

Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de
Ribeirão Preto
Departamento de Economia
Programa de Pós-graduação em Economia - Área: Economia
Aplicada

GABRIEL TAMANCOLDI COUTO

Medindo os custos de bem-estar dos ciclos econômicos na América
Latina

Orientador: Prof. Dr. Fábio Augusto Reis Gomes

RIBEIRÃO PRETO

2016

Prof. Dr. Marco Antonio Zago
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Dante Pinheiro Martinelli
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de
Ribeirão Preto

Prof. Dr. Renato Leite Marcondes
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Cláudio Ribeiro de Lucinda
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia - Área:
Economia Aplicada

GABRIEL TAMANCOLDI COUTO

Medindo os custos de bem-estar dos ciclos econômicos na
América Latina

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para a obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP.

Orientador: Prof. Dr. Fábio Augusto Reis Gomes

RIBEIRÃO PRETO

2016

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Couto, Gabriel Tamancoldi
Medindo os custos de bem-estar dos ciclos econômicos na América Latina/
GABRIEL TAMANCOLDI COUTO; Orientador: Prof. Dr. Fábio Augusto Reis
Gomes
RIBEIRÃO PRETO, 2016- 58 p. : il.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2016.

1. Custo de bem-estar. 2. Ciclos. 3. Aversão ao risco. I. Orientador: prof. Dr. Fábio Augusto Reis Gomes. II. Universidade De São Paulo - Campus Ribeirão Preto. III. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. IV. Medindo os custos de bem-estar dos ciclos econômicos na América Latina

CDU

Nome: Couto, Gabriel Tamancoldi

Título: Medindo os custos de bem-estar dos ciclos econômicos na América Latina

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para a obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP.

Aprovada em

Banca Examinadora

**Prof. Dr. Fábio Augusto Reis
Gomes (Orientador)**
FEA-RP/USP

Prof. Dr. Carlos César Santejo Saiani
Universidade Federal de Uberlândia

Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva
Universidade Federal de Uberlândia

**Prof. Dr. Jefferson Donizeti Pereira
Bertolai**
FEA-RP/USP

Agradecimentos

Gostaria de agradecer a todos os professores do Departamento de Economia da FEA-RP, pelo apoio e disponibilidade desde o convite para o mestrado até as últimas etapas da dissertação, além dos excelentes cursos ministrados.

À Capes, por ter concedido a bolsa de estudos durante os dois anos de mestrado.

Agradeço a meu orientador, Prof. Dr. Fábio Augusto Reis Gomes, pela disponibilidade e apoio ao longo de todo o período de elaboração do trabalho. Muito obrigado pela orientação em todos os aspectos da dissertação, desde as dúvidas teóricas até a ajuda em resolver algumas questões burocráticas.

Obrigado também ao Prof. Dr. Luciano Nakabashi e ao Prof. Dr. Jefferson Donizeti Pereira Bertolai, pelas importantes sugestões dadas durante as bancas de qualificação e pré-defesa.

Agradeço aos professores Luciano Nakabashi, Rudinei Toneto, Alex Ferreira e Sérgio Sakurai pela oportunidade de participar do Centro de Pesquisa em Economia Regional da FUNDACE (CEPER-FUNDACE), e também aos amigos com quem convivi no centro.

A meus amigos de turma, de quem nunca esquecerei, e que tornaram a experiência de fazer o mestrado em uma cidade totalmente desconhecida bem mais agradável. Muito obrigado Caio, Daniel, Fernanda, Igor, Juliana, Karen, Marcelo, Marcos, Chaim, Ricardo, Rodrigo e Victória. Também não posso esquecer do Lucas e do Léo, que fizeram parte dessa etapa.

Um agradecimento especial à Raytza, minha namorada, melhor amiga, companheira, conselheira, e excelente matemática nas horas vagas. Não teria conseguido sem você. Desde o apoio e tranquilidade quando parecia que as coisas não iriam dar certo, até a ajuda para decifrar alguns somatórios confusos e rotinas do Matlab. Obrigado por deixar tudo de lado para me ajudar nos momentos de crise. E, é claro, muito obrigado pelos momentos de descontração, risadas, idas ao cinema, jantares e todo o resto. Obrigado por ser essa pessoa incrível.

Agradeço a meus avós, Elio e Lija, por terem sido parte fundamental na minha criação e por terem me ensinado boa parte dos valores que eu carrego até hoje. À minha tia Flávia, que desde sempre cuidou de mim, e me ensinou coisas nem sempre muito úteis, mas com certeza muito divertidas. Ao Davi, que ainda não tem idade para saber o que é Economia, e muito menos uma dissertação de mestrado, mas que me ajudou muito nesse período.

Agradeço a minha mãe, Andrea, por ter sempre acreditado e investido em mim,

por ter cuidado e se preocupado comigo ao longo de toda a minha vida, e ter me dado apoio incondicional em todas as decisões que já tomei. Poderia escrever 3 dissertações apenas para agradecer minha mãe por tudo que ela já fez.

Agradeço a meu pai, Antonio, por ser meu maior exemplo na vida, meu melhor amigo, e a pessoa em que tento me espelhar o tempo todo. Também não teria conseguido chegar até aqui sem você, e cada vez acredito mais quando você diz que me ensinou tudo que sei.

Por fim, agradeço à FEA-RP/USP, que tenho certeza que será uma escola ainda maior no futuro próximo.

Resumo

COUTO, G. T. **Medindo os custos de bem-estar dos ciclos econômicos na América Latina** 2016. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2016.

Desde o trabalho de Lucas (1987), diversos autores se dedicaram a medir o custo de bem-estar dos ciclos econômicos. Embora a literatura desse tema para os Estados Unidos seja extensa, há poucos estudos para países em desenvolvimento. O objetivo do presente trabalho é estimar este custo para uma amostra de países latino-americanos e compará-lo ao custo obtido dos dados da economia dos Estados Unidos. É utilizada a metodologia proposta por Reis (2009), que assume que o consumo segue um processo ARIMA(p,1,q), que tem as ordens selecionadas com base no critério de informação bayesiano. Os resultados obtidos indicam que, sob todos os processos assumidos para as série de consumo, os países latino-americanos possuem custo consideravelmente maior do que o dos Estados Unidos. Entretanto, quando se assume a estrutura ARIMA, a diferença entre os custos dos países latino-americanos e dos Estados Unidos é a menor.

Palavras-chaves: Custo do ciclo econômico, bem-estar, aversão ao risco, variabilidade do consumo

Abstract

COUTO, G. T. **Measuring the welfare costs of business cycles in Latin America** 2016. Dissertation (Master Degree) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2016.

Since the work of Lucas (1987), several authors have dedicated to measure the welfare costs of business cycle. Although the literature on this subject is extensive for the United States, few studies were made considering developing countries data. The objective of this study is to estimate this cost for a sample of Latin American countries and compare it to the cost obtained from the US economy data. The methodology proposed by Reis (2009) is used. It assumes that consumption follows an ARIMA (p,1,q) model, and the p and q orders are selected based on the Bayesian information criterion. The results indicate that, in all processes assumed for the consumption series, Latin American countries have considerably higher welfare costs than the US. However, when the ARIMA structure is assumed, the difference between the costs of Latin American countries and the United States is the smallest.

Keywords: Welfare cost of business cycles, welfare, risk aversion, variability of consumption

Lista de ilustrações

Figura 1 – Custo de bem-estar das flutuações como proporção do resultado dos Estados Unidos. Modelo AR(1), com $\rho = 0,02$	45
--	----

Lista de tabelas

Tabela 1 – Variância do ciclo do consumo obtido pelo filtro HP, como proporção do resultado dos Estados Unidos	26
Tabela 2 – Taxas de crescimento do PIB ao ano	27
Tabela 3 – Custo das flutuações (λ) sob a hipótese de Lucas (1987) ($\eta = 0$; $\hat{c}_t = constante + \varepsilon_t$), em % do consumo <i>per capita</i>	37
Tabela 4 – Custo das flutuações (λ) sob a hipótese de Lucas (1987) ($\eta = 0$; $\hat{c}_t = constante + \varepsilon_t$), em dólares de 2011 <i>per capita</i>	38
Tabela 5 – Custo das flutuações (λ) sob a hipótese de Hall (1978) ($\eta = 1$; $\hat{c}_t = constante + \hat{c}_{t-1} + \varepsilon_t$), em % do consumo <i>per capita</i>	39
Tabela 6 – Custo das flutuações (λ) sob a hipótese de Hall (1978) ($\eta = 1$; $\hat{c}_t = constante + \hat{c}_{t-1} + \varepsilon_t$), em dólares de 2011 <i>per capita</i>	40
Tabela 7 – Coeficientes estimados para o AR(1)	41
Tabela 8 – Custo das flutuações (λ) utilizando os coeficientes obtidos do modelo AR(1), em % do consumo <i>per capita</i>	43
Tabela 9 – Custo das flutuações (λ) utilizando os coeficientes obtidos do modelo AR(1), em dólares de 2011 <i>per capita</i>	44
Tabela 10 – Custo das flutuações, como proporção do resultado dos Estados Unidos (λ_i/λ_{EUA})	45
Tabela 11 – Testes de raiz unitária para as séries de consumo <i>per capita</i>	47
Tabela 12 – Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries de consumo <i>per capita</i>	48
Tabela 13 – Coeficientes estimados para o modelo ARMA selecionado em cada país.	49
Tabela 14 – Custo das flutuações (λ) utilizando os coeficientes obtidos do modelo ARMA(p,q), em % do consumo <i>per capita</i>	50
Tabela 15 – Custo das flutuações (λ) utilizando os coeficientes obtidos do modelo ARMA(p,q), em dólares de 2011 <i>per capita</i>	51
Tabela 16 – Custo das flutuações utilizando os coeficientes obtidos do modelo ARMA(p,q), como proporção do resultado dos Estados Unidos (λ_i/λ_{EUA}).	53

Sumário

	Sumário	15
1	INTRODUÇÃO	17
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	19
2.1	A abordagem de Lucas	19
2.2	Outros estudos	21
3	OBJETIVO E MOTIVAÇÃO	25
4	METODOLOGIA E DADOS	29
4.1	Obtendo uma expressão generalizada para o custo das flutuações	29
4.2	Processo para o consumo: Lucas ou Hall?	30
4.3	Estimando o custo na presença de raiz unitária	31
4.4	Dados	33
5	RESULTADOS	35
5.1	Estimativas de custo sob as hipóteses de Lucas (1987) e Hall (1978)	35
5.2	Modelos AR(1)	41
5.3	Testando a presença de raiz unitária	46
5.4	Estimativa do custo sob a metodologia de Reis (2009)	46
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	55
	REFERÊNCIAS	57

1 Introdução

As flutuações cíclicas são elemento de grande interesse na teoria econômica, tendo sido objeto de estudo de diversos autores. Mesmo em países desenvolvidos, nos quais existe maior estabilidade econômica, os principais indicadores apontam flutuações significativas no curto prazo. Nos Estados Unidos, por exemplo, o *National Bureau of Economic Research* (NBER), órgão responsável pela datação de recessões, identificou onze ciclos no país no período entre 1945 e 2009, sendo que a duração média das recessões é de 11,1 meses (NBER, 2010). O órgão define as recessões a partir de um declínio significativo na atividade econômica, com duração superior a alguns meses, perceptível em indicadores como PIB real, vendas no varejo, emprego e produção industrial, entre outros¹.

A partir destes fatos, surgem importantes questões: qual é o impacto dessas flutuações sobre o bem-estar de um consumidor típico? Haverá ganho significativo em se tentar reduzir a amplitude dos ciclos? Parte relevante das políticas econômicas, sobretudo as de curto-prazo, tem como objetivo suavizar as flutuações da economia.

Neste contexto, em um trabalho pioneiro, Lucas (1987) estima o custo, em termos de bem-estar, de se eliminar completamente as flutuações da economia americana. O autor assume uma função utilidade para um agente representativo, cuja aversão ao risco leva a perdas de utilidade derivadas da incerteza gerada por oscilações provenientes do componente estocástico presente na série do consumo. É calculado, então, o quanto superior o consumo deveria ser quando a economia flutua livremente, para que o indivíduo fique tão bem quanto na situação em que os ciclos são eliminados. Os resultados encontrados indicam que esta diferença é relativamente pequena, da ordem de 0,1% do consumo *per capita* dos Estados Unidos. Tal resultado pode sugerir que realizar políticas contracíclicas adicionais, que em geral são custosas para os governos, geraria pouco benefício em termos de bem-estar para o indivíduo médio.

¹ A definição oficial do NBER não cita um número exato de meses ou indicadores em queda para caracterizar uma recessão. Uma forma alternativa, e muito utilizada para se identificar recessões, é a observação de contração no produto por dois trimestres consecutivos (NBER, 2010).

Nos anos seguintes, outros trabalhos foram realizados buscando repetir este exercício, com alterações em algumas hipóteses adotadas por Lucas. Os resultados variam entre conclusões semelhantes às de Lucas, de baixo custo dos ciclos, a perdas estimadas mais significantes. Contribuições como as de Imrohoroglu (1989), Obstfeld (1994) e Dolmas (1998) indicam que este custo pode variar de maneira significativa de acordo com as hipóteses assumidas.

O objetivo deste trabalho é investigar se, utilizando uma base de países latino-americanos, as estimativas de custo do ciclo econômico são superiores às encontradas nos Estados Unidos, e se estes valores podem ser considerados significativos frente ao consumo de cada país. Para realizar as estimativas, utilizaremos metodologia similar àquela proposta em Reis (2009), em que a extração dos ciclos e o cálculo dos custos de bem-estar são realizados a partir de uma estrutura de modelos ARIMA $(p,1,q)$ para o consumo. Este método possui a vantagem de adaptar, para cada país, o melhor modelo entre um grupo finito de combinações das ordens p e q .

Os resultados apontam que, para todos os países latino-americanos, o custo de bem-estar dos ciclos é superior ao obtido a partir dos dados dos Estados Unidos. Além disso, na maioria dos casos analisados, os países da América Latina possuem custos maiores do que os Estados Unidos também considerando os valores em dólares *per capita* de 2011, mesmo possuindo patamares de consumo bastante inferiores. Este resultado sugere que os custos na América Latina, de maneira geral, não podem ser considerados irrisórios. Outro resultado obtido aponta que os custos obtidos sob a metodologia de Reis (2009) são elevados, mais próximos daqueles obtidos sob a hipótese de Hall (1978) para o consumo, de passeio aleatório, do que sob aquela adotada por Lucas (1987), de tendência determinista.

Esta dissertação está organizada da seguinte forma. O capítulo 2 apresenta um breve resumo dos principais trabalhos que se dedicaram ao tema. Os objetivos e a motivação do presente trabalho são expostos no capítulo 3. O capítulo 4 trata da metodologia e dos dados que se pretende utilizar na estimação. Os resultados são apresentados no capítulo 5. As conclusões e considerações finais são expostas no capítulo 6.

2 Revisão bibliográfica

2.1 A abordagem de Lucas

O primeiro trabalho a realizar estimativas de custo do ciclo econômico foi Lucas (1987). O autor assume um agente representativo que vive infinitamente, e tem a seguinte função utilidade intertemporal:

$$U(\{c_t\}_{t=0}^{\infty}) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (2.1)$$

em que $\beta \in (0, 1)$ representa o fator de desconto intertemporal, e $u(c_t)$ é a função de utilidade instantânea. A variável c_t é o consumo do agente no período t . Lucas assume que c_t é descrito pelo seguinte processo:

$$c_t = c_0 e^{gt} e^{-\frac{1}{2}\sigma^2} \varepsilon_t \quad (2.2)$$

em que c_0 representa o consumo inicial do indivíduo, g é a taxa de crescimento do consumo, e o termo ε_t é uma variável aleatória cujo logaritmo possui distribuição normal com média zero e variância σ^2 . Portanto, $E[e^{-\frac{1}{2}\sigma^2} \varepsilon_t] = 1$, e o consumo esperado no período t é igual a $c_0 e^{gt}$. Seja c_t^* o consumo na ausência de ciclos. Uma vez que não há incerteza nesta situação, c_t^* será igual à esperança para a trajetória do consumo em $t = 0$, ou seja:

$$c_t^* = E_0[c_t] = c_0 e^{gt} \quad (2.3)$$

Se desejássemos tornar o agente indiferente entre as situações com e sem incerteza, deveríamos ter:

$$E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \right] = E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t^*) \right] \quad (2.4)$$

Entretanto, a aversão a risco dos agentes implicará em $E[U(c_t)] < E[U(c_t^*)]$. Portanto, para que (2.4) seja válida, é necessário corrigir c_t por um fator λ , de forma que:

$$E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (1 + \lambda) u(c_t) \right] = E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t^*) \right], \quad \lambda > 0 \quad (2.5)$$

Dessa forma o parâmetro λ , além de representar a compensação necessária para que o agente fique indiferente entre as duas situações (com e sem incerteza), pode ser interpretado como o custo, em termos de bem-estar, dos ciclos econômicos. Lucas (1987) assumiu a função utilidade instantânea de aversão ao risco relativo constante:

$$u(c_t) = \begin{cases} \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}, & \text{se } \gamma \neq 1 \\ \ln(c_t), & \text{se } \gamma = 1 \end{cases} \quad (2.6)$$

O parâmetro γ é igual ao inverso da elasticidade de substituição intertemporal. A aversão ao risco relativo é definida como $-\frac{cu''(c)}{u'(c)}$ e, neste caso, é igual a γ , e portanto independente de c_t (por isso o nome aversão ao risco relativo constante) (ROMER, 2011). Considerando o formato de aversão ao risco relativo constante para a utilidade, é possível resolver a equação (2.4) para λ , e encontrar o custo do ciclo econômico:

$$\lambda \approx \frac{1}{2} \sigma^2 \gamma \quad (2.7)$$

Para chegar à equação (2.7), é utilizada a aproximação $\ln(1 + \lambda) \approx \lambda$. Em seguida, Lucas estima os parâmetros de interesse. A obtenção de σ^2 é feita a partir da série de consumo dos Estados Unidos. É estimado um modelo de tendência linear para a série, com o seguinte formato:

$$c_t = \bar{c} + \mu t + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

É, então, atribuído o valor da variância de ε_t a σ^2 . Uma outra metodologia possível para a obtenção de σ^2 seria a aplicação do filtro proposto por Hodrick e Prescott (1997), e cálculo da variância do componente de ciclo obtido.

No caso de γ , é mais difícil obter uma estimativa confiável. Entretanto, alguns estudos se dedicam a esta tarefa. Chetty (2006) estima uma média de 1,0 para o parâmetro, sendo que seu limite superior estaria ao redor de 2,0. Para a função proposta por Lucas, mesmo considerando valores mais elevados para o coeficiente de aversão ao risco, o custo das flutuações é da ordem de 0,5% do consumo total, valor considerado irrisório. Dessa forma, pode-se inferir que a tentativa de suavização adicional dos ciclos por meio de política econômica traria pouco benefício. Na seção 2.2, são explorados os trabalhos de alguns autores que alteraram as hipóteses do modelo de Lucas e obtiveram resultados diferentes.

2.2 Outros estudos

A repercussão do trabalho de Lucas levou a tentativas de diferentes autores de estimar modelos similares, ainda considerando dados dos Estados Unidos, porém relaxando algumas hipóteses. Imrohoroglu (1989) adiciona a possibilidade de mercados incompletos ao considerar uma economia em que há um mercado de seguros imperfeito, e compara diferentes situações de acesso ao mercado de crédito. Os resultados apontam que os custos dos ciclos econômicos quando não há disponibilidade de empréstimos (restrições de liquidez) são até cinco vezes maiores do que a situação com seguro perfeito. Entretanto, surpreendentemente, estes custos são reduzidos em seis vezes quando os empréstimos são permitidos, mesmo considerando a presença de um setor de intermediação, que impõe uma diferença de 8% entre as taxas de tomada e de aplicação de recursos. Pode-se inferir, portanto, que o custo das flutuações cíclicas tende a ser menor em economias com maior facilidade de acesso ao crédito.

Obstfeld (1994) assume a hipótese da renda permanente sobre o consumo, que, como consequência, passa a ser um processo com raiz unitária. Isto implica em choques permanentes e cumulativos ao longo do tempo. Dessa forma, há maior incerteza sobre o consumo. O autor ainda utiliza um formato de utilidade não-esperada para as preferências dos agentes, conforme proposto por Weil (1990), e desvincula a aversão ao risco da substituição intertemporal. Apesar de encontrar resultados significativamente maiores

do que os de Lucas para o custo dos ciclos, a conclusão ainda é de que estes valores são relativamente baixos frente ao consumo *per capita*. No entanto, o autor faz uma importante observação sobre a possibilidade de resultados diferentes se o estudo fosse replicado utilizando dados de 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)

Dolmas (1998) assume preferências dos agentes conforme proposto por Epstein e Zin (1991), além de propor três processos diferentes para a trajetória do consumo. Neste contexto, o custo dos ciclos apresenta uma grande variação dependendo do processo escolhido para o consumo e dos parâmetros assumidos na função utilidade. Os resultados obtidos variam entre 0,1% e 23% do consumo anual, e o autor argumenta que é necessário um maior entendimento do comportamento dos indivíduos em relação ao risco antes de obter conclusões sobre o custo dos ciclos.

Krusell e Smith (1999) consideram uma economia em que há heterogeneidade entre os indivíduos. Dessa forma, é possível distinguir o custo dos ciclos para diferentes tipos de consumidores, divididos em grupos de acordo com sua riqueza e condição de emprego. Nesta especificação, a possibilidade de seguro e a exposição ao risco variam de maneira significativa entre os grupos analisados. No entanto, os autores ainda encontram, na média, estimativas relativamente baixas para as perdas de bem-estar decorrentes das flutuações. Em grupos cujos indivíduos possuem baixa riqueza, não têm acesso ao mercado de crédito, e estão desempregados, o custo estimado é relevante. No entanto, o peso deste grupo na economia americana é muito baixo, e tem pouco impacto na estimativa agregada.

Mais recentemente, Issler, Franco-Neto e Guillén (2008) utilizam uma abordagem econométrica para estimar o custo dos ciclos econômicos para o período pós-guerra nos Estados Unidos. Os autores levam em conta a não-estacionariedade do consumo. Para obter o componente cíclico da série, é utilizada a decomposição de Beveridge e Nelson (1981), que leva a custos superiores àqueles encontrados quando se aplica o filtro de

Hodrick e Prescott (1997) ou o modelo de tendência linear. Os autores encontram valores entre 0,9% e 1,9% do consumo total, resultados superiores às estimativas de Lucas, mas ainda considerados pequenos.

Em sua contribuição, Reis (2009) propõe duas abordagens para obter o custo das flutuações, uma econômica e a outra estatística. Dentro da abordagem estatística, na qual nos concentraremos neste trabalho, o autor contrapõe dois processos distintos para a evolução do consumo. O primeiro processo baseia-se em Lucas (1987), e assume que o componente estocástico do consumo não possui persistência, ou seja, depende apenas de um componente aleatório com distribuição log normal. O outro processo pressupõe que o consumo siga um passeio aleatório, conforme proposto por Hall (1978). Neste caso, assume-se que o consumo possui persistência infinita.

Reis (2009) argumenta que o consumo não necessariamente deve seguir o processo de Lucas (1987) ou o de Hall (1978). Para estabelecer uma forma generalizada, o autor propõe estimar uma variedade de modelos ARIMA sobre a série do consumo *per capita*. As ordens dos componentes AR e MA são selecionadas de acordo com o critério de informação Bayesiano, enquanto a ordem de integração pode ser encontrada por meio de testes de raiz unitária. A partir das estimativas dos coeficientes do modelo, é possível obter o custo das flutuações, por meio de um procedimento que será detalhado no capítulo 4.

Utilizando dados dos Estados Unidos, Reis (2009) encontra custos superiores àqueles tradicionalmente reportados na literatura. Para os modelos estatísticos, a menor estimativa é de 0,3% do consumo *per capita*, considerando que o consumo segue um ARIMA (2,1,2), com coeficiente de aversão relativa ao risco igual a 1,0. A maior estimativa é de 7,4% do consumo *per capita*, quando o modelo escolhido é um ARIMA(1,1,0), com coeficiente de aversão relativa ao risco igual a 5,0.

Apesar de ser um tema pouco explorado, existem alguns trabalhos importantes que buscam medir o custo dos ciclos econômicos nos países em desenvolvimento. A principal referência no tema é de Pallage e Robe (2003), que definem três abordagens teóricas diferentes para medir este custo. O primeiro deles segue formato análogo ao de Lucas (1987), enquanto o segundo se baseia nos trabalhos de Obstfeld (1994) e Dolmas (1998).

O terceiro modelo utiliza uma função utilidade conforme proposto por Epstein e Zin (1991).

É definida uma amostra de países africanos para a análise do custo, excluindo aqueles que passaram por guerra ou que possuíam poucos dados disponíveis. Os resultados mostram que, para todos os países analisados, os custos são relevantes. O custo mediano da amostra é cerca de 10 vezes superior ao dos Estados Unidos.

Utilizando dados do Brasil, Issler e Rocha (2000) estimam o custo de bem-estar das flutuações, propondo duas abordagens diferentes. Na primeira, elimina-se tanto a variância dos ciclos como da tendência estocástica, enquanto a segunda é eliminada apenas a variância dos ciclos. A primeira abordagem aponta custos muito superiores aos encontrados para os Estados Unidos (cerca de 10 vezes mais, dependendo dos valores assumidos para os parâmetros). No entanto, Issler e Rocha (2000) argumentam que a segunda abordagem é mais factível na representação da capacidade de suavização das políticas macroeconômicas, e os resultados obtidos nela são inferiores a 0,1% do consumo *per capita* anual.

Barros Jr e Pinho Neto (2016) utilizam dados do Brasil após o Plano Real para calcular o custo de bem-estar das flutuações de acordo com a metodologia de Reis (2009). Os resultados apontam que este custo é de cerca de 6,48% do consumo real *per capita*, o que, de acordo com os autores, não é um valor negligenciável.

3 Objetivo e motivação

As flutuações cíclicas são elemento comum a praticamente todas as economias. Supondo uma economia em que exista um agente representativo, avesso ao risco, tais flutuações implicariam em incerteza, o que ocasionaria perdas de bem-estar. Uma forma de medir este custo é a eliminação de toda a flutuação cíclica da economia, e a comparação do bem-estar gerado nesta situação com aquele obtido na presença de ciclos.

Diversos autores já realizaram estimações deste tipo utilizando dados dos Estados Unidos. De maneira geral, os valores encontrados para o custo dos ciclos são relativamente baixos, apesar de variações relacionadas às diferentes hipóteses propostas por cada autor. Uma vez que parte relevante das políticas econômicas visa a suavização destes ciclos, esta conclusão traz questionamentos a respeito de sua efetividade em elevar o bem-estar.

Apesar da rica discussão do tema na literatura internacional, não há muitas investigações deste tipo para países em desenvolvimento, e o tema é pouco explorado para a América Latina. A hiperinflação de diversos países da região ao longo dos anos 1980 e início da década subsequente, aliada a crises de dívida e de balanço de pagamentos, são apontadas como geradoras de grandes oscilações (BULMER-THOMAS, 2003) - o que pode ter levado a maiores níveis de incerteza e, conseqüentemente, maior custo de bem-estar. Em um exercício simples, é possível notar como o consumo *per capita* dos países da região apresentou ciclos de intensidade maior se comparados aos de países desenvolvidos. A partir de dados da *Penn World Table*, foram obtidas as séries do consumo das famílias *per capita* de Argentina, Brasil, Chile, Alemanha, Estados Unidos e Reino Unido, no período entre 1950 e 2011 (valores em dólares americanos de 2005). Aplicou-se o filtro proposto por Hodrick e Prescott (1997) sobre o logaritmo de cada série, resultando em um componente de tendência e um componente de ciclo para cada país. Os resultados, expressos na tabela 1, indicam que, na amostra selecionada, os ciclos dos países latino-americanos possuem variância maior se comparados aos países desenvolvidos¹.

¹ A variância dos ciclos nos Estados Unidos, nesta metodologia, é de cerca de 0,005.

Tabela 1: Variância do ciclo do consumo obtido pelo filtro HP, como proporção do resultado dos Estados Unidos

País	$\sigma_i^2/\sigma_{EUA}^2$
Argentina	19,40
Brasil	5,17
Chile	17,77
Estados Unidos	1,00
Alemanha	2,50
Reino Unido	2,89

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

A variância maior dos ciclos nos países em desenvolvimento também é constatada por Pallage e Robe (2003), para países africanos. Adicionalmente, os países em desenvolvimento tendem a apresentar maior frequência de oscilações, mais um fator que contribui para o aumento da incerteza. Como ilustração, podemos expor o exemplo do Brasil. De acordo com Duarte, Issler e Spacov (2004), entre 1982 e 2002, o país teve seis períodos recessivos. No mesmo período, a metodologia adotada pelo comitê do NBER aponta apenas três recessões nos Estados Unidos. À luz destes fatos, pode-se levantar a hipótese que, em países de renda mais baixa, o custo de bem-estar relacionado aos ciclos econômicos pode ser maior (e, principalmente, mais relevante) do que os valores encontrados para países desenvolvidos na literatura.

Partindo desta hipótese, Pallage e Robe (2003) estimam este custo para uma amostra de países africanos, buscando uma comparação com o resultado observado para os Estados Unidos. Os autores encontram custos significativos nesta amostra, que são de 10 a 30 vezes superiores à estimativa para os Estados Unidos. Como consequência, haveria ganho significativo de bem-estar proveniente da eliminação dos ciclos em todos os países analisados.

Outro fator que pode ter contribuído para a elevação do custo dos ciclos foi a crise que atingiu os mercados em 2008. A maior parte dos países, tanto desenvolvidos como emergentes, sofreu grande impacto sobre a atividade econômica. A tabela 2 mostra que os países selecionados vinham crescendo a taxas próximas, ou até superiores às suas médias históricas nos anos anteriores à crise. No biênio 2008-2009, as taxas caíram de maneira

brusca, levando a recessão em alguns casos.

Tabela 2: Taxas de crescimento do PIB ao ano

	Média 1950-2011	Média 2006-2007	Média 2008-2009
Brasil	5,48%	5,61%	2,62%
Argentina	4,89%	8,90%	4,23%
Chile	4,18%	10,55%	-2,30%
Alemanha	3,92%	4,15%	-1,42%
Reino Unido	2,71%	2,61%	-3,48%
Mexico	4,43%	5,08%	-2,45%
Estados Unidos	3,20%	2,26%	-2,16%

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

Embora estas conclusões sugiram que os ciclos geram um custo de bem-estar maior em países em desenvolvimento, existem poucos trabalhos que se dedicam a este grupo de países. Os estudos para os países da América Latina são escassos, sobretudo para o período que envolve a primeira década dos anos 2000. Por um lado, a estabilização monetária e a solução de muitos dos problemas fiscais que se abateram sobre as economias da região, somadas a um período de grande prosperidade, podem ter reduzido a intensidade e frequência dos ciclos. Por outro lado, a crise internacional de 2008 gerou um nível de incerteza maior, e causou grandes oscilações no produto nos anos subsequentes, o que pode ter elevado o custo de bem-estar dos ciclos em um grande número de países do mundo, tanto emergentes como desenvolvidos. Uma vez que o efeito é incerto para todo o período, a estimação do custo de bem-estar dos ciclos econômicos para a região ganhou relevância considerável.

Este estudo tem como objetivo a estimação do custo das flutuações econômicas nos países latino-americanos, a partir de dados obtidos na *Penn World Table*. É utilizada uma abordagem econométrica, em procedimento como o proposto por Reis (2009). O processo que determina a série de consumo de cada país será estimado de acordo com uma estrutura generalizada de modelos ARIMA, e, a partir dos coeficientes obtidos, é possível obter o custo das flutuações para cada caso. A estimação é realizada também para os Estados Unidos, de forma que os custos obtidos na América Latina possam ser expressos em proporção do resultado desse país.

4 Metodologia e Dados

Para estimar o custo de bem-estar dos ciclos econômicos nos países latino-americanos, utilizamos a metodologia apresentada por Reis (2009). A forma generalizada de modelos ARIMA permite que seja selecionado, para cada país analisado, o processo que melhor se adeque aos dados. Este procedimento é vantajoso, ainda, por não restringir a escolha do modelo aos processos de Lucas (1987) e Hall (1978).

O objetivo é comparar estes custos com as estimativas obtidas para os Estados Unidos. Além disso, os resultados serão comparados com trabalhos que obtiveram estimativas para países em desenvolvimento, como Pallage e Robe (2003). Muitos dos resultados não são diretamente comparáveis, em razão de diferenças de metodologia. Entretanto, é possível calcular os custos de bem-estar de cada país como proporção daquele obtido para os Estados Unidos, o que permite avaliar os resultados obtidos em relação ao reportado em outros trabalhos.

4.1 Obtendo uma expressão generalizada para o custo das flutuações

Em seu trabalho, Lucas (1987) obteve uma expressão para o custo das flutuações, enunciada na equação (2.7). Entretanto, esta forma é específica para as hipóteses adotadas pelo autor, que considera que a série do consumo segue um processo de tendência determinista. Em nossas estimações, é interessante obter uma forma generalizada para o custo, de maneira que possamos quantificá-lo sob diferentes processos assumidos para a série de consumo.

A partir da expressão da equação (2.5), e sob a hipótese de log normalidade do

consumo, Reis (2009) demonstra que:

$$\ln(1 + \lambda) = \begin{cases} 0,5(1 - e^{-\rho}) \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} \text{Var}(c_t), & \text{se } \gamma = 1 \\ (\gamma - 1)^{-1} \ln \left[(1 - e^{-\rho}) \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} e^{0,5\gamma(\gamma-1)\text{Var}(c_t)} \right], & \text{se } \gamma \neq 1 \end{cases} \quad (4.1)$$

em que $\rho = \beta + (\gamma - 1)g$, e, se $\gamma \neq 1$, foi utilizada a seguinte propriedade da distribuição log normal:

$$E[c_t^{1-\gamma}] = E[c_t]^{1-\gamma} e^{0,5\gamma(\gamma-1)\text{Var}(c_t)} \quad (4.2)$$

Desta forma, Reis (2009) obteve expressões que permitem calcular o custo das flutuações de qualquer processo assumido para o consumo, desde que tenha distribuição log normal e que a forma de sua variância seja conhecida.

4.2 Processo para o consumo: Lucas ou Hall?

A primeira questão relevante a se responder diz respeito ao processo estatístico que será escolhido para representar a evolução do logaritmo do consumo. Lucas (1987) assume que a série não possui persistência temporal. Uma hipótese alternativa é assumir o processo proposto por Hall (1978), segundo o qual o consumo é um passeio aleatório. Reis (2009) propõe uma forma generalizada para descrever estes processos. Se definirmos \hat{c}_t como o componente estocástico do logaritmo da série do consumo (obtido após extração da tendência linear), sua evolução no tempo pode ser descrita por:

$$\hat{c}_t = \eta \hat{c}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

em que ε_t é normalmente distribuído, com média zero e variância σ^2 . O coeficiente η determinará o grau de persistência da série do consumo, e, conseqüentemente, qual dos dois processos especificados será descrito. No caso em que $\eta = 0$, temos o processo proposto por Lucas (1987), enquanto $\eta = 1$ leva ao processo de Hall (1978).

Pode-se perceber, no entanto, que a série do consumo não necessariamente deve seguir um dos processos expostos acima, mas ser descrita por um modelo AR(1) tal que $0 \leq \eta \leq 1$, em que o coeficiente pode ser estimado. O modelo AR(1), portanto, é mais geral, pois engloba ambos os casos expostos anteriormente.

Reis (2009), então, obtém o custo das flutuações aplicando a variância obtida da equação (4.3) na equação (4.1). Para um AR(1) estacionário, temos:

$$\text{Var}(\hat{c}_t) = \frac{\sigma^2(1 - \eta^{2t})}{1 - \eta^2}, \quad t \geq 1 \quad (4.4)$$

Portanto, para o caso em que $\gamma = 1$, a equação (4.1) é simplificada a:

$$\lambda \approx \frac{0,5\sigma^2}{\rho + 1 - \eta^2} \quad (4.5)$$

Foram utilizadas as aproximações $\ln(1 + \lambda) \approx \lambda$ e $e^\rho - 1 \approx \rho$. Para $\gamma \neq 1$, o procedimento análogo resulta na seguinte expressão, após as mesmas aproximações logarítmicas:

$$\lambda \approx \frac{0,5\gamma\sigma^2}{\rho + 1 - \eta^2} \quad (4.6)$$

A única diferença é que o numerador é multiplicado por γ . Dessa forma, em ambos os casos ($\gamma = 1$ e $\gamma \neq 1$), o custo das flutuações pode ser obtido a partir da equação (4.6).

4.3 Estimando o custo na presença de raiz unitária

Apesar da vantagem da simplicidade em descrever um processo geral para o consumo, a necessidade de estimar o modelo AR(1) descrito na seção anterior pode trazer problemas derivados da possível presença de raiz unitária nas séries. A literatura mostra evidências que as séries de consumo são, de maneira geral, altamente persistentes (HALL, 1978). Dessa forma, uma estimativa do coeficiente η por mínimos quadrados seria negativamente viesada (MARTIN; HURN; HARRIS, 2012).

Um procedimento simples e bastante utilizado em séries não estacionárias é a obtenção de diferenças. Se tomarmos como exemplo a equação (4.3) no caso em que $\eta = 1$, o processo possui raiz unitária. Pode-se perceber, no entanto, que $\hat{c}_t - \hat{c}_{t-1}$ é estacionário. Seja Δc_t a primeira diferença da série do logaritmo do consumo. Se Δc_t é estacionária, podemos representá-la pelo seguinte modelo:

$$\Delta c_t = \text{constante} + A(L)u_t \quad (4.7)$$

Esta representação é baseada no Teorema de Wold, que diz que séries estacionárias possuem uma representação de médias móveis (MA). Na expressão, $\Delta c_t = (1 - L)c_t$, $A(L) = \sum_{i=0}^{\infty} a_i L^i$ e L é o operador defasagem, tal que $L^i u_t = u_{t-i}$.

Reis (2009) obtém o custo das flutuações de acordo com este modelo. Assim, a equação (4.1) torna-se:

$$\ln(1 + \lambda) = \begin{cases} 0,5\sigma^2(1 - e^{g-r}) \left(\sum_{t=1}^{\infty} e^{(g-r)t} \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{i=0}^j a_i^2 \right), & \text{se } \gamma = 1 \\ (\gamma - 1)^{-1} \ln \left[\left(1 - e^{g-r} \right) \left(1 + \sum_{t=1}^{\infty} e^{(g-r)t} e^{0,5\sigma^2\gamma(\gamma-1) \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{i=0}^j a_i^2} \right) \right], & \text{se } \gamma \neq 1 \end{cases} \quad (4.8)$$

Resta ainda, uma barreira à estimação no modelo: não é possível recuperar infinitos parâmetros a partir de uma amostra finita. Este problema pode ser contornado a partir da estimação de um modelo ARMA(p,q) de ordens finitas e posterior inversão do polinômio da estrutura AR. Uma vez que a primeira diferença do consumo é estacionária, existem polinômios $B(L)$ e $C(L)$ de ordem finita tais que $A(L) = B(L)^{-1}C(L)$. Podemos, portanto, reescrever o modelo expresso na equação (4.7) na seguinte forma ARMA finita:

$$B(L)\Delta c_t = \text{constante} + C(L)u_t \quad (4.9)$$

Esta forma ainda possui a vantagem de aproximar a maior parte das séries econômicas (REIS, 2009). O procedimento consiste em selecionar as ordens ótimas dos polinômios $B(L)$ e $C(L)$ (ou as ordens das partes AR e MA, respectivamente). Para isto, são

utilizados critérios de informação e testes de diagnóstico. Por fim, obtém-se o polinômio $A(L)$, a partir de $B(L)$ e $C(L)$.

4.4 Dados

Foram coletados dados de consumo dos países latino-americanos por meio da *Penn World Table*, que conta com séries longas e comparáveis entre países, e periodicidade anual. No total, dos 21 países da América Latina, 17 têm dados disponíveis¹, e foram coletados também dados dos Estados Unidos, para realizar a comparação dos custos das flutuações. Alguns dos países possuem séries que se iniciam em 1950, enquanto outros possuem séries iniciadas em 1951. A fim de padronizar as amostras, todas as séries foram restringidas para que se iniciem em 1951. Todos os países possuem dados até 2011.

As séries de consumo foram obtidas em dólares de 2011, ajustados pela paridade do poder de compra. Para todas as estimativas feitas neste trabalho, são utilizados valores *per capita*. Deve-se ressaltar que, diferentemente de Reis (2009), foram utilizadas as séries de consumo total, e não apenas dos bens não-duráveis. Reis (2009) ressalta que esta escolha pode elevar as estimativas para o custo, uma vez que o consumo total apresenta maior volatilidade. Entretanto, a indisponibilidade de séries que computam apenas bens não-duráveis para todos os países, além das dificuldades de comparação entre elas, nos levaram a adotar o consumo total.

¹ Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, República Dominicana, Equador, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Paraguai, Peru, El Salvador, Uruguai e Venezuela

5 Resultados

A partir das séries de consumo *per capita* dos 17 países latino-americanos e dos Estados Unidos, foram realizadas estimativas por mínimos quadrados ordinários da equação (4.3). A variável a ser utilizada na estimação é o componente estocástico da série de consumo. Para obtê-lo, foi realizada, para cada país, uma regressão da série do logaritmo do consumo contra uma tendência determinista:

$$c_t = \delta t + \hat{c}_t \quad (5.1)$$

Resta ainda determinar valores para os parâmetros γ e ρ , que também influenciam no custo das flutuações. Seria possível calibrar o parâmetro ρ para cada país. No entanto, a falta de séries comparáveis da taxa de juros para os países selecionados inviabiliza este procedimento. Optou-se por adotar os mesmos valores escolhidos por Reis (2009) para ρ ¹, uma vez que são patamares largamente utilizados na literatura. Para γ , foram adotados os valores 1, 2 e 3. Apesar de muitos trabalhos utilizarem patamares mais altos para este parâmetro, para a metodologia em que se estimou os modelos ARMA, países com maior variância apresentaram divergência no cálculo do custo de bem estar com $\gamma = 3$, o que impossibilita a obtenção de λ . Este problema tenderia a ser mais frequente (ocorrer para mais países), na medida em que se aumentasse ainda mais o valor de γ .

5.1 Estimativas de custo sob as hipóteses de Lucas (1987) e Hall (1978)

Para estimar os custos das flutuações sob a hipótese de Lucas (1987), regrediu-se o componente estocástico das séries contra uma constante, o equivalente a restringir o coeficiente $\eta = 0$ na equação (4.3). A variância dos resíduos foi introduzida na equação

¹ 0,01, 0,02 e 0,03

(4.6), juntamente com os valores escolhidos para γ e ρ . Os resultados podem ser observados na tabela 3.

É possível perceber que todos os países latino-americanos analisados apresentam custos superiores aos dos Estados Unidos como percentual do consumo *per capita*. Entretanto, existem diferenças consideráveis entre os países do bloco. Alguns países, como Honduras e Guatemala, apontam custos relativamente baixos, inferiores a US\$ 15 por ano por pessoa. No entanto, países como Brasil, Argentina, Uruguai e Venezuela já indicam valores mais elevados.

Na sequência, são estimados os custos sob a hipótese de Hall (1978). Neste caso, temos $\eta = 1$, e a equação (4.3) pode ser reescrita como $\hat{c}_t - \hat{c}_{t-1} = \varepsilon_t$. Portanto, regressiu-se a primeira diferença de \hat{c}_t contra uma constante. Novamente, a variância dos resíduos foi coletada e inserida na equação (4.6). Os resultados podem ser vistos na tabela 5.

Ao alterarmos a hipótese para o processo das séries de consumo, ocorre um aumento sensível nas estimativas para o custo das flutuações. Mesmo para os Estados Unidos, as estimativas passam a apontar valores mais relevantes, dependendo da escolha dos parâmetros. Na maioria dos casos, o custo ultrapassa US\$ 100 por pessoa por ano. Partindo da equação (4.6), podemos obter o impacto de η sobre o custo:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \lambda}{\partial \eta} &= \frac{0,5\gamma \frac{\partial \sigma^2}{\partial \eta}}{\rho + 1 - \eta^2} + \left(-\frac{0,5\gamma \sigma^2}{(\rho + 1 - \eta^2)^2} \right) (-2\eta) \\ &= 0,5\gamma \left(\frac{\frac{\partial \sigma^2}{\partial \eta} (\rho + 1 - \eta^2) + 2\eta \sigma^2}{(\rho + 1 - \eta^2)^2} \right) \end{aligned}$$

Uma vez que $\rho + 1 - \eta^2 > 0$ e todos os parâmetros são estritamente positivos, o sinal da derivada dependerá de $\partial \sigma^2 / \partial \eta$. A derivada será positiva se e somente se:

$$\frac{\partial \sigma^2}{\partial \eta} > - \left(\frac{2\eta \sigma^2}{\rho + 1 - \eta^2} \right)$$

Portanto, apesar dos resultados obtidos, não se pode afirmar que a elevação do parâmetro η sempre leva a aumentos no custo.

A maior parte dos países latino-americanos tem estimativas de custo já bastante

Tabela 3: Custo das flutuações (λ) sob a hipótese de Lucas (1987) ($\eta = 0$; $\hat{c}_t = constante + \varepsilon_t$), em % do consumo per capita

	$\rho = 0,01$			$\rho = 0,02$			$\rho = 0,03$		
	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$
Argentina	1,84%	3,68%	5,53%	1,82%	3,65%	5,47%	1,81%	3,61%	5,42%
Bolívia	1,23%	2,46%	3,69%	1,22%	2,43%	3,65%	1,20%	2,41%	3,61%
Brasil	1,22%	2,45%	3,67%	1,21%	2,42%	3,63%	1,20%	2,40%	3,60%
Chile	1,50%	3,00%	4,49%	1,48%	2,97%	4,45%	1,47%	2,94%	4,41%
Colômbia	1,02%	2,03%	3,05%	1,01%	2,01%	3,02%	1,00%	1,99%	2,99%
Costa Rica	0,32%	0,64%	0,96%	0,32%	0,63%	0,95%	0,31%	0,63%	0,94%
República Dominicana	0,57%	1,13%	1,70%	0,56%	1,12%	1,68%	0,56%	1,11%	1,67%
Equador	0,72%	1,44%	2,16%	0,71%	1,43%	2,14%	0,71%	1,41%	2,12%
Guatemala	0,14%	0,27%	0,41%	0,13%	0,27%	0,40%	0,13%	0,27%	0,40%
Honduras	0,15%	0,31%	0,46%	0,15%	0,30%	0,46%	0,15%	0,30%	0,45%
México	0,59%	1,18%	1,77%	0,58%	1,17%	1,75%	0,58%	1,16%	1,74%
Panamá	0,45%	0,91%	1,36%	0,45%	0,90%	1,35%	0,45%	0,89%	1,34%
Paraguai	1,01%	2,02%	3,03%	1,00%	2,00%	3,00%	0,99%	1,98%	2,97%
Peru	0,35%	0,70%	1,06%	0,35%	0,70%	1,05%	0,35%	0,69%	1,04%
El Salvador	0,94%	1,88%	2,82%	0,93%	1,86%	2,79%	0,92%	1,84%	2,77%
Uruguai	0,80%	1,61%	2,41%	0,80%	1,59%	2,39%	0,79%	1,58%	2,37%
Venezuela	1,67%	3,33%	5,00%	1,65%	3,30%	4,95%	1,63%	3,27%	4,90%
Estados Unidos	0,05%	0,09%	0,14%	0,05%	0,09%	0,14%	0,05%	0,09%	0,14%

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

Tabela 4: Custo das flutuações (λ) sob a hipótese de Lucas (1987) ($\eta = 0$; $\hat{c}_t = \text{constante} + \varepsilon_t$), em dólares de 2011 *per capita*

	$\rho = 0, 01$			$\rho = 0, 02$			$\rho = 0, 03$		
	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$
Argentina	174,79	349,59	524,38	173,08	346,16	519,24	171,40	342,80	514,20
Bolívia	32,06	64,12	96,17	31,74	63,49	95,23	31,44	62,87	94,31
Brasil	72,02	144,05	216,07	71,32	142,64	213,96	70,63	141,25	211,88
Chile	138,32	276,63	414,95	136,96	273,92	410,88	135,63	271,26	406,89
Colômbia	55,34	110,67	166,01	54,79	109,59	164,38	54,26	108,52	162,78
Costa Rica	25,48	50,96	76,43	25,23	50,46	75,68	24,98	49,97	74,95
República Dominicana	41,42	82,84	124,26	41,01	82,03	123,04	40,62	81,23	121,85
Equador	32,18	64,36	96,54	31,86	63,73	95,59	31,55	63,11	94,66
Guatemala	4,83	9,67	14,50	4,79	9,57	14,36	4,74	9,48	14,22
Honduras	3,93	7,86	11,79	3,89	7,78	11,67	3,85	7,71	11,56
México	48,99	97,99	146,98	48,51	97,03	145,54	48,04	96,08	144,12
Panamá	28,89	57,79	86,68	28,61	57,22	85,83	28,33	56,67	85,00
Paraguai	53,07	106,13	159,20	52,55	105,09	157,64	52,04	104,07	156,11
Peru	11,99	23,97	35,96	11,87	23,74	35,61	11,75	23,51	35,26
El Salvador	8,95	17,89	26,84	8,86	17,72	26,58	8,77	17,55	26,32
Uruguai	72,96	145,91	218,87	72,24	144,48	216,72	71,54	143,08	214,62
Venezuela	95,47	190,95	286,42	94,54	189,08	283,61	93,62	187,24	280,86
Estados Unidos	14,99	29,98	44,98	14,85	29,69	44,54	14,70	29,40	44,10

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

Tabela 5: Custo das flutuações (λ) sob a hipótese de Hall (1978) ($\eta = 1$; $\hat{c}_t = \text{constante} + \hat{c}_{t-1} + \varepsilon_t$), em % do consumo *per capita*

	$\rho = 0,01$			$\rho = 0,02$			$\rho = 0,03$		
	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$
Argentina	30,55%	61,09%	91,64%	15,27%	30,55%	45,82%	10,18%	20,36%	30,55%
Bolívia	9,94%	19,88%	29,81%	4,97%	9,94%	14,91%	3,31%	6,63%	9,94%
Brasil	10,59%	21,17%	31,76%	5,29%	10,59%	15,88%	3,53%	7,06%	10,59%
Chile	22,07%	44,14%	66,22%	11,04%	22,07%	33,11%	7,36%	14,71%	22,07%
Colômbia	5,37%	10,74%	16,12%	2,69%	5,37%	8,06%	1,79%	3,58%	5,37%
Costa Rica	11,85%	23,70%	35,55%	5,93%	11,85%	17,78%	3,95%	7,90%	11,85%
República Dominicana	25,15%	50,30%	75,46%	12,58%	25,15%	37,73%	8,38%	16,77%	25,15%
Equador	6,08%	12,15%	18,23%	3,04%	6,08%	9,11%	2,03%	4,05%	6,08%
Guatemala	2,00%	4,00%	6,00%	1,00%	2,00%	3,00%	0,67%	1,33%	2,00%
Honduras	6,20%	12,40%	18,60%	3,10%	6,20%	9,30%	2,07%	4,13%	6,20%
México	8,90%	17,79%	26,69%	4,45%	8,90%	13,35%	2,97%	5,93%	8,90%
Panamá	27,25%	54,51%	81,76%	13,63%	27,25%	40,88%	9,08%	18,17%	27,25%
Paraguai	13,21%	26,41%	39,62%	6,60%	13,21%	19,81%	4,40%	8,80%	13,21%
Peru	12,07%	24,14%	36,21%	6,03%	12,07%	18,10%	4,02%	8,05%	12,07%
El Salvador	10,07%	20,15%	30,22%	5,04%	10,07%	15,11%	3,36%	6,72%	10,07%
Uruguai	20,01%	40,01%	60,02%	10,00%	20,01%	30,01%	6,67%	13,34%	20,01%
Venezuela	28,55%	57,10%	85,66%	14,28%	28,55%	42,83%	9,52%	19,03%	28,55%
Estados Unidos	1,51%	3,03%	4,54%	0,76%	1,51%	2,27%	0,50%	1,01%	1,51%

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

Tabela 6: Custo das flutuações (λ) sob a hipótese de Hall (1978) ($\eta = 1$; $\hat{c}_t = \text{constante} + \hat{c}_{t-1} + \varepsilon_t$), em dólares de 2011 *per capita*

	$\rho = 0, 01$			$\rho = 0, 02$			$\rho = 0, 03$		
	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$
Argentina	2899,05	5798,10	8697,15	1449,53	2899,05	4348,58	966,35	1932,70	2899,05
Bolívia	259,34	518,68	778,02	129,67	259,34	389,01	86,45	172,89	259,34
Brasil	623,49	1246,99	1870,48	311,75	623,49	935,24	207,83	415,66	623,49
Chile	2038,31	4076,62	6114,93	1019,16	2038,31	3057,47	679,44	1358,87	2038,31
Colômbia	292,28	584,57	876,85	146,14	292,28	438,43	97,43	194,86	292,28
Costa Rica	947,27	1894,55	2841,82	473,64	947,27	1420,91	315,76	631,52	947,27
República Dominicana	1839,91	3679,82	5519,74	919,96	1839,91	2759,87	613,30	1226,61	1839,91
Ecuador	271,35	542,71	814,06	135,68	271,35	407,03	90,45	180,90	271,35
Guatemala	71,31	142,62	213,93	35,65	71,31	106,96	23,77	47,54	71,31
Honduras	158,63	317,26	475,88	79,31	158,63	237,94	52,88	105,75	158,63
México	738,78	1477,56	2216,33	369,39	738,78	1108,17	246,26	492,52	738,78
Panamá	1733,37	3466,74	5200,11	866,68	1733,37	2600,05	577,79	1155,58	1733,37
Paraguai	693,45	1386,90	2080,36	346,73	693,45	1040,18	231,15	462,30	693,45
Peru	410,83	821,67	1232,50	205,42	410,83	616,25	136,94	273,89	410,83
El Salvador	95,81	191,62	287,44	47,91	95,81	143,72	31,94	63,87	95,81
Uruguai	1813,19	3626,38	5439,57	906,59	1813,19	2719,78	604,40	1208,79	1813,19
Venezuela	1636,37	3272,74	4909,11	818,19	1636,37	2454,56	545,46	1090,91	1636,37
Estados Unidos	485,21	970,42	1455,64	242,61	485,21	727,82	161,74	323,47	485,21

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

elevadas, e, assim como ocorreu sob a hipótese de Lucas (1987), em magnitudes bastante superiores ao observado para os Estados Unidos.

5.2 Modelos AR(1)

Após obter o custo das flutuações sob as hipóteses de Lucas (1987) e Hall (1978), estimou-se o modelo AR(1). Para cada país, foi feita uma regressão baseada na equação (4.3), por mínimos quadrados ordinários. Os valores obtidos para o coeficiente foram expressos na tabela 7.

Tabela 7: Coeficientes estimados para o AR(1)

	$\hat{\eta}$	Erro-padrão
Argentina	0,91	0,05
Bolívia	0,94	0,04
Brasil	0,94	0,04
Chile	0,96	0,05
Colômbia	0,97	0,03
Costa Rica	0,76	0,07
República Dominicana	0,79	0,08
Equador	0,99	0,04
Guatemala	0,93	0,05
Honduras	0,81	0,08
México	0,92	0,05
Panamá	0,68	0,09
Paraguai	0,98	0,05
Peru	0,83	0,07
El Salvador	0,95	0,04
Uruguai	0,91	0,07
Estados Unidos	0,88	0,08
Venezuela	0,93	0,05

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

As estimativas foram inseridas na equação (4.6), e os custos das flutuações obtidos de maneira análoga ao realizado sob as hipóteses anteriores. Os resultados estão apresentados na tabela 8.

Assim como verificado por Reis (2009), os custos calculados desta maneira ficam muito mais próximos dos obtidos sob a hipótese de Lucas (1987) do que sob a hipótese

de Hall (1978). Além disso, é interessante notar que, para a maior parte dos países latino-americanos, esta é a metodologia que apresenta as estimativas de custo mais baixas. Em boa parte dos casos, os valores obtidos podem ser considerados irrelevantes.

A tabela 10 mostra as estimativas de custo para cada uma das especificações, como proporção do resultado estimado para os Estados Unidos. Deve-se destacar que, nos três modelos considerados, os numeradores da equação (4.6) para diferentes países só se distinguem por σ^2 . Portanto, a razão calculada não depende do parâmetro γ . Já o parâmetro ρ só altera a razão para o modelo AR(1), quando os coeficientes η dos países comparados têm valores distintos. De fato:

$$\begin{aligned} \frac{\lambda_i}{\lambda_{EUA}} &= \frac{\frac{0,5\gamma\sigma_i^2}{\rho+1-\eta_i^2}}{\frac{0,5\gamma\sigma_{EUA}^2}{\rho+1-\eta_{EUA}^2}} \\ &= \frac{\sigma_i^2(\rho+1-\eta_{EUA}^2)}{\sigma_{EUA}^2(\rho+1-\eta_i^2)} \end{aligned}$$

em que o subscrito i representa um país qualquer, e o subscrito EUA representa os Estados Unidos.

Sob a hipótese de Hall (1978), apesar de terem sido encontrados os maiores valores para os custos, a diferença da economia americana para os países latino-americanos foi a menor. A maior disparidade é encontrada quando se adota o processo especificado por Lucas (1987). A figura 1 mostra que, para o modelo AR(1), muitos dos países da América do Sul tendem a apresentar os maiores custos, enquanto alguns países da América Central se destacam pelos custos mais baixos, tanto no percentual como em valores absolutos.

Para que os resultados obtidos sob o modelo AR(1) sejam válidos, não pode haver evidência de raiz unitária nas séries do logaritmo do consumo. Na seção 5.3, são realizados testes para verificar a ordem de integração para cada país.

Tabela 8: Custo das flutuações (λ) utilizando os coeficientes obtidos do modelo AR(1), em % do consumo *per capita*

	$\rho = 0,01$			$\rho = 0,02$			$\rho = 0,03$		
	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$
Argentina	1,54%	3,07%	4,61%	1,46%	2,92%	4,37%	1,39%	2,78%	4,16%
Bolívia	0,75%	1,50%	2,25%	0,69%	1,39%	2,08%	0,65%	1,29%	1,94%
Brasil	0,84%	1,69%	2,53%	0,78%	1,56%	2,34%	0,72%	1,45%	2,17%
Chile	2,54%	5,08%	7,62%	2,28%	4,55%	6,83%	2,06%	4,12%	6,19%
Colômbia	0,78%	1,55%	2,33%	0,68%	1,35%	2,03%	0,60%	1,20%	1,80%
Costa Rica	0,23%	0,46%	0,68%	0,22%	0,45%	0,67%	0,22%	0,44%	0,65%
República Dominicana	0,57%	1,15%	1,72%	0,56%	1,12%	1,68%	0,55%	1,09%	1,64%
Equador	1,83%	3,67%	5,50%	1,41%	2,82%	4,23%	1,14%	2,29%	3,43%
Guatemala	0,13%	0,26%	0,39%	0,12%	0,24%	0,36%	0,11%	0,23%	0,34%
Honduras	0,16%	0,33%	0,49%	0,16%	0,32%	0,48%	0,15%	0,31%	0,46%
México	0,54%	1,09%	1,63%	0,51%	1,02%	1,53%	0,48%	0,96%	1,45%
Panamá	0,41%	0,81%	1,22%	0,40%	0,80%	1,20%	0,39%	0,79%	1,18%
Paraguai	2,39%	4,77%	7,16%	2,02%	4,04%	6,06%	1,75%	3,50%	5,25%
Peru	0,34%	0,67%	1,01%	0,33%	0,65%	0,98%	0,32%	0,63%	0,95%
El Salvador	0,99%	1,97%	2,96%	0,90%	1,79%	2,69%	0,82%	1,64%	2,47%
Uruguai	1,11%	2,22%	3,33%	1,05%	2,10%	3,15%	1,00%	1,99%	2,99%
Venezuela	1,85%	3,69%	5,54%	1,73%	3,46%	5,19%	1,63%	3,26%	4,89%
Estados Unidos	0,06%	0,12%	0,19%	0,06%	0,12%	0,18%	0,06%	0,11%	0,17%

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

Tabela 9: Custo das flutuações (λ) utilizando os coeficientes obtidos do modelo AR(1), em dólares de 2011 *per capita*

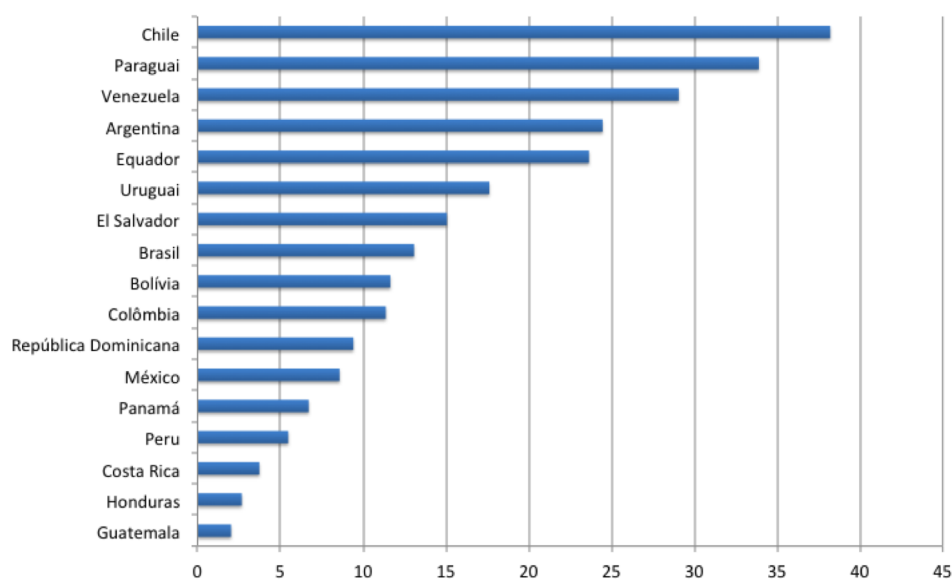
	$\rho = 0,01$			$\rho = 0,02$			$\rho = 0,03$		
	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$
Argentina	145,68	291,37	437,05	138,34	276,68	415,02	131,70	263,40	395,10
Bolívia	19,54	39,07	58,61	18,11	36,22	54,33	16,88	33,75	50,63
Brasil	49,71	99,43	149,14	45,91	91,82	137,72	42,64	85,29	127,93
Chile	234,68	469,36	704,04	210,25	420,50	630,75	190,42	380,85	571,27
Colômbia	42,27	84,53	126,80	36,85	73,69	110,54	32,66	65,32	97,98
Costa Rica	18,21	36,42	54,63	17,80	35,61	53,41	17,41	34,83	52,24
República Dominicana	42,06	84,12	126,17	41,01	82,03	123,04	40,02	80,04	120,06
Equador	81,95	163,91	245,86	62,93	125,85	188,78	51,07	102,14	153,21
Guatemala	4,58	9,16	13,75	4,30	8,59	12,89	4,04	8,09	12,13
Honduras	4,19	8,37	12,56	4,07	8,14	12,21	3,96	7,92	11,87
México	45,13	90,26	135,39	42,43	84,86	127,29	40,03	80,07	120,10
Panamá	25,89	51,79	77,68	25,43	50,87	76,30	24,99	49,98	74,97
Paraguai	125,30	250,59	375,89	106,07	212,14	318,21	91,96	183,92	275,88
Peru	11,44	22,88	34,33	11,10	22,20	33,31	10,78	21,56	32,35
El Salvador	9,39	18,77	28,16	8,53	17,07	25,60	7,82	15,64	23,47
Uruguai	100,59	201,18	301,77	95,17	190,33	285,50	90,30	180,59	270,89
Venezuela	105,84	211,68	317,52	99,22	198,45	297,67	93,39	186,78	280,17
Estados Unidos	19,92	39,84	59,76	19,10	38,21	57,31	18,35	36,70	55,06

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

Tabela 10: Custo das flutuações, como proporção do resultado dos Estados Unidos (λ_i/λ_{EUA})

	Lucas	Hall	AR(1)		
			$\rho = 0,01$	$\rho = 0,02$	$\rho = 0,03$
Argentina	39,38	20,18	24,70	24,46	24,24
Bolívia	26,27	6,57	12,05	11,64	11,30
Brasil	26,15	6,99	13,58	13,08	12,65
Chile	32,03	14,58	40,90	38,20	36,02
Colômbia	21,75	3,55	12,50	11,36	10,49
Costa Rica	6,82	7,83	3,67	3,74	3,81
República Dominicana	12,11	16,62	9,25	9,41	9,56
Equador	15,41	4,01	29,53	23,64	19,97
Guatemala	2,90	1,32	2,07	2,02	1,98
Honduras	3,28	4,10	2,63	2,67	2,70
México	12,62	5,88	8,75	8,57	8,42
Panamá	9,71	18,01	6,55	6,71	6,86
Paraguai	21,61	8,72	38,40	33,90	30,59
Peru	7,53	7,97	5,41	5,47	5,53
El Salvador	20,11	6,65	15,88	15,05	14,36
Uruguai	17,21	13,22	17,86	17,62	17,40
Venezuela	35,62	18,86	29,72	29,05	28,46

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table



Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table.

Figura 1: Custo de bem-estar das flutuações como proporção do resultado dos Estados Unidos. Modelo AR(1), com $\rho = 0,02$.

5.3 Testando a presença de raiz unitária

Para todos os países da amostra foram realizados testes de raiz unitária². Para estes testes, modelou-se a parte determinista com constante e tendência. Os resultados se encontram na tabela 11. Os testes mostram que existe forte evidência de presença de raiz unitária nas séries. Apenas as estatísticas do teste Ng-Perron para o Equador apontam rejeição da hipótese nula de raiz unitária a 5% de significância³. No entanto, os demais testes indicam rejeição da nula. Dessa forma, a estimação do modelo AR(1) não foi a mais adequada, e é provável que exista viés nos custos encontrados utilizando esta metodologia. Adicionalmente, o processo proposto por Lucas (1987) não parece ser o mais adequado para descrever as séries de nenhum dos países estudados neste período.

Nas próximas etapas do trabalho, será realizada a estimação dos modelos ARMA generalizados, conforme proposto por Reis (2009). Para isto, deve ser verificado, por meio dos mesmos testes de raiz unitária, se a primeira diferença de cada série de consumo é estacionária. A parte determinista foi modelada apenas com uma constante. Os resultados destes testes estão na tabela 5.3. A grande maioria dos países mostra rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária em todos os testes. As exceções são a Colômbia, que não teve a hipótese nula rejeitada apenas no teste ADF, e o Equador, que não apresentou rejeição da hipótese nula em nenhum dos testes. Dessa forma, para a grande maioria dos países, temos evidência de uma raiz unitária, e será possível realizar o procedimento proposto por Reis (2009), estimando os modelos ARMA sobre a primeira diferença da série do consumo *per capita*.

5.4 Estimativa do custo sob a metodologia de Reis (2009)

Para obter os custos de acordo com a metodologia de Reis (2009), foram estimados todos os modelos ARMA possíveis sobre a primeira diferença do logaritmo da série de

² Dickey-Fuller aumentado (DICKEY; FULLER, 1979; MACKINNON, 1996), Phillips e Perron (1988) e Ng e Perron (2001)

³ Dependendo do teste, alguns valores críticos se alteram entre países. No entanto, as diferenças são irrisórias. Na forma em que foram reportados na tabela (até a segunda casa decimal), os valores são idênticos.

Tabela 11: Testes de raiz unitária para as séries de consumo *per capita*

	ADF	Phillips-Perron	Ng-Perron		
	Estatística	Estatística	MZt	MSB	MPt
Argentina	-1,03	-0,99	-1,52	0,24	14,43
Bolívia	-0,36	-0,45	-1,06	0,30	21,80
Brasil	-1,34	-1,83	-1,46	0,25	15,32
Chile	-0,28	0,30	-1,39	0,23	14,85
Colômbia	-2,35	-1,61	-2,87	0,17	5,52
Costa Rica	-2,19	-1,98	-2,46	0,19	7,49
República Dominicana	0,84	0,77	0,30	0,37	42,31
Equador	-1,51	0,13	-9,01*	0,05*	0,79*
Guatemala	-2,12	-2,04	-2,19	0,22	9,26
Honduras	-1,53	-1,60	-1,61	0,26	14,62
México	-2,44	-2,00	-2,52	0,20	7,18
Panamá	-2,22	-1,87	-2,21	0,18	8,84
Paraguai	0,92	0,99	-1,27	0,24	15,95
Peru	-2,42	-2,59	-1,81	0,25	12,73
El Salvador	-1,76	-1,41	-1,95	0,24	11,50
Uruguai	-0,96	-1,00	-1,71	0,20	11,79
Estados Unidos	-2,09	-1,98	-1,25	0,37	26,02
Venezuela	-1,67	-1,40	-1,97	0,22	10,82
Valor crítico (5%)	-3,49	-3,49	-2,91	0,17	5,48

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

Hipótese nula: a série possui raiz unitária. Asterisco indica rejeição da hipótese nula.

consumo de cada um dos países, para $0 \leq p, q \leq 3$, totalizando 16 modelos por país. O melhor modelo para cada país foi selecionado por meio do critério de informação bayesiano, considerando apenas os modelos inversíveis. A tabela 13 mostra os coeficientes estimados para o modelo selecionado de cada país.

Apesar de o processo proposto por Lucas (1987) ter sido descartado para a amostra a partir dos resultados dos testes de raiz unitária, muitos dos países apontam como melhor modelo apenas a constante, o que é equivalente ao processo proposto por Hall (1978). A partir dos coeficientes obtidos, realizou-se a inversão da parte AR de cada país (se presente). O MA infinito resultante foi truncado na defasagem $q = 10000$. Substituindo os valores obtidos para os coeficientes do MA infinito e para as variâncias dos resíduos de cada modelo na equação (4.8), foram encontradas as estimativas de custo de cada país, expressas na tabela 14.

Tabela 12: Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries de consumo *per capita*

	ADF	Phillips-Perron	Ng-Perron		
	Estatística	Estatística	MZt	MSB	MPt
Argentina	-4,43*	-4,41*	-3,13*	0,14*	1,80*
Bolívia	-3,04*	-5,28*	-2,48*	0,19*	2,13*
Brasil	-6,29*	-6,28*	-3,76*	0,13*	0,94*
Chile	-4,57*	-4,64*	-3,31*	0,14*	1,41*
Colômbia	-2,53	-4,27*	-2,26*	0,21*	2,55*
Costa Rica	-5,55*	-5,52*	-3,31*	0,15*	1,12*
República Dominicana	-5,81*	-5,81*	-3,42*	0,14*	1,13*
Equador	-1,63	-4,98	-1,41	0,31	5,53
Guatemala	-4,96*	-4,94*	-3,20*	0,15*	1,27*
Honduras	-7,36*	-7,36*	-3,76*	0,13*	0,87*
México	-5,17*	-5,05*	-3,53*	0,14*	1,05*
Panamá	-9,77*	-10,13*	-3,73*	0,13*	0,88*
Paraguai	-4,31*	-4,16*	-3,23*	0,15*	1,43*
Peru	-8,14*	-8,13*	-3,83*	0,13*	0,84*
El Salvador	-4,81*	-4,84*	-3,41*	0,15*	1,05*
Uruguai	-5,82*	-5,83*	-2,22*	0,19*	2,84*
Estados Unidos	-5,06*	-5,02*	-3,47*	0,14*	1,08*
Venezuela	-5,00*	-4,98*	-3,35*	0,15*	1,13*
Valor crítico (5%)	-2,91	-2,91	-1,98	0,23	3,17

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

Hipótese nula: a série possui raiz unitária. Asterisco indica rejeição da hipótese nula.

Os resultados mostram que, sob a metodologia de Reis (2009), em que o processo do consumo é selecionado individualmente para cada país, as estimativas para o custo de bem-estar das flutuações apresentam valores elevados. A comparação com os exercícios em que foram utilizadas as hipóteses de Lucas (1987) e Hall (1978) mostram que as estimativas a partir dos modelos ARMA ficam mais próximas do segundo exercício. Em alguns casos, não foi possível calcular o custo, uma vez que a combinação de valores muito elevados de σ^2 e γ faz com que a fórmula expressa na equação (4.8) não convirja. Em valores absolutos, muitos dos países possuem custos que superam US\$ 1000 por pessoa por ano.

A análise dos custos como proporção do resultado dos Estados Unidos, no entanto,

Tabela 13: Coeficientes estimados para o modelo ARMA selecionado em cada país.

	Constante	AR(1)	AR(2)	AR(3)	MA(1)	MA(2)	MA(3)
Argentina	0,029 (0,010)	-	-	-	-	-	-
Bolívia	0,033 (0,008)	0,937 (0,100)	-	-	-1,000 (0,044)	-	-
Brasil	0,032 (0,006)	-	-	-	-	-	-
Chile	0,018 (0,011)	-	-	-	0,466 (0,116)	-	-
Colômbia	0,017 (0,008)	-	-	-	0,301 (0,125)	0,765 (0,087)	0,362 (0,131)
Costa Rica	0,015 (0,007)	-1,526 (0,036)	-0,867 (0,032)	-	2,113 (0,115)	1,861 (0,168)	0,580 (0,105)
República Dominicana	0,029 (0,009)	-	-	-	-	-	-
Equador	0,021 (0,007)	0,375 (0,120)	-	-	-	-	-
Guatemala	0,013 (0,004)	-0,160 (0,126)	0,206 (0,119)	0,085 (0,105)	0,977 (0,010)	-	-
Honduras	0,011 (0,005)	-	-	-	-	-	-
México	0,014 (0,007)	-	-	-	0,327 (0,125)	-	-
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)	-
Paraguai	0,020 (0,009)	-	-	-	0,522 (0,112)	-	-
Peru	0,021 (0,006)	-	-	-	-	-	-
El Salvador	0,011 (0,010)	0,518 (0,112)	-	-	-	-	-
Uruguai	0,011 (0,011)	0,311 (0,125)	-0,598 (0,117)	-	-0,109 (0,060)	0,951 (0,036)	-
Estados Unidos	0,022 (0,002)	-	-	-	-	-	-
Venezuela	0,017 (0,010)	-1,468 (0,104)	-0,219 (0,188)	0,293 (0,100)	1,962 (0,105)	0,962 (0,097)	-

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

Erros-padrão entre parênteses.

Tabela 14: Custo das Flutuações (λ) utilizando os coeficientes obtidos do modelo ARMA(p,q), em % do consumo *per capita*.

	$\rho = 0,01$			$\rho = 0,02$			$\rho = 0,03$		
	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$
Argentina	30,4%	92,0%	-	15,1%	36,1%	-	10,0%	22,5%	46,7%
Bolivia	8,2%	17,8%	33,5%	4,0%	8,5%	14,0%	2,7%	5,5%	8,8%
Brasil	10,5%	23,6%	48,9%	5,2%	11,1%	18,9%	3,5%	7,2%	11,7%
Chile	21,8%	57,2%	-	10,8%	24,5%	53,3%	7,2%	15,5%	28,5%
Colômbia	5,9%	12,5%	21,8%	2,9%	6,0%	9,6%	1,9%	3,9%	6,1%
Costa Rica	6,9%	14,9%	26,9%	3,4%	7,1%	11,6%	2,3%	4,6%	7,3%
República Dominicana	25,0%	69,0%	-	12,5%	28,7%	69,5%	8,3%	18,1%	34,6%
Ecuador	5,9%	12,4%	21,6%	2,9%	6,0%	9,6%	1,9%	3,9%	6,2%
Guatemala	1,7%	3,4%	5,3%	0,8%	1,7%	2,6%	0,6%	1,1%	1,7%
Honduras	6,2%	13,2%	23,1%	3,1%	6,3%	10,2%	2,0%	4,2%	6,5%
México	8,8%	19,3%	37,2%	4,4%	9,1%	15,2%	2,9%	6,0%	9,6%
Panamá	28,2%	93,0%	-	13,1%	31,7%	-	8,4%	18,7%	40,2%
Paraguai	13,0%	30,2%	70,8%	6,5%	13,9%	24,7%	4,3%	9,0%	14,9%
Peru	12,0%	27,5%	61,0%	6,0%	12,7%	22,3%	4,0%	8,3%	13,6%
El Salvador	10,0%	22,3%	45,3%	5,0%	10,5%	17,8%	3,3%	6,8%	11,0%
Uruguai	19,1%	48,1%	-	9,4%	21,0%	42,5%	6,2%	13,3%	23,7%
Venezuela	24,4%	66,7%	-	12,1%	27,8%	66,0%	8,0%	17,4%	33,1%
Estados Unidos	1,5%	3,1%	4,7%	0,7%	1,5%	2,3%	0,5%	1,0%	1,5%

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

Valores omitidos indicam que não houve convergência no cálculo do custo

Tabela 15: Custo das flutuações (λ) utilizando os coeficientes obtidos do modelo ARMA(p,q), em dólares de 2011 *per capita*

	$\rho = 0,01$			$\rho = 0,02$			$\rho = 0,03$		
	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$
Argentina	2883,16	8735,88	-	1435,08	3430,55	-	951,93	2132,24	4436,24
Bolívia	212,72	464,67	873,22	105,66	220,63	364,58	69,96	143,98	229,66
Brasil	620,07	1392,77	2882,76	308,64	652,81	1115,93	204,73	424,85	691,28
Chile	2013,67	5281,73	-	1000,53	2262,93	4920,72	662,52	1434,88	2630,42
Colômbia	320,00	681,65	1187,85	157,85	325,79	523,13	103,78	211,98	332,38
Costa Rica	553,85	1193,27	2148,63	274,49	569,51	926,15	181,34	371,64	587,16
República Dominicana	1829,83	5046,26	-	910,79	2100,94	5083,49	604,15	1324,30	2530,06
Equador	261,32	555,94	965,62	129,86	267,79	429,22	86,00	175,54	274,85
Guatemala	60,06	122,07	190,03	29,75	60,01	91,64	19,63	39,50	59,96
Honduras	157,76	336,74	590,36	78,52	162,18	260,89	52,09	106,42	166,99
México	728,92	1603,66	3084,96	362,47	759,40	1265,53	240,21	495,42	794,25
Panamá	1791,32	5916,49	-	832,75	2015,36	-	532,78	1192,55	2554,23
Paraguai	683,82	1585,46	3717,89	339,65	728,89	1298,94	224,83	470,99	784,63
Peru	408,58	934,58	2075,02	203,37	433,73	758,96	134,90	281,45	464,06
El Salvador	95,12	212,48	430,71	47,18	99,55	169,05	31,18	64,62	104,77
Uruguai	1727,22	4357,96	-	854,18	1902,19	3855,57	563,07	1208,00	2148,88
Venezuela	1395,61	3820,24	15745,92	691,24	1590,89	3784,14	456,39	999,33	1899,73
Estados Unidos	482,55	978,64	1516,99	240,19	484,09	737,61	159,32	320,29	485,47

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

Valores omitidos indicam que não houve convergência no cálculo do custo

mostrou, para a maioria dos países, a menor discrepância entre todas as metodologias analisadas. Os resultados se encontram na tabela 16.

Entre os países, novamente houve diferença considerável dos valores estimados. Apesar disso, praticamente todos os latinos apontaram custos elevados para todas as combinações de parâmetros avaliadas. Em poucos casos foram encontrados custos inferiores a 10% do consumo *per capita* anual, e nenhum dos países teve custo menor do que a maior estimativa obtida para os Estados Unidos. Cabe ainda ressaltar que os resultados obtidos para o Equador devem ser olhados com cautela, uma vez que os testes de raiz unitária não retornaram resultados conclusivos para o país.

Tabela 16: Custo das flutuações utilizando os coeficientes obtidos do modelo ARMA(p,q), como proporção do resultado dos Estados Unidos $(\lambda_i/\lambda_{EUA})$.

	$\rho = 0,01$			$\rho = 0,02$			$\rho = 0,03$		
	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$	$\gamma = 1$	$\gamma = 2$	$\gamma = 3$
Argentina	20,18	30,15	-	20,18	23,94	-	20,18	22,49	30,87
Bolívia	5,42	5,83	7,07	5,40	5,60	6,07	5,39	5,52	5,81
Brasil	6,99	7,75	10,34	6,99	7,34	8,23	6,99	7,22	7,75
Chile	14,49	18,73	-	14,46	16,23	23,16	14,43	15,55	18,81
Colômbia	3,91	4,10	4,61	3,87	3,97	4,18	3,84	3,90	4,03
Costa Rica	4,60	4,89	5,68	4,58	4,72	5,04	4,56	4,65	4,85
República Dominicana	16,62	22,60	-	16,62	19,02	30,20	16,62	18,12	22,84
Equador	3,89	4,08	4,57	3,88	3,97	4,18	3,87	3,93	4,06
Guatemala	1,12	1,12	1,13	1,11	1,11	1,12	1,11	1,11	1,11
Honduras	4,10	4,31	4,88	4,10	4,20	4,43	4,10	4,16	4,31
México	5,83	6,33	7,85	5,83	6,06	6,62	5,82	5,97	6,32
Panamá	18,71	30,47	-	17,47	20,98	-	16,85	18,77	26,52
Paraguai	8,65	9,89	14,96	8,63	9,19	10,75	8,61	8,98	9,87
Peru	7,97	8,99	12,88	7,97	8,44	9,69	7,97	8,28	9,00
El Salvador	6,64	7,32	9,57	6,62	6,93	7,72	6,60	6,80	7,27
Uruguai	12,66	15,75	-	12,58	13,90	18,49	12,50	13,34	15,66
Venezuela	16,18	21,83	58,06	16,10	18,38	28,70	16,02	17,45	21,89

Fonte: elaboração própria, a partir de dados da Penn World Table

Valores omitidos indicam que não houve convergência no cálculo do custo

6 Considerações finais

Neste trabalho, foram estimados os custos de bem-estar das flutuações econômicas em países da América Latina. Foi demonstrado que, utilizando a metodologia proposta por Lucas (1987), os valores encontrados para os custos são relativamente baixos, mesmo em países em que a variância das flutuações é maior. Este resultado está alinhado com alguns dos principais trabalhos da literatura que utilizam dados dos Estados Unidos. Quando a metodologia utilizada leva em conta o processo do consumo proposto por Hall (1978), os custos são significativamente maiores para todos os países.

Ao adotar a metodologia proposta por Reis (2009), são encontrados custos elevados, mais próximos daqueles obtidos sob o processo de Hall (1978). Este resultado mostra que, ao se adotar uma estrutura generalizada para o processo do consumo, em que se permite que os dados se ajustem ao melhor modelo, não se mitiga os efeitos da variância mais elevada dos países latino americanos, e os custos permanecem em patamares próximos aos que se obtém quando se assume persistência temporal elevada.

Outro aspecto interessante é que, quando se calcula os custos dos países da América Latina como proporção do resultado dos Estados Unidos, as metodologias que retornaram os custos mais elevados tem também a menor discrepância entre os blocos, ou seja, os custos dos latino americanos são mais próximos do encontrado nos Estados Unidos.

É importante notar, no entanto, que os custos obtidos foram estimados com os dados de consumo total, e não apenas dos bens não-duráveis, o que pode elevar os resultados. Todavia, a comparação com os resultados dos Estados Unidos aponta que os países da América Latina de fato possuem custos de bem-estar das flutuações maiores, em níveis que já não podem ser considerados irrelevantes.

Referências

- BARROS JR, F. A.; PINHO NETO, V. R. Custo das flutuações econômicas após o plano real. **Economia Aplicada**, 2016.
- BEVERIDGE, S.; NELSON, C. 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**, Elsevier, v. 7, n. 2, p. 151–174, 1981.
- BULMER-THOMAS, V. **The economic history of Latin America since independence**. Cambridge: Cambridge University Press, 2003. v. 77.
- CHETTY, R. A new method of estimating risk aversion. **The American Economic Review**, v. 96, n. 5, p. 1821–1834, 2006.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American statistical association**, Taylor & Francis, v. 74, n. 366a, p. 427–431, 1979.
- DOLMAS, J. Risk preferences and the welfare cost of business cycles. **Review of Economic Dynamics**, Elsevier, v. 1, n. 3, p. 646–676, 1998.
- DUARTE, A.; ISSLER, J. V.; SPACOV, A. D. Indicadores coincidentes de atividade econômica e uma cronologia de recessões para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 34, n. 1, p. 1–37, 2004.
- EPSTEIN, L. G.; ZIN, S. E. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis. **Journal of Political Economy**, JSTOR, v. 99, n. 2, p. 263–286, 1991.
- HALL, R. E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. **NBER Working Paper**, n. R0015, 1978.
- HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar us business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, credit, and Banking**, JSTOR, v. 29, n. 1, p. 1–16, 1997.
- IMROHOROĞLU, A. Cost of business cycles with indivisibilities and liquidity constraints. **The Journal of Political Economy**, JSTOR, v. 97, n. 6, p. 1364–1383, 1989.
- ISSLER, J. V.; FRANCO-NETO, A. A. de M.; GUILLÉN, O. T. de C. The welfare cost of macroeconomic uncertainty in the post-war period. **Economics Letters**, Elsevier, v. 98, n. 2, p. 167–175, 2008.
- ISSLER, J. V.; ROCHA, F. Consumo e restrição à liquidez e bem estar no Brasil. **Revista de Economia Aplicada**, v. 4, n. 4, p. 637–665, 2000.
- KRUSELL, P.; SMITH, A. A. On the welfare effects of eliminating business cycles. **Review of Economic Dynamics**, Elsevier, v. 2, n. 1, p. 245–272, 1999.

- LUCAS, R. E. **Models of business cycles**. New York: Basil Blackwell Oxford, 1987. v. 26.
- MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of applied econometrics**, v. 11, p. 601–618, 1996.
- MARTIN, V.; HURN, S.; HARRIS, D. **Econometric modelling with time series: specification, estimation and testing**. New York: Cambridge University Press, 2012.
- NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. **US Business Cycle Expansions and Contractions**. Cambridge, 2010. Disponível em: <<http://www.nber.org/cycles.html>>. Acesso em: 25 ago. 2014.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, JSTOR, p. 1519–1554, 2001.
- OBSTFELD, M. Evaluating risky consumption paths: The role of intertemporal substitutability. **European Economic Review**, Elsevier, v. 38, n. 7, p. 1471–1486, 1994.
- PALLAGE, S.; ROBE, M. A. On the welfare cost of economic fluctuations in developing countries. **International Economic Review**, Wiley Online Library, v. 44, n. 2, p. 677–698, 2003.
- PHILLIPS, P. C.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, Biometrika Trust, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988.
- REIS, R. The time-series properties of aggregate consumption: Implications for the costs of fluctuations. **Journal of the European Economic Association**, Wiley Online Library, v. 7, n. 4, p. 722–753, 2009.
- ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. New York: McGraw-Hill Education, 2011. (The McGraw-Hill series in economics).
- WEIL, P. Nonexpected utility in macroeconomics. **The Quarterly Journal of Economics**, JSTOR, v. 105, n. 1, p. 29–42, 1990.