

Um teste direto da teoria de renda permanente: o caso brasileiro *

Fábio Augusto Reis Gomes†

Fucape Business School

RESUMO

O presente artigo busca averiguar se a teoria da renda permanente (TRP) é capaz de explicar a evolução do consumo no Brasil através de um teste direto com base em revisões de consumo induzidas por inovações na renda. De acordo com a TRP, o consumo reage às mudanças na renda na medida em que a renda corrente contém informação sobre a renda permanente. Para mensurar esta relação, foi estimado um modelo ARIMA (p,1,q) para a renda corrente e, como resultado, foi possível verificar se as revisões de consumo e renda permanente se assemelham. Por fim, a TRP foi rejeitada.

Palavras-chave: Teoria da renda permanente; inovações na renda; revisões de consumo.

Recebido em 01/03/2012; revisado em 25/06/2012; aceito em 27/06/2012; divulgado em 16/11/2012.

***Autor para correspondência:**

† Doutor em Economia pela Fundação
Getúlio Vargas

Vínculo: Professor Associado da
Fucape Business School.

Endereço: Av. Fernando Ferrari, 1358.
Boa Vista, Vitória - ES - Brasil.

E-mail: fabiogomes@fucape.br

Telefone: (27) 4009-4444

Nota do Editor: Esse artigo foi aceito por Bruno Funchal



Este trabalho foi licenciado com uma Licença [Creative Commons - Atribuição 3.0 Não Adaptada](https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/).

1. INTRODUÇÃO

A teoria da renda permanente – doravante denominada “TRP” – postula que os consumidores são *forward-looking* e estruturam seu consumo de acordo com sua renda permanente, definida como o valor presente esperado de seus recursos ao longo da vida. Dessa forma, as revisões de consumo devem se basear nas inovações na renda permanente e não nas inovações na renda corrente. Entretanto, as inovações na renda corrente são relevantes na medida em que induzem mudanças na renda permanente. Para mensurar esta relação é preciso modelar a renda corrente, tornando possível verificar se há semelhança entre as revisões no consumo e na renda permanente. Dejuan *et al* (2004) denominaram essa estratégia de teste direto da TRP.

No entanto, sabe-se que foi Bilson (1980) o pioneiro dessa abordagem, realizando testes para os Estados Unidos, Reino Unido e Alemanha, cujos resultados ratificaram a TRP. Porém, ao revisitar o caso norte-americano, Flavin (1981) chegou à conclusão contrária. Weissenberger (1986) identificou que um problema recorrente nesses trabalhos é pressupor que as mudanças no consumo são serialmente não correlacionadas. De fato, Weissenberger (1986) assumiu uma estrutura ARMA junto com uma base de dados atualizada para o Reino Unido e a Alemanha, e rechaçou os resultados encontrados por Bilson para ambos os países. Não podemos esquecer que Mankiw e Shapiro (1985) mostraram que os testes da TRP podem ser severamente influenciados ao se impor uma tendência linear quando os dados possuem tendência estocástica e, por sua vez, Weissenberger (1986) adotou uma tendência linear. Dawson *et al* (2001) conduziram o teste direto em um grupo de 85 países, utilizando a base de dados Pen Word Table (PWT), entretanto, por meio de tal abordagem não é possível testar a TRP para cada país separadamente. Os resultados obtidos sugerem que países industrializados, em especial aqueles com dados de alta qualidade, corroboram a TRP. Dejuan *et al* (2004) analisaram 48 estados norte-americanos e os resultados corroboraram, em parte, a TRP. É válido ressaltar que os autores conduziram testes de raiz unitária antes de realizarem o teste direto da TRP.

O objetivo deste artigo é conduzir um teste direto da TRP considerando a ordem de integração da renda e do consumo. Não foi encontrado nenhum artigo na literatura nacional que tenha adotado essa estratégia ao caso brasileiro. Na verdade, os artigos que investigam

o comportamento do consumo no Brasil, em geral, se baseiam na abordagem de Campbell e Mankiw (1989, 1990), na qual uma parcela dos consumidores segue uma regra de bolso: eles consomem sua renda corrente em vez de sua renda permanente, possivelmente devido à restrição de crédito. Por exemplo, Cavalcanti (1993), Reis *et al* (1998), Issler e Rocha (2000), Gomes e Paz (2004), Gomes (2004) e Gomes *et al* (2005) encontraram evidências à favor do comportamento da regra de bolso. A existência deste comportamento deveria fazer com que o teste direto rejeitasse a TRP. A intuição é óbvia: se parte dos agentes consome a renda corrente, então o impacto da renda na revisão de consumo será diferente daquele previsto pela TRP. É possível que tais impactos seriam similares somente se a renda corrente fosse igual à renda permanente, um fato improvável, particularmente durante o todo o período analisado, de 1947 a 2010.

Este artigo está organizado da seguinte forma: a segunda seção apresenta a revisão bibliográfica. Discutimos na terceira seção a derivação do teste direto da renda permanente. Na quarta seção apresentamos a base de dados, enquanto relatamos os resultados obtidos na quinta seção. Por fim, resumimos as principais constatações na última seção.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

De acordo com Hall (1978), o consumidor *forward-looking* e racional maximiza sua utilidade ao resolvendo o seguinte problema:

$$\text{Max}_{\{C_{t+i}\}_{i=0}^{\infty}} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} [\beta^i u(C_{t+i})] \right\}, \quad (1)$$

$$\text{s.t. } W_{t+1+i} = (W_{t+i} + Y_{t+i} - C_{t+i})(1 + r_{t+i}), \quad (2)$$

em que C_t , W_t , Y_t , e r_t são, respectivamente, consumo, riqueza, renda e taxa de juros real no período t e β é o fator de desconto. Assim, sujeito à restrição orçamentária, os consumidores otimizam todo seu fluxo de consumo. Ademais, Hall (1978) pressupôs uma função de utilidade quadrática e que a taxa de juros equivale ao recíproco do fator de desconto, resultando daí a hipótese do passeio aleatório do consumo: $C_t = C_{t-1} + \varepsilon_t$, em que ε_t é o termo de erro. Este termos é uma inovação, isto é, $E_{t-1}(\varepsilon_t) = 0$. Isto equivale dizer que o consumo *ex-ante* é constante, sendo perfeitamente suavizado. Por outro lado, *ex-post*, as revisões de consumo são proporcionais às inovações. Enquanto Friedman

(1957) apresenta a TRP argumentando que os consumidores suavizam seu consumo, Hall (1978) foi o primeiro a relacionar a TRP com o problema intertemporal do consumidor.

Ao estudarem o caso norte-americano, Campbell e Mankiw (1989, 1990) ampliaram o modelo básico, passando a considerar dois tipos de consumidores: 1) aquele que segue a TRP; 2) aquele que segue uma regra de bolso e consome a renda corrente. Este comportamento pode ser explicado como uma consequência de restrição de crédito: os consumidores desejam suavizar o seu consumo, mas não conseguem devido à falta de crédito. Para mais exemplos, vide Vaidyanathan (1993), Engelhardt (1996), Sarantis e Stewart (2003) e Brady (2008).¹

Para analisar a importância de cada tipo de consumidor, Campbell e Mankiw (1989, 1990) avaliaram o impacto da mudança antecipada na renda sobre a revisão de consumo por meio da equação: $\Delta C_t = \mu + \lambda \Delta Y_t^a + \varepsilon_t$, em que Δ é o operador de primeira diferença, ΔC_t é a revisão de consumo, ΔY_t^a é a mudança antecipada da renda e ε_t é o termo de erro. O coeficiente λ estima a intensidade do comportamento regra de bolso, pois, de acordo com a TRP, a revisão de consumo não deve depender da renda prevista. Por exemplo, ao analisarem dados do G7, Campbell e Mankiw concluíram que o comportamento regra de bolso já estava difundido. Na economia norte-americana, por exemplo, cerca de 50% da renda total pertence aos consumidores adeptos da regra de bolso. Na verdade, Flavin (1981) logo constatou que a TRP é rejeitada porque há um excesso de sensibilidade do consumo à renda corrente e Flavin (1985) sugeriu que isto se deve à restrição de crédito.

Há uma vasta literatura brasileira que emprega o modelo de Campbell e Mankiw (1989, 1990), cujas conclusões reforçam o argumento de que os consumidores seguem o comportamento da regra de bolso. Cavalcanti (1993) estimou λ por volta de 0,32; já as análises de Reis *et al* (1998) apontam que λ equivale, aproximadamente, a 0,8, enquanto Issler e Rocha (2000), Gomes e Paz (2004) e Gomes (2004) obtiveram λ 's médios iguais a 0,74, 0,61 e 0,85, respectivamente. Com base em uma série de consumo durável, Gomes *et al* (2005) também encontraram fortes evidências a favor do comportamento da regra de bolso.²

3. INOVAÇÕES DA RENDA PERMANENTE E REVISÕES DE CONSUMO

Segundo Dejuan *et al* (2004), o modelo padrão da renda permanente é dado pelas seguintes equações:

$$C_t = Y_t^P, \quad (3)$$

$$Y_t^P = rW_t + \frac{r}{1+r} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} E_t(Y_{t+j}) \quad (4)$$

$$W_t = (1+r)W_{t-1} + Y_{t-1} - C_{t-1} \quad (5)$$

em que C_t , Y_t^P , W_t , Y_t são, respectivamente, consumo, renda permanente, riqueza não-humana e renda do trabalho, r é a taxa de juros real e $E_t(\cdot)$ é o operador de expectativa condicional às informações disponíveis aos consumidores durante no período t . As outras premissas são: que a taxa de juros real é constante e idêntica ao fator de desconto intertemporal e que a renda é exógena. Dessa forma é possível demonstrar que as mudanças na renda permanente são devidas somente a novas informações sobre a renda do trabalho futura:

$$\Delta Y_t^P = \frac{r}{(1+r)} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} (E_t - E_{t-1}) Y_{t+j} \equiv \gamma_t \quad (6)$$

em que $\Delta = 1 - L$ é o operador de diferença e L é o operador de defasagem. Este resultado significa que as revisões na renda permanente equivalem ao valor da anuidade gerada pelas revisões da renda futura esperada. Considerando que o consumo é igual à renda permanente, com a equação 1 obtemos:

$$\Delta C_t = \Delta Y_t^P = \gamma_t \quad (7)$$

Portanto, a inovação na renda gera uma revisão de mesma proporção tanto no consumo quanto na renda permanente. Conforme argumentado por Dejuan *et al* (2004), esta hipótese pode ser testada se adotarmos qualquer modelo de renda para calcular as revisões $(E_t - E_{t-1})Y_t$. Assim como Flavin (1981) e Dejuan *et al* (2004), assumimos que a renda é um processo ARIMA (p,1,q):³

$$(1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p) \Delta Y_t = (1 + \theta_1 L + \dots + \theta_k L^k) \varepsilon_t \quad (8)$$

Conforme demonstrado por Flavin (1981), as revisões na renda permanente são dadas pela seguinte equação:

$$\gamma_t = \gamma(r, \Phi, \Theta)\varepsilon_t, \quad \gamma(r, \Phi, \Theta) = \frac{1 + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\theta_j}{(1+r)^j}}{1 - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\phi_j}{(1+r)^j}} \quad (9)$$

em que $\Phi = (\phi_1 \ \phi_2 \ \dots \ \phi_p)$ e $\Theta = (\theta_1 \ \theta_2 \ \dots \ \theta_q)$. De acordo com a TRP, a propensão marginal a consumir devido a uma inovação na renda ε_t deve ser igual a γ , a propensão marginal para revisar a renda permanente em resposta a esta inovação. Dessa forma, tais propensões são condicionais aos coeficientes ARMA e a taxa de juros real, e γ fornece uma medida direta do impacto na renda permanente causado pela inovação na renda corrente. Como exemplo, vejamos o caso AR(1). O coeficiente γ torna-se $1/[1 - \phi_1/(1+r)]$ e, para uma dada taxa de juros, se $\phi_1 > 0$, temos $\gamma > 1$. Se, em geral, os choques positivos tendem a ser seguidos por outros choques positivos, temos uma persistência e γ é maior que 1.

Por fim, depois de estimar o modelo ARMA para ΔY_t , é possível obter uma medida da inovação ε_t e estimar o modelo:

$$\Delta C_t = \beta \varepsilon_t + v_t \quad (10)$$

e, assim, conforme argumentado por Dejuan *et al* (2004), podemos testar se $\beta = \gamma(r, \Phi, \Theta)$. Assim, uma forma direta de testar a TRP é dada pelo seguinte teste de hipótese:

$$H_0 : \beta = \gamma(r, \Phi, \Theta)$$

$$H_A : \beta \neq \gamma(r, \Phi, \Theta)$$

Dependendo do valor atribuído a r , as equações 6 e 8 podem ser estimadas como um sistema e o teste Wald pode ser aplicado para realizar este teste. Dawson *et al* (2001) conduziram um teste direto em um grupo de países com base em uma abordagem semelhante. Após encontrar os valores de β e γ para N países, os autores estimaram a

regressão: $\beta_i = \alpha_0 + \alpha_1 \gamma_i + \zeta_i$ para $i = 1, \dots, N$. É claro que β é igual a γ para todos os países quando $\alpha_0 = 0$ e $\alpha_1 = 1$. No entanto, esta metodologia não se aplica a um único país, o que me fez optar pela abordagem de DeJuan *et al* (2004).

3. DADOS

A escolha da base de dados é uma importante decisão a ser feita. Utilizando os dados da *Penn World Table* (PWT), Dawson *et al* (2001) pesquisaram cuidadosamente o problema de erro de medida. Os autores argumentaram que as inovações na renda podem ser medidas com erros devido à baixa qualidade das informações disponíveis sobre alguns países. De fato, eles constataram que a TRP foi rejeitada em países com dados de baixa qualidade, e que o contrário acontecia para as nações com dados de alta qualidade. Portanto, é possível que os resultados empíricos sejam determinados pela qualidade dos dados. É válido ressaltar que, de A à D, a PWT confere o conceito C para o Brasil. Dessa forma, decidi usar os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE retirados do banco de dados IPEADATA (www.ipeadata.gov.br/). Nós deveríamos esperar um problema maior com os dados da PWT quando comparados aos dados do IBGE, já que na PWT há uma etapa extra: os dados devem ser convertidos de acordo com a PPP (poder de paridade de compra).

A partir do IPEADATA, foram obtidas às séries de consumo equivalentes ao consumo final das famílias, enquanto as séries de renda se referem a renda disponível bruta, ambas em frequência anual, de 1947 a 2010. As séries per capita em termos reais foram obtidas por meio da população residente no meio período e o deflator implícito do produto interno bruto. O gráfico 1 apresenta o consumo per capita real– doravante denominado “consumo” – e a renda per capita real– doravante denominada “renda”. Estas séries seguem um padrão similar.

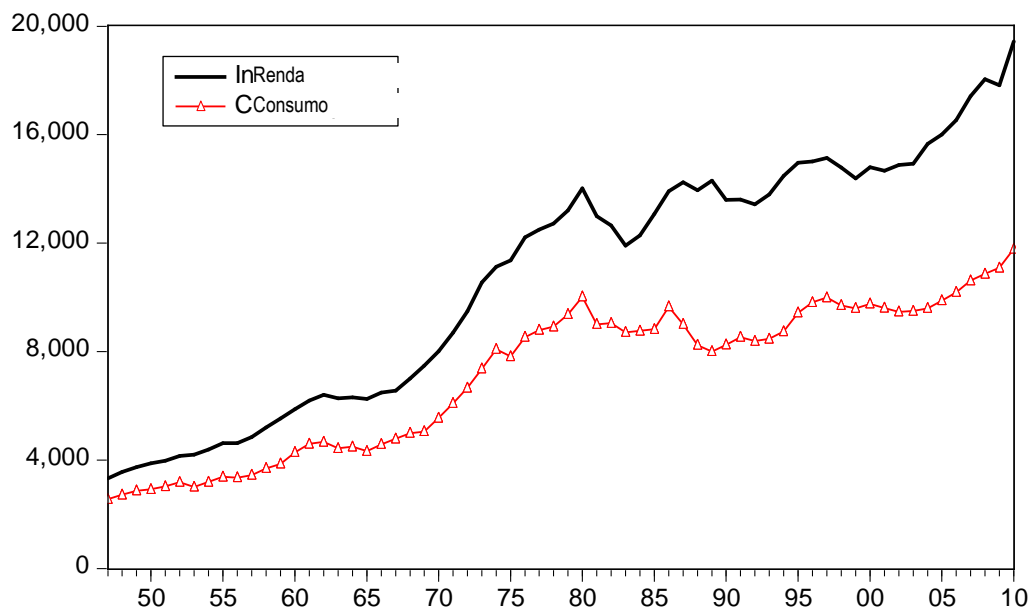


GRÁFICO 1 – EVOLUÇÃO DO CONSUMO E DA RENDA

Fonte: IPEADATA.

O gráfico 2 apresenta a primeira diferença de consumo e renda, sendo que a correlação entre ambos fica evidente. A correlação é de 0,702, sendo relevante ao nível de significância de 1%, e vai ao encontro da TRP apenas se a renda corrente estiver altamente relacionada com a renda permanente; mas, tal correlação é compatível também com o comportamento da regra de bolso.

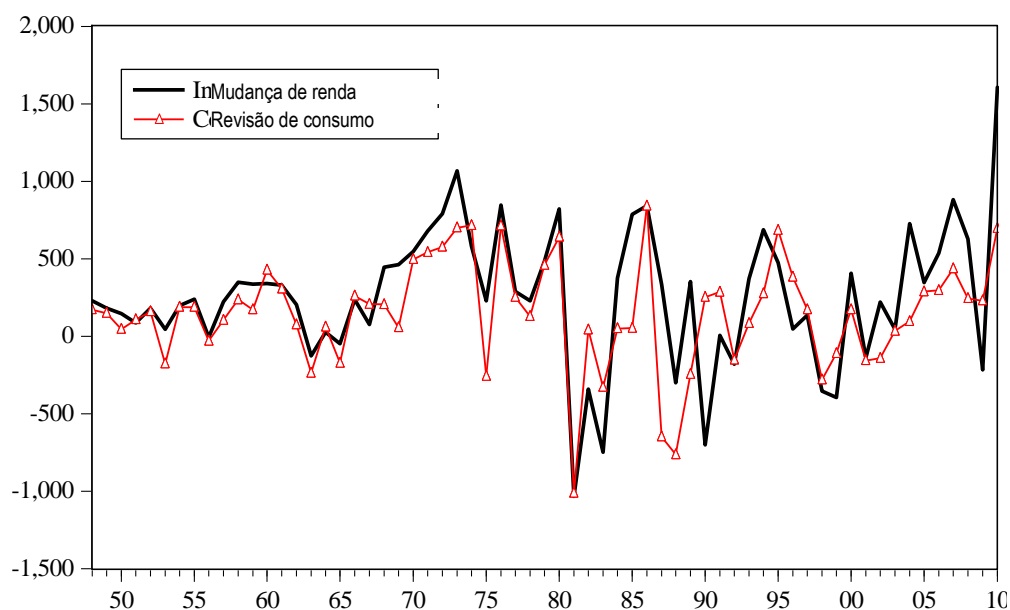


GRÁFICO 2 – PRIMEIRA DIFERENÇA DE RENDA E CONSUMO

Fonte: IPEADATA.

4. RESULTADOS DO TESTE DIRETO

Em primeiro lugar, avaliei a ordem de integração da renda e do consumo por meio de três testes de raiz unitária: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Para maiores detalhes, veja Dickey e Fuller (1979), Phillips e Perron (1988) e Kwiatkowski *et al* (1992). Enquanto nos testes ADF e PP a hipótese nula se traduz na existência de uma raiz unitária, o teste KPSS impõe estacionariedade na hipótese nula. Os resultados desses testes se encontram na Tabela 1. Quando as séries estão em nível utilizamos dois tipos de componentes determinísticos: *i*) constante; *ii*) constante mais tendência linear. Para a primeira diferença apenas uma constante foi inserida. Os testes ADF e PP não rejeitam a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5% para consumo e renda, mas houve rejeição para as séries em primeira diferença. O teste KPSS rejeita a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 5% para consumo e renda. O contrário se deu para a primeira diferença da renda e do consumo. Em suma, estes resultados sugerem que o consumo e a renda são séries integradas; para ser mais específico, eles são processos I(1).

Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária

Séries	Termos Determinísticos	Estatísticas de Teste		
		ADF	PP	KPSS
C_t	Constante	-0,4688	-0,54097	0,8960*
C_t	Constante e tendência	-1,4896	-1,75631	0,1598**
Y_t	Constante	0,2419	0,02747	0,9478*
Y_t	Constante e tendência	-1,8585	-1,86872	0,1475**
ΔC_t	Constante	-6,2951*	-6,29511*	0,0891
ΔY_t	Constante	-5,4210*	-5,3657*	0,0896

Observação: *, **, *** significa significativa a 1%, 5%, 10%, respectivamente. A constante a tendência linear foram incluídas quando relevantes, ao nível de significância de 10%. As defasagens de variáveis dependentes utilizadas na equação do teste ADF foram selecionadas pelo critério de informação de Schwartz. Os testes PP e KPSS empregam a janela Newey-West com núcleo de Bartlett.

Assim, é apropriado estimar um processo ARMA para ΔY_t . Dawson *et al* (2001) e Dejuan *et al* (2004) adotaram dois modelos: AR(1) e AR(2). Ao contrário deles, calculei 16 modelos ARMA(p,q) com todas as combinações de $p, q \leq 2$. Os três critérios de informação empregados - Schwarz (SIC), Akaike (AIC) e Hannan-Quinn (HQIC) - levam ao mesmo modelo MA(2): $\Delta Y_t = \mu + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$. O segundo modelo selecionado pelo critério de informação SIC foi o AR(1): $\Delta Y_t = \mu + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$. Já o segundo modelo

selecionado pelos critérios AIC e HQIC foi o mesmo modelo, o ARMA(1,2): $\Delta Y_t = \mu + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$. A Tabela 2 apresenta os resultados da estimação, acompanhados dos testes diagnósticos. Aplicamos a estatística Q de Ljung-Box para correlação serial calculada para 28 defasagens, bem como o teste LM de correlação serial calculado sequencialmente de 1 até 4 defasagens. Nenhum modelo rejeitou a hipótese nula de ausência de correlação serial. Por fim, o teste LM-ARCH para heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH) nos resíduos foi conduzido sequencialmente a partir de 1 a 4 defasagens. Apenas o modelo MA(2) apresentou sinais de heterocedasticidade ao nível de significância de 5%.

Com base nos resultados anteriores, os modelos AR(1) e ARMA(1,2) apresentam um desempenho melhor do que o modelo MA(2). No entanto, antes de escolher o modelo ideal, verificamos se os modelos geram inovações de renda similares ou distintas. O gráfico 3 mostra a relação entre cada medida de inovação e revisão de consumo. A inovação na renda é muito parecida em todos os modelos, ficando clara a relação positiva que ela tem com a mudança no consumo. Entretanto, isso não nos impede de perguntar: esta relação é condizente com a TRP? Para encontrar uma resposta é preciso testar se $\beta = \gamma$.

Tabela 2 – Modelos ARMA para a Primeira Diferença da Renda

Modelo	Coeficiente estimado (erros-padrão)		Rejeição da hipótese nula ao nível de 5%			
			H ₀ : sem correlação serial		H ₀ : Homocedasticidade	
			Q	LM	ARCH	
AR(1)	265,2409 (79,3040)	0,2539 (0,1227)		H ₀ não é rejeitado	H ₀ não é rejeitado	H ₀ não é rejeitado
ARMA(1,2)	268,5742 (87,7045)	0,1779 (0,1502)	0,2931 (0,0001)	H ₀ não é rejeitado	H ₀ não é rejeitado	H ₀ não é rejeitado
MA(2)	262,7302 (81,6341)		0,3307 (0,0001)	H ₀ não é rejeitado	H ₀ não é rejeitado	H ₀ rejeitado

Observação: Os erros-padrão estão entre parênteses. “Q” é a estatística Ljung-Box para a correlação serial calculada para 28 defasagens. “LM” é o teste LM de correlação serial calculado sequencialmente de 1 até 4 defasagens. “ARCH” é o teste LM-ARCH para heterocedasticidade condicional autorregressiva nos resíduos.

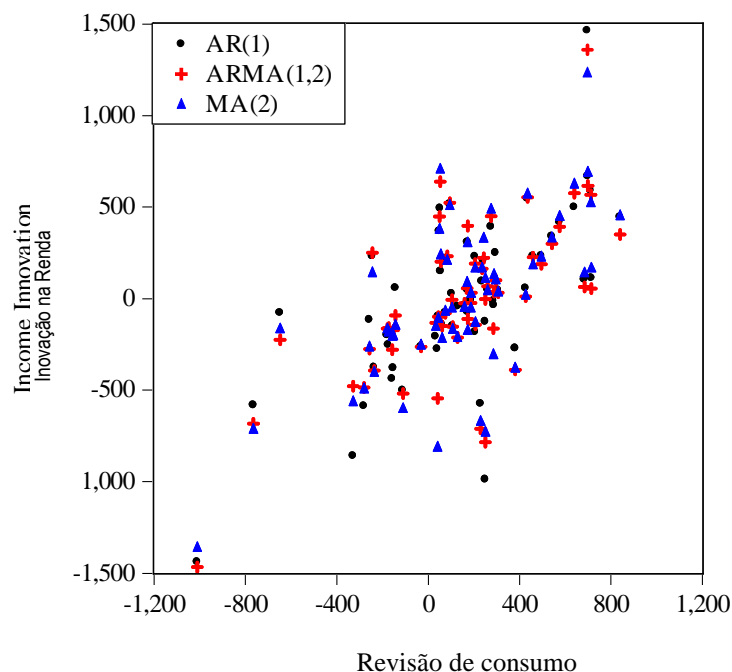


GRÁFICO 3 – INOVAÇÃO NA RENDA E MUDANÇA NO CONSUMO

Primeiramente estimamos os seguintes sistemas:

$$\Delta C_t = \beta_1 (\text{inovação do AR}(1)) + \xi_{1t} \quad (11a)$$

$$\Delta C_t = \beta_2 (\text{inovação do ARMA}(1,2)) + \xi_{2t} \quad (11b)$$

$$\Delta C_t = \beta_3 (\text{inovação do MA}(2)) + \xi_{3t} \quad (11c)$$

E

$$\Delta C_t = \mu_1 + \beta_1 (\text{inovação do AR}(1)) + \xi_{1t} \quad (12a)$$

$$\Delta C_t = \mu_2 + \beta_2 (\text{inovação do ARMA}(1,2)) + \xi_{2t} \quad (12b)$$

$$\Delta C_t = \mu_3 + \beta_3 (\text{inovação do MA}(2)) + \xi_{3t} \quad (12c)$$

Os resultados se encontram na Tabela 3 e sugerem que as três medidas de inovação na renda geram coeficientes extremamente semelhantes, independentemente se uma constante é inserida ou não em cada equação. A hipótese nula $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3$ foi testada em ambos os sistemas por meio do teste de Wald, não sendo rejeitada a nenhum nível de significância usual. Portanto, a partir de então só analisaremos o caso AR(1) por dois motivos. Em primeiro lugar, porque poderemos calcular β e os coeficientes AR(1) juntos, conforme feito por Dejuan *et al* (2004). Em segundo lugar, porque o modelo MA(2) apresentou sinais de heterocedasticidade e o modelo ARMA(1,2) foi selecionado pelo critério de informação AIC, que não é consistente e tende a superestimar o número de coeficientes (termos ARMA).

Tabela 3 - Estimação de sistema por OLS (mínimos quadrados ordinários)

	Sistema (9)	Sistema (10)
	Coeficiente	Coeficiente
β_1	0,5510 (0,0892)	0,5510 (0,0783)
β_2	0,5507 (0,0927)	0,5518 (0,0817)
β_3	0,5579 (0,0902)	0,5591 (0,0791)
Teste de Wald: $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3$		
Estatística	0,0040	0,0063
Valor p	0,9980	0,9969

Observação: Os erros-padrão estão entre parênteses.

Para executar essa tarefa, aplicamos o estimador de Mínimos Quadrados Não Lineares (NLS) para estimar o seguinte sistema:

$$\Delta Y_t = \mu + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\Delta C_t = \beta \varepsilon_t + \vartheta_t \quad (14)$$

Uma vez que ε_t é não observável, utilizando a equação 11, ele é substituído na equação 12 para viabilizar a estimação do sistema. Portanto, a equação (12) ficará assim: $\Delta C_t = \beta(\Delta Y_t - \mu - \phi_1 \Delta Y_{t-1}) + \vartheta_t$. Vale mencionar que para estimar o sistema não é preciso atribuir nenhum valor para r . Os resultados se encontram na Tabela 4. Antes de tudo, observe que $\hat{\phi}_1$ é igual a 0,180, sendo significativo ao nível de 10%. Se $\gamma = \beta$, uma vez que $\hat{\phi}_1 > 0$, a equação 7 implica que γ deve ser maior do que 1. Entretanto, $\hat{\beta}$ é menor que 1. De fato, o valor p do teste de hipótese $H_0 : \beta = 1$ frente à $H_A : \beta < 1$, é menor que 1% para qualquer taxa de juros empregada. Assim, a hipótese nula é sempre rejeitada, mesmo ao nível de significância de 1%.

Tabela 4 –Estimação por NLS: equações (11) e (12)

Parâmetro	Coefficiente	Erro-padrão	Valor p
μ	149,7050	46,3925	0,0016
ϕ_1	0,1798	0,0992	0,0726
β	0,5969	0,1081	0,0000
Taxa de juros	Valor implícito	Teste Wald: $H_0 : \beta = \gamma$	
r	$\gamma(r, \Phi, \Theta)$	Estatística	Valor p
-50%	1,5613	3,8426	0,0500
-25%	1,3152	8,2800	0,0040
-15%	1,2682	9,9030	0,0017
-5%	1,2334	11,3408	0,0008
5%	1,2066	12,5721	0,0004
15%	1,1853	13,5989	0,0002
25%	1,1680	14,4376	0,0001
35%	1,1536	15,1110	0,0001
45%	1,1415	15,6442	0,0001
90%	1,1045	16,8821	0,0000
135%	1,0848	17,1495	0,0000

Observação: O valor implícito de γ é o γ calculado com base na equação 7 e nas estimativas de ϕ_1 . Testamos se $\beta = \gamma(r, \Phi, \Theta)$ usando diversos valores para r e a hipótese nula foi rejeitada em todos os casos.

Por fim, para verificar se $\beta = \gamma(r, \Phi, \Theta)$ utilizamos diferentes valores para r , cada qual passando por um teste Wald.⁴ O apêndice A1 esclarece o *grid* usado para r . Como a taxa de juros contemplou onze valores que variavam de -50% a 135%, onze testes foram realizados. A Tabela 4 apresenta o valor implícito para γ , ou seja, $1/[1 - \hat{\phi}_1/(1+r)]$, a estatística do teste Wald bem como seu valor p. A hipótese nula foi rejeitada ao nível de significância de 10% para qualquer valor atribuído à taxa de juros.⁵ Salvo para valores da taxa de juros extremamente baixos, a hipótese nula foi rejeitada ao nível de significância de 1%. Por fim, a TRP é rejeitada.

5 CONCLUSÃO

Este artigo buscou analisar se a TRP é capaz de explicar as revisões de consumo. Para tanto, estimei um processo ARMA para a primeira diferença da renda a fim de obter uma medida da magnitude da inovação na renda permanente. Os resultados revelam que as revisões no consumo são estatisticamente diferentes das inovações da renda permanente. Portanto, a TRP foi rejeitada por este teste direto. A literatura da área afirma que uma parcela dos consumidores brasileiros segue uma simples regra de bolso: consumir sua renda corrente. Neste caso, não esperamos que essa teoria se sustente.

Não obstante, a metodologia aqui aplicada tem suas vantagens. Ao contrário da maioria da literatura sobre o tema, incluindo a abordagem sugerida por Campbell e Mankiw (1989, 1990), dispensamos a utilidade CRRA (coeficiente de aversão relativa ao risco) ou uma log-linearização da Equação de Euler. Por outro lado, a escolha dos processos ARIMA para renda traz consigo a hipótese implícita que os consumidores utilizam apenas renda passada para prever a renda futura. Entretanto, West (1988), Quah (1990) e Flavin (1993) argumentaram que os consumidores também podem fazer uso de informações adicionais para projetar sua renda com mais precisão. Nesse sentido, a extensão do teste direto com um modelo multivariado para previsão de renda fica como sugestão para pesquisas futuras.

REFERÊNCIAS

- ANGELETOS, G. et al. The hyperbolic consumption model: calibration, simulation, and empirical evaluation. **Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 3, p. 47–68, 2001.
- BILSON, J. The rational expectation approach to the consumption function: a multi-country study. **European Economic Review**, v. 13, n. 3, p. 273-299, maio 1980.
- BRADY, Ryan R. Structural breaks and consumer credit: is consumption smoothing finally a reality? **Journal of Macroeconomics**, v. 30, n. 3, p. 1246-1268, set. 2008.
- CAMPBELL, J.; MANKIW, G. Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence. In: BLANCHARD, O. J.; STANLEY, Fischer (Ed.) **NBER Macroeconomics Annual**, v. 4, p. 185-216. Cambridge, MA: MIT Press, 1989.
- CAMPBELL, J.; MANKIW, N. Permanent income, current income and consumption. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 8, n. 3, p. 265-280, jul. 1990.
- CARROL, C. Buffer-stock saving and the life cycle/permanent income hypothesis. **Quarterly Journal of Economics**, v. 112, n. 1, p. 1-55, fev. 1997.
- CAVALCANTI, C. Intertemporal substitution in consumption: an empirical investigation for Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, 13, 203-229, 1993.
- DEJUAN, J.; SEATER, J.; WIRJANTO, T. A direct test of the permanent income hypothesis with an application to the U.S. states. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 36, n. 6, p. 1091-1103, dez. 2004.
- DAWSON, J. et al. Economic information versus quality variation in cross-country data. **Canadian Journal of Economics**, v. 34, n. 4, p. 988-1009, nov. 2001.
- DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, jun. 1979.

ENGELHARDT, Gary V. Consumption, down payments and liquidity constraints. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 28, n. 2, p. 255-271, maio 1996.

EZEALA-HARRISON, F.; BAFFOE-BONNIE, J. Theoretical and empirical issues in national income and consumption planning in LDCs. **Journal of Economic Development**, v. 19, n. 2, p. 117-137, 1994.

FLAVIN, M. The adjustment of consumption to changing expectations about future income. **Journal of Political Economy**, v. 89, n. 5, p. 974-1009, out. 1981.

FLAVIN, Marjorie. Excess sensitivity of consumption to current income: liquidity constraints or myopia? **Canadian Journal of Economics**, v. 18, n. 1, p. 117-36, fev. 1985.

_____. The excess smoothness of consumption: identification and interpretation. **Review of Economic Studies**, v. 60, n. 3, p. 651-666, jul. 1993.

FRIEDMAN, M. **A theory of consumption function**. Princeton: Princeton University Press, 1957.

GOMES, F. Consumo no Brasil: teoria da renda permanente, formação de hábito e restrição à liquidez. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 3, p. 381-402, jul. 2004.

GOMES, F.; ISSLER, J.; SALVATO, M. Principais características do consumo de duráveis no Brasil e testes de separabilidade entre duráveis e não duráveis. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, p. 33-60, jan./mar. 2005.

GOMES, F., PAZ, L. Especificações para a função consumo: testes para países da América do Sul. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 34, n. 1, p. 39-55, 2004.

HALL, R. Stochastic implications of the life cycle permanent income hypothesis: theory and evidence. **Journal of Political Economy**, v. 86, n. 6, p. 971-87, dez. 1978.

ISSLER, J.; ROCHA, F. Consumo, restrição a liquidez e bem-estar no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 4, p. 637-665, out./dez. 2000.

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, out./dez. 1992.

MANKIW, N., SHAPIRO, M. Trends, random walks, and tests of the permanent income hypothesis. **Journal of Monetary Economics**, v. 16, n. 2, p.165-174, set. 1985.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

QUAH, D. Permanent and transitory movements in labor income: an explanation for excess smoothness in consumption. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 3, p. 449-475, jun. 1990.

REIS, E. et al. Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 28, n. 3, p. 233-272, dez.1998.

SARANTIS, N.; STEWART, C. Liquidity constraints, precautionary saving and aggregate consumption: an international comparison. **Economic Modelling**, v. 20, n. 6, p. 1151-1173, dez. 2003.

VAIDYANATHAN, Geetha. Consumption, liquidity constraints and economic development. **Journal of Macroeconomics**, v. 15, n. 3, p. 591-610, 1993.

WEISSENBERGER, E. Consumption innovations and income innovations: evidence from United Kingdom and Germany. **The Review of Economics and Statistics**, v. 68, n. 1, p. 1-8, 1986.

WEST, K. The insensitivity of consumption to news about income. **Journal of Monetary Economics**, v. 21, n. 1, p. 17-34, jan. 1988.

Notas

1. Outras explicações citam o modelo “buffer stock” (Carrol, 1997), problemas de autocontrole (Angeletos *et al.*, 2001), dentre outros.
2. Vaidyanathan (1993) fez uso da *Penn World Table* (Summer e Heston, 1988) para estimar λ para cinquenta e nove países, incluindo o Brasil, que obteve o valor de 0,70. Ezeala-Harrison e Baffoe-Bonnie (1994) analisaram a hipótese do passeio aleatório do consumo, segundo a qual a taxa de crescimento do consumo não depende da taxa de crescimento da renda, e encontraram maiores evidências que refutam esta hipótese para países de baixa renda. Apesar do Brasil não ter sido contemplado na análise, este resultado vai ao encontro do comportamento regra de bolso e sua interpretação como uma medida de restrição de crédito.
3. Na realidade, na próxima seção eu verifico se a renda é um processo I(1), entretanto, para economizar espaço, somente o exemplo de diferença estacionária é apresentado.
4. O método Delta foi aplicado para calcular a variância de $\beta - \gamma(r, \Phi, \Theta)$, utilizando derivativos analíticos.
5. As equações (11) e (12) também foram calculadas pelo método de momentos generalizados (GMM), conforme sugerido por um especialista. Os coeficientes obtidos em muito se pareciam com aqueles apresentados na Tabela 4 e a hipótese nula foi rejeitada pelos testes Wald para $\gamma = \beta$ ao nível de significância de 1%, independentemente do valor atribuído à taxa de juros. Dessa forma, a TRP é rejeitada. Os resultados aqui apresentados estão disponíveis mediante solicitação.

APÊNDICE A1

O *grid* para a taxa de juros foi calculado com base na Tabela A1, que apresenta as estatísticas descritivas para estes três ativos: Ibovespa, CDB e Selic. As séries reais foram obtidas através do deflator de preço implícito do produto interno bruto e os dados foram extraídos do IPEADATA. Ao contrário das séries de consumo, disponíveis a partir de 1947, o IPEADATA praticamente disponibiliza estes retornos desde a década de 1970. De todo modo, como consideramos um *grid* bastante extenso para a taxa de juros, isto não será um empecilho. A decisão de consumo não se baseia no retorno realizado, mas sim no retorno esperado. Se utilizamos o valor médio do retorno de cada ativo como proxy para o retorno esperado, o *grid* variará de 8% a 31%, aproximadamente. Ao adotar um valor mediano, a variação fica em torno de 3% a 8%. Entretanto, ao empregar os percentis 0,25 e 0,75, qualquer índice será maior que -25% e menor 45%, aproximadamente. O *grid* adotado se pauta nesses valores e é homogêneo com intervalo igual a 10%. Ademais, os valores -50%, 90% e 135% foram acrescentados por conta das caudas de distribuição do Ibovespa.

Tabela A1 - Retorno real anual

Ativo		Ibovespa	CDB	SELIC
Período		1969-2010	1970-2009	1974-2010
Percentis	0,10	-48,65%	-18,89%	-22,07%
	0,25	-23,09%	-1,96%	-2,38%
	0,50	2,97%	5,54%	7,80%
	0,75	42,89%	11,52%	15,93%
	0,90	131,05%	45,18%	48,90%
Média		31,43%	8,48%	8,24%

*O autor agradece o apoio financeiro do CNPq, Brasil.