

# Custo de Bem-Estar da Incerteza Macroeconômica na América Latina\*

GABRIEL T. COUTO<sup>†</sup>

FÁBIO A. R. GOMES<sup>‡</sup>

**Sumário:** 1. Introdução; 2. Custo das flutuações econômicas; 3. Dados; 4. Propriedades estatísticas do consumo; 5. Resultados; 6. Considerações finais.

**Palavras-chave:** Bem-Estar, Incerteza Macroeconômica, Aversão ao Risco, América Latina.

**Códigos JEL:** C26, D91, E21.

Uma vez que os consumidores são avessos ao risco, mudanças inesperadas na trajetória do consumo geram perdas de bem-estar, o que torna relevante o cálculo dos custos associados à incerteza macroeconômica para quaisquer países. No entanto, há na literatura um foco em países desenvolvidos, a despeito de os países em desenvolvimento apresentarem maior volatilidade de renda e de consumo. Por esta razão, este artigo investiga os custos de bem-estar da incerteza macroeconômica em uma amostra composta por 17 países da América Latina. Ao estimar processos estocásticos de consumo específicos para cada um desses países, os resultados apontam que o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica é consideravelmente maior nos países da América Latina do que nos Estados Unidos. Isto sugere que os países desse bloco poderiam ter ganhos de bem-estar substanciais se fossem implementadas políticas econômicas capazes de mitigar tais incertezas. Entretanto, isto não implica que as políticas econômicas vigentes devam ser intensificadas, pois, caso estas políticas sejam inapropriadas, é possível que custo de bem-estar da incerteza seja amplificado.

*Since consumers are risk averse, unexpected changes in the consumption path lead to welfare losses, which makes the calculation of the costs associated with macroeconomic uncertainty for any countries important. However, there is a focus on developed countries in the literature, despite the fact that developing countries show greater volatility of income and consumption. For this reason, this article investigates the welfare costs of macroeconomic uncertainty in a sample composed of 17 Latin American countries. When estimating specific stochastic consumption processes for each of these countries, the results indicate that the welfare cost of macroeconomic uncertainty is considerably higher in Latin America than in the United States. This suggests that countries in this block could have substantial welfare gains if economic policies were implemented to mitigate such uncertainties. However, this does not imply that existing economic policies should be intensified, because if these policies turn out to be inappropriate, the welfare cost of uncertainty can be amplified.*

---

\*Os autores agradecem Carlos Saiani, Cleomar Gomes, Jefferson Bertolai, Luciano Nakabashi e aos pareceristas anônimos pelos comentários e sugestões. Fábio Gomes agradece ao CNPq pelo financiamento parcial desta pesquisa.

<sup>†</sup>Faculdade de Economia Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP). Avenida dos Bandeirantes 3900, Monte Alegre, Ribeirão Preto, SP, Brasil. CEP 14040-905. Email: [gabriel.couto@usp.br](mailto:gabriel.couto@usp.br)

<sup>‡</sup>FEA-RP/USP. Email: [fabiogomes@fearp.usp.br](mailto:fabiogomes@fearp.usp.br)



## 1. INTRODUÇÃO

Uma vez que os consumidores são avessos ao risco, choques (inesperados) que afetam a trajetória do consumo causam perda de bem-estar, o que significa que os formuladores de políticas econômicas deveriam se preocupar com as flutuações econômicas. No entanto, isso não implica que as políticas contracíclicas em vigor devam ser necessariamente intensificadas ou que novas políticas dessa natureza devam ser estabelecidas. Para avaliar tais questões é imperativo estimar o custo de bem-estar devido aos ciclos econômicos. Se tais custos são diminutos, não seria ótimo intensificar as políticas contracíclicas, especialmente quando há custos para implementá-las.

Em um trabalho seminal, Lucas (1987) investiga os custos das flutuações econômicas para o caso norte-americano por meio de um arcabouço composto pelas seguintes hipóteses: i) as preferências da sociedade podem ser representadas pela função de bem-estar de um consumidor representativo; ii) este consumidor tem preferências representadas pela função utilidade CRRA, sendo dependente apenas da sequência de consumo;<sup>1</sup> iii) o consumo é descrito por um processo estocástico composto por uma tendência linear e choques cuja distribuição é Normal, não havendo correlação serial. Assim, assumindo-se que a aversão relativa ao risco é igual a 1, Lucas conclui que tal consumidor sacrificaria no máximo um décimo de um por cento do seu nível de consumo, ao longo de toda vida, para eliminar toda a incerteza macroeconômica.

O processo estocástico assumido por Lucas (1987) implica que os choques que afetam o consumo são transitórios, não havendo qualquer persistência no processo de consumo. Além disso, como há apenas este tipo de choque, eliminá-los implica que toda incerteza macroeconômica é expurgada da série de consumo. Por esta razão, em conformidade com Guillén, Issler & Franco-Neto (2014), usamos o termo custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, ao invés da expressão usual custo de bem-estar dos ciclos econômicos. Como as políticas econômicas não são capazes de mitigar todos os choques que afetam a economia, o método proposto por Lucas (1987) pode ser visto como uma abordagem que estima o limite superior dos ganhos de bem-estar de tais políticas (Krusell & Smith, 1999). De todo modo, os custos de bem-estar ínfimos obtidos por Lucas (1987) subsidiariam a conclusão de que o governo não deveria elaborar políticas adicionais para reduzir à incerteza associada aos ciclos de negócios. No entanto, trabalhos subsequentes levantam dúvidas sobre as hipóteses que sustentam os resultados de Lucas (1987). Em particular, questiona-se a adoção da utilidade CRRA e a caracterização do consumo como um processo estacionário em torno de uma tendência linear.

Obstfeld (1994) adota especificações alternativas tanto para as preferências do consumidor representativo quanto para o processo estocástico do consumo. Em particular, o autor investiga o caso no qual as preferências do consumidor são recursivas, a la Epstein & Zin (1989) e Weil (1990), e o consumo é descrito por um passeio aleatório.<sup>2</sup> Segundo Pemberton (1996), preferências recursivas exibem aversão ao risco de primeira-ordem e isso pode acarretar elevados custos de bem-estar das flutuações econômicas. Ademais, um passeio aleatório é um processo integrado de ordem um, sendo composto por choques permanentes, ao invés de choques transitórios. Não por acaso, Obstfeld (1994) encontra custos de bem-estar superiores àqueles identificados por Lucas (1987). Dolmas (1998), Otrok (2001) e Tallarini (2000) também adotam preferências recursivas, identificando custos de bem-estar da incerteza macroeconômica superiores aos de Lucas (1987), especialmente quando o consumo é descrito por um processo integrado de primeira ordem.

Finalmente, há na literatura algum esforço para averiguar se os custos de bem-estar das flutuações econômicas em outros países seriam similares àqueles obtidos para os Estados Unidos. De fato,

<sup>1</sup>O termo CRRA refere-se a *constant-relative-risk-aversion*. Esta utilidade apresenta coeficiente de aversão relativa ao risco,  $-u''(C)C/u'(C)$ , constante.

<sup>2</sup>Como no caso de Lucas (1987), há somente um tipo de choque que, uma vez eliminado, expurga toda incerteza macroeconômica. Como nosso objetivo é comparar os resultados de os países da América Latina com aqueles usualmente obtidos para os Estados Unidos, calculamos o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, ou seja, empregamos essa abordagem tradicional.

como os países em desenvolvimento experimentam mais oscilações do que os países desenvolvidos, analisar países do primeiro grupo deveria ser a prioridade. Uma exceção é o estudo de [Pallage & Robe \(2003\)](#) sobre países africanos que, como esperado, identifica elevados custos de bem-estar das flutuações econômicas. Nesta perspectiva, nosso trabalho analisa um grupo de países da América Latina. Enquanto diversos países africanos são marcados por conflitos étnicos, na América Latina observam-se incertezas relacionadas diretamente a fatores econômicos. Diversos países da região experimentaram nas décadas de 1980 e de 1990 o fenômeno da hiperinflação, aliado as crises de dívida e de balanço de pagamentos. De fato, [Bulmer-Thomas \(2003\)](#) aponta que tais fatores geraram grandes oscilações nessas economias. Naturalmente, tais oscilações aumentam a incerteza macroeconômica e, conseqüentemente, o custo de bem-estar dela proveniente.

Por meio de um exercício simples, ilustramos como o consumo per capita de países da América Latina apresenta elevada volatilidade, especialmente em comparação a países desenvolvidos. Aplicando ora a tendência linear ora o filtro Hodrick–Prescott para o logaritmo do consumo real per capita construímos duas estimativas para o componente cíclico do consumo para Argentina, Brasil, Chile, Alemanha, Estados Unidos e Reino Unido, no período de 1955 a 2011.<sup>3</sup> A [Tabela 1](#) apresenta o desvio-padrão de cada uma das medidas do componente cíclico do consumo como proporção do desvio-padrão do respectivo ciclo dos Estados Unidos. Os resultados indicam claramente que, na amostra selecionada, os países latino-americanos possuem oscilações mais pronunciadas do que os países desenvolvidos. Por exemplo, utilizando a tendência linear, em conformidade com o arcabouço de [Lucas \(1987\)](#), conclui-se que a volatilidade do Brasil é quase cinco vezes a dos Estados Unidos. No caso da Argentina e do Chile a volatilidade é ainda maior.

Para investigar os custos da incerteza macroeconômica em países da América Latina, além da abordagem de [Lucas \(1987\)](#), empregamos a abordagem estatística proposta por [Reis \(2009\)](#). Neste caso, estima-se um processo ARIMA específico para cada país ao invés de impor um processo particular e idêntico para todos países.<sup>4</sup> Assim, não assumimos *a priori* que o consumo seja integrado de ordem zero ou um passeio aleatório como feito, respectivamente, por [Lucas \(1987\)](#) e [Obstfeld \(1994\)](#). Quanto às preferências do consumidor, contribuições como as de [Obstfeld \(1994\)](#), [Dolmas \(1998\)](#) e [Reis \(2009\)](#)

**Tabela 1.** Análise da volatilidade do componente cíclico do consumo em países selecionados – Período: 1955 a 2011.

País	Desvio-Padrão do componente cíclico do consumo como proporção do desvio-padrão do ciclo norte americano	
	Método	
	<i>Tendência linear</i>	<i>Filtro HP</i>
Argentina	6,06	4,36
Chile	5,71	4,19
Brasil	4,85	2,25
Alemanha	3,13	1,52
Reino Unido	2,41	1,69
Estados Unidos	1,00	1,00

*Nota:* Consumo refere-se ao logaritmo do consumo real per capita em dólares internacionais construído com base na *Penn World Table 8.0*. Filtro HP refere-se ao filtro Hodrick–Prescott.

<sup>3</sup>Os dados são provenientes da *Penn World Table 8.0*, conforme detalhado na [seção 3](#). Para detalhes sobre o filtro Hodrick–Prescott veja [Hodrick & Prescott \(1997\)](#).

<sup>4</sup>Naturalmente, caso os testes de raiz unitária indiquem que a série do logaritmo do consumo em questão é integrada de ordem zero, basta estimar um modelo ARMA.



indicam que o custo de bem-estar das flutuações econômicas pode variar de maneira substancial de acordo com a função utilidade assumida. De fato, como argumentado por [Otrok \(2001\)](#), por meio da escolha de uma preferência apropriada, é possível fazer com que tais custos sejam tão grandes quanto se queira. Para evitar tal crítica, adotamos, em linha com [Guillén et al. \(2014\)](#), a função utilidade CRRA. Adicionalmente, esta opção permite que nossos resultados sejam comparados à maior parte da literatura, inclusive ao trabalho de [Lucas \(1987\)](#). Portanto, utilizando uma função utilidade padrão, investigamos os custos de bem-estar da incerteza macroeconômica em países latino-americanos por meio da abordagem de [Lucas \(1987\)](#) e da metodologia estatística proposta por [Reis \(2009\)](#) que leva em conta as especificidades das séries temporais de consumo de cada país.

Os resultados indicam que, ao se utilizar a metodologia proposta por [Lucas \(1987\)](#), os países latino americanos apresentam custos de bem-estar oriundos da incerteza macroeconômica superiores aos dos Estados Unidos, porém, ainda pequenos. Entretanto, há evidência de que as séries de consumo possuem uma raiz unitária, não sendo estacionárias em torno de uma tendência linear. E, ao estimar processos ARMA para a primeira diferença do consumo, obtêm-se estimativas elevadas do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica. Portanto, ao levar em conta a persistência das séries de consumo, tais custos elevam-se de maneira substancial. Esses resultados sugerem que os países analisados da América Latina poderiam ter ganhos de bem-estar substanciais se fossem implementadas políticas econômicas capazes de mitigar a incerteza macroeconômica.

É importante ressaltar que não avaliamos quais políticas econômicas tem eficácia em eliminar a incerteza macroeconômica. Portanto, não se conclui dos nossos resultados que as políticas em vigor devam ser intensificadas. De fato, políticas mal concebidas ou mal implementadas podem ter efeito contrário ao desejado, ampliando a incerteza ao invés de reduzi-la. De todo modo, é importante destacar que existem evidências de restrições ao crédito em países da América Latina, conforme atestado por [Gomes & Paz \(2010\)](#). Neste caso, o consumo depende basicamente da renda corrente e, portanto, os consumidores estão mais sujeitos aos choques de renda. Isto significa que uma maior oferta do crédito teria elevado potencial para reduzir os custos de bem-estar devidos à incerteza macroeconômica. Nesta perspectiva, é possível que reformas estruturais tenham maior potencial para mitigar as incertezas com as quais os consumidores se deparam, do que políticas tradicionais de curto prazo.

Este artigo é organizado da seguinte forma, além desta introdução. A [seção 2](#) apresenta brevemente trabalhos que se dedicaram ao tema, com especial ênfase no cálculo do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica. A [seção 3](#) descreve a base de dados. A [seção 4](#) explora as propriedades estatísticas das séries temporais de consumo. Os resultados são apresentados na [seção 5](#). As considerações finais são expostas na [seção 6](#).

## 2. CUSTO DAS FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS

O trabalho pioneiro de [Lucas \(1987\)](#) investiga o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica considerando um agente representativo que vive infinitos períodos, cujo bem-estar depende da sequência de consumo  $\{C_t\}_{t=0}^{\infty}$ , como segue:

$$U(\{C_t\}_{t=0}^{\infty}) = \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t), \quad (1)$$

em que  $u(\cdot)$  é a utilidade instantânea,  $C_t$  é o consumo no período  $t$ ,  $\beta \in (0,1)$  é o parâmetro que representa o fator subjetivo de desconto intertemporal e  $\mathbb{E}_t[\cdot]$  é o operador esperança condicional à informação disponível no período  $t$ .

A sequência de consumo  $\{C_t\}_{t=0}^{\infty}$  é estocástica, mas considere que seja possível construir uma sequência de consumo suavizada,  $\{\bar{C}_t\}_{t=0}^{\infty}$ , que expurga toda a incerteza da sequência original. Por

exemplo, para cada período  $t$ ,  $\bar{C}_t$  pode ser definido como o valor esperado de  $C_t$ . Assim, por construção, as duas variáveis têm o mesmo valor esperado e, desde que os consumidores sejam avessos ao risco, a sequência de consumo suavizada é preferida à sequência de consumo original. Neste arcabouço, [Lucas \(1987\)](#) define o custo do bem-estar da incerteza macroeconômica como o escalar (positivo)  $\lambda$  que resolve a seguinte equação:

$$\mathbb{E}_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u((1 + \lambda)C_t) \right] = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(\bar{C}_t). \quad (2)$$

Dessa forma o parâmetro  $\lambda$  mede a compensação necessária para que o consumidor fique indiferente entre as sequências de consumo  $\{(1 + \lambda)C_t\}_{t=0}^{\infty}$  e  $\{\bar{C}_t\}_{t=0}^{\infty}$ . Portanto,  $\lambda$  pode ser interpretado como o custo, em termos de bem-estar, de toda a incerteza presente na sequência de consumo original.

Para calcular  $\lambda$  efetivamente, é necessário especificar uma função utilidade e um processo estocástico para o consumo. O cálculo do valor esperado do consumo depende desse processo, e uma vez calculado  $\bar{C}_t$ ,  $\lambda$  passa a depender apenas da escolha da função utilidade instantânea, conforme a equação (2). [Lucas \(1987\)](#) assume que o consumidor representativo tem preferências representadas pela função utilidade CRRA, assim descrita:

$$u(c_t) = \begin{cases} C_t^{1-\gamma}/(1-\gamma) & \text{se } \gamma > 0, \gamma \neq 1, \\ \ln(C_t) & \text{se } \gamma = 1, \end{cases} \quad (3)$$

em que  $\gamma$  é o coeficiente de aversão relativa ao risco. Conforme a expressão (3), se tal coeficiente é unitário, a função utilidade especializa-se para o caso logarítmico.

Quanto ao processo do consumo, [Lucas \(1987\)](#) assume que o logaritmo do consumo é dado por um processo estacionário em torno de uma tendência linear, como segue:

$$C_t = \alpha_0(1 + \alpha_1)^t e^{-0,5\sigma_\varepsilon^2 z_t}, \quad (4)$$

em que  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  são parâmetros; o termo  $e^{-0,5\sigma_\varepsilon^2}$  constitui apenas uma reparametrização; e  $z_t \equiv e^{\varepsilon_t}$ , sendo  $\varepsilon_t$  uma variável aleatória cuja distribuição é normal com média zero e variância  $\sigma_\varepsilon^2$ , isto é,  $\varepsilon_t \stackrel{\text{iid}}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ . Portanto, o consumo esperado é dado por

$$\bar{C}_t = \mathbb{E}[C_t] = \alpha_0(1 + \alpha_1)^t, \quad (5)$$

uma vez que  $\mathbb{E}[e^{-0,5\sigma_\varepsilon^2 \varepsilon_t}] = 1$ .<sup>5</sup>

Portanto, toda a incerteza do consumo foi eliminada e o processo  $\bar{C}_t$  é determinístico. Por esta razão, em conformidade com [Guillén et al. \(2014\)](#), dizemos que toda a incerteza macroeconômica é eliminada, em vez de considerar que somente a incerteza relacionada ao ciclo de negócios foi expurgada do processo original de consumo.

Uma vez especificada uma função utilidade instantânea e o processo de consumo — e, por conseguinte, a versão suavizada do consumo —, [Lucas \(1987\)](#) resolve a equação (2), obtendo a seguinte expressão para o parâmetro  $\lambda$ :

$$\lambda = \text{Exp}\left\{\frac{\gamma}{2}\sigma_\varepsilon^2\right\} - 1. \quad (6)$$

Como esperado, o custo da incerteza macroeconômica é diretamente proporcional ao coeficiente de aversão relativa ao risco,  $\gamma$ , e a instabilidade do consumo medida pela variância dos choques  $\varepsilon_t$ ,  $\sigma_\varepsilon^2$ .

<sup>5</sup>Utiliza-se a seguinte propriedade de variáveis cuja distribuição é log-normal:  $\mathbb{E}[X] = \text{Exp}\{\mathbb{E}[x] + 0,5 \text{Var}(x)\}$ , em que  $x \equiv \ln X$  e  $x \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ .



Para implementar esta metodologia para qualquer país é necessário estimar a variância  $\sigma_\varepsilon^2$  e definir valores para  $\gamma$ . A especificação estimada do processo de consumo é obtida tomando-se o logaritmo da expressão (4), de modo que

$$c_t = \pi_0 + \pi_1 t + \varepsilon_t, \tag{7}$$

em que  $c_t = \ln(C_t)$ ;  $\pi_0 \equiv \ln(\alpha_0) - 0,5\sigma_\varepsilon^2$ ; e  $\pi_1 \equiv \ln(1 + \alpha_1)$ . Portanto, estimando-se o modelo (7) por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a estimativa da variância é dada por  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 / (T - 2)$ , em que  $\hat{\varepsilon}_t$ ,  $t = 1, \dots, T$ , são os resíduos.

Usando este arcabouço e assumindo que o coeficiente de aversão relativa ao risco é igual a 1, Lucas (1987) conclui que o consumidor representativo norte-americano sacrificaria, no máximo, um décimo de um por cento do seu nível de consumo ao longo de toda vida para eliminar toda a incerteza macroeconômica. Mesmo considerando valores mais elevados para o coeficiente de aversão relativa ao risco, o método proposto por Lucas (1987) acarreta custos da incerteza macroeconômica da ordem de 0,5% do consumo, valor considerado irrisório. Dessa forma, embora tal método possa superestimar o custo de bem-estar dos ciclos econômicos, uma vez que não seria possível eliminar toda incerteza macroeconômica, Lucas (1987) conclui que políticas econômicas de estabilização adicionais trariam pouco benefício no caso norte-americano.

O resultado inesperado obtido por Lucas (1987) suscitou uma série de artigos que questionam as hipóteses assumidas em tal trabalho. Por exemplo, ao invés de assumir que o consumo é estacionário em torno de uma tendência linear, Obstfeld (1994) assume que o consumo é descrito por um passeio aleatório, em conformidade com Hall (1978). Isto implica que o consumo possui uma raiz unitária, sendo caracterizado por choques permanentes e cumulativos ao longo do tempo. Dessa forma, há maior incerteza sobre o consumo. Obstfeld (1994) considera ainda uma utilidade recursiva para representar as preferências dos agentes, conforme proposto por Epstein & Zin (1989) e Weil (1990). Apesar de encontrar estimativas maiores do que as de Lucas (1987) para o custo da incerteza macroeconômica nos Estados Unidos, a conclusão ainda é de que estes valores são relativamente baixos frente ao nível do consumo per capita. No entanto, Obstfeld (1994) faz uma importante observação sobre a possibilidade de se obterem resultados diferentes caso fossem estudados países em desenvolvimento:

Although this paper's empirical focus is the Lucas example, it obviously would be misleading to assess the potential benefits of consumption stabilization on the basis of United States data alone. As I note below, application of this paper's framework to other countries yields many instances, especially in the developing world, of much higher variability costs than those found for the United States. (Obstfeld, 1994, pp.1472–1473)

Dentre suas contribuições, Reis (2009) propõe uma abordagem para estimar o custo da incerteza macroeconômica a partir de séries de consumo  $I(1)$ . Neste caso, a primeira diferença do consumo é  $I(0)$  e, segundo o Teorema de Wold, tal variável pode ser representada por um processo  $MA(\infty)$ , como segue:

$$\Delta c_t = \text{parte determinista} + A(L)u_t, \tag{8}$$

em que  $A(L) = \sum_{i=0}^{\infty} a_i L^i$ , com  $a_0 = 1$  e  $\sum_{i=0}^{\infty} a_i^2 < \infty$ ;  $u_t$  tem média nula e variância  $\sigma_u^2$ . Neste caso, Reis (2009) mostra que o custo da incerteza macroeconômica  $\lambda$  é tal que

$$\ln(1 + \lambda) = \begin{cases} 0,5\sigma_u^2(1 - e^\rho) \left( \sum_{t=1}^{\infty} e^{\rho t} \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{i=0}^j a_i^2 \right), & \text{se } \gamma = 1; \\ (\gamma - 1)^{-1} \ln \left[ (1 - e^\rho) \left( 1 + \sum_{t=1}^{\infty} e^{\rho t} e^{0,5\sigma_u^2 \gamma (\gamma-1) \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{i=0}^j a_i^2} \right) \right], & \text{se } \gamma \neq 1. \end{cases} \tag{9}$$

em que  $\rho$  é a taxa de desconto intertemporal.<sup>6</sup> Para obter os coeficientes do  $MA(\infty)$ , Reis (2009) estima um modelo  $ARMA(p, q)$  de ordens finitas e, posteriormente, realiza a inversão do polinômio da parte auto-regressiva.

É importante destacar que a hipótese de que o consumo é representado por um processo  $ARIMA(p, 1, q)$  implica que os choques que afetam o consumo são permanentes. De fato, o passeio aleatório assumido por Obstfeld (1994) corresponde às restrições  $p = q = 0$ , sendo um caso particular do processo  $ARIMA(p, 1, q)$ . Reis (2009) utiliza testes de raiz unitária para avaliar a ordem de integração da série de consumo norte-americana, concluindo que o consumo é um processo  $I(1)$ . Desta forma, o autor emprega critérios de informação para selecionar  $p$  e  $q$  para a primeira diferença do logaritmo do consumo. Finalmente, ao selecionar um modelo  $ARIMA(2, 1, 2)$  e considerar o coeficiente de aversão relativa ao risco igual a 1, Reis (2009) obtém a menor estimativa de  $\lambda$ , igual a 0,3% do consumo per capita. A maior estimativa é 7,4%, obtida quando o modelo escolhido é um  $ARIMA(1, 1, 0)$  e o coeficiente de aversão relativa ao risco é igual a 5. Assim, certos cenários culminam em custos superiores àqueles tradicionalmente reportados para os Estados Unidos na literatura.

Apesar de este ser um tema muito explorado na literatura internacional, há um foco claro em países desenvolvidos. Uma exceção é o trabalho de Pallage & Robe (2003) que utiliza três abordagens diferentes para medir o custo de bem-estar das flutuações econômicas em países africanos. A primeira é justamente a proposta por Lucas (1987), enquanto a segunda se baseia nos processos estocásticos de consumo considerados por Obstfeld (1994) e Dolmas (1998). A terceira abordagem migra da utilidade  $CRRA$  para preferências recursivas. A amostra analisada exclui países africanos que passaram por guerra ou que possuíam poucos dados disponíveis e, ainda assim, os resultados de Pallage & Robe (2003) indicam que em todos os países analisados os custos de bem-estar das flutuações econômicas são relevantes. De fato, o custo mediano entre os países africanos analisados é cerca de 10 vezes superior ao dos Estados Unidos.

Finalmente, utilizando dados do Brasil, Issler & Rocha (2000) estimam o custo de bem estar das flutuações por meio de duas abordagens distintas. Na primeira, elimina-se tanto a incerteza dos ciclos quanto da tendência estocástica, enquanto na segunda abordagem é eliminada apenas a variância do componente cíclico do consumo. A primeira abordagem aponta custos cerca de 10 vezes superiores aos encontrados para os Estados Unidos, para certos valores dos parâmetros de preferências. No entanto, Issler & Rocha (2000) argumentam que a segunda abordagem é mais razoável no que diz respeito a capacidade de suavização das políticas econômicas e os custos de bem-estar obtidos por meio dela são inferiores a 0,1% do consumo per capita. Ainda, Barros & Pinho Neto (2016) utilizam dados do Brasil referentes ao período posterior ao Plano Real para calcular o custo de bem-estar das flutuações econômicas de acordo com a metodologia proposta por Reis (2009) e adotada no presente trabalho. Os resultados apontam que este custo é de cerca de 6,48% do consumo per capita, o que, de acordo com os autores, não é um valor negligenciável.

### 3. DADOS

Para conduzir a investigação sobre os custos de bem-estar da incerteza macroeconômica são extraídos dados de consumo de países latino-americanos da *Penn World Table 8.0 (PWT)*. As séries de consumo per capita são ajustadas por paridade poder de compra, sendo diretamente comparáveis. Tais séries são construídas por meio das variáveis *cgdpoc*, *cschc* e *pop* que referem-se, respectivamente, ao PIB real, ao percentual deste PIB devido ao consumo e a população residente. A frequência dos dados é

---

<sup>6</sup>Vale notar que neste trabalho todos os cálculos do custo de bem estar da incerteza macroeconômica são feitos de maneira exata, ou seja, primeiramente é calculado  $\tilde{\lambda} \equiv \ln(1 + \lambda)$  e, então, é calculado  $\lambda = e^{\tilde{\lambda}} - 1$ . Este procedimento é importante, uma vez que a aproximação logarítmica  $\ln(1 + \lambda) \approx \lambda$  é válida somente para custos de bem-estar pequenos.



anual e a amostra cobre o período de 1951 a 2011.<sup>7</sup> No total, dos 21 países da América Latina presentes na PWT, 17 têm dados disponíveis neste período, são eles: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, República Dominicana, Equador, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Paraguai, Peru, El Salvador, Uruguai e Venezuela. São extraídos também da PWT dados dos Estados Unidos para realizar a comparação dos custos de bem-estar da incerteza macroeconômica.

Deve-se ressaltar que, diferentemente de Reis (2009), são utilizadas as séries de consumo total, ao invés do consumo de bens não-duráveis. O próprio Reis (2009) ressalta que este tipo de escolha pode elevar as estimativas do custo de bem-estar das flutuações econômicas, uma vez que o consumo total é relativamente mais volátil do que o consumo de bens não-duráveis. No entanto, dada a indisponibilidade de séries de consumo exclusivamente de bens não-duráveis, utilizamos o consumo total, assim como Pallage & Robe (2003). Para mitigar este problema, calculamos o custo da incerteza macroeconômica para os Estados Unidos também com a série de consumo total e comparamos este resultado com os dos demais países.

A Tabela 2 apresenta estatísticas descritivas das séries de consumo total, bem como a estimativa de  $\sigma_\varepsilon^2$  baseada na estimação por MQO do modelo (7). Esta variância é o parâmetro crucial para calcular o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica na abordagem de Lucas (1987), conforme equação (6). Vale notar que uma observação é perdida ao ser tomada a primeira diferença do consumo. Além disso, ao estimar os modelos ARMA( $p, q$ ) assumimos que  $p, q \leq 3$ , assim como Reis (2009). Portanto, 4

**Tabela 2.** Estatística descritiva da taxa de crescimento do consumo e estimativa da variância dos choques de consumo – Período: 1955 a 2011.

País	Taxa de crescimento do consumo		Variância de $\varepsilon_t$
	Média	Desvio-padrão	$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$
Argentina	0,031	0,079	0,036
Bolívia	0,014	0,045	0,018
Brazil	0,031	0,046	0,023
Chile	0,016	0,068	0,032
Colômbia	0,014	0,033	0,022
Costa Rica	0,014	0,042	0,006
República Dominicana	0,032	0,071	0,012
Equador	0,022	0,035	0,016
Guatemala	0,012	0,020	0,003
Honduras	0,010	0,035	0,003
México	0,015	0,042	0,012
Panamá	0,022	0,074	0,008
Paraguai	0,020	0,053	0,022
Peru	0,022	0,050	0,007
El Salvador	0,011	0,045	0,021
Uruguai	0,008	0,062	0,016
Venezuela	0,018	0,075	0,035
Estados Unidos	0,022	0,018	0,001

*Nota:* A taxa de crescimento do consumo é calculada como  $\Delta \ln C_t$ . Por exemplo, no caso da Argentina a média desta taxa é 0,031, o que significa uma taxa de crescimento média de 3,1% ao ano. A estimativa da variância,  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ , é obtida via estimação do modelo (7) por MQO, em conformidade com a abordagem de Lucas (1987) para o cálculo do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica.

<sup>7</sup>Alguns dos países possuem séries que se iniciam em 1950, enquanto outros possuem séries iniciadas em 1951. A fim de padronizar a amostra, todas as séries referem-se ao período 1951–2011.



observações são reservadas, de modo que as estatísticas descritivas bem como a estimação de todos os modelos econométricos referem-se ao período de 1955 a 2011.

Como observado na [Tabela 2](#), a média da taxa de crescimento do consumo, no período sob análise, varia de 0,8% a 3,2% entre os países da América Latina. No caso norte-americano esta taxa é de 2,2%, em média. O desvio-padrão da taxa de crescimento do consumo é menor nos Estados Unidos do que em qualquer outro país considerado. Quanto à variância  $\sigma_\varepsilon^2$ , em média, os países latino americanos tem uma estimativa 23 vezes maior do que a dos Estados Unidos. Isso indica que a incerteza macroeconômica é muito mais exarcebada nesse bloco de países do que na economia norte-americana.

#### 4. PROPRIEDADES ESTATÍSTICAS DO CONSUMO

A ordem de integração das séries de consumo de cada país é investigada por meio dos seguintes testes de raiz unitária:

- (i) Dickey–Fuller aumentado, ADF, proposto por [Dickey & Fuller \(1979\)](#);
- (ii) Phillips–Perron, proposto por [Phillips & Perron \(1988\)](#);
- (iii) Ng–Perron desenvolvido por [Perron & Ng \(1996\)](#) e que possui três estatísticas de teste.<sup>8</sup>

Inicialmente, todas as especificações incluem uma constante e uma tendência linear como componentes determinísticos. No entanto, nos casos nos quais a tendência linear não é relevante, a 5% de significância, este componente é excluído. Os resultados dos testes de raiz unitária são apresentados na [Tabela 3](#).<sup>9</sup> Os testes mostram que existe forte evidência de presença de raiz unitária nas séries de consumo. Apenas as estatísticas relativas ao teste Ng–Perron para o Equador apontam rejeição da hipótese nula de raiz unitária à 5% de significância. No entanto, os demais testes indicam a não rejeição da hipótese nula. Neste sentido, de um modo geral, há evidência de que o modelo (7) proposto por [Lucas \(1987\)](#) é inadequado.

Havendo evidência à favor da hipótese de raiz unitária nas séries do logaritmo do consumo, aplicamos os testes de raiz unitária à primeira diferença de tais séries. Caso não haja indícios de raiz unitária na primeira diferença, conclui-se que as séries do logaritmo do consumo são integradas de ordem um, sendo apropriado realizar a estimação de modelos  $ARIMA(p, 1, q)$ . Ao realizar os testes de raiz unitária novamente, a parte determinista inclui apenas a constante, uma vez que as séries já foram diferenciadas. Os resultados destes testes são reportados na [Tabela 4](#). A grande maioria dos países mostra rejeição da hipótese nula de raiz unitária em todos os testes. As exceções são a Colômbia, que não tem a hipótese nula rejeitada apenas no teste ADF, e o Equador, que não apresenta rejeição da hipótese nula nos testes ADF e Ng–Perron. Dessa forma, para a grande maioria dos países há evidência de que a primeira diferença do logaritmo do consumo é integrada de ordem zero. Portanto, de acordo com os resultados dos testes de raiz unitária, a série do logaritmo do consumo é, via de regra, caracterizada como integrada de ordem um.

Com o objetivo de escrutinar as propriedades estatísticas das séries de consumo, como feito por [Reis \(2009\)](#), estimamos um modelo  $MA(1)$  para a primeira diferença do consumo, como segue:

$$\Delta c_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}. \quad (10)$$

A motivação para tanto é simples. Caso  $\theta_1 = 0$ , temos um passeio aleatório, como proposto por [Hall \(1978\)](#). Por outro lado, se  $\theta_1 = 1$ , os polinômios de defasagens da parte auto-regressiva e da parte de

<sup>8</sup>As estatísticas foram desenvolvidas com o objetivo de minimizar o problema de tamanho apresentado pelos testes ADF e Phillips–Perron quando as raízes se encontram próximas ao círculo unitário. Vale notar que a estatística  $MZt$  é uma modificação da estatística do teste Phillips–Perron.

<sup>9</sup>Dependendo do teste, alguns valores críticos se alteram entre países. No entanto, as diferenças são irrisórias. Na forma como foram reportados na [Tabela 3](#), considerando apenas duas casas decimais, os valores diferem por, no máximo, 0,01, o que não impacta as decisões de rejeitar ou não a hipótese nula para os níveis de significância propostos.

**Tabela 3.** Testes de raiz unitária para as séries de logaritmo do consumo per capita – Período: 1955 a 2011.

País	ADF	Phillips-Perron	Ng-Perron		
	Estatística	Estatística	<i>MZt</i>	<i>MSB</i>	<i>MPt</i>
Argentina	-1,16	-1,05	-1,65	0,23	13,23
Bolívia	-0,51	-0,61	-0,65	0,37	32,46
Brasil	-1,30	-1,79	-1,47	0,26	15,69
Chile	-0,34	0,15	-1,39	0,24	15,05
Colômbia	-2,31	-1,57	-2,76	0,18	6,00
Costa Rica	-1,92	-1,56	-2,21	0,19	8,85
República Dominicana	0,89	0,89	0,12	0,36	39,70
Equador	-1,51	0,06	-8,80*	0,06*	0,82*
Guatemala	-2,17	-1,97	-2,31	0,21	8,46
Honduras	-1,67	-1,71	-1,52	0,27	15,74
México	-2,40	-1,98	-2,44	0,20	7,64
Panamá	-2,13	-1,77	-2,12	0,19	9,31
Paraguai	0,91	0,96	-1,23	0,24	16,51
Peru	-2,46	-2,65	-1,94	0,24	11,46
El Salvador	-1,75	-1,41	-1,84	0,25	12,62
Uruguai	-1,25	-1,09	-1,70	0,20	11,86
Venezuela	-1,62	-1,27	-1,93	0,23	11,08
Estados Unidos	-2,08	-2,01	-1,42	0,34	21,38
Valor crítico (5%)	-3,49	-3,49	-2,91	0,17	5,48

Nota: \* indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

**Tabela 4.** Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries do logaritmo do consumo per capita – Período: 1955 a 2011.

País	ADF	Phillips-Perron	Ng-Perron		
	Estatística	Estatística	<i>MZt</i>	<i>MSB</i>	<i>MPt</i>
Argentina	-4,33*	-4,32*	-3,17*	0,14*	1,62*
Bolívia	-3,13*	-5,17*	-2,17*	0,21*	2,80*
Brasil	-6,17*	-6,17*	-3,63*	0,14*	1,01*
Chile	-4,48*	-4,47*	-2,98*	0,15*	1,86*
Colômbia	-2,52	-4,22*	-2,16*	0,21*	2,85*
Costa Rica	-5,40*	-5,40*	-3,51*	0,14*	1,04*
República Dominicana	-5,68*	-5,68*	-3,50*	0,14*	1,06*
Equador	-1,63	-4,82*	-1,25	0,30	6,17
Guatemala	-4,78*	-4,76*	-2,32*	0,21*	2,38*
Honduras	-7,23*	-7,23*	-3,73*	0,13*	0,90*
México	-5,03*	-4,92*	-3,46*	0,14*	1,06*
Panamá	-9,57*	-9,92*	-3,63*	0,14*	0,93*
Paraguai	-4,22*	-4,08*	-3,18*	0,15*	1,40*
Peru	-8,05*	-8,04*	-3,73*	0,13*	0,90*
El Salvador	-4,73*	-4,76*	-3,38*	0,15*	1,08*
Uruguai	-5,56*	-5,53*	-2,79*	0,16*	1,91*
Venezuela	-4,77*	-4,74*	-3,31*	0,15*	1,12*
Estados Unidos	-5,05*	-4,94*	-3,44*	0,14*	1,06*
Valor crítico (5%)	-2,91	-2,91	-1,98	0,23	3,17

Nota: \* indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

média-móveis tem uma raiz unitária comum que é eliminada, obtendo-se um processo  $I(0)$ , em linha com a abordagem de Lucas (1987). A Tabela 5 apresenta os resultados da estimação da especificação (10). Além disso, são apresentados os  $p$ -valores de dois testes  $t$  bicaudais: i)  $H_0:\theta_1 = 0$  versus  $H_1:\theta_1 \neq 0$ ; ii)  $H_0:\theta_1 = 1$  versus  $H_1:\theta_1 \neq 1$ . Os resultados indicam que cerca de metade dos países apresenta  $\theta_1$  diferente de zero, ao nível de significância de 10%. Portanto, nos demais casos, há indícios de que a representação via passeio aleatório é adequada. Naturalmente, esta conclusão deve ser vista com cuidado, pois confrontou-se o passeio aleatório com o modelo ARIMA(0,1,1). Conclusões diferentes podem ser obtidas para modelos ARIMA mais gerais. Finalmente, há ampla evidência contra a hipótese  $\theta_1 = 1$ , sendo rejeitada a hipótese de que o consumo é integrado de ordem zero, o que enfraquece a abordagem de Lucas (1987).

Dada a caracterização do consumo como um processo integrado de ordem um, são estimados 16 modelos ARMA( $p, q$ ), com  $0 \leq p, q \leq 3$ , para a primeira diferença da série do logaritmo do consumo de cada um dos países analisados. O melhor modelo para cada país é selecionado por meio do critério de informação bayesiano, considerando apenas os modelos inversíveis.<sup>10</sup> A Tabela 6 apresenta as estimativas dos coeficientes do modelo selecionado para cada país. Nos casos do Brasil, Costa Rica, Honduras, Peru e Venezuela é selecionado o passeio aleatório, em conformidade com os resultados apresentados na Tabela 5. Nos demais casos  $p$  e/ou  $q$  não são iguais a zero, havendo correlação serial na taxa de crescimento do consumo. Com base nestes resultados é possível empregar a metodologia proposta por Reis (2009) para estimar o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica.<sup>11</sup>

**Tabela 5.** Hipótese de Lucas versus Hall. Estimação do modelo (10):  $c_t - c_{t-1} = \mu + u_t + \theta_1 u_{t-1}$ . Amostra: 1955 a 2011.

País	$\hat{\theta}_1$	Erro-padrão de $\hat{\theta}_1$	P-valor do teste bicaudal	
			$H_0:\theta_1 = 0$	$H_0:\theta_1 = 1$
Argentina	0,173	0,133	0,200	0,000
Bolívia	0,111	0,134	0,410	0,000
Brazil	0,037	0,135	0,782	0,000
Chile	0,470 ***	0,119	0,000	0,000
Colômbia	0,224 *	0,132	0,095	0,000
Costa Rica	0,174	0,133	0,195	0,000
República Dominicana	-0,126	0,134	0,349	0,000
Equador	0,343 ***	0,127	0,009	0,000
Guatemala	0,974 ***	0,007	0,000	0,001
Honduras	-0,055	0,135	0,686	0,000
México	0,350 ***	0,127	0,008	0,000
Panamá	-0,458 ***	0,122	0,000	0,000
Paraguai	0,528 ***	0,113	0,000	0,000
Peru	-0,114	0,134	0,400	0,000
El Salvador	0,515 ***	0,122	0,000	0,000
Uruguai	0,179	0,133	0,183	0,000
Venezuela	0,185	0,132	0,168	0,000
Estados Unidos	0,319 **	0,126	0,014	0,000

Nota: \*\*\*, \*\*, e \* indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

<sup>10</sup>Por modelo inversível entenda-se modelos cujo polinômio da parte MA apresenta raízes fora do círculo unitário.

<sup>11</sup>Naturalmente, o modelo ARMA( $p, q$ ) selecionado para a taxa de crescimento do consumo implica uma representação ARIMA( $p, 1, q$ ) para a série de logaritmo do consumo.

**Tabela 6.** Coeficientes estimados para o modelo ARMA selecionado em cada país (1955 a 2011).

País	Modelo geral: $\Delta c_t = \mu + \phi_1 \Delta c_{t-1} + \phi_2 \Delta c_{t-2} + \phi_3 \Delta c_{t-3} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3}$							
	$\hat{\mu}$	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$	$\hat{\phi}_3$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_2$	$\hat{\theta}_3$	$\hat{\sigma}_u^2$
Argentina	0,031 (0,012)	-0,870 (0,124)	-0,537 (0,114)	-	1,274 (0,044)	0,936 (0,035)	-	0,0046
Bolívia	0,021 (0,009)	-0,120 (0,118)	0,764 (0,113)	-	0,276 (0,161)	-0,723 (0,168)	-	0,0014
Brasil	0,031 (0,006)	-	-	-	-	-	-	0,0021
Chile	0,016 (0,012)	-	-	-	0,470 (0,119)	-	-	0,0037
Colômbia	0,016 (0,009)	-	-	-	0,283 (0,129)	0,787 (0,090)	0,370 (0,138)	0,0007
Costa Rica	0,014 (0,006)	-	-	-	-	-	-	0,0018
República Dominicana	0,032 (0,007)	-0,890 (0,143)	0,033 (0,129)	-	1,000 (0,087)	-	-	0,0040
Equador	0,022 (0,007)	0,415 (0,122)	-	-	-	-	-	0,0010
Guatemala	0,013 (0,003)	-0,226 (0,106)	-	-	0,975 (0,009)	-	-	0,0002
Honduras	0,010 (0,005)	-	-	-	-	-	-	0,0012
México	0,015 (0,007)	-	-	-	0,350 (0,127)	-	-	0,0015
Panamá	0,022 (0,005)	0,714 (0,120)	-0,405 (0,147)	-0,484 (0,123)	-1,274 (0,035)	0,938 (0,024)	-	0,0035
Paraguai	0,020 (0,009)	-	-	-	0,528 (0,113)	-	-	0,0022
Peru	0,022 (0,007)	-	-	-	-	-	-	0,0025
El Salvador	0,011 (0,011)	0,513 (0,116)	-	-	-	-	-	0,0015
Uruguai	0,009 (0,011)	0,123 (0,126)	-0,489 (0,120)	-	0,081 (0,039)	0,941 (0,023)	-	0,0028
Venezuela	0,018 (0,010)	-	-	-	-	-	-	0,0056
Estados Unidos	0,022 (0,003)	-	-	-	0,319 (0,126)	-	-	0,0003

Nota: Entre parenteses está o erro-padrão.

## 5. RESULTADOS

Para estimar o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica nos países latino-americanos utilizamos a abordagem de Lucas (1987) e de Reis (2009). No primeiro caso é imposta a mesma forma funcional para o processo de consumo de todos países, enquanto no segundo caso é selecionado, via critérios de informação, um modelo ARIMA específico para a série do logaritmo do consumo de cada país analisado, conforme reportado na Tabela 6. Uma vez feita a estimação dos custos da incerteza macroeconômica por essas abordagens, comparamos os resultados dos países latino-americanos com os obtidos para os Estados Unidos.

Para calcular efetivamente o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica resta ainda determinar valores para os parâmetros  $\rho$  e  $\gamma$ . Em princípio, seria possível calibrar o parâmetro  $\rho$  para cada país. No entanto, a falta de séries comparáveis da taxa de juros para os países selecionados inviabiliza este procedimento. Por este motivo, adotamos os mesmos valores considerados por Reis (2009) para  $\rho$ , iguais a 0,01, 0,02 e 0,03. Para o coeficiente de aversão relativa ao risco,  $\gamma$ , são adotados os valores 1, 2 e 3. Apesar de muitos trabalhos utilizarem valores maiores para este parâmetro, na metodologia na qual se estima os modelos ARMA, países com elevada variância ( $\sigma_u^2$ ) apresentam divergência no cálculo do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica já para  $\gamma = 3$ , o que impossibilita a obtenção de  $\lambda$ . Este problema seria ainda mais frequente caso fossem adotados valores maiores para  $\gamma$ . De fato, Chetty (2006) estima o valor médio de  $\gamma$  em torno de 1, sendo que seu limite superior estaria ao redor de 2.

Uma vez definido os valores de  $\gamma$ , basta utilizar as estimativas de  $\sigma_\epsilon^2$  — apresentadas na Tabela 2 — para calcular  $\lambda$  como proposto por Lucas (1987), isto é, conforme a expressão (6). Os resultados são apresentados na Tabela 7. É possível perceber que todos os países latino-americanos analisados apresentam custos de bem-estar superiores aos dos Estados Unidos, porém, ainda assim pequenos. No entanto, existem diferenças consideráveis entre os países do bloco. Mesmo para  $\gamma = 1$ , Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Paraguai, El Salvador e Venezuela apresentam  $\lambda$  entre 1% e 2%, enquanto Bolívia, Costa Rica, República Dominicana, Equador, Guatemala, Honduras, México, Panama, Peru e Uruguai tem  $\lambda$  inferior a 1%, que podem ser considerados irrisórios.

**Tabela 7.** Custo da incerteza macroeconômica. Abordagem de Lucas (1987): equação (6). Período: 1955 a 2011.

País	$\gamma = 1\%$	$\gamma = 2\%$	$\gamma = 3\%$
Argentina	1,82%	3,68%	5,57%
Bolívia	0,92%	1,85%	2,78%
Brasil	1,16%	2,34%	3,53%
Chile	1,62%	3,27%	4,95%
Colômbia	1,09%	2,19%	3,31%
Costa Rica	0,28%	0,57%	0,85%
República Dominicana	0,61%	1,23%	1,85%
Equador	0,79%	1,59%	2,40%
Guatemala	0,15%	0,30%	0,45%
Honduras	0,16%	0,32%	0,48%
México	0,60%	1,20%	1,80%
Panama	0,39%	0,78%	1,17%
Paraguai	1,12%	2,25%	3,39%
Peru	0,37%	0,74%	1,11%
El Salvador	1,03%	2,08%	3,14%
Uruguai	0,82%	1,65%	2,48%
Venezuela	1,75%	3,53%	5,34%
Estados Unidos	0,05%	0,10%	0,15%



Para obter os custos da incerteza macroeconômica, de acordo com a metodologia de Reis (2009), é feita a inversão do polinômio de defasagens da parte auto-regressiva do modelo ARMA selecionado para cada país, apresentados na Tabela 6.<sup>12</sup> O MA infinito resultante foi truncado na defasagem  $j = 10000$ . Os valores obtidos para os coeficientes do MA infinito e as estimativas da variância dos resíduos de cada modelo ARMA,  $\hat{\sigma}_u^2$ , são substituídas na equação (9), sendo obtidas as estimativas do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica para cada país. Os resultados são reportados na Tabela 8. Assim, sob a metodologia de Reis (2009), nota-se que as estimativas do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica são elevadas e, novamente, distintas entre os países. Por exemplo, fixando  $\rho = 0,02$  e  $\gamma = 2$  o Brasil apresenta  $\lambda = 11,60\%$  enquanto no caso norte-americano  $\lambda = 2,50\%$ , assim,  $\lambda_{\text{Brasil}}/\lambda_{\text{EUA}} = 4,64$ . Por sua vez, o Chile, por exemplo, apresentou  $\lambda = 66,10\%$  e  $\lambda_{\text{Chile}}/\lambda_{\text{EUA}} = 8,72$ . De todo modo, praticamente todos os países latinos apontam custos elevados para todas as combinações de parâmetros consideradas. Em poucos casos são encontrados custos de bem-estar inferiores a 5% do consumo per capita e todos os países latino americanos apresentam tal custo superior à estimativa correspondente para os Estados Unidos. De fato, em alguns casos não é possível calcular o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, uma vez que a combinação de valores muito elevados de  $\sigma^2$  e de  $\gamma$  faz com que a fórmula expressa na equação (9) não convirja.

Como mencionado, Barros & Pinho Neto (2016) empregam a metodologia proposta por Reis (2009), também adotada no presente trabalho, para calcular o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica no Brasil no período posterior à implementação do Plano Real, encontrando  $\lambda = 6,48\%$  quando  $\rho = 2$  e  $\gamma = 3$ . Neste cenário, nossa estimativa é 20,7%, sendo bastante superior a de Barros & Pinho Neto (2016). No entanto, é necessário ter em mente que analisamos um período mais longo e, certamente, mais conturbado da economia brasileira.

Finalmente, cabem ainda dois comentários. Primeiro, como é o caso em diferentes artigos, a abordagem de Lucas (1987) gera os menores custos de bem-estar da incerteza macroeconômica. Assim, tratar o consumo como uma série não persistente leva a subestimação do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, como discutido por Reis (2009). Segundo, os resultados referentes ao Equador

**Tabela 8.** Custo da incerteza macroeconômica. Abordagem de Reis (2009): equação (9). Amostra: 1955 a 2011.

País	$\rho = 0,01$			$\rho = 0,02$			$\rho = 0,03$		
	$\gamma = 1\%$	$\gamma = 2\%$	$\gamma = 3\%$	$\gamma = 1\%$	$\gamma = 2\%$	$\gamma = 3\%$	$\gamma = 1\%$	$\gamma = 2\%$	$\gamma = 3\%$
Argentina	50,4%	-	-	22,4%	68,8%	-	14,3%	36,9%	134,5%
Bolívia	17,8%	49,6%	-	8,3%	19,1%	40,4%	5,2%	11,5%	21,0%
Brasil	11,0%	26,5%	62,4%	5,3%	11,6%	20,7%	3,5%	7,4%	12,4%
Chile	48,9%	-	-	21,8%	66,1%	-	13,9%	35,6%	123,6%
Colômbia	21,1%	62,5%	-	9,8%	23,2%	53,6%	6,3%	14,0%	26,5%
Costa Rica	9,4%	21,9%	46,8%	4,6%	9,8%	17,0%	3,0%	6,3%	10,3%
República Dominicana	25,9%	84,9%	-	12,1%	29,8%	80,1%	7,9%	17,9%	35,9%
Equador	15,5%	40,5%	138,4%	7,3%	16,6%	32,5%	4,7%	10,3%	18,0%
Guatemala	2,7%	5,6%	9,1%	1,3%	2,7%	4,2%	0,9%	1,8%	2,7%
Honduras	6,4%	14,1%	26,1%	3,1%	6,6%	10,8%	2,1%	4,3%	6,8%
México	14,7%	37,8%	118,9%	7,0%	15,8%	30,3%	4,6%	9,9%	17,1%
Panamá	5,8%	12,7%	22,7%	2,9%	6,0%	9,8%	1,9%	4,0%	6,3%
Paraguai	28,3%	99,3%	-	13,1%	33,0%	100,3%	8,5%	19,6%	40,9%
Peru	13,3%	33,3%	92,5%	6,4%	14,2%	26,5%	4,2%	9,0%	15,4%
El Salvador	36,7%	166,4%	-	16,5%	45,0%	-	10,5%	25,4%	63,2%
Uruguai	35,6%	152,7%	-	16,3%	43,5%	-	10,5%	25,0%	59,7%
Venezuela	32,3%	125,4%	-	15,0%	38,8%	147,0%	9,7%	22,8%	50,7%
Estados Unidos	2,5%	5,1%	8,2%	1,2%	2,5%	3,8%	0,8%	1,6%	2,5%

<sup>12</sup>Naturalmente, nos casos nos quais  $p = 0$ , o processo ARMA(0, q) já se encontra na forma MA.

devem ser vistos com cautela, uma vez que os testes de raiz unitária não apontaram o mesmo resultado quanto à ordem de integração da série do logaritmo do consumo deste país, embora os resultados da estimação do modelo (10) indiquem que a representação do consumo como integrado de ordem zero é inapropriada para todos os países analisados.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho são estimados os custos de bem-estar da incerteza macroeconômica em países da América Latina. Utilizando a metodologia proposta por Lucas (1987), os resultados obtidos sugerem que tais custos não são elevados, embora sejam superiores à estimativa para a economia norte-americana. Por outro lado, ao empregar a metodologia proposta por Reis (2009) são encontrados, em geral, custos de bem-estar elevados. Este resultado indica que, ao adotar uma estrutura flexível para o processo estocástico do consumo que capta sua persistência, a volatilidade mais elevada dos países latino americanos culmina em custos de bem-estar da incerteza macroeconômica elevados.

É importante ressaltar que os custos de bem-estar são obtidos com base em dados de consumo total, ao invés de gastos com apenas bens não-duráveis. Isso pode ter inflado os custos obtidos. Todavia, a comparação com os resultados dos Estados Unidos aponta que os países da América Latina, de fato, possuem custos de bem-estar da incerteza macroeconômica relevantes.

Finalmente, é importante destacar que a redução da incerteza macroeconômica tem enorme potencial para aumentar o bem-estar do consumidor, mas isso não implica que as políticas econômicas em vigor devam ser intensificadas. Afinal, não avaliamos quais dessas políticas tem eficácia em eliminar a incerteza macroeconômica. O que se conclui é que políticas econômicas — de curto prazo e/ou reformas estruturais — efetivamente capazes de reduzir a incerteza macroeconômica, têm grande potencial para gerar bem-estar nos países da América Latina.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Barros, F. A. d., Jr., & Pinho Neto, V. R. d. (2016). Custo das flutuações econômicas após o Plano Real. *Economia Aplicada*, 20(2), 227–240. doi: [10.11606/1413-8050/ea135252](https://doi.org/10.11606/1413-8050/ea135252)
- Bulmer-Thomas, V. (2003). *The economic history of Latin America since independence* (Vol. 77). Cambridge: Cambridge University Press.
- Chetty, R. (2006). A new method of estimating risk aversion. *The American Economic Review*, 96(5), 1821–1834.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427–431.
- Dolmas, J. (1998). Risk preferences and the welfare cost of business cycles. *Review of Economic Dynamics*, 1(3), 646–676.
- Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1989). Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework. *Econometrica*, 57, 937–979.
- Gomes, F. A. R., & Paz, L. S. (2010). Consumption in South America: Myopia or liquidity constraints? *Economia Aplicada*, 14(2), 129–145.
- Guillén, O. T. d. C., Issler, J. V. & Franco-Neto, A. A. d. M. (2014). On the welfare costs of business-cycle fluctuations and economic-growth variation in the 20th century and beyond. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 39, 62–78.
- Hall, R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971–987. doi: [10.1086/260724](https://doi.org/10.1086/260724)
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1–16.



- Issler, J. V., & Rocha, F. (2000). Consumo e restrição à liquidez e bem estar no Brasil. *Revista de Economia Aplicada*, 4(4), 637–665.
- Krusell, P., & Smith, A. A. (1999). On the welfare effects of eliminating business cycles. *Review of Economic Dynamics*, 2(1), 245–272.
- Lucas, R. E., Jr. (1987). *Models of business cycles*. Oxford: Basil Blackwell.
- Obstfeld, M. (1994). Evaluating risky consumption paths: The role of intertemporal substitutability. *European Economic Review*, 38(7), 1471–1486.
- Otrok, C. (2001). On measuring the welfare cost of business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 47(1), 61–92.
- Pallage, S., & Robe, M. A. (2003). On the welfare cost of economic fluctuations in developing countries. *International Economic Review*, 44(2), 677–698.
- Pemberton, J. (1996). Growth trends, cyclical fluctuations, and welfare with non-expected utility preferences. *Economics Letters*, 50(3), 387–392.
- Perron, P., & Ng, S. (1996). Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. *The Review of Economic Studies*, 63(3), 435–463.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Reis, R. (2009). The time-series properties of aggregate consumption: Implications for the costs of fluctuations. *Journal of the European Economic Association*, 7(4), 722–753.
- Tallarini, T. D. (2000). Risk-sensitive real business cycles. *Journal of monetary Economics*, 45(3), 507–532.
- Weil, P. (1990). Nonexpected utility in macroeconomics. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 29–42.