

## TESTANDO AS RESTRIÇÕES DO MODELO INTERTEMPORAL DE CONSUMO (CCAPM) NA AMÉRICA LATINA

### *TESTING THE RESTRICTIONS OF INTERTEMPORAL THEORY OF CONSUMPTION CCAPM IN LATIN AMERICA*

**Gabriel Henrique Rodrigues da Silva**

Universidade Católica de Brasília – UCB

[gabrielsilvatri@gmail.com](mailto:gabrielsilvatri@gmail.com)

**Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez**

Universidade Católica de Brasília – UCB

[carlosenrique@ucb.br](mailto:carlosenrique@ucb.br)

#### RESUMO

Este trabalho tem como objetivo testar as implicações do consumo agregado no modelo de precificação de ativos de capital (CCAPM) para alguns países da América Latina. Usando dados trimestrais no período de 1997 a 2018, e considerando indivíduos com aversão constante ao risco em suas preferências, estimamos o modelo intertemporal através do Método Generalizado dos Momentos (MGM). Os resultados mostram que o consumidor chileno é o mais paciente, seguido por México e por último Brasil. Entretanto, o coeficiente de risco chileno excede as restrições do modelo, enquanto que para o consumidor representativo brasileiro e mexicano o coeficiente não é estatisticamente significativo.

**Palavras-chave:** Consumo, CCAPM, CRRA, GMM

#### ABSTRACT

*This paper aims to test the implications of aggregate consumption in the capital asset pricing model (CCAPM) for some Latin American countries. Using quarterly data from 1997 to 2018, and considering individuals with constant risk aversion in their preferences, we estimate the intertemporal model through the Generalized Method of Moments (MGM). The results show that the Chilean consumer is the most patient, followed by Mexico and finally Brazil. However, the Chilean risk coefficient exceeds the constraints of the model, while for the Brazilian and Mexican representative consumers the coefficient is not statistically significant.*

**Keywords:** Consumption, CCAPM, CRRA, GMM.

## 1. INTRODUÇÃO

Vários autores discorreram a respeito do consumo agregado; devido este ser um importante componente do PIB de um país. Tendo como precursor da ideia do consumo

intertemporal, Irving Fisher (1930) permitiu o avanço da teoria do consumo macroeconômico. Quando as famílias escolhem entre consumir ou poupar, elas levam em consideração questões intertemporais. Essa relação foi apresentada por Irving Fisher no ano de 1930, considerado um importante avanço para a teoria econômica, na medida em que serviram de base para formulação dos modelos de Franco Modigliani (1963) e Milton Friedman (1957). Modigliani (1963) ressaltou que a renda de cada pessoa não é constante ao decorrer do tempo, por isso, cada fase da vida apresenta uma característica diferente da relação entre consumo, renda, riqueza e poupança. O autor dessa hipótese mostra que o motivo da inconstância da renda é consequência da aposentadoria e de hábitos próprios do período da juventude. Entretanto, o consumo é constante ao longo da vida devido ao auge financeiro, pois ele contrabalança os períodos em que a renda é baixa. Observa-se então que o consumo, de acordo a Hipótese do Ciclo de Vida, é constante ao longo da vida de uma pessoa.

O modelo da Renda Permanente, elaborada por Milton Friedman e apresentado no ano de 1957, supõe que o consumo de uma família depende da renda atual e da renda esperada no futuro. Segundo Friedman (1957), o consumo sujeita-se à renda permanente que é definida pela média da renda nos dois períodos. Dado o nível de renda, as famílias escolhem e mantêm um estado de consumo estável ao longo do tempo. Uma das formas que temos de medir o bem estar é pelo nível de consumo, por isso, quanto maior o consumo maior o bem estar. Então, mesmo havendo flutuações na renda, a tendência é que se procure uma alternativa para que o consumo total não seja afetado. Como a renda tende a flutuar de ano para ano, é sugerido que as famílias utilizem os mercados de capitais para manter o consumo relativamente estável, contra uma queda da renda flutuante.

Uma importante e relevante aplicação do modelo de Renda Permanente foi feita por Hall (1978), o qual foi o primeiro a projetar as implicações das expectativas racionais para o consumo. Segundo o autor, se a conjectura da teoria da renda permanente for significativa e as pessoas possuírem expectativas racionais, o consumo deve variar de forma imprevisível ao longo do tempo. Por essa razão, esse estudo ficou conhecido como Hipótese do Passeio Aleatório; devido ao consumo futuro depender do consumo corrente mais uma variável imprevista. Apesar de buscarem manter o mesmo nível de consumo ao longo do tempo, Hall (1978) diz que tal nível se altera dado a notícias, ocasionando alterações da expectativa em relação ao futuro.

Até aqui, os modelos apresentados anteriormente tratam os consumidores como que tivessem acesso irrestrito ao crédito. John Maynard Keynes, explica o consumo de forma diferente em seu trabalho publicado no ano de 1936. Segundo ele, muitas famílias apresentavam restrição ao crédito, por isso, havia uma forte relação entre renda atual e o consumo atual. Enquanto na concepção de Hall (1978) o consumo do próximo período é explicado pelo consumo presente mais o um termo aleatório, Keynes (1936) afirma que o consumo é explicado estritamente pela renda do mesmo período. Pode-se dizer que esse fato é uma restrição de liquidez, ou seja, a família não tem capacidade de tomar crédito devido a sua renda futura.

Esse estudo apoia-se no modelo de precificação de ativos de capital baseado no consumo (CCAPM), no qual foi especificado por Robert Lucas (1978) e Douglas Breeden (1979). Esse modelo se refere as expectativas racionais que os indivíduos fazem em relação a sua renda e consumo.

Por fim, esse trabalho está dividido em mais 4 seções a seguir. Na seção 2, é apresentado a revisão da literatura, na seção 3 está exposta a metodologia utilizada. Na seção 4 são apresentados os resultados e seus cálculos utilizados para cada país. Por fim, na seção 5, as conclusões finais.

## **2. REVISÃO DE LITERATURA**

Muitos artigos têm tratado o consumo agregado no Brasil, mas poucos tem tratado para a América Latina. Gomes e Paz (2004), testaram o uso das teorias de consumo, mediante emprego de dados em painel para alguns países da América do Sul: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Peru, Paraguai e Uruguai. As teorias testadas no estudo foram a teoria da renda permanente e expectativas racionais (TRP), teoria de Keynes (TK) e o modelo híbrido (MH); esse último proposto por Campbell e Mankiw (1989). O primeiro resultado obtido por Gomes e Paz (2004) é que as séries analisadas; consumo, renda e poupança; em todos os países não são compatíveis com a teoria da renda permanente e expectativas racionais e a teoria de Keynes (1936). Além disso, todos os países, com exceção a Colômbia, estão de acordo com o modelo híbrido. Ainda, os países que possuem a maior fração da renda limitada ao crédito são Chile e Argentina; enquanto o Peru apresentou a menor.

Sobre a mesma ideia, porém focado para o Brasil; e após considerar o modelo de ciclo de vida, renda permanente e das expectativas racionais (TRP); Gomes (2004) verifica se há uma tendência estocástica no consumo brasileiro. Tal tendência, segundo Beveridge e Nelson (1981), é o próprio passeio aleatório. Ele então analisou se no consumo há um componente cíclico, pois, segundo a TRP, o consumo deve ser aleatório. Portanto, para que seja comprovada a existência do componente cíclico, a série temporal deve ser ARIMA (p,1,q). Como resultados observados por Gomes (2004), esse trabalho encontrou evidências de que há a existência da parte cíclica, contradizendo o modelo da TRP. Esse resultado implica que, segundo Campbell e Mankiw (1989), uma parcela da população exerce a regra de bolso, na qual é consumida a renda presente e não a renda permanente. A outra parcela consome de acordo com os modelos intertemporais. Ainda, segundo Gomes (2004), em torno de 80% da população brasileira são restritos ao crédito.

Continuando a ideia, Gomes (2010) comparou algumas teorias a respeito à escolha de consumo. Na primeira teoria, o consumidor segue a equação de Euler, no qual, em função da taxa de juros, é otimizado a escolha intertemporal. A segunda teoria, o consumidor possui restrição à liquidez, segundo Keynes (1936). Ainda sobre essa, Campbell e Mankiw (1989) argumentaram que o consumidor segue uma regra de bolso. Já segundo Shea (1995), o consumidor restrito ao crédito não tem acesso ao empréstimo, mas tem à poupança. Shea (1995) ainda cita que a variação simétrica entre consumo e renda indicia a suposição da miopia, enquanto que uma correlação assimétrica evidencia restrição ao crédito. Os resultados encontrados pelo autor mostraram que não foi possível diferenciar formalmente através de análise econométrica se o consumidor é míope ou restrito ao crédito. Entretanto, ele achou sinais de que houve períodos de suavizações do consumo ao longo do intervalo de tempo pesquisado. Isso quer dizer que, segundo Gomes (2010), a suavização de forma não constante é causada pela restrição ao crédito.

Usando outra metodologia, Gomes (2011) objetivou confrontar a teoria keynesiana às teorias temporais. Então, foi averiguado a relevância da renda corrente em relação ao consumo. Inicialmente, foi estimado uma regressão entre consumo real per capita e PIB real per capita por MQO e foi observado em um gráfico de dispersão uma relação positiva. Além disso, foi percebido que a partir de um certo nível do PIB per capita, houve um aumento de dispersão dos pontos. Os resultados demonstram que a poupança foi usada em alguns períodos para suavizar o consumo em decorrência da queda

da renda. Em outros períodos, houve a preferência por poupar mesmo ocorrendo um aumento da renda. Portanto, há indícios que os indivíduos não são míopes.

Recentemente, Lopes (2017) abordou os modelos econômicos em seu trabalho a fim de testar a melhor hipótese que pudesse explicar de forma conveniente o consumo agregado. Elaborado por Brock et al. (1996), Lopes (2017) utilizou o teste BDS, o qual buscou avaliar se a série temporal é um processo independente e identicamente distribuído (IID). Ele também explorou a conexão entre a renda corrente e consumo através do teste mecanismo de correção do erro (MCE), desenvolvido por Engle e Granger (1987). De acordo com o primeiro teste realizado por Lopes (2017), a hipótese da renda permanente não foi aceita, pois a primeira diferença dos resíduos do consumo não apresentava comportamento estocástico. Por essa razão, ele utilizou o teste MCE usando dados entre 1947 e 2012, confirmando a hipótese de cointegração entre as variáveis e a rejeição da TRP.

Seguindo o objetivo da busca pela evidência das teorias sobre o consumo, Costa e Carrasco (2015) investigaram se há no Brasil um comportamento otimizador nas escolhas intertemporais. Utilizando dados trimestrais de 1995 a 2011, Costa e Carrasco (2015) utilizaram séries do consumo real per capita, PIB real per capita, retorno bruto real de ativos de risco e de ativos sem risco. Assim como considerado por Weber (2002), eles aplicaram o método generalizado de momentos (MGM); porém no modelo de precificação de ativos baseados no consumo (CCAPM). Nesse modelo, além de empregar a taxa básica de juros da economia, também aplicaram outras taxas de outros ativos. Portanto, com o intuito de apresentar uma nova metodologia aplicada ao comportamento do consumidor, os autores concluíram que a maior parte da população brasileira consome segundo a teoria keynesiana. Enquanto que, a menor parte das pessoas consome de forma a otimizar sua utilidade em cada etapa. Nesse sentido, a hipótese da renda permanente foi afastada, conforme Costa e Carrasco (2015).

Este trabalho segue a abordagem de Costa e Carrasco (2015) e tem como objetivo testar as implicações do modelo consumo agregado baseados no modelo de precificação de ativos de capital (CCAPM) para os países Brasil, Chile e México.

### 3. METODOLOGIA

O Modelo de Precificação de Ativos de Capital com base no consumo (CCAPM), estabelecido por Robert Lucas (1978) e Douglas Breeden (1979), preconiza que, para que seja assegurado um plano de consumo no futuro, o consumidor acumula ativos. Por consequência a tal relação entre retornos financeiros e consumo agregado, estes agentes econômicos enfrentam o seguinte problema de maximização:

$$\max_{\{C_{t+s}, \theta_{t+s+1}\}_{s=0}^{\infty}} U_t(\cdot) \quad s. t. \begin{cases} C_t + \theta_{t+1}P_t = \theta_t P_t + \theta_t d_t + Y_t \\ C_t, \theta_{t+1} \geq 0 \\ e \theta_0 \text{ é exógeno} \end{cases} \quad (1)$$

$U_t(\cdot)$  é a utilidade do consumidor no presente (período  $t$ );  $C$  é o consumo real agregado no futuro que, segundo a teoria de otimização, este consumidor realiza;  $\theta_t$  é um vetor de  $N$  ativos;  $P_t$  é o preço desses ativos de cada período; e  $d_t$  são os dividendos dos respectivos ativos. Além disso, o consumidor arrecada uma renda ( $Y_t$ ), variável do problema do consumidor, em cada período. Por isso, para resolver tal problema é usada a equação de Euler:  $U_t = E_t[\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s u(C_{t+s})]$ , ficando:

$$P_{j,t} = E_t \left[ \beta \frac{\partial u_{t+1}/\partial C_{t+1}}{\partial u_t/\partial C_t} (P_{j,t+1} + d_{j,t+1}) \right] \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, N \text{ e } \forall t. \quad (2)$$

Na qual  $U_t(\cdot)$  é a utilidade da função;  $\beta$  é o coeficiente da taxa de desconto intertemporal e  $j$  representa cada ativo usado. Logo:

$$\beta \frac{\partial u_{t+1}/\partial C_{t+1}}{\partial u_t/\partial C_t}.$$

É o fator de desconto estocástico do  $t+1$ . Então, dividindo os dois lados da equação 2 por  $P_{j,t}$ , resulta em:

$$1 = E_t \left[ \beta \frac{\partial u_{t+1}/\partial C_{t+1}}{\partial u_t/\partial C_t} R_{j,t+1} \right] \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, N \text{ e } \forall t. \quad (3)$$

Dividindo o  $(P_{j,t+1} + d_{j,t+1})$  por  $P_{j,t}$ , resulta em  $R_{j,t+1}$ , sendo a taxa de retorno do ativo  $j$  no futuro.

Utiliza-se então um modelo de função de utilidade, assim como utilizado por Costa e Carrasco (2015): *The Constant Relative Risk Aversion Preferences* (CRRA). Neste modelo, a função da utilidade é definida como:

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}, \quad (4)$$

e a função de utilidade  $U_t$ , é:

$$U_t = E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s u(C_{t+s}) \right] = E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left\{ \frac{C_{t+s}^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \right\} \right]. \quad (5)$$

Sendo  $\gamma$ , o coeficiente relativo a aversão ao risco e  $\psi = 1/\gamma$ , a elasticidade de substituição intertemporal do consumo. Então, na equação de Euler, utilizando a utilidade CRRA, obtêm-se a equação:

$$1 = E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} R_{j,t+1} \right] \text{ para } j = 1, 2, \dots, N; \forall t. \quad (6)$$

Dessa maneira, utilizando o MGM, são estabelecidas os parâmetros  $\beta$  e  $\gamma$ , segundo a função de utilidade CRRA; para o Brasil, Chile e México. Para implementar o Método Generalizado de Momentos (MGM) é preciso selecionar um grupo de instrumentos para a estimação de cada país. Para que sejam identificados os parâmetros de interesse, é necessário que se tenha pelo menos o mesmo número de condições de ortogonalidade como o número de parâmetros. Para verificar a robustez dos resultados, são usadas diferentes procedimentos assim como apresentados em Andrews (1991), representada pela sigla ASI; Newey e West (1987) fixo, NWFSI; e Newey e West (1994) variável, NWVSI.

## 4. RESULTADOS

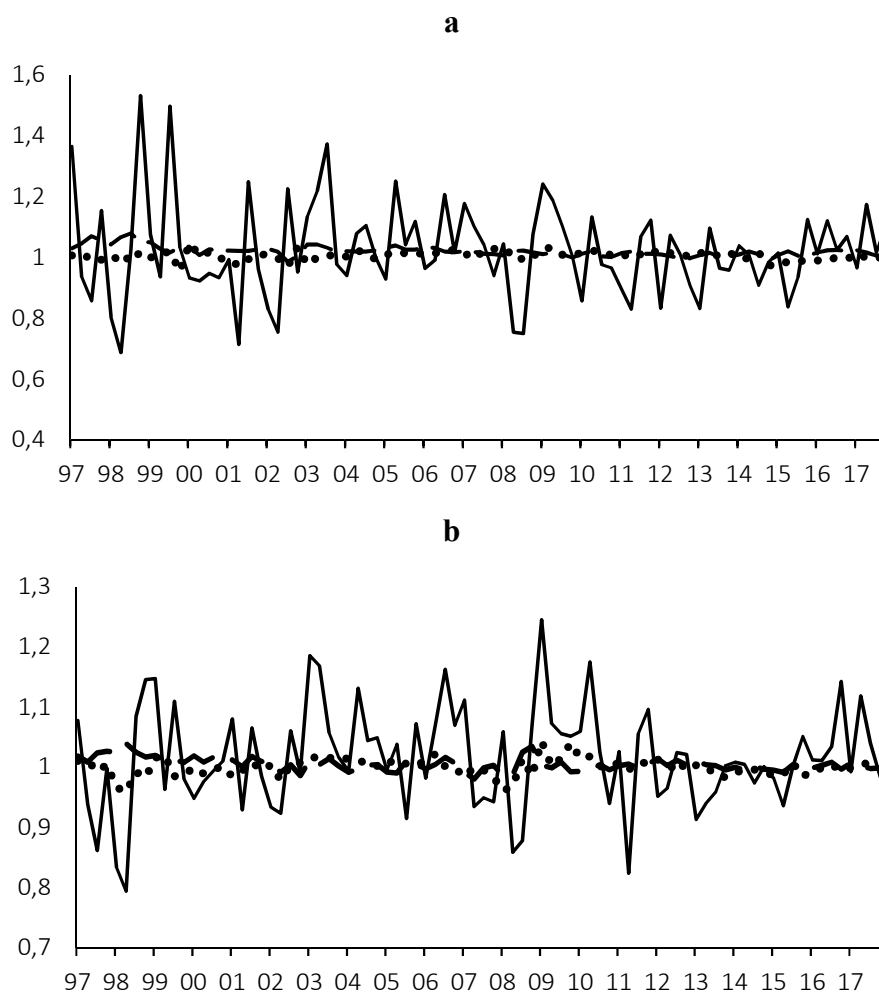
### 4.1 Dados

Os dados usados neste trabalho são de frequência trimestral correspondente ao segundo trimestre de 1997 ao primeiro trimestre de 2018. Os dados para o Brasil foram extraídas no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a série de consumo final das famílias do Banco Central do Brasil (Bacen), a série da taxa interbancária (SELIC) e índice IBOVESPA do Yahoo *Finance*. Para o Chile, tanto a série de consumo final das famílias quanto a taxa de juros interbancária (TIB) da economia foram retiradas do próprio Banco Central chileno; enquanto o índice IGPA.SN, principal índice de avaliação da bolsa de valores de Santiago, do Yahoo *Finance*. Por fim, a série de consumo final das famílias mexicanas foram retirados do *Instituto Nacional de Estadística y*

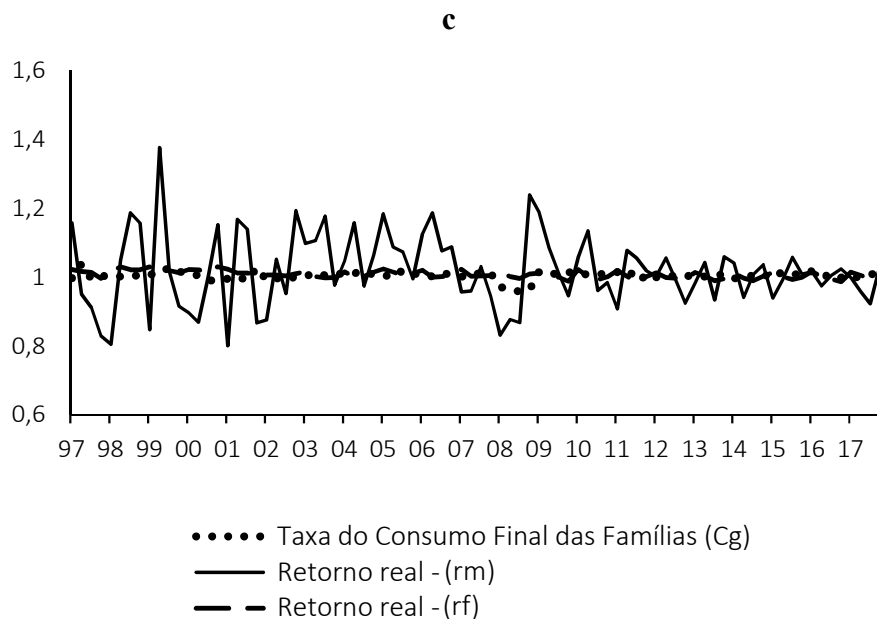
*Geografia*(INEGI), assim como a taxa de juros interbancária do país (TIIE); e o índice da principal bolsa de valores, MXX, do Yahoo *Finance*.

A respeito da série de consumo dos três países, foram constatadas sazonalidade que foi eliminamos por meio do método *Census X-12*. Além disso, as séries foram deflacionadas pelos seus respectivos e principais índices de preço ao consumidor. Já para as três taxas de juros interbancárias e os índices das bolsas de valores, foram calculados os retornos reais brutos; sendo, respectivamente, o primeiro uma *proxy* de um ativo livre de risco (*rf*) e o segundo uma *proxy* de um ativo com risco (*rm*). A figura 1 mostra as séries de consumo, taxa livre de risco e ativo arriscado para os três países.

**Figura 1.** O painel “a” representa os dados referentes ao Brasil, o painel “b” ao Chile e o painel “c” os dados do México.







#### 4.2 Resultados das estimativas

Os resultados as estimativas dos modelos de consumo através da equação de Euler utilizando a função de utilidade CRRA, são apresentados na tabela 1,2 e 3. Além disso, utiliza-se também o TJ-Teste, proposto por Hansen e Singleton (1982), para validar a conjuntura do modelo e dos instrumentos utilizados para cada país.

Os resultados das estimativas para o Brasil são apresentados na tabela 1. Os testes TJ mostram a validade dos instrumentos ao nível de significância de 5%. O parâmetro do coeficiente da taxa de desconto intertemporal é significativo a nível de 5% para todos os instrumentos. Além disso, os coeficientes apresentaram um intervalo de 0.9817 a 0.9921; com a mediana igual a 0.9873.

As estimações para o coeficiente relativo de aversão ao risco brasileiro na tabela 1, demonstraram resultados estatisticamente iguais a zero. Os coeficientes variaram entre 0.0571 a 1.7279; com mediana igual a 0.9353.

Para o Chile, os resultados do TJ-teste apresentados na tabela 2 mostram que a equação de Euler é estatisticamente significativa a níveis 5% para a maioria dos instrumentos. O coeficiente da taxa de desconto intertemporal apresenta significância a nível de 5% para todos os instrumentos. Além disso, resultaram entre 0.9964 a 0.9969; apresentando dentre os resultados a mediana 0.9969. O coeficiente relativo de aversão ao risco chileno na tabela 2, demonstrou resultado estatisticamente igual a zero na maioria

dos instrumentos. Entretanto, para cerca da terceira parte dos instrumentos o coeficiente de aversão relativa ao risco é estatisticamente significativo.

Analisando o resultado na tabela 3 para o México, assim como para o Brasil e Chile, o TJ-teste valida a equação de Euler, sendo esta estatisticamente significativa a nível de 5% em todos os instrumentos. Todas as estimações do coeficiente de desconto intertemporal são significativas a nível de 5%. Por fim, os resultados foram entre 0.9921 a 0.9942; no qual a mediana foi 0.9931.

Os resultados para o coeficiente de aversão na tabela 3 mostraram que são estatisticamente iguais a zero para todos os instrumentos utilizados, assim como para o Brasil. Além do mais, o gamma variou entre 0.0251 a 0.3171; ao passo que a mediana é igual a 0.0637.

Para fins comparativos, analisando a tabela 4, observa-se a mediana de cada coeficiente dos países; assim como é observado por Issler e Piqueira (2000) e Costa e Carrasco (2015). Comparando  $\beta$ , o Chile apresentou a maior mediana entre os três, com 0.9969. Logo em seguida México, com 0.9931; e o Brasil com uma diferença maior, 0.9873. Observando a equação 9, significa que o Chile é mais paciente para consumir dada as variações das taxas de retornos de ativos financeiros. Vale dizer também que os chilenos são mais dispostos a substituir consumo entre períodos.

**Tabela 1** – Parâmetros MGM estimados para o Brasil.
$$E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} R_{j,t+1} \right] - 1 \text{ para } j = \{R_f, R_m\}$$

Instrumento	ASI			NWFSI			NWVSI		
	$\beta$	$\gamma$	T x J (P-valor)	$\beta$	$\gamma$	T x J (P-valor)	$\beta$	$\gamma$	T x J (P-valor)
[ $cg_t$ ; $cg_{t-1}$ ]	0.9786*** (0.0041)	-0.5112 (0.5303)	0.3292	0.9800*** (0.0036)	-0.3819 (0.4429)	0.3284	0.9780*** (0.0039)	-0.5672 (0.5249)	0.3497
[ $cg_t$ ; $cg_{t-3}$ ]	0.9760*** (0.0054)	-0.9938 (0.8360)	0.2869	0.9771*** (0.0050)	-0.9441 (0.7442)	0.3006	0.9762*** (0.0054)	-0.9876 (0.8273)	0.2847
[ $cg_t$ ; $Rm_t$ ]	0.9864*** (0.0070)	0.8153 (1.0620)	0.2638	0.9874*** (0.0066)	0.9659 (0.9119)	0.2513	0.9871*** (0.0073)	0.9046 (1.1195)	0.2480
[ $Rm_t$ ; $cg_{t-2}$ ]	0.9775*** (0.0058)	-0.7235 (0.7691)	0.2175	0.9799*** (0.0056)	-0.3818 (0.7178)	0.0943	0.9775*** (0.0058)	-0.7279 (0.7688)	0.2168
[ $Rm_t$ ; $Rm_{t-1}$ ]	0.9853*** (0.0068)	0.6468 (1.0381)	0.1440	0.9862*** (0.0060)	0.7183 (0.8408)	0.1405	0.9855*** (0.0070)	0.6555 (1.0659)	0.1267
[ $Rm_t$ ; $Rm_{t-2}$ ]	0.9867*** (0.0066)	0.7986 (1.0235)	0.2415	0.9904*** (0.0069)	1.3437 (1.0314)	0.1798	0.9912*** (0.0074)	1.4780 (1.1592)	0.1914
[ $Rm_t$ ; $Rf_{t-1}$ ]	0.9918*** (0.0073)	1.5381 (1.1752)	0.0868	0.9886*** (0.0051)	1.0607 (0.7178)	0.1173	0.9899*** (0.0063)	1.2891 (0.9572)	0.1104
[ $Rm_t$ ; $Rf_{t-2}$ ]	0.9921*** (0.0079)	1.6631 (1.2852)	0.1525	0.9906*** (0.0070)	1.5235 (1.0056)	0.2028	0.9917*** (0.0082)	1.7279 (1.2423)	0.1900
[ $cg_{t-1}$ ; $Rm_{t-1}$ ]	0.9787*** (0.0039)	-0.5101 (0.5280)	0.1039	0.9778*** (0.0043)	-0.6536 (0.5240)	0.0778	0.9798*** (0.0032)	-0.2780 (0.4860)	0.1636
[ $cg_{t-1}$ ; $Rm_{t-3}$ ]	0.9794*** (0.0032)	-0.2984 (0.2981)	0.2119	0.9801*** (0.0036)	-0.2867 (0.2459)	0.1512	0.9794*** (0.0033)	-0.3043 (0.2919)	0.1998
[ $Rm_t$ ; $Rm_{t-3}$ ]	0.9817*** (0.0031)	0.0571 (0.3497)	0.2415	0.9831*** (0.0032)	0.2049 (0.3078)	0.1753	0.9819*** (0.0031)	0.0694 (0.3434)	0.2385
Média	0.9877	0.97							
Mediana	0.9873	0.935							

Notas: (1) Todos os instrumentos contêm constante. (2) \*, \*\*, \*\*\* representa, respectivamente, a significância dos parâmetros pelo teste-t a níveis de 10%, 5% e 1%. (3) Os valores entre parênteses correspondem ao erro padrão. (4)  $cg_t = cg_{t+1}/cg_t$  é a taxa de variação do consumo,  $Rm$  é o retorno real bruto do ativo com risco e  $Rf$  é o retorno real bruto do ativo livre de risco. (5) A média e a mediana são calculadas a partir dos instrumentos nos quais o parâmetro  $\gamma$  é positivo.

**Tabela 2** – Parâmetros MGM estimados para o Chile.
$$E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} R_{j,t+1} \right] - 1 \text{ para } j = \{R_f, R_m\}$$

Instrumento	ASI			NWFSI			NWVSI		
	$\beta$	$\gamma$	T x J (P-valor)	$\beta$	$\gamma$	T x J (P-valor)	$\beta$	$\gamma$	T x J (P-valor)
$[cg_t; Rm_t; Rm_{t-1}]$	0.9963*** (0.0012)	-0.0897 (0.2223)	0.0508	0.9961*** (0.0013)	-0.0560 (0.2070)	0.0614	0.9964*** (0.0012)	-0.1735 (0.2314)	0.0258
$[cg_{t-1}; Rm_t; Rm_{t-1}]$	0.9972*** (0.0013)	-0.3422 (0.2337)	0.0533	0.9971*** (0.0013)	-0.3147 (0.2215)	0.0591	0.9973*** (0.0013)	-0.3712 (0.2501)	0.0428
$[Rf_{t-2}; Rf_{t-3}; Rm_{t-2}; Rm_{t-1}]$	0.9972*** (0.0028)	-1.9470 (1.2070)	0.1815	0.9972*** (0.0028)	-1.9515 (1.2256)	0.1782	0.9971*** (0.0027)	-1.9114* (1.1390)	0.1760
$[Rm_{t-1}; cg_{t-1}]$	0.9965*** (0.0016)	-0.5449** (0.2562)	0.0644	0.9965*** (0.0016)	-0.5569** (0.2500)	0.0656	0.9964*** (0.0015)	-0.5228* (0.2654)	0.0611
$[Rf_{t-1}; cg_{t-1}]$	0.9969*** (0.0021)	- 1.1785*** (0.3375)	0.0676	0.9969*** (0.0021)	- 1.1825*** (0.3378)	0.0681	0.9969*** (0.0021)	- 1.1826*** (0.3378)	0.0681
$[Rf_{t-1}; Rf_{t-2}; cg_{t-2}; Rm_t; Rm_{t-1}]$	0.9968*** (0.0018)	- 1.1719*** (0.3912)	0.0917	0.9968*** (0.0018)	- 1.1811*** (0.3938)	0.0921	0.9968*** (0.0018)	- 1.1811*** (0.3938)	0.0921
	0.9963*** (0.0012)	-0.0897 (0.2223)	0.0508	0.9961*** (0.0013)	-0.0560 (0.2070)	0.0614	0.9964*** (0.0012)	-0.1735 (0.2314)	0.0258
$[Rm_t; Rm_{t-1}; cg_t; cg_{t-1}]$	0.9968*** (0.0011)	-0.1457 (0.2098)	0.0890	0.9967*** (0.0011)	-0.0906 (0.1950)	0.1048	0.9969*** (0.0011)	-0.2107 (0.2220)	0.0451
$[Rm_t; cg_{t-1}; cg_{t-2}]$	0.9969*** (0.0012)	-0.2573 (0.2683)	0.0669	0.9968*** (0.0011)	-0.1850 (0.2464)	0.0751	0.9971*** (0.0012)	-0.3364 (0.2918)	0.0574
$[Rm_t; Rm_{t-1}; cg_{t-2}]$	0.9969*** (0.0012)	-0.2481 (0.2398)	0.0516	0.9967*** (0.0012)	-0.2188 (0.2234)	0.0610	0.9970*** (0.0012)	-0.2796 (0.2563)	0.0402
Média	0.9968	-1.022							
Mediana	0.9969	-1.1798							

Notas: (1) Todos os instrumentos contêm constante. (2) \*, \*\*, \*\*\* representa, respectivamente, a significância dos parâmetros pelo teste-t a níveis de 10%, 5% e 1%. (3) Os valores entre parênteses correspondem ao erro padrão. (4)  $cg_t = cg_{t+1}/cg_t$  é a taxa de variação do consumo,  $Rm$  é o retorno real bruto do ativo com risco e  $Rf$  é o retorno real bruto do ativo livre de risco. (5) A média e a mediana são calculadas a partir dos modelos nos quais o parâmetro  $\gamma$  é estatisticamente significativa a 5%.

**Tabela 3** – Parâmetros MGM estimados para o México.
$$E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} R_{j,t+1} \right] - 1 \text{ para } j = \{R_f, R_m\}$$

Instrumento	ASI			NWFSI			NWVSI		
	$\beta$	$\gamma$	T x J (P-valor)	$\beta$	$\gamma$	T x J (P-valor)	$\beta$	$\gamma$	T x J (P-valor)
[ $cg_t; cg_{t-1}$ ]	0.9930*** (0.0014)	0.1098 (0.1455)	0.1444	0.9931*** (0.0016)	0.1217 (0.1493)	0.1562	0.9931*** (0.0015)	0.1239 (0.1538)	0.1511
[ $cg_t; Rm_t$ ]	0.9925*** (0.0014)	0.0556 (0.1281)	0.0987	0.9926*** (0.0016)	0.0586 (0.1336)	0.1147	0.9925*** (0.0015)	0.0635 (0.1340)	0.1050
[ $cg_t; cg_{t-1}; Rm_t$ ]	0.9926*** (0.0013)	0.0490 (0.1280)	0.2235	0.9926*** (0.0015)	0.0397 (0.1335)	0.2663	0.9926*** (0.0014)	0.0494 (0.1342)	0.2406
[ $Rm_t; Rm_{t-1}; cg_t$ ]	0.9927*** (0.0013)	0.0557 (0.1252)	0.2152	0.9931*** (0.0014)	0.0794 (0.1247)	0.1846	0.9931*** (0.0014)	0.0794 (0.1247)	0.1846
[ $cg_{t-1}; Rm_{t-1}$ ]	0.9931*** (0.0015)	0.0475 (0.2376)	0.0968	0.9936*** (0.0017)	0.0534 (0.2581)	0.0743	0.9933*** (0.0016)	0.0638 (0.2500)	0.0842
[ $Rm_t; Rm_{t-1}$ ]	0.9920*** (0.0017)	-0.0534 (0.2252)	0.1007	0.9923*** (0.0019)	-0.0083 (0.2006)	0.0789	0.9923*** (0.0019)	-0.0083 (0.2006)	0.0789
[ $Rm_t; Rm_{t-2}$ ]	0.9922*** (0.0017)	0.0251 (0.2222)	0.0820	0.9921*** (0.0019)	0.0266 (0.1931)	0.0955	0.9922*** (0.0018)	0.0514 (0.2034)	0.0824
[ $Rm_t; Rf_{t-1}$ ]	0.9927*** (0.0017)	-0.0784 (0.2597)	0.0552	0.9937*** (0.0013)	-0.0174 (0.2079)	0.0587	0.9937*** (0.0013)	-0.0174 (0.2079)	0.0587
[ $cg_{t-1}; Rf_{t-1}$ ]	0.9939*** (0.0018)	0.2907 (0.3976)	0.1374	0.9941*** (0.0017)	0.3091 (0.3881)	0.1286	0.9941*** (0.0018)	0.3172 (0.4029)	0.1334
[ $Rf_{t-1}; Rm_{t-1}$ ]	0.9924*** (0.0020)	-0.1351 (0.3407)	0.1341	0.9926*** (0.0020)	-0.2082 (0.3531)	0.1211	0.9926*** (0.0020)	-0.2082 (0.3531)	0.1211
[ $cg; Rm_t; Rm_{t-3}$ ]	0.9931*** (0.0013)	0.0671 (0.1245)	0.1064	0.9939*** (0.0013)	0.1036 (0.1193)	0.1532	0.9939*** (0.0013)	0.1036 (0.1193)	0.1532
Média	0.9931	0.0977							
Mediana	0.9931	0.0637							

Notas: (1) Todos os instrumentos contêm constante. (2) \*, \*\*, \*\*\* representa, respectivamente, a significância dos parâmetros pelo teste-t a níveis de 10%, 5% e 1%. (3) Os valores entre parênteses correspondem ao erro padrão. (4)  $cg_t = cg_{t+1}/cg_t$  é a taxa de variação do consumo,  $Rm$  é o retorno real bruto do ativo com risco e  $Rf$  é o retorno real bruto do ativo livre de risco. (5) A média e a mediana são calculadas a partir dos instrumentos nos quais o parâmetro  $\gamma$  é positivo.

Agora contrapondo os resultados de  $\gamma$ , Chile apresentou a menor mediana: -1.18; contra 0.0637 do México e 0.9353 do Brasil. Quanto maior o coeficiente de aversão ao

risco, menos propenso ao risco o consumidor é, ou seja, menor a sensibilidade do consumo em relação aos ativos financeiros.

**Tabela 4** – Comparação dos resultados entre os países.

	Brasil		Chile		México	
	$\beta$	$\gamma$	$\beta$	$\gamma$	$\beta$	$\gamma$
Média	0.9877	0.97	0.9968	-1.022	0.9931	0.0977
Mediana	0.9873	0.9353	0.9969	-1.1798	0.9931	0.0637

## 5. CONCLUSÕES

Este trabalho tem como objetivo testar o comportamento do consumidor está de acordo com o modelo CCAPM para três das maiores econômicas da América Latina, Brasil, Chile e México. Por meio da equação de Euler e a estimação dos parâmetros foram testadas as hipóteses do modelo intertemporal. Consideramos que os indivíduos têm preferências com aversão constante ao risco. Os resultados encontrados foram os seguintes:

1. A taxa de desconto intertemporal,  $\beta$ , é estatisticamente significativa ao modelo para os três países latinos observados. Os chilenos são os consumidores mais pacientes, ou seja, maior é a disposição deles de substituir o consumo entre períodos. Os mexicanos vêm em segundo lugar, seguidos pelos brasileiros.
2. Em relação ao coeficiente de aversão relativa ao risco devido  $\gamma$  observamos que na maioria dos casos não são estatisticamente significativos. Apesar de apresentar três instrumentos significativos ao Chile, nos outros casos são negativos, porém estatisticamente igual a zero.
3. A função de utilidade *Constant Relative Risk Aversion Preferences* (CRRA) não se adequa aos dados trimestrais para os Brasil, Chile e México.

Extensões que seriam positivas a este trabalho e ao desenvolvimento desse assunto seria aplicar outras funções de utilidade ao modelo CCAPM, como a função de Hábitos Externos ou Kreps-Porteus. Além disso, utilizar uma frequência anual dos dados.

## REFERÊNCIAS

ANDREWS, D. Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariant Matrix Estimation. **Econometrica**, v. 59, n. 3, p. 817-858, 1991.

ANDO, A.; MODIGLIANI, F. The “life cycle” hypothesis of saving: aggregate implications and tests. **The American Economic Review**, v. 53, n. 1, p. 55-84, 1963.

BEVERIDGE, Stephen; NELSON, Charles R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the ‘business cycle’. **Journal of Monetary economics**, v. 7, n. 2, p. 151-174, 1981.

BREEDEN, Douglas T. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. **Journal of Financial Economics**, v. 7, n. 3, p. 256–296, 1979.

CAMPBELL, John Y.; MANKIW, N. Gregory. Consumption, income, and interest rates: Reinterpreting the time series evidence. **NBER macroeconomics annual**, v. 4, p. 185-216, 1989.

COSTA, Marcos Gesteira; CARRASCO, Carlos Enrique Gutierrez. Testing the Optimality of Consumption Decisions of the Representative Household: Evidence from Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 69, n. 3, p. 373-387, set. 2015.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 251-276, 1987.

FISHER, Irving. The Theory of Interest. London: Macmillan, 1930.

FRIEDMAN, M. A Theory of the Consumption Function. Princeton, NJ: **Princeton University Press**, 1957.

GOMES, Fábio Augusto Reis; PAZ, Lourenço Senne. Especificações para a função consumo: Testes para países da América do Sul. **Pesquisa e Planejamento Econômico - Ppe**, v. 34, n. 1, p.39-56, abr. 2004.

GOMES, Fábio Augusto Reis. Consumo no Brasil: teoria da renda permanente, formação de hábito e restrição à liquidez. **Rev. Bras. Econ.**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 3, p. 381-402, set. 2004.

GOMES, Fábio Augusto Reis. Consumo no Brasil: comportamento otimizador, restrição de crédito ou miopia?. **Rev. Bras. Econ.**, Rio de Janeiro, v. 64, n. 3, p. 261-275, set. 2010.

GOMES, Fábio Augusto Reis. Evolução do consumo no Brasil: da teoria à evidência empírica. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 7, n. 3, set. 2011.

HALL, R. Stochastic implications of the life-cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and evidence. **Journal of Political Economy**, v. 86, n. 6, p. 971-987, 1978.

HANSEN, L. P.; SINGLETON, K. J. Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. **Econometrica**, v. 50, n. 5, p. 1269–1286, 1982.

ISSLER, J. V.; PIQUEIRA, N. S. Estimating Relative Risk Aversion, the Discount Rate, and the Intertemporal Elasticity of Substitution in Consumption for Brazil Using Three Types of Utility Function. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 2, p. 201-239, nov. 2000.

KEYNES, J. M. The general theory of employment, interest and money. Londres: **MacMillan Cambridge University Press**, 1936.

LOPES, Luckas Sabioni. Testando teorias para o consumo agregado no Brasil. **Nova Economia**, v. 27, n. 1, p.209-240, abr. 2017.

LUCAS JR., R. E. Asset pricing in an exchange economy. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1429-45, 1978.

MANKIW, N. Gregory. **Macroeconomia**. Tradução de Ana Beatriz Rodrigues. 8ª. ed. Rio de Janeiro: LTC Editora Ltda., 2015, p. 328-344.

NEWAY, Whitney K.; WEST, Kenneth D. Hypothesis testing with efficient method of moments estimation. **International Economic Review**, p. 777-787, 1987.

NEWAY, Whitney K.; WEST, Kenneth D. Automatic lag selection in covariance matrix estimation. **The Review of Economic Studies**, v. 61, n. 4, p. 631-653, 1994.

SACHS, Jeffrey D.; LARRAIN, Felipe B. **Macroeconomics for Global Economy**. Tradução de Sara R. Gedanke. Edição Revisada e Atualizada. [S.I.]: Pearson Makron Books, 2000, p. 92-115.

SHEA, J. Myopia, liquidity constraints, and aggregate consumption: A simple test. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 27, n. 3, p. 798-805, 1995.)