

ESPECIFICAÇÕES PARA A FUNÇÃO CONSUMO: TESTES PARA PAÍSES DA AMÉRICA DO SUL*

Fábio Augusto Reis Gomes

Da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV) e do Centro de Pesquisa em Economia Internacional (Cepe). freis@fgvmail.br

Lourenço Senne Paz

Da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV). senne@fgvmail.br

O objetivo deste trabalho é analisar a aplicabilidade das teorias keynesiana, da renda permanente e expectativas racionais e o modelo híbrido no estilo de Campbell e Mankiw (1989) sobre a decisão de consumo, utilizando dados em painel para uma amostra de países da América do Sul contendo Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Peru, Paraguai e Uruguai.

Como essas teorias apresentam predições distintas, ao avaliarmos a evolução de consumo, renda e poupança desses países, procuramos discutir qual delas adere melhor aos dados. O modelo híbrido, que considera a possibilidade de restrição de crédito, foi o que obteve melhor aderência aos dados. Assim, estimamos a parcela da renda que pertence a consumidores sujeitos à restrição de crédito em cada país. Argentina e Chile foram os países que apresentaram a maior parcela de renda restrita ao crédito, ao passo que o Peru foi o país que apresentou a menor fatia de renda restrita ao crédito.

1 INTRODUÇÃO

Em artigo seminal, Hall (1978) derivou as implicações da teoria da renda permanente e expectativas racionais (TRP) sobre o comportamento estocástico do consumo, das quais se destaca a hipótese do passeio aleatório do consumo. Após esse trabalho, uma série de artigos foi escrita, refinando as implicações da TRP. Dentre eles podemos citar os de Flavin (1981) e Campbell (1987). O primeiro explicou a relação entre a TRP e a hipótese do passeio aleatório do consumo. O segundo derivou as implicações da TRP sobre o comportamento estocástico da poupança. Outro trabalho importante na área de consumo é o de Campbell e Mankiw (1989), que denominaremos doravante CM, o qual foi influenciado tanto pela TRP quanto pela teoria keynesiana (TK). Segundo CM, as evidências empíricas dos Estados Unidos são mais bem explicadas quando se consideram dois tipos de agente: um que consome segundo a TRP e outro que consome sua renda corrente, um caso particular da TK, possivelmente devido à falta de acesso ao crédito. Esse modelo é aqui referido como modelo híbrido (MH).

O objetivo deste trabalho é analisar a aplicabilidade dessas diversas teorias sobre a decisão de consumo, utilizando dados em painel para uma amostra de

* Os autores agradecem os comentários de Luiz Renato Lima e Euler P. G. Mello e as sugestões de pareceristas. Agradecem ainda a Antônio Fialho Galvão Júnior os comentários e a ajuda na construção da base de dados. Os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

países da América do Sul. Como essas teorias apresentam predições distintas, ao avaliarmos a evolução de consumo, renda e poupança procuramos discutir qual delas adere melhor aos dados.

A principal contribuição deste artigo é a análise conjunta de vários países da América do Sul e o estabelecimento da maior eficácia do MH em descrever os dados, proposto por CM. Portanto, o principal resultado aqui é constatar que Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Peru, Paraguai e Uruguai apresentam séries de consumo, renda e poupança em linha com o MH. Por consequência da aplicabilidade do MH, estimamos a parcela de renda que pertence a consumidores que estão sujeitos a restrição de crédito em cada país. Argentina e Chile foram os países que apresentaram a maior estimativa para essa parcela, ao passo que o Peru foi o país que apresentou a menor estimativa.

Essas inferências acerca da fração da renda restrita ao crédito são o primeiro passo para se avaliar qual parcela da população não possui acesso a crédito para suavização de consumo, bem como os diversos fatores que afetam o tamanho dessa parcela como distribuição de renda, renda *per capita*, grau de penetração de instituições de intermediação financeira etc. Nesse sentido, este artigo se constitui no ponto de partida para estudos futuros sobre a magnitude da população sem acesso ao crédito em cada país.

Portanto, se considerarmos um país individualmente e fixada a distribuição de renda do mesmo, as seguintes proposições, cruciais do ponto de vista macroeconômico, procedem: *a)* uma elevada parcela da renda restrita à liquidez leva a problemas como a formação de uma poupança interna, relativamente pequena; e *b)* a resposta do consumo a alterações na taxa de juros se reduz à medida que a restrição de crédito aumenta [Reis *et alii* (1998) e Bugarin e Ellery Jr. (2002)]. No entanto, não podemos dizer que essas relações são válidas entre países. Assim, mesmo que o país A apresente uma parcela maior da renda (*per capita*) restrita ao crédito, em relação ao país B, ainda é plenamente possível que o primeiro apresente uma poupança (*per capita*) e uma sensibilidade do consumo (*per capita*) aos juros maiores do que o segundo, bastando que eles possuam distribuições de renda distintas. Nesse sentido, reforçamos a importância deste artigo, no sentido de usar técnicas de painel.

O artigo está organizado da seguinte forma: além da introdução, que compõe a Seção 1, a Seção 2 descreve sucintamente a TRP, a TK e o MH e suas respectivas implicações sobre as propriedades estocásticas das séries de consumo, renda e poupança. A Seção 3 descreve a base de dados. A Seção 4 faz as estimações, implementa os testes econométricos e comenta os resultados. Por fim, a Seção 5 apresenta as conclusões do artigo.

2 DECISÃO DE CONSUMO: TRP, TK E MH

Hall (1978) analisou a decisão de consumo de um agente representativo *forward-looking*, obtendo como resultado o fato de o consumo ser um passeio aleatório. Tal resultado é conhecido na literatura como a hipótese do passeio aleatório do consumo [Romer (1996)]. De forma mais específica, Hall considerou um problema de otimização intertemporal no qual, sujeito a restrição orçamentária, o consumidor toma a decisão de consumo levando em conta o valor presente esperado da sua utilidade. Assim, o problema do consumidor é dado por:

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

sujeito a:

$$A_{t+1+i} = (A_{t+i} + Y_{t+i} - C_{t+i})(1 + r_{t+i}) \quad \text{sendo } A_0 \text{ exógeno}$$

em que A_t , Y_t , C_t e r_t são, respectivamente, riqueza, renda, consumo e taxa de juros no período t , β é o fator de desconto subjetivo e E_t é a esperança condicional ao conjunto de informação do consumidor no período t , I_t . Desse modo, $E_t(\bullet) = E(\bullet | I_t)$.¹ A solução do problema anterior é caracterizada pela Equação de Euler (1):

$$u'(C_t) = \beta E_t [(1 + r_t) u'(C_{t+1})] \quad (1)$$

Hall considera $r_t = r$, $\beta(1 + r) = 1$ e uma função utilidade quadrática do tipo $u(C_t) = -a/2(\bar{C} - C_t)^2$. Com isso, a equação (1) torna-se $C_{t+1} = C_t + \varepsilon_{t+1}$. Como ε_{t+1} é uma inovação em relação a I_t ,² o consumo é um passeio aleatório. Logo, o consumo é integrado de ordem 1, $I(1)$.

Por sua vez, Flavin (1981) obteve o resultado de Hall ao considerar explicitamente a TRP. Segundo tal teoria, cada indivíduo consome a cada período a sua renda permanente, Y_t^p , que depende da sua riqueza e do valor presente esperado da sua renda, de modo que

$$Y_t^p = r \left[A_t + \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{i+1} E_t(Y_{t+i}) \right]$$

1. De fato, Y_t refere-se à renda do trabalho. No entanto, como tal série não se encontra disponível para os países estudados, usaremos na investigação empírica a série de renda agregada, solução empregada tradicionalmente em outros artigos da área. Daí utilizamos apenas o termo renda ao longo do texto.

2. Ou melhor, ε_{t+1} é ortogonal a toda variável que pertence a I_t .

Assim, a renda permanente pode ser vista como um fluxo de recursos constantes, condicionado à expectativa no período t , que pode ser sustentado pelo restante do horizonte de vida do indivíduo, possuindo a propriedade $E_t(Y_{t+1}^p) = Y_t^p$. Como $C_t = Y_t^p$, a hipótese do passeio aleatório do consumo é trivialmente derivada a partir da TRP [Flavin (1981)].

Campbell (1987) considera uma versão mais geral da TRP, segundo a qual $C_t = \gamma Y_t^p$, $\gamma \leq 1$.³ A partir daí esse autor demonstra que:

$$S_t = - \sum_{i=1}^{\infty} \left[\left(\frac{1}{1+r} \right)^{i+1} E_t(\Delta Y_{t+i}) \right] \quad (2)$$

em que $S_t = Y_t - C_t/\gamma$. Caso a renda, Y_t , seja $I(1)$, a equação (2) implica que a variável S_t é integrada de ordem 0, $I(0)$. Considerando ainda a versão estrita da TRP, isto é, $\gamma = 1$, obtemos a implicação de que a poupança, como definida usualmente, é $I(0)$. Em outras palavras, consumo e renda co-integram com vetor de co-integração $(1, -1)$.⁴ Em suma, a TRP implica que o consumo é $I(1)$ e, no caso em que a renda for $I(1)$, a poupança é $I(0)$.

Nesse ponto, destacamos que, caso consideremos a renda como $I(1)$, a implicação de que o consumo é $I(1)$ pode ser derivada também a partir da TK, pois Keynes postulou por introspecção a seguinte função consumo: $C_t = C_0 + cY_t$ [Simonsen e Cysne (1995)]. Por sua vez, a poupança também é $I(1)$, pois $S_t = (1 - c)Y_t - C_0$. Nesse caso, a distinção entre a TRP e a TK é evidente no tocante ao grau de integração da poupança. Por outro lado, caso a renda seja considerada $I(0)$, a TK implica que ambos, consumo e poupança, são $I(0)$. Nesse caso, a distinção imediata entre a TRP e a TK é dada pelo grau de integração da série do consumo.

Portanto, é possível estabelecer diferentes proposições testáveis sobre o consumo e a poupança a partir da TRP e da TK, o que possibilita a avaliação da aplicabilidade de uma dessas teorias a um subconjunto de países da América do Sul. Um contexto mais geral no qual tal avaliação pode ser feita é estabelecido no artigo de CM. Esses autores consideram um MH no qual é possível que dois tipos de consumidores coexistam. O primeiro tipo é um caso particular da TK, consumindo a cada período sua renda corrente, $C_{Kt} = Y_t$. Esse consumidor é, por vezes, referido como míope, uma vez que sua decisão

3. Esta versão da TRP também implica que o consumo segue um passeio aleatório. Para ver isto basta lembrar que $E_t(Y_{t+1}^p) = Y_t^p$.

4. Daqui em diante entenda-se TRP como a versão estrita da TRP, isto é, considere $\gamma = 1$.

de consumo depende apenas da sua renda corrente. No entanto, tal comportamento é mais bem justificado pela falta de acesso ao crédito, isto é, restrição à liquidez. Já o segundo tipo de consumidor, à maneira de Hall (1978), consome sua renda permanente, $C_{Ht} = C_{Ht-1} + \varepsilon_t$. Logo, o consumo agregado médio é dado por:

$$C_t = \lambda C_{Kt} + (1 - \lambda)C_{Ht} = \lambda Y_t + (1 - \lambda)C_{Ht} \quad (3)$$

sendo λ a proporção no consumo agregado médio do consumo dos agentes restritos à liquidez. Podemos também interpretar λ como a proporção da renda que pertence a consumidores que estão restritos a consumir sua renda corrente. Considerando a renda $I(1)$, a equação (3) implica, em princípio, que o consumo agregado é $I(1)$. Para avaliar este MH, CM consideram um teste de hipótese no qual a hipótese nula é a TRP e a hipótese alternativa é a restrição à liquidez, isto é,

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_A: \lambda > 0$$

Esse teste foi implementado por meio da seguinte equação de teste:

$$\Delta C_t = \lambda \Delta Y_t + (1 - \lambda) \varepsilon_t \quad (4)$$

Observe que $\lambda = 0$ implica que $\Delta C_t = \varepsilon_t$, ou seja, o consumo é um passeio aleatório em conformidade com a TRP. Observe ainda que a equação (4) consiste na primeira diferença da equação (3), que define o consumo agregado médio.

No MH a poupança passa a ser dada por $S_t = (1 - \lambda)(Y_t - C_{Ht})$. Mais uma vez, considerando-se a renda $I(1)$, esperamos, em princípio, que a poupança seja $I(1)$.

Enfim, além de avaliar a ordem de integração de consumo, renda e poupança, utilizamos o MH para estimar λ a fim de avaliar a aplicabilidade das teorias de consumo consideradas neste trabalho a um subconjunto de países da América do Sul.

3 BASE DE DADOS

Investigamos a adequação da TRP, da TK e do MH a um conjunto de sete países da América do Sul. A base de dados é construída a partir da versão 6.1 da Penn World Table (PWT). O critério básico para a escolha dos países foi

tanto a disponibilidade quanto a qualidade dos dados. Assim, consideramos os seguintes países:

Países	Siglas
Argentina	ARG
Brasil	BRA
Chile	CHL
Colômbia	COL
Peru	PER
Paraguai	PRY
Uruguai	URY

Optamos pela PWT, pois queremos fazer estimações conjuntas para esses países e sabemos que essa base de dados apresenta vários dados de contas nacionais e estatísticas econômicas para diversas economias, no período 1951-2000, estimados através de controle pela variabilidade dos preços entre as diversas economias. Assim, o cálculo dos agregados macroeconômicos é realizado a partir de um índice de preço internacional, de modo a corrigir para variações sistemáticas de custo de vida entre os países, tornando os dados diretamente comparáveis.

O dado de renda *per capita* (Y) é o produto real *per capita* dado pela variável $rgdpch$. Para a poupança *per capita* (S) utilizamos a variável ki , investimento a preços internacionais constantes como parte do produto. Multiplicamos ki por $rgdpch$ e obtemos o investimento *per capita*.⁵ Para o consumo *per capita* (C) usamos a variável kc , consumo a preços constantes do produto, e procedemos de maneira análoga ao caso da poupança.

4 TESTES ECONÔMÉTRICOS E RESULTADOS

Nesta seção avaliaremos a aplicabilidade da TRP, da TK e do MH em uma amostra escolhida de países da América Sul, utilizando técnicas de análise de dados em painel.

Primeiramente, analisamos o grau de integração das séries de renda, consumo e poupança através do teste de raiz unitária em painel proposto por Im,

5. Como as teorias consideradas modelam a decisão de consumo individual, optamos por utilizar o investimento *per capita* como proxy para a poupança, ao invés de subtrair o consumo *per capita* da renda *per capita*.

Pesaram e Shin (1997). Esse teste, intitulado IPS, é implementado por meio da seguinte equação de teste:

$$\Delta x_{it} = \alpha_i + \rho_i x_{it-1} + \zeta_{it} \quad (5)$$

em que ζ_{it} exibe autocorrelação serial com propriedades diferentes ao longo dos países. A especificação da equação de teste (5) pode incluir, além de uma constante (c), uma tendência (t). É considerado, então, o seguinte teste de hipótese:

$$H_0 : \rho_i = 0, \forall i$$

$$H_A : \begin{cases} \rho_i < 1, & i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \rho_i = 1, & i = N_1, N_{1+1}, \dots, N \end{cases}$$

Sob a hipótese alternativa $\lim_{N \rightarrow \infty} (N_1/N) = \delta$, $0 < \delta \leq 1$. Os autores consideram duas estatísticas de teste. A primeira é a *t-bar*, que se baseia no teste de raiz unitária ADF para cada *cross-section* i . A segunda estatística é a $\Psi(t\text{-bar})$, que consiste na padronização da estatística *t-bar* através de simulações de Monte Carlo. Logo, a estatística $\Psi(t\text{-bar})$ converge para a distribuição normal padrão à medida que N tende a infinito. Como o teste IPS baseia-se no teste univariado de raiz unitária ADF, a sua implementação depende também da escolha do número de defasagens da variável dependente (τ) incluídas como regressores na equação de teste do teste ADF. Logo, implementamos o teste IPS, considerando diferentes especificações e valores de τ , como reportado na Tabela 1. Os resultados mostram que as séries de consumo, renda e poupança possuem uma raiz unitária para qualquer especificação e $\tau \in \{1, 2, 3, 4\}$, no nível de significância de 5%, tanto no teste *t-bar* quanto no teste $\Psi(t\text{-bar})$. Vale notar que os valores críticos do teste *t-bar* apresentados na Tabela 1 são referentes a $N = 10$ e $T = 50$; nossa amostra contém sete países e $T = 49$.

Mesmo considerando valores críticos para $N = 10$ para a estatística *t-bar*, como a convergência da estatística $\Psi(t\text{-bar})$ para a distribuição normal padrão ocorre apenas quando N tende a infinito e claramente nosso N é fixo, implementamos ainda o teste de raiz unitária proposto por Maddala e Wu (1999), que consiste em uma aplicação do teste de Fisher, amplamente conhecido na literatura de estatística. Nesse teste, assume-se T tendendo a infinito, que é justamente o nosso caso.

TABELA 1
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA IPS

Variáveis	Defasagens	Especificações	Teste <i>t-bar</i>			Teste Ψ (<i>t-bar</i>)		
			<i>t-bar</i>	Valor crítico (%)			Ψ (<i>t-bar</i>)	P-valor
				10	5	1		
Y	1	c	-1,084	-1,95	-2,06	-2,28	1,317	0,906
Y	2	c	-1,011	-1,95	-2,06	-2,28	1,428	0,923
Y	3	c	-1,066	-1,95	-2,06	-2,28	1,237	0,892
Y	4	c	-1,058	-1,95	-2,06	-2,28	1,141	0,873
Y	1	c, t	-1,308	-2,56	-2,67	-2,99	2,854	0,998
Y	2	c, t	-1,265	-2,56	-2,67	-2,99	2,836	0,998
Y	3	c, t	-1,264	-2,56	-2,67	-2,99	2,785	0,997
Y	4	c, t	-1,246	-2,56	-2,67	-2,99	2,664	0,996
C	1	c	-1,412	-1,95	-2,06	-2,28	0,335	0,631
C	2	c	-1,291	-1,95	-2,06	-2,28	0,598	0,725
C	3	c	-1,298	-1,95	-2,06	-2,28	0,557	0,711
C	4	c	-1,162	-1,95	-2,06	-2,28	0,841	0,800
C	1	c, t	-1,604	-2,56	-2,67	-2,99	1,885	0,970
C	2	c, t	-1,449	-2,56	-2,67	-2,99	2,240	0,987
C	3	c, t	-1,380	-2,56	-2,67	-2,99	2,414	0,992
C	4	c, t	-1,226	-2,56	-2,67	-2,99	2,726	0,997
S	1	c	-1,883	-1,95	-2,06	-2,28	-1,074	0,141
S	2	c	-1,867	-1,95	-2,06	-2,28	-1,107	0,134
S	3	c	-1,806	-1,95	-2,06	-2,28	-0,926	0,177
S	4	c	-1,828	-1,95	-2,06	-2,28	-1,080	0,140
S	1	c, t	-2,009	-2,56	-2,67	-2,99	0,559	0,712
S	2	c, t	-1,975	-2,56	-2,67	-2,99	0,529	0,702
S	3	c, t	-1,906	-2,56	-2,67	-2,99	0,735	0,769
S	4	c, t	-1,916	-2,56	-2,67	-2,99	0,552	0,709

O teste de Fisher fundamenta-se na seguinte estatística de teste:

$$-2 \sum_{i=1}^N [\ln(P\text{-valor}_i)] \sim \chi_{2N}^2$$

em que N é o número de observações *cross-section*, \ln é o logaritmo na base natural e $P\text{-valor}_i$ é o p-valor de um mesmo teste univariado para cada *cross-section*. A hipótese nula desse teste em painel é que a hipótese nula do teste univariado valha ao mesmo tempo para todas as *cross-sections*. Essa estatística é distribuída conforme uma χ_{2N}^2 . Portanto, se considerarmos o teste de raiz unitária para cada país podemos agregá-los dessa forma, obtendo daí um teste de raiz unitária em painel. Note-se que a hipótese nula do teste em painel é a existência de raiz unitária em todos os países.

Através de simulações de Monte-Carlo, Maddala e Wu (1999) concluem que a aplicação do teste de Fisher tem maior poder que o teste IPS. Além disso, o teste de Fisher é mais flexível, já que, nesse caso, a equação de teste não precisa apresentar especificações idênticas para cada país. Enfim, o resultado obtido é reportado na Tabela 2. Como podemos observar, não rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária para consumo, renda e poupança, todos no nível de significância de 5%.⁶

Como estimamos que a renda é $I(1)$, a TRP implica que a poupança é $I(0)$, fato não corroborado pelos dados. Daí concluímos que a TRP não é capaz de descrever os dados de forma satisfatória.

Considerando, então, o MH, estimamos a seguinte equação de teste:⁷

$$\Delta C_{it} = \lambda_i \Delta Y_{it} + (1 - \lambda_i) \varepsilon_{it} \quad (6)$$

TABELA 2

Série	Estatística de Fisher	P-valor
Consumo	10,1846	0,7486
Renda	7,1643	0,9282
Poupança	10,4688	0,7272

6. O p-valor dos testes de raiz unitária ADF para cada série baseia-se em Mackinnon (1996).

7. A equação (6) define um painel heterogêneo no qual o coeficiente estimado é particular a cada *cross-section*. Em princípio, poderíamos modelar ε_{it} como a soma de dois choques v_{it} e ω_{it} (idiossincrático), porém, como já trabalhamos com os dados em primeira diferença e como o modelo definido pela equação (6) não é rejeitado no teste de sobreidentificação de Hansen, optamos por não considerar um efeito fixo. De fato, ao procedermos à estimação da equação (6), incluindo efeito fixo, apenas dois sistemas não foram rejeitados no teste de Hansen e, nestes, o efeito fixo não se mostrou significativamente diferente de 0 para nenhum país (resultado não-reportado).

A estimação da equação (6) foi feita em conjunto para os países em questão através do Método Generalizado dos Momentos (MGM). A escolha desse método se deve ao fato de a estimação da equação (6) demandar o uso de variáveis instrumentais. Para cada país, foram utilizados cinco conjuntos distintos de instrumentos compostos pelo consumo, renda e poupança do respectivo país, que são detalhados no Apêndice. Como ε_{it} é ortogonal a I_{it-1} , teoricamente é necessário considerar como instrumentos variáveis defasadas em um período. Porém, devido a problemas de agregação temporal discutidos por CM, foram usadas, pelo menos, duas defasagens. Utilizando então cinco conjuntos distintos de instrumentos, estimamos a equação (6). A média, a mediana e o desvio-padrão das estimativas de λ_i são reportados na Tabela 3.

Como podemos observar na Tabela 3, a média por país das estimativas de λ_i varia entre 0,4759 e 0,7971. Com relação à mediana, o maior valor corresponde a 0,8153 e o menor, a 0,4511. Em todos os casos, as estimativas são significativas no nível de significância de 5% (resultado reportado no Apêndice).

Argentina e Chile foram os países que apresentaram a maior parcela de renda restrita ao crédito, tanto pelo critério da média dos valores estimados de λ , como pelo critério da mediana. Em princípio, esse resultado não era esperado, pois tanto a Argentina quanto o Chile aparentemente contam com um mercado de crédito mais desenvolvido que o Peru e o Paraguai, por exemplo. A outra surpresa foi o fato de o Peru possuir a menor parcela de renda restrita ao crédito da amostra. No entanto, é importante ressaltar que esses resultados não indicam qual parcela da população é restrita ao crédito. Assim, dependendo

TABELA 3
ESTIMATIVA DE λ PELO MGM

Países	Média	Países	Mediana	Países	Desvio-padrão
ARG	0,7971	ARG	0,8153	PRY	0,1356
CHL	0,7479	CHL	0,7332	ARG	0,0850
PRY	0,6768	PRY	0,6545	URY	0,0803
COL	0,6234	COL	0,6155	PER	0,0565
URY	0,6230	BRA	0,6079	CHL	0,0410
BRA	0,6113	URY	0,5971	BRA	0,0188
PER	0,4759	PER	0,4511	COL	0,0168

Nota: λ foi estimado utilizando-se cinco conjuntos distintos de instrumentos. Em todos os casos sua estimativa foi significativamente diferente de 0 e o teste de sobre identificação de Hansen não foi rejeitado, ambos no nível de significância de 5%. Os resultados completos são apresentados no Apêndice.

de como a renda desses países estiver distribuída entre seus habitantes, poderemos ter um maior percentual da população restrita ao crédito no Peru do que na Argentina ou no Chile.

Um questionamento que pode ser feito é até que ponto a instabilidade macroeconômica desses países pode ter afetado as estimações dos parâmetros. Poder-se-ia dizer que todos os países da amostra passaram por diversas crises econômicas durante o período da amostra, entretanto, esse tipo de argumento não poderia ser utilizado para explicar algum resultado em particular.

Com relação especificamente ao Brasil, a partir de técnicas univariadas, Reis *et alii* (1998), utilizando várias séries de consumo e renda, datadas de 1947 a 1994, obtiveram uma estimativa de λ por volta de 0,8. Já Issler e Rocha (2000), utilizando dados também entre 1947 e 1994, obtiveram uma estimativa igual a 0,74. O resultado obtido aqui sugere que cerca de 60% da renda no Brasil pertencem a consumidores restritos a consumir sua renda corrente, um valor consideravelmente distinto daquele obtido por meio de técnicas univariadas. Esse resultado se deve ao fato de que no contexto multivariado têm-se mais informações do que no contexto univariado. No caso em questão, como o grupo de países considerados é marcado por uma elevada instabilidade econômica, esse ganho de informação pode ter sido crucial. Contudo, mais do que essa diferença pontual, este artigo apresenta a posição relativa do Brasil. Utilizando-se a média das estimativas, o Brasil apresenta um valor para λ superior apenas ao do Peru e, com relação à mediana, ultrapassa também o Uruguai.

Para estimar a validade dos instrumentos utilizou-se o teste de sobreidentificação de Hansen. Esse teste tem como hipótese nula a validade das condições de momento. Ao implementar o teste, a hipótese nula não foi rejeitada em nenhuma das estimativas, no nível de significância de 5% (resultado reportado no Apêndice).

Apesar de já termos rejeitado a TRP, devido à estimação da poupança como sendo $I(1)$, realizamos ainda o teste proposto por CM, cuja hipótese nula é de que existam apenas consumidores à maneira de Hall. Portanto, consideramos o seguinte teste de hipótese:

$$H_0 : \lambda_i = 0, \forall i$$

$$H_A : \lambda_i > 0, \forall i$$

Utilizamos então a equação (6) como equação de teste e aplicamos um teste de Wald, sendo rejeitada a hipótese nula, no nível de significância de 5%, para qualquer dos cinco conjuntos de instrumentos, como reportado na Tabela 4.

TABELA 4
TESTES DE WALD

Hipótese nula	$\lambda = 0$		$\lambda = 1$	
	Wald	P-valor	Wald	P-valor
Sistema 1	198,6751	0,0000	55,9288	0,0000
Sistema 2	957,5002	0,0000	256,6180	0,0000
Sistema 3	351,7442	0,0000	93,6519	0,0000
Sistema 4	1.958,1838	0,0000	576,6065	0,0000
Sistema 5	4.728,2884	0,0000	432,8616	0,0000

Nota: Cada sistema utilizou um conjunto distinto de instrumentos. Os conjuntos de instrumentos são apresentados no Apêndice.

Portanto, temos evidência de que $0 < \lambda_i \leq 1$, para todo i . Para verificar se existem apenas agentes restritos à liquidez basta testar se $\lambda_i = 1$, para todo i . Considere então o seguinte teste de hipótese:

$$H_0 : \lambda_i = 1, \forall i$$

$$H_A : \lambda_i < 1, \forall i$$

Tal teste é implementado a partir da estimação da equação (6), utilizando-se mais uma vez um teste de Wald. Como reportado na Tabela 4, rejeitamos a hipótese nula, no nível de significância de 5%, em todos os casos.

Daí concluímos que, quando analisados em conjunto, os países da América do Sul considerados neste artigo não são bem descritos pela TRP nem tampouco pelo caso extremo no qual todos os agentes estão restritos a consumir sua renda corrente. Assim, encontramos evidência de que todos os países considerados são mais bem descritos quando consideramos o MH, uma vez que estimamos $C_t \sim I(1)$, $S_t \sim I(1)$ e $0 < \lambda_i < 1$, para todo i .

Uma das implicações do MH é que a poupança é dada por $S_t = (1 - \lambda_i)(Y_t - C_{Ht})$, logo a poupança depende negativamente de λ , positivamente da renda (*per capita*) e negativamente do consumo dos agentes que têm acesso ao crédito. Não podemos concluir que países com menor restrição ao crédito e maior renda (*per capita*) possuam maior poupança, pois é preciso saber ainda qual o comportamento de C_{Ht} . Segundo a TRP, C_{Ht} é igual à renda permanente dos indivíduos que possuem acesso a crédito; logo, depende crucialmente da distribuição de renda entre o grupo que tem acesso ao crédito

e o grupo que não tem acesso ao crédito, e também da distribuição dentro do primeiro grupo. Na Tabela 5 apresentamos o ordenamento dos países de acordo com a sua respectiva poupança média, renda média e estimativa média de $1 - \lambda$.

Para exemplificar como equívocos podem ser cometidos ao se desprezar a importância de C_{Ht} , note-se que Brasil, Uruguai e Colômbia apresentam $1 - \lambda$ médio muito semelhante, sem que a ordenação desses países pela renda e pela poupança seja idêntica. O que gera essa diferença é o comportamento distinto de C_{Ht} em cada um desses países. Nesse subgrupo, o Uruguai apresenta a maior renda, porém sua poupança é a segunda menor; já o Brasil, com a segunda maior renda, apresenta a maior poupança. Podemos observar ainda, na Tabela 5, que, embora a Argentina apresente uma enorme restrição à liquidez, sua renda elevada poderia ser uma das causas de seu maior volume de poupança *per capita*.

Por fim, ressaltamos que $\lambda_A > \lambda_B$ não implica, necessariamente, que o país *A* apresente concomitantemente maior número de indivíduos sem acesso ao crédito que o país *B*. De fato, para avaliarmos essa relação, no conjunto de países considerados, seria preciso recorrer a dados sobre distribuição de renda de cada país.

TABELA 5
ORDENAMENTO DOS PAÍSES POR POUPANÇA (*PER CAPITA*) MÉDIA, RENDA (*PER CAPITA*) MÉDIA E ESTIMATIVA MÉDIA DE $1 - \lambda$

Países	Poupança	Países	$1 - \lambda$	Países	Renda
ARG	1.517,95	PER	0,5241	ARG	8.747,08
BRA	942,01	BRA	0,3887	URY	6.862,22
PER	938,31	URY	0,3770	CHL	5.233,25
CHL	892,21	COL	0,3766	BRA	4.566,46
URY	846,66	PRY	0,3232	PER	4.173,16
COL	442,37	CHL	0,2521	COL	3.748,63
PRY	383,70	ARG	0,2029	PRY	3.605,63

5 CONCLUSÕES

Este artigo tem como objetivo analisar a aplicabilidade da TRP, da TK e do MH a um subconjunto de países da América do Sul, através de técnicas de painel.

O primeiro resultado encontrado é que a estimativa em painel do grau de integração das séries de consumo, renda e poupança é compatível apenas com

a TK e com o MH. Através de um painel heterogêneo investigamos então qual é a fração da renda agregada de cada país que pertence a consumidores restritos a consumir sua renda corrente. Todos os países apresentaram esse parâmetro significativamente diferente de 0 e de 1, no nível de significância de 5%.

A aderência dos dados ao MH permitiu a estimação da parcela de renda que pertence a consumidores restritos ao crédito em cada país. Como dissemos anteriormente, a partir da parcela de renda restrita ao crédito somente, não é possível inferir o número de consumidores restritos ao crédito. Fica aqui a sugestão para, em uma pesquisa futura, estimar não só o número de indivíduos restritos ao crédito, mas também identificar quais os fatores que influenciam esse número.

Argentina e Chile foram os países que apresentaram maior parcela da renda restrita ao crédito. O resultado, em princípio, parece contra-intuitivo, pois esses países aparentemente contam com um mercado de crédito mais desenvolvido que, por exemplo, Peru e Paraguai — o Peru apresentou a menor parcela de renda restrita ao crédito da amostra. Lembramos que esse resultado não nos fornece diretamente a parcela da população que é restrita ao crédito. Assim, dependendo de como a renda do país estiver distribuída entre seus habitantes, poderemos ter um maior percentual da população restrita ao crédito no Peru do que na Argentina ou no Chile.

Em suma, concluímos que: *a)* a TRP e a TK são rejeitadas para todos os países; *b)* Argentina, Brasil, Chile, Paraguai, Peru e Uruguai apresentam séries de consumo, renda e poupança em linha com o MH; *c)* Argentina e Chile foram os países que tiveram a maior parcela de renda estimada restrita ao crédito; e *d)* o Peru foi o país que apresentou a menor parcela de renda restrita ao crédito.

APÊNDICE

A Tabela A.1 apresenta os resultados completos por sistema.

TABELA A.1

Países	Estimativa de λ pelo MGM									
	Sistema 1		Sistema 2		Sistema 3		Sistema 4		Sistema 5	
	λ	P-valor	λ	P-valor	λ	P-valor	λ	P-valor	λ	P-valor
ARG	0,8714	0,0000	0,7149	0,0000	0,8821	0,0000	0,7019	0,0000	0,8153	0,0000
BRA	0,6079	0,0000	0,6336	0,0000	0,6240	0,0000	0,6065	0,0000	0,5845	0,0000
CHL	0,7213	0,0000	0,7332	0,0000	0,8102	0,0000	0,7663	0,0000	0,7083	0,0000
COL	0,6359	0,0000	0,6463	0,0000	0,6079	0,0000	0,6155	0,0000	0,6115	0,0000
PER	0,5223	0,0050	0,5497	0,0000	0,4301	0,0204	0,4511	0,0000	0,4264	0,0000
PRY	0,7716	0,0172	0,6545	0,0005	0,5951	0,0110	0,5120	0,0002	0,8508	0,0000
URY	0,5656	0,0011	0,6157	0,0000	0,5971	0,0000	0,5741	0,0000	0,7623	0,0000
Teste de sobreidentificação de Hansen										
Teste	Sistema 1		Sistema 2		Sistema 3		Sistema 4		Sistema 5	
Estatística	10,7917		28,0821		22,2749		40,3446		42,2562	
P-valor	0,7023		0,4601		0,3838		0,2458		0,1861	

Nota: Cada sistema utilizou um grupo diferente de instrumentos.

A Tabela A.2 mostra os conjuntos de instrumentos utilizados.

TABELA A.2

Sistemas	Instrumentos					
	$\Delta C(t-2)$	$\Delta C(t-3)$	$\Delta Y(t-2)$	$\Delta Y(t-3)$	$\Delta S(t-2)$	$\Delta S(t-3)$
Sistema 1	X		X			
Sistema 2	X	X	X	X		
Sistema 3	X		X		X	
Sistema 4	X	X	X	X	X	
Sistema 5	X	X	X	X		X

Nota: X indica o instrumento usado em cada sistema. Todos os sistemas incluíram ainda uma constante como instrumento.

ABSTRACT

The main goal of this paper is to study the applicability of the Keynesian, Permanent Income and Rational Expectations, and Mankiw and Campbell's (1989) Hybrid Model of Consumption Theory, using a panel data sample of South American countries, including Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Peru, Paraguay, and Uruguay. Due to the fact that these theories present distinct predictions, when evaluating the consumption behavior, we try to discuss which one fits better in the data. The Hybrid Model, that considers the possibility of credit constraints, was the model that had the best fit. Thus, we estimated the income share that belonged to credit constrained households in each country. Argentina and Chile were the countries that presented the largest share of credit constrained income, while Peru was the country with the smallest share of credit constrained income.

BIBLIOGRAFIA

- BANERJEE, A. Panel data unit roots and cointegration: an overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, p. 607-630, 1999.
- BUGARIN, M., ELLERY Jr., R. Liquidity constraints and the behavior of the aggregate consumption over the Brazilian business cycle. *Estudos Econômicos*, v. 32, n. 4, p. 551-576, 2002.
- CAMPBELL, J. Y. Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of permanent income hypothesis. *Econometrica*, v. 55, n. 6, p. 1.249-1.273, 1987.
- CAMPBELL, J. Y., MANKIW, G. Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence. In: OLIVIER, J. B., FISCHER, S. (orgs.). *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual*. MIT Press: Cambridge, MA, p. 185-216, 1989.
- ELLERY Jr., R., GOMES, V., SACHSIDA, A. Business cycle fluctuations in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 269-308, 2002.
- FLAVIN, M. The adjustment of consumption to changing expectations about future income. *Journal of Political Economy*, v. 89, n. 5, p. 974-1.009, 1981.
- HALL, R. E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, v. 86, p. 971-987, 1978.
- IM, K. S., PESARAM, M. H., SHIN, Y. *Testing for unit roots in heterogeneous panels*. University of Cambridge: Department of Applied Economics, 1997, mimeo.
- ISSLER, J. V., ROCHA, F. P. Consumo, restrição a liquidez e bem-estar no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 4, n. 4, p. 637-665, 2000.
- MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, v. 11, p. 601-618, 1996.
- MADDALA, G. S., WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, p. 631-652, 1999.
- REIS, E. *et alii*. Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 2, p. 233-272, 1998.
- ROMER, D. *Advanced macroeconomics*. Boston: McGraw-Hill/Irwin, 1996.

SIMONSEN, M. H., CYSNE, R. P. *Macroeconomia*. São Paulo: Atlas; Rio de Janeiro: Editora FGV, 1995.

SUMMERS, R., HESTON, A. *The Penn World Table 6.1*. Philadelphia: Center for International Comparisons at The University of Pennsylvania, 2003. Acessível em: <<http://pwt.econ.upenn.edu/>>.

(Originais recebidos em outubro de 2003. Revistos em janeiro de 2004.)

