a do modelo com formação de hábito obtida por Gruber (2004). Amplia-se a análise para a obtenção de um modelo onde os elementos hábito e rigidez informacional são combinados. Os parâmetros das equações teóricas são estimados para um grupo de 6 países. A estratégia econométrica consiste da aplicação do Método dos Momentos Generalizado (GMM) proposto por Hansen (1982). Os testes indicam que não é necessário modelar conjuntamente hábito e rigidez informacional. Entretanto, a presença de um deles é importante para o entendimento da dinâmica das transações correntes no espectro da abordagem intertemporal. As estimativas obtidas neste artigo favorecem a hipótese de formação de hábito no consumo.

**Palavras-chave:** conta corrente; hábito; informação; modelo intertemporal.

**Classificação JEL:** E21, F41, F32

---

\*Esta é uma versão substancialmente ampliada, revisada e atualizada de artigo preliminar apresentado no X Encontro de Economia da Região Sul (ANPECSUL). Grato aos comentários do parecerista anônimo, isento de quaisquer limitações remanescentes, e a Túlio Ricardo de Oliveira Brant.

<sup>†</sup>Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. E-mail: nelson.silva@bcb.gov.br

# 1 Introdução

O desenvolvimento deste estudo tem duas motivações principais: uma empírica e outra teórica. Como argumenta Obstfeld (2012), não obstante o rápido crescimento da posição internacional de investimentos, os desequilíbrios das transações correntes ainda desempenham um papel relevante no monitoramento macroeconômico. Do lado teórico, como diversos trabalhos têm constatado, o instrumento analítico da abordagem intertemporal não tem conseguido explicar com sucesso a dinâmica da conta corrente, o que ressalta a importância de ampliar o modelo básico. A alegação de que os indivíduos não atualizam sistematicamente as informações macroeconômicas é uma das alternativas para se construir um arcabouço teórico mais realista.

Neste artigo emprega-se na análise das transações correntes a idéia de rigidez informacional, cujo conceito pode ser visto em Mankiw e Reis (2002). De acordo com a abordagem intertemporal, a conta corrente desempenha papel importante na economia ao possibilitar o nivelamento do consumo agregado. Quando se espera um aumento da renda futura, o saldo em conta corrente diminui, por conta da alocação de parte dessa renda no consumo presente. Inversamente, a expectativa de resultados desfavoráveis da renda futura implica em aumento da conta corrente. Portanto, na abordagem intertemporal, a conta corrente é influenciada pelas expectativas do comportamento futuro do produto, gasto do governo e investimentos.

O *link* entre a abordagem intertemporal e a rigidez informacional proposto neste artigo é alcançado ao se admitir que as expectativas dos indivíduos em relação às variações esperadas na renda não são atualizadas constantemente. Assim, assume-se que um indivíduo representativo em um determinado período estabelece uma trajetória para o consumo, que implicitamente determina a conta corrente, e o atualiza de acordo com uma determinada probabilidade.

A partir da hipótese central explicada acima, deriva-se duas equações fundamentais da conta corrente. Em uma das equações, percebe-se que o modelo com rigidez informacional tem relação direta com a abordagem de Gruber (2004). Ao invés de rigidez informacional, Gruber introduz rigidez na conta corrente ao supor existir hábito externo do consumidor na função utilidade instantânea. Para abreviar, a relação entre o resultado encontrado neste artigo e o de Gruber é a seguinte: supondo que  $\gamma$  seja o parâmetro de hábito e  $\lambda$  a probabilidade de atualização dos planos de consumo, tem-se  $\gamma = (1 - \lambda)$ .

Embora os resultados sejam equivalentes, o canal pelo qual afetam o

consumo é distinto. A formação de hábito é incorporada na função utilidade do indivíduo. A otimização intertemporal, subjacente a essa preferência e ao conjunto de informações correntes, determina o perfil esperado do consumo ao longo do tempo. Na hipótese de rigidez informacional, por outro lado, o efeito no consumo agregado é dado pelo processo randômico pelo qual os indivíduos que atualizam o plano de consumo em cada período são selecionados. Quando tomadas separadamente, as duas hipóteses são equivalentes porque ambas implicam na mesma condição de variação do consumo, o que gera um processo autoregressivo de primeira ordem no consumo e na equação da conta corrente. No caso de utilidade quadrática, o coeficiente de correlação serial observado é proporcional ao parâmetro da hipótese estabelecida, seja ela hábito ou rigidez.

Por outro lado, como se verá adiante, a ação por canais diferentes das duas hipóteses tomadas conjuntamente produz um processo autoregressivo de segunda ordem na equação da conta corrente. No caso de utilidade quadrática, os coeficientes desse processo derivam de uma combinação não linear dos parâmetros de hábito e rigidez informacional.

A idéia do artigo é propor uma estimativa do grau de rigidez informacional e, também, verificar se é possível estimar conjuntamente o parâmetro de rigidez informacional e de hábito. Nesse sentido é que se destaca a importância da similaridade dos dois resultados. Como as equações são relacionadas, pode-se utilizar a metodologia proposta por Gruber para que se encontre o grau de rigidez informacional. Essa estimativa é possível na medida em que o modelo implica em restrições de ortogonalidade. Então, utilizando-se adequadamente o método dos momentos generalizados, obtém-se uma estimativa teoricamente consistente do parâmetro de rigidez informacional. O mesmo raciocínio vale quando estima-se os dois parâmetros conjuntamente.

Os resultados teóricos e empíricos obtidos visam proporcionar uma contribuição original para a literatura econômica que trata dos determinantes da conta corrente. Teoricamente, aponta-se que o modelo com rigidez informacional ou com formação de hábito são equivalentes. Além disso, o esforço analítico realizado mostra ser possível combinar esses dois elementos num mesmo modelo teórico. Do ponto de vista empírico, ao se aplicar a técnica econométrica GMM, mostra-se ser possível estimar os coeficientes de hábito e rigidez informacional e determinar a relevância de cada um.

Para se desenvolver as contribuições expressas acima, o artigo está dividido da seguinte forma. Na seção 2, revisa-se a literatura mais diretamente relacionada com a proposta do artigo. Na seção 3, deriva-se a equação fundamental da conta corrente com rigidez informacional e compara-se essa equação com o mesmo resultado num contexto de formação

de hábito. Nessa mesma seção, procura-se desenvolver um modelo onde se combina formação de hábito e rigidez informacional. Na seção 4, apresenta-se a estratégia de estimação dos parâmetros de rigidez informacional e de hábito. Na seção 5, apresenta-se os resultados e, finalmente, a seção 6 conclui o artigo.

## 2 Revisão da Literatura

A discussão a seguir revisa, ainda que brevemente, alguns trabalhos importantes sobre os quais se pensou na elaboração da ideia do artigo. Em primeiro lugar, discute-se o significado da hipótese de rigidez informacional em macroeconomia. Em segundo, ressalta-se a necessidade da introdução de rigidez dentro do aparato teórico da abordagem intertemporal da conta corrente.

Começa-se, então, pelo significado de rigidez informacional. Como já se disse anteriormente, o ingrediente central do artigo é a aplicação, no âmbito da abordagem intertemporal da conta corrente, da ideia de rigidez informacional apresentada em Mankiw e Reis (2002). Importa reconhecer que a hipótese de que a informação se dissemina lentamente entre os indivíduos foi utilizada por estes autores na análise das flutuações econômicas e não exatamente na determinação da conta corrente. Do ponto de vista das flutuações, a vantagem desta hipótese em relação aos modelos tradicionais de preços rígidos está no fato que o modelo concebido, construído na linha dos novos keynesianos, consegue capturar propriedades que são mais consistentes com os fatos estilizados dos efeitos da política monetária. Espera-se que a rigidez informacional também consiga capturar melhor alguma das propriedades da conta corrente.

No modelo de Mankiw e Reis (2002, 2006), a rigidez informacional se aplica às firmas, aos trabalhadores e aos consumidores. Na ótica dos consumidores, que é o elemento central da abordagem intertemporal da conta corrente, a hipótese de rigidez informacional pode ser traduzida no sentido que ao tomar decisões de consumo os agentes atualizam seu conjunto de informações de maneira esporádica. Essa hipótese de rigidez informacional pode ser sustentada ao se reconhecer custos envolvidos para se adquirir, absorver e processar informações, tal como explicado em Reis (2006). Assim, pode-se pensar em decisões de consumo baseadas em um conjunto de informações obsoleto, desatualizado.

O segundo aspecto importante é a necessidade de se introduzir alguma forma de rigidez no modelo da abordagem intertemporal da conta corrente. Um resultado empírico padrão na literatura tem sido o excesso de volatilidade

da conta corrente *vis à vis* aos valores previstos pela teoria.<sup>1</sup> As causas apontadas para essa falha concentraram-se no fato de o modelo implicar efeito nulo sobre a conta corrente quando a economia é atingida por choques globais ou por choques permanentes. No esforço de conciliar as previsões obtidas do modelo aos dados observados, ao menos, surgiram três tentativas de refinar a abordagem básica. Essas iniciativas tentaram explorar as fragilidades ditas acima, ou seja, procuraram desenvolver modelos testáveis que capturassem os efeitos tanto dos distúrbios globais como dos permanentes.<sup>2</sup>

Um dos primeiros esforços aparece no trabalho de Bergin e Sheffrin (2000). Incluiu-se no modelo básico duas variáveis adicionais: a taxa de câmbio real e a taxa de juros. A taxa de câmbio não aparece no modelo básico pois trabalha-se apenas com um único bem. A taxa de juros, por sua vez, é tratada como uma constante no modelo básico. Essas duas variáveis possibilitam que choques globais afetem a conta corrente, contudo, choques permanentes ainda implicam em efeito nulo. O modelo gerado apresentou-se consistente com os dados e conseguiu, para um conjunto de diversos países europeus, replicar a volatilidade da conta corrente, como pode ser visto em Bergin e Sheffrin (2000) e Campa e Gavilan (2006).

Outro avanço ocorreu no trabalho de Iscan (2002). A tentativa foi introduzir no modelo dois componentes: bens duráveis e bens não comercializáveis. Como não se modelou explicitamente a taxa de câmbio, esse modelo ressaltou apenas o papel dos choques permanentes na determinação da conta corrente. Usando dados da economia canadense, o resultado encontrado mostrou que as previsões da conta corrente geradas pelo modelo teórico são satisfatórias somente quando se introduz simultaneamente esses dois componentes.

Uma terceira tentativa para resolver o enigma do excesso de volatilidade foi realizado por Gruber (2004). Essa investida explorou o mesmo elemento do modelo de Iscan (2002), ou seja, o efeito dos choques permanentes na dinâmica da conta corrente. Embora reconheça que a inclusão de bens

---

<sup>1</sup>Os testes com dados da economia brasileira similarmente revelaram o fraco desempenho do modelo básico da conta corrente, como em Senna e Issler (2000) e Silva e Andrade (2006). Esses achados sugerem que os choques permanentes também podem afetar o resultado da conta corrente brasileira. Ghosh e Ostry (1995) aplicaram os testes econométricos com dados do Brasil, englobado num conjunto de 44 países em desenvolvimento, e encontraram resultados mais favoráveis.

<sup>2</sup>O trabalho de Kano (2003) tenta capturar os efeitos de choques globais. Muitas variáveis podem ser incorporadas na análise da conta corrente. Um exemplo aparece em Nason e Rogers (2003), onde o modelo contempla a taxa de câmbio real, mobilidade imperfeita de capitais e choques na política fiscal e na taxa de juros mundial. A inserção dessas variáveis permite que a conta corrente possa ser ajustada por fatores que desviam o consumo de seu nível de renda permanente.

duráveis gera maior volatilidade da conta corrente e apresenta-se como um candidato para resolver o enigma do excesso de volatilidade, Gruber argumenta em favor da hipótese de hábito na medida em que o modelo com bens duráveis implica na redução da poupança dado um choque positivo na produtividade, conclusão que não se sustenta empiricamente nos resultados obtidos por Glick e Rogoff (1995). O modelo com hábito mostrou-se adequado para a maioria dos países<sup>3</sup> que compuseram a amostra de Gruber (2004). A previsão do modelo melhorou significativamente, respaldando a hipótese de hábito no consumo, então, como uma solução da questão do excesso de volatilidade.<sup>4</sup>

Carroll e Slacalek (2007) argumentam que as evidências microeconômicas, porém, não são favoráveis à hipótese de hábito no consumo. A rigidez informacional é, então, um elemento alternativo na explicação da persistência no consumo agregado. Como consequência, esse canal também pode ser incorporado na análise das transações correntes. É o que se propõem neste artigo.

### 3 Equação da Conta Corrente

A equação da abordagem intertemporal da conta corrente, em sua versão básica e derivada em Obstfeld e Rogoff (1996), é a seguinte:<sup>5</sup>

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

Em (1),  $CA_t$  é o saldo em transações correntes no período  $t$ . Identifica-se

---

<sup>3</sup>Os testes foram realizados para Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Nova Zelândia, Espanha, Reino Unido e Estados Unidos. Os testes não apresentaram resultados favoráveis para França e Nova Zelândia. Para Espanha e Reino Unido o coeficiente estimado excedeu o valor teórico ao qual estava restrito ( $\gamma < 1$ ) em grau não muito significativo.

<sup>4</sup>Pereira (2011) desenvolveu e estimou um modelo da conta corrente com uma parte dos indivíduos formando hábito e outra se comportando pela regra de bolso. Os coeficientes de hábito obtidos para um conjunto de 5 países se mostraram de baixa magnitude e estatisticamente não significativos. Em abordagem similar, Oliveira e Carrasco-Gutierrez (2016) encontraram um coeficiente entre 0.4 e 1 para a economia brasileira.

<sup>5</sup>A análise da conta corrente baseada na alocação intertemporal do consumo ganhou grande impulso no início dos anos 80, a partir do trabalho de Sachs (1981) e outros. A abordagem econométrica, na linha dos modelos de valor presente, baseia-se no trabalho de Campbell (1987) e Campbell e Shiller (1987) e pode ser vista em Sheffrin e Woo (1990), Otto (1992) e Ghosh (1995). Conforme destacado por Obstfeld e Rogoff (1995), os modelos de comércio e crescimento desenvolvidos nos anos 60 podem ser caracterizados como importantes contribuições precursoras da abordagem intertemporal da conta corrente.

$r$  como a taxa de juros e  $E_t$  indica a esperança condicional ao conjunto de informações disponíveis no período  $t$ .  $\Delta NO$  é a variação do produto líquido, definido este como sendo o produto interno bruto descontado do gasto do governo e da formação bruta de capital.

De acordo com (1), a conta corrente é negativa se a soma dos valores esperados da variação do produto líquido futuro trazidos à valor presente for positiva. Um aumento transitório da renda no período  $t$  implica no aumento do saldo em transações correntes. Se esse aumento é esperado em alguma data futura  $s > t$ , o saldo da conta corrente torna-se negativo. Note que mudanças permanentes na renda não alteram a conta corrente.

Para derivar uma equação da conta corrente a partir de (1), na qual o conjunto de informações é atualizado de tempos em tempos, é conveniente escrevê-la de uma outra forma.<sup>6</sup> Como um primeiro passo, defini-se  $L^{-1}$  como o inverso do operador de defasagem (isto é  $Lx_t = x_{t-1}$ ):

$$L^{-1}E_t X_t = E_t L^{-1} X_t = E_t X_{t+1}. \quad (2)$$

Assim pode-se especificar a equação precedente da conta corrente da seguinte forma:<sup>7</sup>

$$CA_t = -\frac{1}{1+r} \left( \frac{1}{1 - (1+r)^{-1}L^{-1}} \right) E_t \Delta NO_{t+1} \quad (3)$$

Para fins de simplificação, escreve-se:

$$A(L)CA_t = -\frac{1}{1+r} E_t \Delta NO_{t+1} \quad (4)$$

onde,

$$A(L) = \left( -\frac{(1+r)L}{1 - (1+r)L} \right)^{-1}. \quad (5)$$

---

<sup>6</sup>A derivação de uma equação da conta corrente com a hipótese de rigidez informacional a partir de (1) é uma questão de conveniência. A comodidade, como será visto na próxima subseção, é a obtenção de um modelo com hábito e rigidez informacional de uma forma mais direta. A equação com hábito foi derivada por Gruber (2004) e, então, aplicando o mesmo procedimento aqui exposto, é possível obter o modelo combinando hábito e rigidez. A abordagem matemática segue Mankiw e Reis (2002). Como a derivação não é muito extensa, a opção foi apresenta-la no corpo do trabalho. A natureza do modelo com rigidez informacional, porém, é mais bem compreendida se a equação for derivada da forma metodológica convencional, ou seja, proveniente das decisões de consumo. Essa tarefa foi executada e remetida ao Apêndice, onde se mostra que o “atalho” de partir de (1) não compromete o resultado fundamental: as equações da conta corrente são as mesmas.

<sup>7</sup>Note que  $CA_t = -\{(1+r)^{-1}E_t \Delta NO_{t+1} + (1+r)^{-2}E_t \Delta NO_{t+2} + \dots\} = -\frac{1}{1+r}(1 + (1+r)^{-1}L^{-1} + (1+r)^{-2}L^{-2} + \dots)E_t \Delta NO_{t+1}$ .

A ideia é interpretar a previsão de  $\Delta NO_{t+1}$  de uma forma diferente. A previsão pode ser atualizada em  $t$  ou corresponder a expectativa tomada em algum tempo passado e não modificada. A probabilidade de o valor esperado de  $\Delta NO_{t+1}$  ter sido atualizado no período  $t$  será representada por  $\lambda$ . De maneira geral,  $Z_t^j$  designará a previsão, feita  $j$  períodos atrás, da variação do produto líquido no período  $t + 1$ . Formalmente:

$$Z_t^j = E_{t-j} \Delta NO_{t+1}. \quad (6)$$

Pode-se pensar que a expectativa do produto líquido é uma média ponderada das expectativas realizadas no tempo presente ou no passado. Dessa forma, a equação (4) pode ser reescrita como:

$$A(L)CA_t = -\frac{1}{1+r} \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j Z_t^j. \quad (7)$$

Substituindo (6) em (7):

$$A(L)CA_t = -\frac{1}{1+r} \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-j} \Delta NO_{t+1}. \quad (8)$$

Desenvolvendo o primeiro termo e redefinindo o índice do somatório:

$$A(L)CA_t = -\frac{1}{1+r} \left( \lambda E_t \Delta NO_{t+1} + \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^{j+1} E_{t-1-j} \Delta NO_{t+1} \right). \quad (9)$$

Defasando a equação (8) um período, resulta:

$$A(L)CA_{t-1} = -\frac{1}{1+r} \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j} \Delta NO_t. \quad (10)$$

Subtrai-se (10) de (8) e organiza-se os termos para se obter a seguinte equação:

$$\begin{aligned} A(L)[CA_t - CA_{t-1}] &= -\frac{1}{1+r} (\lambda E_t \Delta NO_{t+1}) - \\ &\quad - \frac{1}{1+r} \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j} \Delta (\Delta NO_{t+1}) + \\ &\quad + \frac{1}{1+r} \lambda^2 \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j} \Delta NO_{t+1}. \quad (11) \end{aligned}$$

Note-se que de (9) pode-se obter a seguinte relação:

$$\frac{1}{1+r} \lambda^2 \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j} \Delta NO_{t+1} = - \frac{1}{(1-\lambda)} \lambda \left[ A(L)CA_t + \frac{1}{1+r} \lambda E_t \Delta NO_{t+1} \right]. \quad (12)$$

Usa-se a equação (12) para substituir o último termo de (11). Após organizar os termos, tem-se:

$$A(L)CA_t = (1-\lambda)A(L)CA_{t-1} - \frac{1}{1+r} \lambda E_t \Delta NO_{t+1} - \frac{1-\lambda}{1+r} \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j} \Delta (\Delta NO_{t+1}). \quad (13)$$

A questão, agora, é tratar o último termo de (13). Da mesma forma que em (6), pode-se pensar na previsão de  $\Delta (\Delta NO_{t+1})$  realizada  $j$  períodos atrás, por exemplo,  $\Psi_t^j = E_{t-j} \Delta (\Delta NO_{t+1})$ . O valor esperado de  $\Delta (\Delta NO_{t+1})$  em  $t$  é a média ponderada das expectativas formadas nos  $j$  períodos:

$$E_t \Delta (\Delta NO_{t+1}) = \lambda [E_t \Delta (\Delta NO_{t+1}) + (1-\lambda)E_{t-1} \Delta (\Delta NO_{t+1}) + (1-\lambda)^2 E_{t-2} \Delta (\Delta NO_{t+1}) + \dots],$$

o que implica:

$$(1-\lambda) \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j} \Delta (\Delta NO_{t+1}) = (1-\lambda) E_t \Delta (\Delta NO_{t+1}). \quad (14)$$

Após substituir (14) em (13), vem:

$$A(L)CA_t = (1-\lambda)A(L)CA_{t-1} + \frac{1-\lambda}{1+r} E_t \Delta NO_t - \frac{1}{1+r} E_t \Delta NO_{t+1}. \quad (15)$$

De maneira análoga ao estabelecido em (3), escreve-se:

$$CA_t = (1 - \lambda)CA_{t-1} + \frac{1 - \lambda}{1 + r} \left( \frac{1}{1 - (1 + r)^{-1}L^{-1}} \right) E_t \Delta NO_t - \frac{1}{1 + r} \left( \frac{1}{1 - (1 + r)^{-1}L^{-1}} \right) E_t \Delta NO_{t+1}. \quad (16)$$

E, após alguma manipulação algébrica, chega-se na equação que se deseja derivar:

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

Observe que se  $\lambda = 1$ , ou seja, quando as informações são sempre atualizadas, a equação da conta corrente é mesma do modelo tradicional, equação (1). Porém, quando  $0 < \lambda < 1$ , a conta corrente é uma média ponderada das mudanças no produto líquido corrente e futuro mais uma fração da conta corrente do período anterior. A dinâmica da conta corrente torna-se diferente do modelo básico na medida em que os choques permanentes no produto líquido, agora, afetam a conta corrente. Além disso, como se discutirá adiante, a resposta às variações transitórias também são diferenciadas em razão de essa nova informação ser incorporada no período  $t$  somente com probabilidade  $\lambda$ .

### 3.1 Hábito e Rigidez Informacional

Existe semelhança entre o modelo derivado acima e a abordagem com formação de hábito proposta por Gruber (2004). No modelo desenvolvido por Gruber, o indivíduo representativo maximiza a seguinte função utilidade:

$$U_t = \max_{(C_s)} E_t \left[ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s - \gamma C_{s-1}) \right]. \quad (18)$$

Nesta equação  $\beta$  é o fator de desconto subjetivo;  $C$  o consumo; e  $\gamma$  é interpretado como o grau de formação de hábito.

Utilizando-se de hipóteses que são usualmente assumidas nesta literatura, o autor deriva a seguinte equação da conta corrente:

$$CA_t = \gamma CA_{t-1} + \frac{\gamma}{1 + r} \Delta NO_t - \left( 1 - \frac{\gamma}{1 + r} \right) \sum_{s=t+1}^{\infty} \left( \frac{1}{1 + r} \right)^{s-t} E_t \Delta NO_s. \quad (19)$$

A comparação das equações (17) e (19) mostra então a seguinte relação:

$$\lambda = 1 - \gamma. \quad (20)$$

Portanto, o grau de atualização das informações dos indivíduos pode ser associado ao grau de formação de hábito.<sup>8</sup> Econometricamente, essa relação é importante porque pode-se estimar  $\lambda$  através da metodologia desenvolvida por Gruber (2004) para estimar o parâmetro  $\gamma$ , que consiste da aplicação do método dos momentos generalizado proposto por Hansen (1982).

A análise a seguir permite formação de hábito e ao mesmo tempo admite a presença de custos para obter informação e reotimizar. No modelo tradicional, a inserção de rigidez informacional faz com a conta corrente derive das decisões de nivelamento do consumo dada a restrição informacional. No modelo com hábito essa inclusão faz com que a conta corrente seja resultado da tentativa de suavizar as mudanças no consumo, ao invés do nível, com base em atualizações esporádicas do plano de consumo.

A obtenção da equação da conta corrente neste cenário de hábito e rigidez informacional não é complicada. Ela pode ser gerada ao se seguir o mesmo procedimento que foi estabelecido quando se derivou a equação da conta corrente somente com rigidez informacional. A única diferença é que agora o ponto de partida é a equação (19). O resultado pode ser rapidamente encontrado ao se definir:

$$W_t = - \sum_{s=t+1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t \Delta NO_s \quad (21)$$

onde,

$$W_t = \left( 1 - \frac{\gamma}{1+r} \right)^{-1} \left[ CA_t - \gamma CA_{t-1} - \frac{\gamma}{1+r} \Delta NO_t \right]. \quad (22)$$

Quando se introduz rigidez informacional na equação (21), de maneira análoga ao que se fez para derivar (17), encontra-se a seguinte equação:

$$W_t = (1 - \lambda)W_{t-1} + \frac{1 - \lambda}{1+r} \Delta NO_t - \frac{r + \lambda}{1+r} \sum_{s=t+1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t \Delta NO_s. \quad (23)$$

A partir de (23) e usando a definição de  $W_t$ , a equação da conta corrente com hábito e rigidez informacional é vista ser:

---

<sup>8</sup>Reis (2006) discute a semelhança entre hábito e atualização esporádica das informações. Argumenta que o último pode servir de microfundamento para o primeiro.

$$\begin{aligned}
CA_t = & [\gamma + (1 - \lambda)]CA_{t-1} + \left[ \frac{\gamma}{1+r} + \frac{1-\lambda}{1+r} \left( 1 - \frac{\gamma}{1+r} \right) \right] \Delta NO_t - \\
& - \gamma(1 - \lambda)CA_{t-2} - \frac{\gamma(1 - \lambda)}{1+r} \Delta NO_{t-1} - \\
& - \left( \frac{r + \lambda}{1+r} \right) \left( 1 - \frac{\gamma}{1+r} \right) \sum_{s=t+1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t \Delta NO_s. \quad (24)
\end{aligned}$$

A análise desenvolvida até aqui mostra um canal importante na flutuação da conta corrente não captado no modelo básico. A hipótese de rigidez informacional gerou um resultado sobre o qual o modelo com hábito já havia apontado: essas duas abordagens revelam que a conta corrente é mesmo determinada por variações do produto líquido, mas não apenas pelos movimentos temporários deste, e sim também por flutuações permanentes, cujo efeito depende da magnitude do coeficiente de rigidez ou hábito. Esse efeito, como era de se esperar, aumenta quando a rigidez informacional e o hábito são simultaneamente combinados numa mesma estrutura.

A detecção de choques permanentes afetando a conta corrente é a primeira evidência de que o modelo ampliado gerou, mesmo, maior volatilidade de  $CA_t$ . A prova completa, porém, depende de se o efeito de um choque transitório no produto líquido é ao menos o mesmo do modelo básico. Na verdade, o efeito desse choque, como se poderia supor, é maior nos modelos com hábito e rigidez informacional. As equações (1), (17) ou (19) e (24), com coeficientes diferentes no termo do valor presente das mudanças esperadas no produto líquido ( $\sum(\cdot)E_t \Delta NO_s$ ) e no fator da variação corrente de  $\Delta NO_t$  (ausente em (1)), são evidências de que houve uma mudança no efeito dos choques transitórios. Por exemplo, se o aumento de  $(1+r)$ ,  $r > 0$ , em  $NO_t$  (inesperado em  $t-1$ ) fosse avaliado no modelo básico, o impacto em  $CA_t$  seria 1. Ao se medir esse mesmo movimento no modelo com hábito (ou rigidez informacional), o acréscimo seria  $1 + \gamma \left( \frac{r}{1+r} \right) > 1$ . Olhando o modelo combinado,  $CA_t$  aumentaria em  $\gamma + \left( 1 - \frac{\gamma}{1+r} \right) \left[ (1 - \lambda) + \left( \frac{r+\lambda}{1+r} \right) \right] > 1 + \gamma \left( \frac{r}{1+r} \right)$ .

A inserção de hábito e rigidez informacional também altera os efeitos dinâmicos dos choques sobre a conta corrente. No caso em que somente um dos fatores é adicionado ao modelo básico, surge um componente AR(1). Se combinados, a equação apresenta um componente AR(2), sugerindo a presença de ciclos. Para que o resultado seja factível se deve ter a restrição  $[\gamma + (1 - \lambda)] < 1$ . Se o grau de formação de hábito é muito elevado ( $\gamma \rightarrow 1$ ) e demora-se infinitamente para atualizar as informações ( $\lambda \rightarrow 0$ ), a conta corrente pode ser explosiva, o que viola a condição de transversalidade do

modelo. Note que essa condição implica na estabilidade da parte AR(2) da conta corrente.

Assim, a conta corrente pode ser modelada com hábito, rigidez informacional ou uma combinação dos dois. Em qualquer caso, a dependência do valor presente das mudanças esperadas no produto líquido diminui e aumenta a importância dos valores passados da conta corrente. Seria importante responder qual a maneira adequada de modelar a conta corrente. A próxima seção estabelece como se pode estimar conjuntamente tanto o parâmetro de formação de hábito como o grau de rigidez informacional e investiga se esses dois canais de rigidez são importantes ou se apenas um é suficiente.

## 4 Condição de Ortogonalidade e a Estimativa de $\lambda$

### 4.1 Ortogonalidade

Nesta seção procura-se demonstrar que as equações teóricas (17) e (24) implicam em condições de ortogonalidade da população na forma:

$$E \{ \mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{w}_t) \} = \mathbf{0} \quad (25)$$

onde,  $\mathbf{w}_t$  é um vetor ( $h \times 1$ ) de variáveis observáveis na data  $t$ ,  $\boldsymbol{\theta}_0$  é o valor verdadeiro do vetor ( $k \times 1$ ) de parâmetros e  $\mathbf{h}$  representa funções em um vetor ( $l \times 1$ ) de momentos. Essas condições de ortogonalidade serão fundamentais para as estimativas dos parâmetros de rigidez informacional e de hábito. Como (17) é um caso particular de (24) com  $\gamma = 0$ , a demonstração pode ser feita a partir desta última. Para se alcançar essas condições, melhor escrever a equação (24) da seguinte forma:

$$\begin{aligned} A(L)CA_t = A(L) \left\{ [\gamma + (1 - \lambda)]CA_{t-1} + \right. \\ \left. + \left[ \frac{\gamma}{1+r} + \frac{1-\lambda}{1+r} \left( 1 - \frac{\gamma}{1+r} \right) \right] \Delta NO_t - \gamma(1-\lambda)CA_{t-2} - \right. \\ \left. - \frac{\gamma(1-\lambda)}{1+r} \Delta NO_{t-1} \right\} - \left( \frac{r+\lambda}{1+r} \right) \left( 1 - \frac{\gamma}{1+r} \right) \left( \frac{1}{1+r} \right) E_t \Delta NO_{t+1}. \quad (26) \end{aligned}$$

Depois de um pouco de álgebra é possível escrever a equação (26) de maneira simplificada:<sup>9</sup>

<sup>9</sup>Na derivação desta expressão assumiu-se que  $E_t \Delta NO_{t+1} = \Delta NO_{t+1} - \varepsilon_{t+1}$ .

$$D_{t+1} - [\gamma + (1 - \lambda)] D_t + \gamma(1 - \lambda)D_{t-1} = - \left[ \frac{r + \lambda}{1 + r} \left( 1 - \frac{\gamma}{1 + r} \right) \right] \varepsilon_{t+1} \quad (27)$$

onde,

$$D_t = CA_t - \Delta NO_t - (1 + r)CA_{t-1}. \quad (28)$$

Na equação acima,  $\varepsilon_{t+1}$  é um erro de previsão puro, portanto, não correlacionado com informações disponíveis na data  $t$  e anterior. Quando se inverte os passos dados anteriormente, tem-se novamente a equação (24). Portanto, (24) verifica-se se a variável  $D_t - [\gamma + (1 - \lambda)D_{t-1}] + \gamma(1 - \lambda)D_{t-2}$  é estatisticamente não correlacionada com as variáveis conhecidas na data  $t$  ou anterior a esse período. Essa implicação é a base para a estimativa de  $\lambda$ , como se verá a seguir.

Note que se  $\gamma = 0$ , então o último termo do lado esquerdo de (27) não existe e a condição se torna  $D_{t+1} - (1 - \lambda) D_t = - \left[ \frac{r+\lambda}{1+r} \right] \varepsilon_{t+1}$ . Da mesma forma, se não existe custo para se obter informação e reotimizar, ou seja  $\lambda = 1$ , e os indivíduos apresentam formação de hábito, a condição simplesmente é, como demonstrou Gruber (2004) na sua análise da conta corrente apenas com hábito,  $E(D_{t+1} - \gamma D_t | \Omega_{t-1} = 0)$ , onde  $\Omega_{t-1}$  é o conjunto de informação que o consumidor representativo dispõem no período  $t - 1$ .

## 4.2 Procedimento para Estimar $\lambda$

A proposta para estimar os parâmetros de hábito e rigidez informacional consiste em se utilizar o estimador do método dos momentos generalizado (GMM). Os estimadores obtidos através do GMM devem satisfazer a condição de que se tenha teoria ou informação *a priori* das condições de ortogonalidade. No caso presente, essa condição é fornecida exatamente pela equação (27), pois o erro daquela equação não deve ser correlacionado com informações disponíveis na data  $t$  ou anterior a ela. Essa implicação é verdadeira no sentido que a abordagem intertemporal assume que as expectativas são formadas racionalmente.

A metodologia implementada neste artigo para estimar  $\gamma$  e  $\lambda$  conjuntamente segue de perto o procedimento de Gruber (2004) para obter  $\gamma$  separadamente. Formalmente, a restrição derivada em (27) pode ser expressa como:

$$E \{ \mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{w}_t) \} = E \{ (D_t - \theta_1 D_{t-1} - \theta_2 D_{t-2}) \mathbf{z}_t \} = \mathbf{0} \quad (29)$$

onde,  $\mathbf{w}_t = (D_t, D_{t-1}, D_{t-2}, \mathbf{z}_t)$ ,  $\mathbf{z}_t$  é um subconjunto do conjunto de informações  $\mathbf{z}_t^*$  disponível ao indivíduo no instante da previsão e:

$$\theta_1 = \gamma + (1 - \lambda), \quad (30)$$

$$-\theta_2 = \gamma(1 - \lambda). \quad (31)$$

Portanto, a partir das estimativas de  $\theta_i$  é possível determinar conjuntamente os valores de  $\gamma$  e  $\lambda$ .

Tendo-se as condições de ortogonalidade, o próximo passo reside em escolher os instrumentos. Em princípio, há um número ilimitado de variáveis instrumentais, pois qualquer informação relativa ao momento  $t$  ou anterior poderia ser incluída. Como a proposta de estimação dos parâmetros inspira-se na tentativa de Gruber (2004) de desenvolver um cômputo teoricamente consistente de  $\gamma$  via GMM, torna-se natural recorrer aos argumentos daquele autor na seleção dos instrumentos. Para se evitar correlações espúrias entre os instrumentos  $\mathbf{z}_t$  e  $D_t$  e manter a parcimônia, aquele autor utilizou a terceira e a quarta defasagem de  $\Delta NO_t$  e  $CA_t$  ao estimar  $\gamma$ . O argumento principal para a escolha desses instrumentos reside nos problemas de agregação e erros de medida na estimação do consumo agregado. Utiliza-se, então, esses mesmos instrumentos ao se calcular  $\lambda$  e  $\gamma$  separados ou conjuntamente.

Carroll, Slacalek e Sommer (2011) argumentam que as defasagens 3 e 4 são as ideais, porém, a utilização da segunda e terceira melhora o poder preditivo das estimativas em certas circunstâncias. A exemplo desses autores e de Islamaj e Kose (2016), e na intenção de verificar a robustez dos coeficientes, os parâmetros do modelo presente também são obtidos utilizando-se a segunda e terceira defasagem da conta corrente e do produto líquido.

Além da escolha dos instrumentos, outra questão na estimativa GMM é a definição da matriz de ponderação. No caso presente, a hipótese assumida de não correlação com qualquer informação em  $t$  ou anterior implica que a ponderação, o inverso da matriz assintótica de variância e covariância da média amostral dos momentos, pode ser consistentemente estimada assumindo erros homocedásticos e não correlacionados. Esses valores foram obtidos pelo método do mínimo quadrado de dois estágios.

Finalmente, note que as escolhas dos instrumentos possibilita que o estimador GMM possa ser identificado.

## 5 Dados e Resultados

### 5.1 Dados

O conjunto de países analisados é composto por um grupo de nações consideradas desenvolvidas e um outro da América Latina, a saber, Alemanha, Argentina, Brasil, Chile, Estados Unidos e Reino Unido. As séries foram coletadas na base de dados do Banco Mundial.<sup>10</sup> O período amostral começa no início ou meados da década de 70, dependendo do país, e se encerra em 2014. O produto interno bruto *per capita* a preços constantes é medido em termos da moeda local. As séries do consumo do governo, investimento e transações correntes são expressas como proporções do pib.

Como tem sido padrão nessa literatura, seguindo o argumento do trabalho pioneiro de Sheffrin e Woo (1990), determinou-se a taxa de juros anual como sendo  $r = 0,04$ .<sup>11</sup>

### 5.2 Resultados

A estacionariedade é uma condição necessária para a consistência do estimador GMM. O tradicional teste ADF, não reportado, aplicado à variável  $D_t = CA_t - \Delta NO_t - (1 + r)CA_{t-1}$  permite rejeitar a hipótese nula de raiz unitária.

A Tabela 1 contém os resultados da estimação GMM das equações da conta corrente. Ela está dividida de acordo com as variáveis instrumentais utilizadas. Em cada grupo estão os cálculos dos dois modelos, a saber, um em que somente rigidez informacional está presente (equivalentemente, hábito) e outro no qual rigidez e hábito são combinados. Esses resultados são alcançados a partir das condições de ortogonalidade:

$$\mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{w}_t) = [D_t - \theta_1 D_{t-1} - \theta_2 D_{t-2}] \mathbf{z}_t \quad (32)$$

onde, seguindo a discussão de Gruber (2004) e Carroll e Slacalek (2007), usam-se os seguintes instrumentos:

$$\mathbf{z}_t = \begin{cases} (CA_{t-2}, CA_{t-3}, \Delta NO_{t-2}, \Delta NO_{t-3})'; \\ (CA_{t-3}, CA_{t-4}, \Delta NO_{t-3}, \Delta NO_{t-4})'. \end{cases}$$

---

<sup>10</sup><http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators> - acesso em jul/2016.

<sup>11</sup>Outros valores médios de taxa de juros foram experimentados, na região entre 3% e 7%, sem que fossem observadas alterações significativas nos resultados apresentados adiante. Como mencionado na seção de revisão da literatura, o tratamento mais elaborado da taxa de juros, no arcabouço do modelo intertemporal, é visto no trabalho de Bergin e Sheffrin (2000), com a aplicação de Silva e Andrade (2007) para o caso brasileiro.

Tabela 1: Estimativas GMM

	Estados Unidos	Alemanha	Reino Unido	Chile	Argentina	Brasil
(a) Instrumentos	$CA_{t-2}, CA_{t-3}, \Delta NO_{t-2}, \Delta NO_{t-3}$					
Modelo I - Somente rigidez informacional (ou somente hábito)						
$(1 - \lambda) = \gamma$	0.92 (0.14)	1.04 (0.28)	0.82 (0.15)	0.76 (0.17)	0.96 (0.49)	0.81 (0.49)
Estatística-J	4.37	0.38	7.41	7.95	1.47	1.64
valor-p	0.36	0.98	0.11	0.12	0.83	0.80
Modelo II - Hábito e rigidez informacional combinados						
$\gamma$	0.97 (0.40)	1.04 (0.29)	-	-	0.72 (1.26)	-
$\lambda$	0.48 (0.39)	0.98 (0.24)	-	-	0.62 (0.94)	-
Estatística-J	0.56	0.36	-	-	0.52	-
valor-p	0.91	0.95	-	-	0.91	-
(b) Instrumentos	$CA_{t-3}, CA_{t-4}, \Delta NO_{t-3}, \Delta NO_{t-4}$					
Modelo I - Somente rigidez informacional (ou somente hábito)						
$(1 - \lambda) = \gamma$	0.93 (0.15)	0.89 (0.26)	0.93 (0.17)	0.84 (0.20)	0.52 (0.35)	0.76 (0.47)
Estatística-J	2.76	4.61	6.74	6.26	2.77	1.40
valor-p	0.60	0.33	0.15	0.18	0.60	0.84
Modelo II - Hábito e rigidez informacional combinados						
$\gamma$	0.87 (0.42)	0.94 (0.14)	-	0.83 (0.24)	0.78 (0.27)	-
$\lambda$	0.55 (0.77)	1.66 (0.82)	-	0.94 (0.43)	1.77 (0.84)	-
Estatística-J	1.81	5.12	-	5.98	1.22	-
valor-p	0.61	0.16	-	0.11	0.75	-

*Nota:* A Tabela 1 está dividida de acordo com os instrumentos utilizados, (a) e (b). Erros padrão em parêntesis.  $\lambda$  é interpretado como a probabilidade de atualização do conjunto de informação em determinado período e  $\gamma$  o parâmetro de formação de hábito. As estimativas com erros padrão muito elevados foram omitidas (-). A Estatística-J e o valor-p correspondem ao teste de sobreidentificação. O período amostral é o seguinte: Estados Unidos e Reino Unido: 1970-2014; Alemanha: 1971-2014; Brasil e Chile: 1975-2014; Argentina: 1976-2014, exceto 1980-1987 pela falta de dados do consumo do governo.

Um dos resultados mostrados na Tabela 1 são as estimativas GMM de  $(1 - \lambda)$ , que equivale ao modelo onde inclui-se somente rigidez informacional ( $\gamma = 0$ ), ou seja, o modelo representado pela equação (17), cuja condição de ortogonalidade é:

$$E[D_t - (1 - \lambda)D_{t-1}] \mathbf{z}_t = \mathbf{0}.$$

Dependendo dos instrumentos utilizados, encontrou-se  $(1 - \lambda)$  médio entre 0,88 e 0,81, o que implica  $\lambda$  variando entre 0,12 e 0,19, ou seja, pode-se pensar que a cada ano algo em torno de 15% dos indivíduos atualizam o conjunto de informação e revêem seus planos de consumo e, implicitamente, determinam a trajetória da conta corrente do respectivo país. Se o modelo tivesse sido concebido em termos de formação de hábito ao invés de rigidez informacional, por (20) conclui-se que o grau de formação de hábito situa-se no intervalo  $\gamma = [(0, 88); (0, 81)]$ . Note-se que os erros padrão de Argentina e Brasil são elevados e, na amostra considerada, implicam que os coeficientes não são estatisticamente diferentes de zero aos níveis de significância usuais. Portanto, a inclusão de uma dessas fontes de rigidez não ajuda na explicação das transações correntes desses dois países. No caso de Estados Unidos, Alemanha, Reino Unido e Chile esses coeficientes são significativos.

Outra informação contida na Tabela 1 é a estimativa conjunta de  $\lambda$  e  $\gamma$ . O modelo em que se permite essas duas fontes de rigidez é o descrito pela equação (24) e sua respectiva condição de ortogonalidade, equação (29). Observando a parte no qual se utilizou como instrumentos defasagens de terceira e quarta ordem, nos casos em que foi possível obter estimativas consistentes, ou seja, Estados Unidos, Alemanha, Chile e Argentina, o coeficiente de hábito  $\gamma$  é próximo de 0.85, em média. Como os erros padrão não são elevados, os coeficientes são significativos aos níveis usuais. Por outro lado, o coeficiente de rigidez informacional  $\lambda$  é superior ao valor teórico esperado, entre 0 e 1. Por meio da aplicação do teste Wald, entretanto, não se rejeita a hipótese nula de  $1 - \lambda$  ser igual a zero ( $\lambda=1$ ), o que significa perfeita atualização das informações por todos os agentes em todos os períodos.<sup>12</sup> Portanto, as estimativas apontam que a rigidez da conta corrente é proveniente de formação de hábito e não de rigidez informacional.

Na estimação conjunta dos coeficientes de hábito e rigidez informacional, os resultados foram omitidos quando se obteve no cálculo dos desvios padrão magnitudes muito elevadas. Por exemplo, considerando os instrumentos de terceira e quarta defasagem, os resultados não se mostraram significativos

---

<sup>12</sup>Como bem apontado por um parecerista anônimo, vale lembrar que o modelo foi estimado com dados na frequência anual e, em geral, modelos macroeconômicos com rigidez informacional, estimados com frequências maiores, sugerem a existência de algum grau de inatensão dos agentes.

para Reino Unido e Brasil. O Chile é incluído no caso de estimativas inconsistentes quando se usa  $CA_{t-2}, CA_{t-3}, \Delta NO_{t-2}$  e  $\Delta NO_{t-3}$  como instrumentos.

Note-se que o teste para a validade das condições de sobreidentificação é uma forma pela qual se pode avaliar o modelo. Como se mostrou anteriormente, a equação (24) é verdadeira se  $[D_t - (1 - \lambda)D_{t-1}]$  é estatisticamente não correlacionado com variáveis conhecidas na data  $t$  ou anterior. Na Tabela 1 também indicam-se os resultados do teste  $\chi^2$  de restrição de sobreidentificação. A estatística-J apresentada mostra o valor mínimo da seguinte função objetivo:

$$\min_{\lambda} [\mathbf{g}(\lambda, \mathbf{y}_T)]' \widehat{\mathbf{S}}_T^{-1} [\mathbf{g}(\lambda, \mathbf{y}_T)] \quad (33)$$

onde,  $\mathbf{y}_T = (\mathbf{w}'_T, \mathbf{w}'_{T-1}, \dots, \mathbf{w}'_1)'$  corresponde ao vetor dos dados para o número de observações  $T$ ;  $\widehat{\mathbf{S}}_T$  é uma matriz de ponderação ( $n \times n$ ) definida positiva<sup>13</sup>; e o vetor de funções  $\mathbf{g}(\cdot)$  é dado por:

$$\mathbf{g}(\lambda, \mathbf{y}_T) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{h}(\lambda, \mathbf{w}_t). \quad (34)$$

As expressões acima mostram que o estimador GMM determinou os coeficientes de tal forma que as restrições de ortogonalidade fossem atendidas o mais próximo possível ao minimizar a função critério, sendo que maior peso é dado as restrições que são estimadas de maneira mais precisa, ou seja, que têm variâncias menores.

Como se tem mais instrumentos do que parâmetros a serem estimados, o valor mínimo de (33) pode ser usado como um teste da validade destas restrições. Como pode ser observado na Tabela 1, dado os valores da estatística  $\chi^2$  e o valor-p associado, não há evidências contra a hipótese de que essas condições são satisfeitas, o que aumenta a confiança nos instrumentos empregados.

### 5.3 Comparação com outros Resultados

Como apontado em Carroll e Slacalek (2007), uma forma de modelar a persistência do consumo agregado é a incorporação de hábito na função utilidade dos consumidores. As evidências microeconômicas, contudo, não confirmam a hipótese da existência de hábito no âmbito individual

---

<sup>13</sup>Como citado anteriormente, essa matriz foi obtida pela aplicação do mínimo quadrado em dois estágios.

numa magnitude elevada o suficiente para explicar a dinâmica do consumo agregado.

Ainda de acordo com Carroll e Slacalek (2007), na falta de suporte microeconômico em favor do hábito no consumo, a rigidez informacional pode ser um elemento alternativo no esforço da explicação correta da dinâmica do consumo agregado. Esses autores, então, propuseram um modelo simples de consumo com rigidez informacional na linha de Mankiw e Reis (2002).

Portanto, os trabalhos empíricos podem ser divididos nessas dois grupos de abordagem do consumo. Nos modelos com formação de hábito, destacam-se os estudos de Ferson e Constantinides (1991), Gruber (2004) e Sommer (2007). Nas abordagens com rigidez informacional, pode-se citar Carroll e Slacalek (2007) e Carroll, Slacalek e Sommer (2011). Nessas duas correntes de pesquisa, as estimativas não diferem muito entre si. Como citado por Kumar e Owen (2013), em geral, utilizando dados dos países desenvolvidos, as estimativas situam-se entre 0,65 e 0,80.

Em termos mais específicos, Carroll, Slacalek e Sommer (2011) estimaram a equação do consumo num modelo de renda permanente e encontram o valor médio do coeficiente de rigidez informacional de 0.7 para um conjunto de 13 países. Nas estimativas de Gruber (2004), aplicado à conta corrente e contemplando 8 países industrializados, o parâmetro médio estimado foi de 0.84.

De acordo com a Tabela 1, os valores dos parâmetros de hábito e rigidez informacional calculados no presente artigo não diferem muito dos estimados em trabalhos anteriores. No caso dos países latino americanos (Argentina, Brasil e Chile), no período amostral considerado, os dados da economia chilena são os únicos que implicam em estimativas estatisticamente significativas de hábito/rigidez informacional próximos aos valores dos países industrializados.

Em contraste com a observação acima de Carroll e Slacalek (2007) em relação à fragilidade microeconômica da hipótese de hábito no consumo, as estimativas obtidas neste artigo favorecem a especificação do consumo com formação de hábito, ao invés de rigidez informacional, quando se tenta explicar a dinâmica da conta corrente no contexto de modelos intertemporais.

## 6 Conclusão

Um dos problemas que a teoria intertemporal da conta corrente enfrenta é a dificuldade de conciliar as previsões teóricas com os dados observados. A inserção da hipótese de formação de hábito no consumo é uma das tentativas de sofisticar o modelo para explicar o excesso de volatilidade da conta

corrente. A fragilidade dessa premissa é a falta de respaldo nos levantamentos microeconômicos do consumo das famílias.

As pesquisas no campo do comportamento do consumo agregado exploram a ideia de rigidez informacional como uma alternativa ao pressuposto de hábito. Neste artigo, incorporou-se no modelo intertemporal da conta corrente esse argumento de que os consumidores não atualizam sistematicamente as expectativas macroeconômicas. Adicionalmente, combinou-se num único modelo os fatores hábito e rigidez informacional. O método GMM permitiu estimar os parâmetros das duas equações derivadas.

A investigação teórica confirmou um fato esperado: a conta corrente pode ser equivalentemente modelada através da hipótese de formação de hábito no consumo ou rigidez informacional. Ambas possibilitam que choques permanentes afetem a conta corrente e, assim, ajudam a explicar o enigma do excesso de volatilidade. Esse efeito é intensificado quando se combina as duas hipóteses numa única equação.

As equações derivadas foram estimadas para um grupo de 6 países, 3 deles sendo da América Latina. Os resultados GMM dos coeficientes de rigidez informacional, sem a presença de hábito, revelam que na média dos países 15% dos indivíduos atualizam as informações macroeconômicas determinantes da renda permanente. No modelo em que os dois fatores são combinados, contudo, o coeficiente de rigidez informacional não foi significativo e o de hábito ficou em torno de 0.85. Para alguns países não foi possível obter estimativas consistentes.

Portanto, na modelagem da conta corrente através da abordagem intertemporal, as estimativas obtidas neste artigo favorecem a hipótese de hábito no consumo em detrimento do pressuposto de rigidez informacional. Em decorrência da dificuldade de conciliação de hábito com os dados microeconômicos, esse resultado é particularmente surpreendente.

## Apêndice

### Modelo Intertemporal com Rigidez Informacional

Na seção 3, a equação do modelo básico foi o ponto de partida para a obtenção da conta corrente com a hipótese de rigidez informacional incluída. Neste Apêndice, a mesma equação é derivada sob duas perspectivas diferentes: uma a partir da decisão de consumo de um agente representativo e outra das escolhas individuais de um contínuo de consumidores. Começa-se pela

primeira ótica.

A conta corrente  $CA$  é definida como a variação nos ativos estrangeiros líquidos  $B$ , a qual corresponde a soma do produto líquido  $NO$  (pib menos investimentos e gastos do governo) e dos juros  $rB$  menos o consumo  $C$ .

$$CA_t = B_{t+1} - B_t = rB_t + NO_t - C_t. \quad (35)$$

A iteração de (35) permite obter a restrição orçamentária intertemporal. Impondo a condição de transversalidade,  $\lim_{T \rightarrow \infty} [1/(1+r)]^T B_{t+T+1} = 0$ , e tomando a expectativa em  $E_{t-j}$ :

$$\sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_{t-j} C_s = (1+r)B_t + \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_{t-j} NO_s. \quad (36)$$

A utilidade  $U$  no período  $t-j$  deriva da decisão de consumo realizada no período  $t-j$ , em que  $\beta$  é o fator de desconto subjetivo:

$$U_{t-j} = E_{t-j} \left\{ \sum_{s=t-j}^{\infty} \beta^{s-(t+j)} u[(1+r)B_s - B_{s+1} + NO_s] \right\}. \quad (37)$$

Fazendo  $\beta(1+r) = 1$  implica na seguinte condição de primeira ordem:

$$u'(C_{t-j}) = E_{t-j} u'(C_{t-j+1}) = \dots = E_{t-j} u'(C_s). \quad (38)$$

A função utilidade instantanea é quadrática:

$$u(C) = C - \frac{a_0}{2} C^2. \quad (39)$$

Como a utilidade marginal é linear, (39) e (38) implicam:

$$C_{t-j} = E_{t-j} C_{t-j+1} = \dots = E_{t-j} C_t = E_{t-j} C_{t+1} = \dots = E_{t-j} C_s. \quad (40)$$

De (36) e (40) é possível obter o que se espera em  $t-j$  do nível do consumo em  $t$ :

$$E_{t-j} C_t = rB_t + \left( \frac{r}{1+r} \right) \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_{t-j} NO_s. \quad (41)$$

Admitindo que o nível de consumo no período  $t$  seja o valor estabelecido em  $t-j$ , o saldo em conta corrente associado a esse nível,  $CA_t^j$ , corresponde à:

$$CA_t^j = NO_t - \left(\frac{r}{1+r}\right) \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} E_{t-j} NO_s = NO_t - E_{t-j} \widetilde{NO}_t. \quad (42)$$

As informações macroeconômicas são atualizadas com probabilidade  $\lambda$ . Assim, a conta corrente é uma média ponderada determinada pela probabilidade de atualização do conjunto de informação,  $\lambda$ :

$$CA_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j \left[ NO_t - E_{t-j} \widetilde{NO}_t \right]. \quad (43)$$

Empregando a mesma técnica usada na seção 3, chega-se na equação da conta corrente num ambiente em que as informações não são atualizadas sistematicamente:

$$CA_t = (1-\lambda)CA_{t-1} - (1-\lambda) \left( NO_{t-1} - E_t \widetilde{NO}_{t-1} \right) + \left( NO_t - E_t \widetilde{NO}_t \right). \quad (44)$$

Após alguma manipulação algébrica, encontra-se a equação da conta corrente, eq. (17), apresentada no texto:

$$CA_t = (1-\lambda)CA_{t-1} + \frac{1-\lambda}{1+r} \Delta NO_t - \frac{r+\lambda}{1+r} \sum_{s=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} E_t \Delta NO_s. \quad (45)$$

Na passagem de (44) para (45) os termos  $(NO_t - E_t \widetilde{NO}_t)$  e  $(NO_{t-1} - E_t \widetilde{NO}_{t-1})$  foram desenvolvidos da seguinte forma:

$$\begin{aligned} & \left( NO_t - E_t \widetilde{NO}_t \right) = \\ & = NO_t - \left(\frac{r}{1+r}\right) \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} E_t NO_s \\ & = NO_t - \left(\frac{r}{1+r}\right) \left[ NO_t + \left(\frac{1}{1+r}\right) E_t NO_{t+1} + \left(\frac{1}{1+r}\right)^2 E_t NO_{t+1} + \dots \right] \\ & = \left(\frac{1}{1+r}\right) NO_t - \left(\frac{1}{1+r}\right) E_t NO_{t+1} + \left(\frac{1}{1+r}\right) E_t NO_{t+1} \\ & \quad - \left(\frac{r}{1+r}\right) \left[ \left(\frac{1}{1+r}\right) E_t NO_{t+1} + \left(\frac{1}{1+r}\right)^2 E_t NO_{t+1} + \dots \right] \\ & = - \sum_{s=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} E_t \Delta NO_s. \end{aligned}$$

De maneira análoga,

$$\left( NO_{t-1} - E_t \widetilde{NO}_{t-1} \right) = -\frac{\Delta NO_t}{1+r} - \left( \frac{1}{1+r} \right) \sum_{s=t+1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t \Delta NO_s.$$

Passando à segunda perspectiva, a mesma equação pode ser derivada com base no padrão de crescimento do consumo agregado encontrado no modelo com rigidez informacional desenvolvido por Carroll e Slacalek (2007). Nesse arcabouço, a economia é composta por um contínuo de consumidores, distribuídos uniformemente no intervalo 0-1. Em cada período, os consumidores atualizam as informações aleatoriamente com probabilidade  $\lambda$ . Na hipótese de utilidade quadrática, a variação esperada no consumo agregado é dada por:

$$E_t \Delta C_{t+1} = (1 - \lambda) \Delta C_t \implies E_t \Delta C_{t+s} = (1 - \lambda)^{s-t} \Delta C_t. \quad (46)$$

A aplicação do resultado de Carroll e Slacalek (2007) no modelo da conta corrente pode ser feita ao se observar que a restrição orçamentária pode ser expressa como:

$$\sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t \Delta C_s = (1+r) \Delta B_t + \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t \Delta NO_s. \quad (47)$$

Substituindo a mudança do consumo agregado na restrição orçamentária:

$$\sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1-\lambda}{1+r} \right)^{s-t} \Delta C_t = (1+r) \Delta B_t + \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t \Delta NO_s, \quad (48)$$

$$\Delta C_t = \frac{r+\lambda}{1+r} \left\{ (1+r) \Delta B_t + \sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} E_t \Delta NO_s \right\}. \quad (49)$$

Diferenciando a identidade da conta corrente, substituindo a variação do consumo e lembrando que  $\Delta B_t = CA_{t-1}$ , chega-se na mesma equação derivada anteriormente:

$$\begin{aligned}
\Delta CA_t &= r\Delta B_t + \Delta NO_t - \Delta C_t, \\
\Delta CA_t &= r\Delta B_t + \Delta NO_t - \frac{r+\lambda}{1+r} \left\{ (1+r)\Delta B_t + \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} E_t \Delta NO_s \right\}, \\
\Delta CA_t &= -\lambda\Delta B_t + \Delta NO_t - \frac{r+\lambda}{1+r} \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} E_t \Delta NO_s \right\}, \\
CA_t &= (1-\lambda)CA_{t-1} + \frac{1-\lambda}{1+r} \Delta NO_t - \frac{r+\lambda}{1+r} \sum_{s=t+1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} E_t \Delta NO_s.
\end{aligned} \tag{50}$$

## Referências

- BERGIN, P. R.; SHEFFRIN, S. M. Interest rates, exchange rates and present value models of the current account. *Economic Journal*, v. 110, n. 463, p. 535–58, Apr. 2000.
- CAMPA, J. M.; GAVILAN, A. *Current accounts in the euro area: An intertemporal approach*. [S.l.], 2006. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/bde/wpaper/0638.html>>.
- CAMPBELL, J. Y. Does saving anticipate declining labor income? an alternative test of the permanent income hypothesis. *Econometrica*, v. 55, p. 1249–1273, nov. 1987.
- CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Cointegration and tests of present value models. *Journal of Political Economy*, v. 95, p. 1062–88, 1987.
- CARROLL, C. D.; SLACALEK, J. *Sticky Expectations and Consumption Dynamics*. [S.l.], 2007. Disponível em: <<http://www.econ2.jhu.edu/people/ccarroll/papers/EpiOfC.pdf>>.
- CARROLL, C. D.; SLACALEK, J.; SOMMER, M. International Evidence on Sticky Consumption Growth. *The Review of Economics and Statistics*, v. 93, n. 4, p. 1135–1145, November 2011. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/tpr/restat/v93y2011i4p1135-1145.html>>.
- FERSON, W. E.; CONSTANTINIDES, G. M. Habit persistence and durability in aggregate consumption: Empirical tests. *Journal of Financial Economics*, v. 29, n. 2, p. 199–240, October 1991. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/eee/jfinec/v29y1991i2p199-240.html>>.

- GHOSH, A. R. International capital mobility amongst the major industrialized countries: Too little or too much? *The Economic Journal*, v. 105, n. 428, p. 107–128, Jan. 1995.
- GHOSH, A. R.; OSTRY, J. D. The Current Account in Developing Countries: A Perspective from the Consumption-Smoothing Approach. *World Bank Econ Rev*, v. 9, n. 2, p. 305–333, 1995. Disponível em: <<http://wber.oxfordjournals.org/cgi/content/abstract/9/2/305>>.
- GLICK, R.; ROGOFF, K. Global versus country-specific productivity shocks and the current account. *Journal of Monetary Economics*, v. 35, n. 1, p. 159–92, Feb. 1995.
- GRUBER, J. W. A present value test of habits and the current account. *Journal of Monetary Economics*, v. 51, n. 7, p. 1495–1507, Oct. 2004.
- HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 1029–54, 1982.
- ISCAN, T. B. Present value tests of the current account with durables consumption. *Journal of International Money and Finance*, v. 21, n. 3, p. 385–412, Jun. 2002.
- ISLAMAJ, E.; KOSE, M. A. How does the sensitivity of consumption to income vary over time? international evidence. *Journal of Economic Dynamics and Control*, p. –, 2016. ISSN 0165-1889. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165188916300392>>.
- KANO, T. *A structural VAR Approach to the Intertemporal Model of the Current Account*. [S.l.], 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.
- KUMAR, S.; OWEN, B. *Financial Crisis and Sticky Expectations*. [S.l.], 2013. Disponível em: <<http://EconPapers.repec.org/RePEc:aut:wpaper:201305>>.
- MANKIW, N. G.; REIS, R. Sticky information versus sticky prices: A proposal to replace the new keynesian phillips curve. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1295–1328, Nov. 2002.
- MANKIW, N. G.; REIS, R. *Pervasive Stickiness (Expanded Version)*. [S.l.], 2006. Available at <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/12024.html>.
- NASON, J. M.; ROGERS, J. H. *The present-value model of the current account has been rejected: round up the usual suspects*. [S.l.], 2003. (International Finance Discussion Papers, 760). Disponível em: <<http://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2003/760/ifdp760.pdf>>. Acesso em: 21/6/2004.

- OBSTFELD, M. Financial flows, financial crises, and global imbalances. *Journal of International Money and Finance*, v. 31, n. 3, p. 469–480, 2012. Disponível em: <<http://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:jimfin:v:31:y:2012:i:3:p:469-480>>.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The intertemporal approach to the current account. In: GROSSMAN, G. M.; ROGOFF, K. (Ed.). *Handbook of International Economics*. New York: Elsevier, 1995, (Handbook of International Economics, v. 3). cap. 34, p. 1731–1799.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, Massachusetts: The MIT PRESS, 1996.
- OLIVEIRA, L.; CARRASCO-GUTIERREZ, C. E. The dynamics of the brazilian current account with rule of thumb consumers. *Economia Aplicada*, v. 20, n. 2, p. 287–309, 2016. ISSN 1980-5330. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/117017>>.
- 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. 414–430, 1992.
- PEREIRA, R. Current account dynamics with rule of thumb consumers. *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, n. 2, p. 149–175, 2011. ISSN 0034-7140. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/2574>>.
- REIS, R. Inattentive consumers. *Journal of Monetary Economics*, v. 53, n. 8, p. 1761–1800, Nov. 2006.
- SACHS, J. D. The current account and macroeconomic adjustment in the 1970's. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 201–68, 1981.
- SENNA, F. A. de A.; ISSLER, J. V. Mobilidade de capitais e movimentos da conta corrente do brasil: 1947-1997. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 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. 237–253, Nov. 1990.
- SILVA, N.; ANDRADE, J. Abordagem intertemporal da conta corrente: introduzindo câmbio e juros no modelo básico. *Economia Aplicada*, v. 11, n. 2, p. 157–187, 2007. ISSN 1980-5330. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/947>>.
- SILVA, N. da; ANDRADE, J. P. de. Dinâmica das transações correntes do brasil: Avaliação do modelo básico da abordagem intertemporal. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 36, n. 3, p. 525–550, Dez. 2006.

SOMMER, M. Habit formation and aggregate consumption dynamics. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, v. 7, n. 1, p. 1–25, 2007. Disponível em: <<http://EconPapers.repec.org/RePEc:bpj:bejmac:v:7:y:2007:i:1:n:21>>.