NOTA TÉCNICA

REVISITANDO A DINÂMICA TRIMESTRAL DO CONSUMO DAS FAMÍLIAS

Claudio Hamilton Matos dos Santos*
Thais Helena Fernandes Teixeira**

O propósito desta nota é revisitar as estimativas propostas por Schettini *et al*. (2010) sobre a dinâmica trimestral do consumo das famílias. A principal conclusão do referido trabalho, que se mostrou robusta à adoção de múltiplas técnicas econométricas a diferentes períodos amostrais no período 1995-2009, é que a série trimestral do consumo das famílias (medido a preços de 1995 e com ajuste sazonal a partir do método X-11 multiplicativo) é consistente e positivamente correlacionada tanto com o crédito às pessoas físicas – medido em percentagem do Produto Interno Bruto (PIB) anualizado – quanto com uma aproximação da renda disponível do setor privado – igualmente medida a preços de 1995 pelo deflator do consumo das famílias e com o mesmo ajuste sazonal. Schettini *et al*. (2010) reportaram, ainda, que o consumo das famílias se mostrou consistente e negativamente correlacionado com a taxa real de juros – isto é, a média trimestral do resultado mensal da subtração da taxa do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC) pela inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), ambas medidas ao mês –, ainda que a inclusão desta última variável nas regressões não gerasse resultados melhores do que o desempenho dos melhores modelos baseados apenas na renda disponível e no crédito às pessoas físicas.

A aproximação da renda disponível do setor privado proposta por Schettini *et al*. (2010) é intuitiva. Trata-se da renda nacional disponível bruta publicada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) nas contas nacionais trimestrais subtraída de estimativas trimestrais da carga tributária bruta (CTB) e adicionada de estimativas trimestrais (dos subsídios às firmas e) das transferências públicas de assistência e previdência social às famílias (TAPS).[1] O resultado da subtração da CTB pelas TAPS é também conhecido como carga tributária líquida (CTL).

O conceito de CTB é essencialmente o mesmo utilizado em publicação recente da Secretaria da Receita Federal do Brasil sobre o tema (SRFB, 2012) – agora muito próximo do conceito das contas nacionais (IBGE, 2011, tabela sinótica 20).[2] O conceito de TAPS também tem origem nas contas nacionais, de modo que o CTL utilizado por Schettini *et al*. (2010) é essencialmente o mesmo de IBGE (2011, tabela sinótica 19).

Os gráficos 1 e 2 descrevem o comportamento de 1995 até o segundo trimestre de 2012 das duas séries que, de acordo com Schettini *et al* (2010), são positivamente correlacionadas com a dinâmica do consumo das famílias – ambas com valores acumulados em doze meses divididos pelo PIB também acumulado em doze meses. O baixo crescimento da *proxy* da renda disponível do setor privado em períodos recentes – inferior mesmo ao do PIB – reflete, em grande medida, o aumento da carga tributária bruta verificado em 2011 (SRFB, 2012). A desaceleração do crescimento do crédito às pessoas físicas, por sua vez, é um fenômeno ainda a ser explicado em sua totalidade, mas parece justo supor que este reflita, de alguma forma, as medidas macroprudenciais adotadas pelo Banco Central do Brasil (BCB) desde o final de 2010.

Como seria de se esperar a partir dos resultados de Schettini *et al*. (2010), o baixo dinamismo das variáveis supracitadas em tempos recentes coincidiu com um período de rápida desaceleração no crescimento do consumo das famílias (gráfico 3). Interessante notar, entretanto, que, tomando como base os resultados atualizados da equação proposta por Schettini *et al*., a queda no consumo das famílias deveria ter sido maior do que a efetivamente verificada. Com efeito, as estimativas para a dinâmica do consumo das famílias nos últimos quatro trimestres obtidas a partir da referida equação tem flutuado em torno de um patamar cerca de 3% inferior aos valores efetivamente observados (tabela 1).

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

** Assistente de pesquisa da Dimac/Ipea.

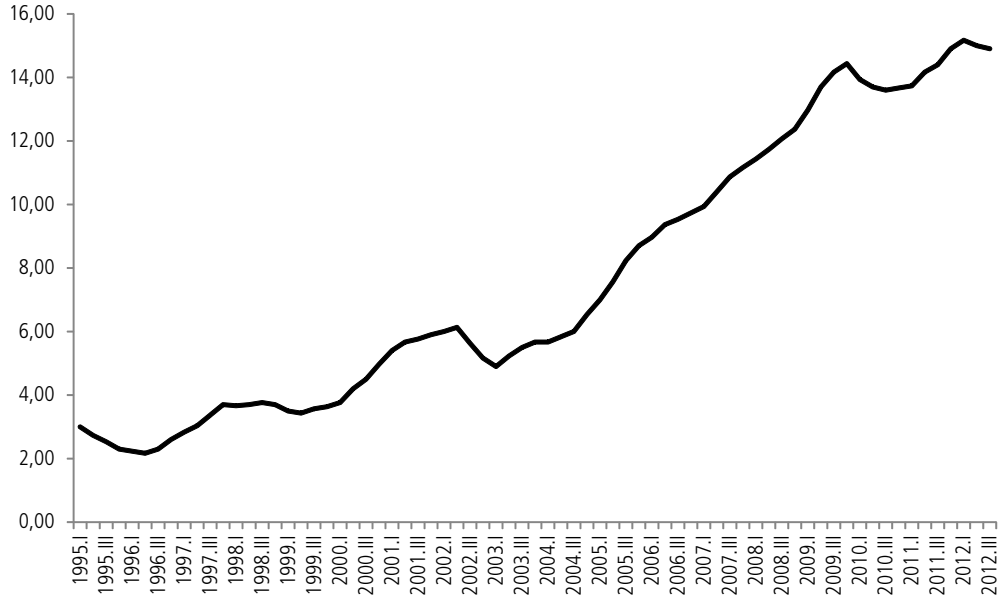
1. Metodologias de estimação das duas séries foram propostas, respectivamente, em Santos e Costa (2008) e Santos, Macedo e Silva Ribeiro (2010) e vêm sendo refinadas na Dimac/Ipea desde então.

2. SRFB (2012) marca uma significativa – e feliz – reformulação da metodologia de cálculo da CTB pela SRFB.

GRÁFICO 1
Comportamento da aproximação da renda disponível proposta por Schettini *et al.* (2010)
(Acumulado nos últimos doze meses, em % do PIB)

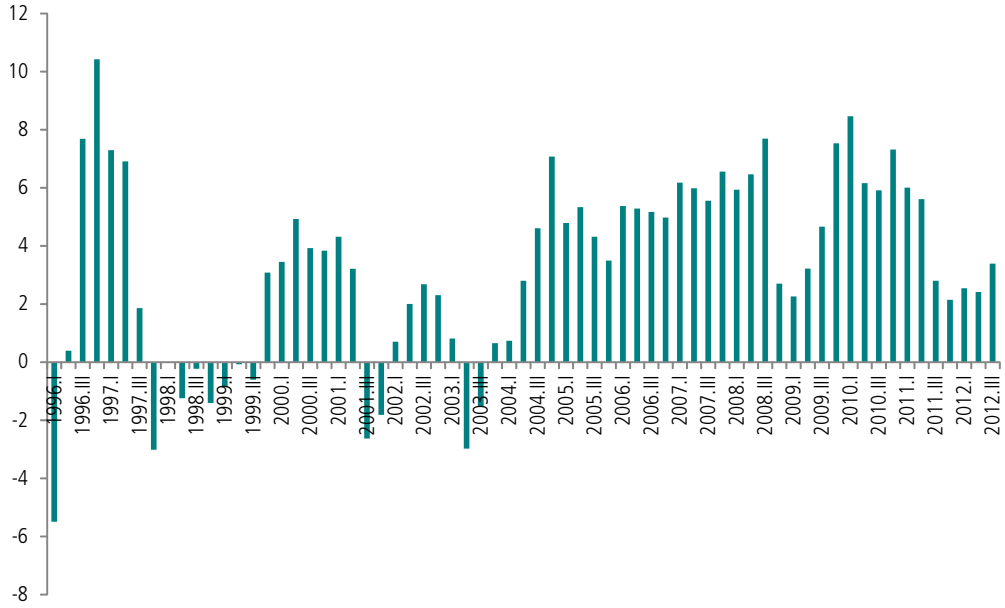
Fonte: Dimac/Ipea.

GRÁFICO 2
Comportamento do crédito às pessoas físicas
(Em % do PIB acumulado nos últimos doze meses)



Fonte: BCB.

GRÁFICO 3
Variação do índice de volume do consumo contra o mesmo trimestre do ano anterior



Fonte: IBGE/Contas Nacionais Trimestrais.

Desde a publicação de Schettini *et al.* (2010), as contas trimestrais passaram por revisões em dezembro de 2010 e de 2011. Seria de se esperar, portanto, que as estimativas pontuais reportadas pelos autores mudassem um pouco com as revisões nas séries e com o próprio aumento da amostra. Mas a grande piora verificada no grau de ajustamento do modelo (tabela 1) é surpreendente, mesmo à luz das referidas revisões, sugerindo a ocorrência de uma quebra estrutural em período recente.

TABELA 1
A melhor especificação de Schettini *et al.* (2010) estimada com dados de 2010 e atuais[1]

Amostra utilizada	Modelo estimado (interpretado como um vetor de cointegração, ou uma combinação linear de vetores de cointegração)[2]	Erros do modelo (sujeito aos valores corretos das variáveis explicativas no caso de modelos estimados com amostras menores do que a amostra total disponível).
Amostra original inteira –1995:1-2009:4	cons = 2.375+0.462*yd+0.019*cred	1º trim./2009: 0,90%; 2º trim./2009: 0,24%; 3º trim./2009: –0,53%; 4º trim./2009: –0,78%; Ano de 2009: –0,062%
Dados disponíveis em 2010 para o período 1995:1-2008:4	cons = 2.368+0.464*yd-.0188*cred	1º trim./2009: –0,85%; 2º trim./2009: 0,18%; 3º trim./2009: –0,60%; 4º trim./2009: –0,85%; Ano de 2009: –0,13%
Amostra atual inteira – 1995:1-2012:2	cons = 1.604+0.620*yd+0.014*cred	3º trim./2011:–3,22%; 4º trim./2011:–2,54%; 1º trim./2012: –2,54%; 2º trim./2011: –2,74%; 4 últimos trimestres da amostra: –2,76%
Dados disponíveis atualmente para o período 1995:1-2011:2	cons=1.713+0.598*yd+0.0137*cred	3º trim./2011:–4,03%; 4º trim./2011:–3,38%; 1º trim./2012: –3,40%; 2º trim./2012: –3,63%; 4 últimos trimestres da amostra: –3,61%
Amostra atual inteira – 1995:1-2012:2	cons=1.5176+0.643*yd+0.0111*cred -0.0178*jur	3º trim./2011:–3,49%; 4º trim./2011: –2,90%; 1º trim./2012: 2,81%; 2º trim./2012:–2,64% 4 últimos trimestres da amostra: –2,96%

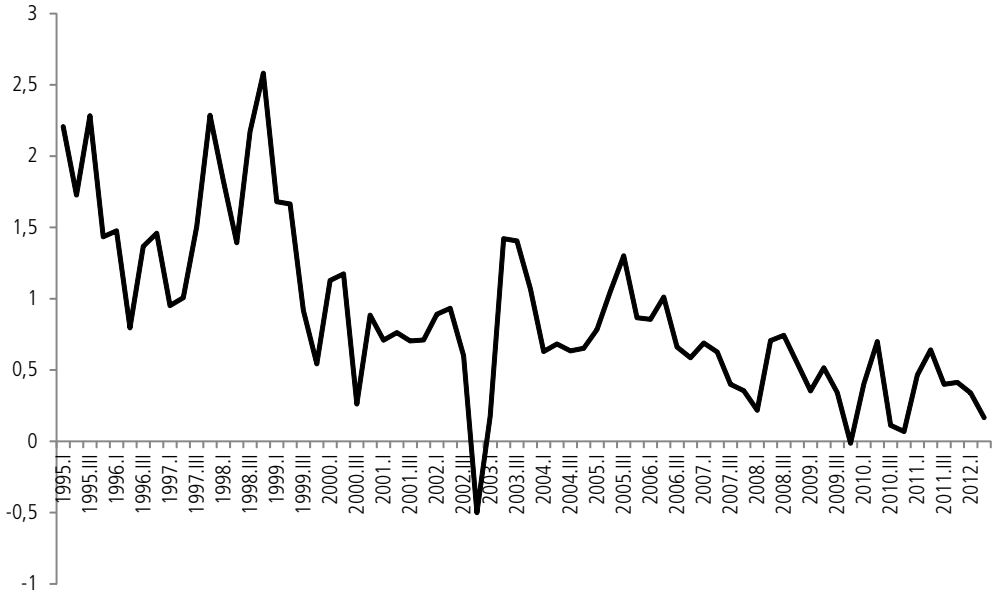
Fonte: Dimac/Ipea.

Notas: [1] As estatísticas de teste convencionais são pouco informativas em contextos de cointegração e, portanto, serão omitidas neste trabalho.
[2] As variáveis *cons* e *yd* são respectivamente os logaritmos neperianos das séries de consumo das famílias e renda privada disponível medidas a preços de 1995 (pelo deflator do consumo das famílias) e submetidas ao ajustamento sazonal pelo método X-11 multiplicativo. A variável cred, por sua vez, é medida em % do PIB anualizado.

Uma primeira hipótese sobre a natureza da referida quebra estrutural é que esta se deve ao impacto positivo da queda recente da taxa real de juros (gráfico 4) sobre o consumo das famílias. Schettini *et al.* (2010), afinal, reportaram a existência de robusta correlação negativa entre estas variáveis. E o simples fato de a inclusão da taxa real de juros nas regressões não

ter implicado melhoras significativas em relação ao desempenho dos modelos mais parcimoniosos propostos pelos autores não quer dizer que isto não possa ocorrer em amostras maiores. Esta hipótese é reforçada pelo fato de continuar a haver, na amostra ampliada e com os dados revistos, fortes evidências da existência de cointegração entre o consumo das famílias, o crédito às pessoas físicas, a renda disponível das famílias e a taxa real de juros – enquanto as evidências de cointegração apenas entre as três primeiras variáveis tornaram-se mais fracas (tabela 2). Mais uma vez, entretanto, a inclusão da variável taxa de juros na equação canônica de Schettini *et al.* (2010) não implicou melhorias significativas no desempenho desta última equação (tabela 1, última linha).

GRÁFICO 4
Dinâmica da *proxy* da taxa real de juros utilizada por Schettini *et al.* entre 1995:1 e 2012:2



Fonte: BCB.

TABELA 2
Resultado da aplicação dos testes de cointegração de Engle e Granger (1987) e Gregory-Hansen (1996) às especificações selecionadas de Schettini *et al.* (2010)[1]

Teste	Especificação	Resultado
E&G	c = f(yd, cred)	–2.267 (não rejeita não cointegração) Valores críticos: 1%: –4,5; 5%: –3,86; 10%: –3,54
E&G	c = f(yd, cred, jur)	–2.182 (não rejeita não cointegração) Valores críticos: 1%: –4,909; 5%: –4,258; 10%: –3,930
G&H	c = f(yd, cred)	–5.206 (não rejeita não cointegração) Valores críticos: 1%: –5,97; 5%: –5,5. Quebra estimada no 3º trim./2009
G&H	c = f(yd, cred, jur)	–6.288 (rejeita não cointegração a 5%) Valores críticos: 1%: –6,51, 5%: –6,0. Quebra estimada no 2º trim./2010

Fonte: Dimac/Ipea.

Nota: [1] Os resultados da aplicação de múltiplos testes de raízes unitárias com e sem quebras estruturais dão suporte à hipótese de que as séries em questão são I(1). Há margem de dúvidas apenas para a série de juros – mas cumpre lembrar que *outliers* são endêmicos nesta última série, enviesando os testes convencionais (Franses e Haldrup, 1994). Note-se, ademais, que a aplicação do popular teste de Johansen (1991) não é indicada na presença de quebras estruturais. Note-se, por fim, que o ajuste de modelos de correção de erros por Schettini *et al.* (2010) sugeriu um rápido ajustamento ao equilíbrio de longo prazo, legitimando o uso de equações de cointegração mesmo em análises sobre o curto prazo de alguns trimestres.

Naturalmente, mais informações podem ser obtidas por meio de especificações não lineares. De fato, as especificações de modelos de cointegração com quebra estrutural e de alternância de regimes markovianos reportadas na tabela 3 – assim como a própria aplicação do teste de Gregory e Hansen – sugerem fortemente que ocorreu uma mudança no nível da regressão de Schettini *et al.* (2010) por volta do final de 2010 e início de 2011. Levando-se em consideração a referida quebra, a regressão de Schettini *et al.* (2010) – notadamente a ampliada pela taxa de juros real – volta a se comportar bem (tabela 3).

TABELA 3
Algumas especificações não lineares selecionadas estimadas com dados atuais

Especificação/Amostra	Resultados	Erros do modelo (sujeito aos valores corretos das variáveis explicativas no caso de modelos estimados com amostras menores do que a amostra total disponível).
Relação linear com *dummy* de nível aplicado à amostra 1995:1-2012:2	cons=1.923+0.562*yd+0.0127*cred -0.020*jur+0.047*d2011:1 (onde d2011:1 é igual a zero antes de 2011:1 e igual a 1 desde 2011:1)	3º trim./2011: 0,41%; 4º trim./2011: –0,12%; 1º trim./2012: –0,19%; 2º trim./2012:–0,275%
Relação linear com *dummy* de nível aplicado à amostra 1995:1-2011:2	cons=1.926+0.561*yd+0.0126*cred -0.020*jur+0.048*d2011:1	3º trim./2011: –0,31%; 4º trim./2011: –0,22%; 1º trim./2012: 0,28%; 2º trim./2012: 0,37%
Modelo de alternância de regime markoviano aplicado à amostra 1995:1-2012:2	Regime 0 (vigente entre 1995:1 e 1996:2 e entre 2001:3 e 2010:3): cons= 1.8565 + 0.571*yd + 0.0144*cred -0.021*jur Regime 1 (vigente entre 1996 e 2001:3 e de 2010:4 até 2012:2): cons= 1.888 + 0.571*yd+ 0.0144*cred -0.021*jur	3º trim./2011: –1,22%; 4º trim./2011: –0,59%; 1º trim./2012: –0,45%; 2º trim./2012: –0,36%
Modelo de alternância de regime markoviano aplicado à amostra 1995:1-2011:2	Regime 0 (vigente entre 1995:1 e 1996:2 e entre 2001:3 até 2010:3): cons= 1.8905 + 0.565*yd + 0.0143*cred -0.021*jur Regime 1 (vigente entre 1996:3 e 2001:3 e de 2010:4 até 2011:2): cons= 1.9195 + 0.565*yd + 0.0143*cred -0.021*jur	3º trim./2011: –1,45%; 4º trim./2011: –0,84%; 1ºtrim./2012: –0,72%; 2º trim./2012: –0,64%

Fonte: Dimac/Ipea.

Mais pesquisas devem ser feitas – inclusive com especificações que contenham variáveis explicativas alternativas (como, por exemplo, a massa de salários ampliada utilizada pelo BCB) ou mais desagregadas, até que as origens da aparente quebra estrutural verificada na dinâmica do consumo das famílias no início de 2011 fiquem mais claras.[3] De todo modo, cumpre notar que a renda disponível do setor privado já começa a dar sinais de recuperação no segundo semestre de 2012, refletindo um movimento conjunto de crescimento das TAPS e desaceleração da CTB (ou, de outro modo, a redução da CTL). Associada à recuperação do crédito verificada desde outubro, tal recuperação permite antecipar um maior dinamismo do consumo das famílias nos próximos trimestres.

REFERÊNCIAS

ENGLE, R. F. E.; GRANGER, C. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Illinois, v. 55, n. 2, 1987.

FRANSES, P. H.; HALDRUP, N**.** The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. **Journal of business and economic statistics**, v. 12, p. 471-478, 1994.

GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of econometrics**, v. 70, n. 1, p. 99-126, 1996.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de contas nacionais**: Brasil 2005-2009. Rio de Janeiro: IBGE. 2011.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **econometrica**, 59, p. 1.551-1.580, 1991

SANTOS, C. H. M.; COSTA, F. R. Uma metodologia de estimação da carga tributária bruta brasileira em níveis trimestrais. **Economia aplicada**, v. 12, n. 4, p. 581-606, 2008.

SANTOS, C. H.; MACEDO E SILVA, A. C; E RIBEIRO, M. B. Uma metodologia de estimação da carga tributária líquida brasileira trimestral no período 1995-2009. **Revista de economia contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p. 209-236, maio/ago. 2010.

SRFB – SECRETARIA DA RECEITA FEDERAL DO BRASIL. **Carga Tributária no Brasil 2011**: Análise por Tributos e Bases de Incidência. Brasilia, 2012.

SCHETTINI, *et al*. **Novas evidências empíricas sobre a dinâmica trimestral do consumo agregado das famílias brasileiras no período 1995-2009**. Brasília: Ipea. 2010 (Texto para Discussão, n. 1.614).

3. Ainda que o *timing* da quebra sugira a possibilidade de esta estar associada à adoção de medidas macroprudenciais pelo BCB no final de 2010.