

CUSTO DAS FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS APÓS O PLANO REAL

FERNANDO ANTÔNIO DE BARROS JÚNIOR *
VALDEMAR RODRIGUES DE PINHO NETO †

Resumo

Neste artigo, calculamos o custo das flutuações econômicas no Brasil. Utilizamos dados trimestrais do consumo real entre o início do Plano Real e o terceiro trimestre de 2013 e computamos o custo das flutuações permitindo diferentes formas paramétricas para o processo estocástico da série. Estimamos que o custo das flutuações econômicas no Brasil é aproximadamente 6,48% do consumo *per capita* utilizando a melhor das especificações para o processo estocástico do consumo.

Palavras-chave: Flutuações Econômicas; Bem-estar; Série-temporal.

Abstract

In this paper, we calculated the cost of economic fluctuations in Brazil. Using quarterly data from real *per capita* consumption between the beginning of Plano Real and the third quarter of 2013, we computed the cost of economic fluctuations enabling different parametric forms for the stochastic process of the consumption series. We estimated a cost of economic fluctuations in Brazil in approximately 6,48% of the *per capita* consumption using the most suitable specification for consumption stochastic process.

Keywords: Economic Fluctuations; Welfare; Time-series.

JEL classification: E21, E32

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea135252>

* EPGE - FGV/RJ. Praia de Botafogo, 190 - Botafogo, Rio de Janeiro - RJ, 22250-040. E-mail: fernando.junior@fgvmail.br

† EPGE - FGV/RJ. Praia de Botafogo, 190 - Botafogo, Rio de Janeiro - RJ, 22250-040. E-mail: valdemar.neto@fgvmail.br

1 Introdução

Estudar o efeito das flutuações econômicas sobre o bem-estar das pessoas na economia é um tema de grande importância tanto teórica quanto aplicada, além de ser objeto de muitas pesquisas em economia. Lucas (1987) retrata bem a relevância desse tema ao questionar sobre qual seria o impacto, em termos de bem-estar, caso as flutuações econômicas fossem eliminadas. Se considerarmos a economia brasileira, onde grande parte dos indivíduos não dispõe de acesso ao mercado de crédito, e este, por sua vez, não funciona perfeitamente, este tema tornou-se ainda mais relevante.¹

Utilizando dados americanos, Lucas (1987) estima que a sociedade americana estaria disposta a sacrificar apenas 0,05% do consumo para eliminar as flutuações econômicas, ou seja, um custo individual de apenas US\$ 12 ao ano. No entanto, relaxando algumas das hipóteses assumidas por Lucas, outros estudos encontraram estimativas superiores do custo dos ciclos econômicos para os EUA.² Nesse sentido, Imrohroglu (1989), Krusell & Smith (1999) e Krebs (2003, 2007), por exemplo, relaxam a hipótese do agente representativo, Araújo & Issler (2004) consideraram diferentes formas para as preferências individuais e, por fim, Reis (2009) relaxa a hipótese de consumo não serialmente correlacionado e, em particular, seus resultados indicam um custo das flutuações nos EUA entre 0,5% e 5% do consumo *per capita*.

Para o Brasil, Issler & Rocha (2000), seguindo uma metodologia consolidada em Issler et al. (2008), calculam o custo das flutuações para diferentes valores de aversão relativa ao risco e taxa de desconto intertemporal. Segundo os autores, o custo do ciclo econômico está entre 3,17% e 4,29%, considerando uma aversão relativa ao risco igual a 5 e variando a taxa de desconto.

Adotamos a abordagem metodológica desenvolvida por Reis (2009) para calcular o custo gerado pelas flutuações econômicas no Brasil. O autor apresenta diferentes estratégias para modelar o processo estocástico do consumo e sugere formas de computar o custo dos ciclos econômicos a partir desses diferentes processos. Optamos por utilizar essa metodologia pela tratabilidade simples dada ao tema do custo das flutuações, ou seja, pela facilidade em transformar algumas estatísticas do processo estocástico do consumo no termo de custo do ciclo econômico. Além disso, essa metodologia ainda não havia sido aplicada para o Brasil. Após explorar distintas formas autorregressivas para a série de consumo *per capita*, encontramos que o custo das flutuações econômicas no Brasil é de 6,48% do consumo, o que se traduz em um valor de R\$ 198,83, considerando o consumo real *per capita* do terceiro trimestre de 2013.

Nosso resultado difere daquele que Issler & Rocha (2000) encontram não apenas por calibrarmos a aversão relativa ao risco e taxa de desconto intertemporal de forma diferente, mas também por razões metodológicas. Issler e Rocha decompõem o consumo em termos permanente e transitório, enquanto nosso estudo, seguindo a metodologia de Reis (2009), explora a persistência

¹Para uma melhor análise do mercado de crédito brasileiro e sua comparação com outros países veja Sant'anna et al. (2009).

²Lucas (1987) assume três hipóteses: (i) existência de um consumidor representativo normativo; (ii) a função de bem-estar social é separável no tempo e isoelástica e (iii) o logaritmo do consumo real per capita é serialmente não correlacionado e normalmente distribuído em torno de uma tendência determinística.

na série consumo. Desse modo, mesmo calibrando ambos os modelos com os mesmos parâmetros, resultados diferentes podem surgir.

O restante do artigo é dividido nas seguintes seções. A seção 2 descreve o arcabouço teórico para o cálculo do custo das flutuações considerando duas possibilidades: (log) consumo *per capita* estacionário e não estacionário. A terceira seção trata dos procedimentos empíricos realizados, bem como os detalhes da base de dados e da calibração dos parâmetros do modelo. Os resultados são apresentados na seção 4 e a seção 3 conclui o artigo. O Apêndice detalha alguns procedimentos computacionais adotados para gerar os resultados, contém adicionais testes de raiz unitária, as estimações dos modelos ARMA's e testes de diagnósticos.

2 O custo da flutuação econômica

Nesta seção, reproduzimos alguns dos resultados de Reis (2009). Especificamente, mostramos como identificar o custo das flutuações na economia em termos de consumo e apresentamos expressões algébricas que utilizamos para calcular esse custo a partir de processos estocásticos distintos que podem ser utilizados para modelar a série de consumo da economia.

Quando deparado com a escolha entre uma série de consumo arriscado $\{C_t\}$ e outra série "semelhante" $\{\bar{C}_t\}$ expurgada de volatilidade, deve escolher a última se considerarmos a hipótese de que ele é avesso ao risco. Lucas (1987) vai além desse fato e quantifica a preferência social por estabilidade. Ele sugere uma medida de custo do ciclo econômico, a qual chamaremos aqui de *custo das flutuações econômicas*, como a fração do consumo que a sociedade está disposta a pagar para eliminar as flutuações nessa série. Mais especificamente, o custo das flutuações econômicas pode ser calculado como o fator λ que resolve a seguinte equação:

$$E \left[\sum_{t=0}^{\infty} e^{-\beta t} u((1 + \lambda)C_t) \right] = \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\beta t} u(\bar{C}_t), \quad (1)$$

em que E é o operador de esperança, β é a taxa de desconto intertemporal subjetiva e

$$u(C) = \begin{cases} \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma} & \text{se } \gamma \neq 1, \\ \log(C) & \text{se } \gamma = 1. \end{cases}$$

sendo γ o parâmetro de aversão relativa ao risco.

2.1 O modelo autorregressivo

Uma escolha natural para o consumo contrafactual é o seu valor esperado, uma vez que modelamos a série de consumo como um processo estocástico. Dessa forma, eliminar as flutuações no consumo é o mesmo que eliminar a variabilidade do consumo mantendo a média inalterada. Sendo a taxa média de crescimento do consumo g , denotamos o consumo contrafactual por $\bar{C}_t = E_t[C_t] = C_0 e^{gt}$.

Sob a hipótese de log-normalidade do consumo, também usada por Lucas, o custo das flutuações é dado por:

$$\ln(1 + \lambda) = \begin{cases} 0.5(1 - e^{-\rho}) \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} \text{Var}(c_t) & \text{se } \gamma = 1, \\ \frac{\ln \left[(1 - e^{-\rho}) \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} e^{0.5\gamma(\gamma-1) \text{Var}(c_t)} \right]}{\gamma - 1} & \text{se } \gamma \neq 1, \end{cases} \quad (2)$$

em que $c_t = \ln(C_t)$ e $\rho = \beta + (\gamma - 1)g$ é a taxa de desconto efetiva para a ponderação de custos futuros. A equação (2) indica que o custo das flutuações depende da variância do erro de previsão e de alguns parâmetros da função de utilidade.

Podemos determinar essa variância por meio de um modelo simples para o log do consumo, \hat{c}_t , dado por

$$\hat{c}_t = \eta \hat{c}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que ε_t tem distribuição normal com média zero e variância σ^2 . Esta representação para o consumo engloba dois importantes casos. Lucas (1987) assumiu que $\eta = 0$, assim consideramos esse caso como o *processo de consumo de Lucas*.³ Hall (1978) mostrou que expectativas racionais predizem que \hat{c}_t segue um passeio aleatório, o que corresponde a $\eta = 1$ em (3), o que chamaremos de *processo de consumo de Hall*.

Para um AR(1), $|\eta| \leq 1$, que podemos simplificar (2) de modo que, mesmo para $\gamma = 1$:

$$\ln(1 + \lambda) \cong \frac{0.5\gamma\sigma^2}{e^{\rho} - \eta^2}. \quad (4)$$

2.2 O modelo não estacionário

Os dados de consumo geralmente mostram que há uma alta persistência nessa série, mas a primeira diferença da série é estacionária. O teorema de Wold estabelece que toda série estacionária tem uma representação de média móvel (MA). Então, podemos escrever um modelo estatístico geral para consumo como:

$$\Delta c_t = \kappa + A(L)u_t, \quad (5)$$

em que $\Delta c_t = (1 - L)c_t$, κ é uma constante, $A(L) = \sum_{i=0}^{\infty} a_i L^i$ e L é o operador de defasagem. Então, se o consumo segue um processo desse tipo é possível mostrar que o custo das flutuações é dado por:

$$\ln(1 + \lambda) = \begin{cases} 0.5\sigma^2(1 - e^{-\rho}) \sum_{t=1}^{\infty} e^{-\rho t} \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{i=0}^j a_i^2 & \text{se } \gamma = 1, \\ \frac{\ln \left[(1 - e^{-\rho}) \left(1 + \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} e^{0.5\sigma^2\gamma(\gamma-1) \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{i=0}^j a_i^2 \right) \right]}{\gamma - 1} & \text{se } \gamma \neq 1. \end{cases} \quad (6)$$

Dada a impossibilidade de estimar infinitos parâmetros a_i com um número finito de observações, podemos estimar um modelo ARMA:

³Vale lembrar que Lucas assumiu que a série de consumo apresentava uma tendência determinística.

$$B(L)\Delta c_t = \theta + C(L)\varepsilon_t, \quad (7)$$

em que $B(L)$ e $C(L)$ são polinômios de defasagem. Esse arcabouço econométrico é capaz de gerar uma boa aproximação da dinâmica da maioria das séries macroeconômicas. Então, dadas as estimações dos modelos ARMA, podemos recuperar os parâmetros a_i usando a relação $A(L) = B(L)^{-1}C(L)$.

2.3 Calibração da taxa de desconto efetiva e da aversão relativa ao risco

Ramsey (1928) mostrou que, sem incerteza, $\gamma g = r - \beta$, então, dada nossa definição de ρ , temos que $\rho = r - g$, o que nos permite relacionar a taxa de desconto intertemporal com duas variáveis observáveis. Calculamos a taxa de juros real trimestral, r , a partir da taxa SELIC mensal deflacionada pelo IPCA. Assim, a taxa de retorno apresentou uma média de 2,6% ao trimestre após a implantação do Plano Real, enquanto a média do crescimento do consumo total *per capita* foi de 1,18% por trimestre.⁴ Por essa razão, utilizaremos o valor de 2% para ρ nos resultados dispostos na seção 4, mas também apresentaremos os resultados utilizando os valores 1% e 3%.

Consultamos diversos trabalhos para calibrar o parâmetro de aversão relativa ao risco. Catalão & Yoshino (2006) estimam a aversão relativa ao risco pós-plano Real em 2,11. Araújo (2005) utiliza a série de consumo das famílias entre 1975 e 1999 e encontra estimativas para o parâmetros γ da utilidade CRRA entre 1,59 e 3,05. Araújo & Issler (2004) estimam a aversão relativa ao risco em 2,25, utilizando dados de consumo total no período posterior ao plano Real. Issler & Piqueira (2000) estimam o parâmetro γ com diferentes especificações e apresentam uma média para a aversão relativa ao risco de 4,89. Com base nessa literatura, consideraremos os valores 3 para a aversão relativa ao risco do consumidor representativo e, adicionalmente, também mostraremos os resultados para γ igual a 1 e 5.

Em suma, calibramos o par (ρ, γ) em (2%, 3), mas também apresentamos os resultados para algumas outras combinação de parâmetros.

3 Procedimentos empíricos

O período amostral deste estudo abrange desde o terceiro trimestre de 1994, quando houve a implantação do Plano Real no Brasil, até o terceiro trimestre de 2013. A escolha desse período deveu-se primeiramente ao fato de que o Plano Real, ao estabilizar o nível geral de preços, torna a análise baseada em variáveis reais da economia (no caso, o consumo) mais coerente e, além disso, a trajetória da variável de interesse é menos suscetível de apresentar quebras estruturais. Já o período final a ser utilizado na amostra foi escolhido com base na última informação disponível para a variável utilizada.

Para atender ao objetivo proposto neste artigo, utilizamos dados de consumo total, com frequência trimestral e deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA. Tanto o consumo quanto o índice de preços são periodicamente calculados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e

⁴O crescimento médio trimestral do consumo das famílias *per capita* foi e 1%.

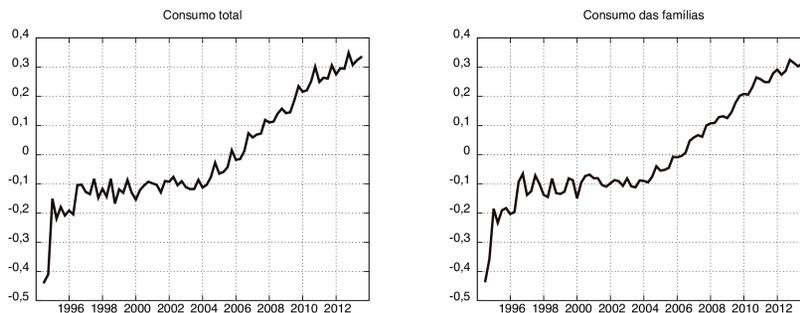


Figura 1: Evolução do consumo real *per capita* em escala logarítmica - 1994.T3 - 2013.T3

Estatística-IBGE e foram obtidos no Ipeadata. Antes da aplicação do procedimento metodológico, a série de consumo trimestral foi dividida pela população do respectivo trimestre, deixando-a em termos *per capita*. Vale destacar que a série de população (por trimestre) foi obtida por meio de uma interpolação cúbica, utilizando-se dados anuais. Para avaliar a robustez dos resultados, também utilizamos a série de consumo das famílias *per capita*.⁵ Como disposto na figura 1, podemos observar que ambas as séries de consumo *per capita* no Brasil apresentam uma trajetória crescente desde a implantação do Plano Real. Além disso, as séries passam a ser menos voláteis nos períodos mais recentes.

As séries de consumo foram inicialmente transformadas para a escala logarítmica e posteriormente dessazonalizadas. A escolha da modelagem mais apropriada para cada série é feita com base na identificação de sua ordem de integração. Para tanto, usamos cinco testes de estacionariedade amplamente utilizados na literatura de séries temporais, são eles: Dickey-Fuller (DF), Phillips-Perron (PP), Elliot, Rothemberg e Stock (ERS), NG-Perron e KPSS. A variedade de testes tem o intuito de garantir a robustez de nossos resultados.

O primeiro teste, Dickey-Fuller, tem a desvantagem de assumir hipóteses que, em muitos contextos, são bastante restritivas e podem gerar alguns problemas, tais como o baixo poder e tamanho do teste. Justamente para minimizar/corrigir tais problemas, serão utilizados conjuntamente os testes PP, ERS e NG-Perron, que relaxam algumas das hipóteses que são assumidas pelo DF⁶. Todos os testes mencionados anteriormente assumem, como hipótese nula, que a série possui raiz unitária, por essa razão também usamos o

⁵Por utilizarmos um modelo de agente representativo, acreditamos que a série de consumo total (que engloba o consumo das famílias e consumo do governo) atende melhor nossa especificação, pois há o consumo de bens públicos na economia. No entanto, para os leitores mais céticos com a inclusão do consumo do governo, também apresentamos todos os resultados do artigo utilizando apenas o consumo das famílias.

⁶Para realizar o teste DF é necessário especificar as ordens p e q do processo ARMA($p,1,q$), no entanto o ideal seria um teste que fosse independente de tal especificação. O teste PP faz uma correção não paramétrica do teste de DF, sendo consistente mesmo quando houver uma ordem superior de autocorrelação na variável defasada ou autocorrelação nos erros. Desse modo, no teste PP não precisa mais que se coloquem defasagens até deixar o resíduo com características de ruído branco. Elliot, Rothemberg e Stock dizem que o poder do teste pode aumentar se os termos determinísticos forem expurgados da regressão do teste antes da estimação. Com base nisso, os autores propõem um teste baseado na razão de verossimilhança, comparando-se a variância amos-

KPSS (cuja hipótese nula é de que a série é estacionária), tornando-o um teste de estacionariedade complementar aos demais neste trabalho.

Como o processo de consumo de Lucas e de Hall são concorrentes, os testes de raiz unitária nos auxiliam a escolher o modelo mais adequado ao processo estocástico do consumo. Com base nos testes de raiz unitária, e a posterior identificação da ordem de integração do (log) consumo real familiar *per capita*, aplicamos a abordagem metodológica mais apropriada, no caso, a estimação de um ARMA(p,q) para a primeira diferença do consumo com diferentes quantidades de *lags*, tanto para a parte AR quanto para a parte MA. O número (ótimo) de defasagens foi escolhido com base em três critérios de informação: Akaike (AIC), Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQ). Os três critérios indicaram a mesma quantidade (ótima) de defasagens, limitando-se ao conjunto de modelos ARMAs tais que p e q sejam no máximo iguais a sete. Ainda, com base na estimação do melhor modelo ARMA(p,q), foram realizadas as checagens de diagnósticos dos resíduos, que apresentaram características semelhantes a de um ruído branco⁷. Após a estimação do modelo paramétrico que melhor ajusta a série, seguimos com a metodologia proposta por Reis (2009) para a obtenção do custo das flutuações econômicas.

4 Resultados

Nesta seção, apresentamos nossa estimativa do custo das flutuações econômicas para o Brasil pós Plano Real. A depender do modelo escolhido acerca do processo gerador dos dados de consumo chegamos a conclusões distintas. Nas tabelas abaixo, apresentamos o custo para cada par (γ, ρ) na sua forma de porcentagem e, imediatamente abaixo deste, entre parêntesis, apresentamos o valor em reais tomando como referência o consumo real das famílias *per capita* do terceiro trimestre de 2013.

A tabela 1 apresenta as estimativas para o custo das flutuações, considerando o processo de consumo de Lucas, de Hall e o processo estimado a partir de um AR(1). Tomando como referência o processo de consumo de Lucas,⁸ estimamos que os agentes econômicos no Brasil estariam dispostos a abrir mão de uma quantia entre 1,6% e 8,5% de seu consumo trimestral para não enfrentar choques no consumo. Por outro lado, considerando o processo de consumo de Hall, o custo das flutuações seria maior, entre 3,3% e 64% do consumo.⁹ Considerando um caso intermediário, calculamos o custo das flutuações por meio da estimação, via OLS, do coeficiente de um processo autorregressivo de primeira ordem para o consumo. Nesse caso, obtemos um custo entre 0,7% e 4,6%. No entanto, esse último resultado pode estar subestimando o custo verdadeiro das flutuações econômicas, principalmente se o coeficiente

tral dos resíduos da equação de teste com a de longo prazo. Além do baixo poder envolvendo o teste DF, há ainda o problema do tamanho dos testes, que pode ocorrer quando a raiz do processo de médias móveis é alta (e negativa). Nesse caso, Ng e Perron propõem modificações nos testes DF e PP com o objetivo de, mantendo o poder, melhorar o tamanho do teste. Para mais detalhes a respeito dos testes, o leitor pode consultar Bueno (2008).

⁷Os resultados dos testes de diagnósticos estão no apêndice 5.

⁸Somente para esse caso, escolhemos ρ muito próximo de zero e não computamos o custo para outros valores do desconto intertemporal. Desse modo, os nossos números são exatamente o cálculo de Lucas (1987) aplicado ao dados brasileiros.

⁹Essa diferença no custo das flutuações ocorre porque o processo de consumo de Lucas se comporta como um ruído branco em torno de uma tendência, logo é “mais previsível” do que o processo de consumo de Hall que se comporta como um passeio aleatório.

Tabela 1: Custo das flutuações - Modelos de Consumo

Processo de consumo Lucas						
	$\gamma = 1$	$\gamma = 3$	$\gamma = 5$	$\gamma = 1$	$\gamma = 3$	$\gamma = 5$
	Consumo total			Consumo das famílias		
	1,64 (R\$50,37)	5,01 (R\$153,62)	8,49 (R\$260,28)	1,48 (R\$34,00)	4,49 (R\$103,53)	7,60 (R\$175,12)
Processo de consumo estimado como um AR(1)						
	Consumo total			Consumo das famílias		
$\rho = 0,03$	0,77 (R\$23,52)	2,32 (R\$71,10)	3,89 (R\$119,42)	0,60 (R\$13,79)	1,81 (R\$41,61)	3,03 (R\$69,76)
$\rho = 0,02$	0,84 (R\$25,62)	2,53 (R\$77,52)	4,25 (R\$130,28)	0,66 (R\$15,21)	1,99 (R\$45,92)	3,35 (R\$77,05)
$\rho = 0,01$	0,92 (R\$28,12)	2,78 (R\$85,12)	4,67 (R\$143,18)	0,74 (R\$16,94)	2,22 (R\$51,18)	3,73 (R\$85,93)
Processo de consumo de Hall						
	Consumo total			Consumo das famílias		
$\rho = 0,03$	3,32 (R\$101,81)	10,29 (R\$315,67)	17,74 (R\$543,97)	2,26 (R\$52,00)	6,93 (R\$159,56)	11,81 (R\$272,03)
$\rho = 0,02$	5,05 (R\$154,76)	15,92 (R\$488,12)	27,92 (R\$855,97)	3,42 (R\$78,85)	10,63 (R\$244,73)	18,33 (R\$422,16)
$\rho = 0,01$	10,40 (R\$319,01)	34,57 (R\$1060,06)	64,03 (R\$1963,32)	7,00 (R\$161,22)	22,50 (R\$518,32)	40,25 (R\$927,15)

Fonte: elaboração própria. Valores em porcentagem e valores monetários (entre parêntesis) referentes ao terceiro trimestre de 2013

autorregressivo do consumo estiver muito próximo da unidade, pois, como é amplamente conhecido na literatura, o estimador de OLS tende a subestimar o coeficiente de um AR(1) quando o processo estocástico não é estacionário. Ainda na tabela 1, podemos observar que há uma pequena redução do custo das flutuações quando consideramos o consumo da famílias.

De posse da série de consumo, é possível testar qual o modelo que melhor se ajusta a série. Desse modo, é necessário uma breve apresentação dos resultados obtidos nos testes de raiz unitária. A tabela 2 apresenta os resultados dos principais testes, considerando a série em nível e em primeira diferença. Nos testes para a variável em nível, incluímos intercepto e tendência determinística e para a primeira diferença consideramos apenas o intercepto.

Os resultados indicam que para os testes DF, PP, ERS e Ng-Perron, a hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada, ao mesmo tempo em que o teste KPSS indica a rejeição da hipótese nula de estacionariedade. Portanto, encontramos evidências suficientes sobre a não estacionariedade da série.¹⁰ Em seguida aplicamos os mesmos testes sobre a primeira diferença da mesma. Nesse caso, os testes DF, PP e ERS rejeitam a hipótese nula de que a série possui raiz unitária. Já o teste KPSS não rejeita a hipótese de que a série seja estacionária. Concluímos com base nos testes, em nível e em primeira diferença, que a série de consumo é integrada de ordem um, $I(1)$ ¹¹. Assim, nas próximas estimações consideramos que a primeira diferença do consumo segue um processo

¹⁰No apêndice 5, replicamos os mesmos testes utilizando o consumo das famílias *per capita*. Em resumo, encontramos evidências suficientes para tratar o consumo das famílias como uma série $I(1)$.

¹¹O teste Ng-Perron foi o único que não rejeitou a hipótese nula de raiz unitária para a série em primeira diferença. No entanto, optamos por concluir pela estacionariedade da série, dado que os demais testes (DF, PP, ERF e KPSS) indicaram que a série é estacionária.

Tabela 2: Teste de raiz unitária - consumo total

Consumo <i>per capita</i> em nível			
Teste	Estatística do teste	valor crítico 1%	Decisão
Hipótese Nula: Raiz unitária			
Dickey-Fuller	-1,06	-4,09	não rejeita
Phillips-Perron	-3,68	-4,08	não rejeita
Elliott-Rothenberg-Stock	85,58	4,24	não rejeita
Ng-Perron			
MZ_t	-0,85	-3,42	não rejeita
MSB	0,58	0,14	não rejeita
MP_t	63,08	4,03	não rejeita
Hipótese Nula: Processo estacionário			
KPSS	0,23	0,21	rejeita
Consumo <i>per capita</i> em primeira diferença			
Teste	Estatística do teste	valor crítico 1%	Decisão
Hipótese Nula: Raiz unitária			
Dickey-Fuller	-6,06	-3,52	rejeita
Phillips-Perron	-12,58	-3,52	rejeita
Elliott-Rothenberg-Stock	1,57	1,91	rejeita
Ng-Perron			
MZ_t	-1,34	-2,58	não rejeita
MSB	0,37	0,17	não rejeita
MP_t	6,73	1,78	não rejeita
Hipótese Nula: Processo estacionário			
KPSS	0,50	0,74	não rejeita

Todos os testes foram aplicados sobre a série de log do consumo total real *per capita*. Para o teste em nível, permitimos a existência de intercepto e tendência determinística, já para a primeira diferença, permitimos apenas intercepto.

estocástico paramétrico descrito por um ARMA(p,q).

Dessa forma, o modelo AR(1) estimado para o consumo é pouco adequado para computarmos o custo das flutuações. No entanto, apensar de os dados favorecerem o processo de Hall em detrimento do processo de consumo de Lucas, ao exploramos a dinâmica da série de consumo encontramos uma melhor forma para calibrar nosso modelo, ou seja, o modelo de Hall também é rejeitado aqui.

A tabela 3 apresenta estimativas mais adequadas para o custo das flutuações econômicas.¹² Consideramos a versão de um processo ARMA(p,q) escolhido com base na minimização dos critérios de informação (AIC, BIC e HQ). O modelo que melhor atendeu nosso critério de escolha foi o ARMA(6,5) na primeira diferença do (log do) consumo total *per capita* e o ARMA(4,4) para o (log do) consumo das famílias. Em resumo, nossos resultados indicam que o custo das flutuações econômicas está entre 1,2% e 58% do consumo trimestral e para os parâmetros calibrados temos que esse custo é aproximadamente 6,48% do consumo trimestral. Além disso, o cálculo do custo utilizando a série de consumo das famílias não gera alterações muito significativas.

Ao comparar os resultados apresentados nas tabelas 1 e 3, concluímos que

¹²No apêndice 4, discutimos os principais procedimentos numéricos que utilizamos para computar o custo das flutuações. Veja a tabela B.1 no apêndice 5 para mais detalhes sobre a estimação dos modelos ARMA.

Tabela 3: Custo da flutuação econômica - Estimação ARMA

Consumo total per capita			
	$\gamma = 1$	$\gamma = 3$	$\gamma = 5$
$\rho = 0,03$	1,26 (R\$ 38,63)	4,02 (R\$ 123,23)	7,75 (R\$ 237,55)
$\rho = 0,02$	1,97 (R\$ 60,37)	6,48 (R\$ 198,83)	13,75 (R\$ 421,63)
$\rho = 0,01$	4,14 (R\$ 126,91)	15,15 (R\$ 464,48)	58,03 (R\$ 1779,27)
Consumo das famílias per capita			
	$\gamma = 1$	$\gamma = 3$	$\gamma = 5$
$\rho = 0,03$	1,73 (R\$ 39,79)	5,70 (R\$ 131,34)	12,18 (R\$ 280,62)
$\rho = 0,02$	2,78 (R\$ 63,93)	9,64 (R\$ 222,01)	24,88 (R\$ 572,99)
$\rho = 0,01$	6,03 (R\$ 138,84)	24,98 (R\$ 575,37)	- ¹ -

Fonte: elaboração própria. Valores em porcentagem e valores monetários (entre parentesis) referentes ao terceiro trimestre de 2013. Para série de consumo total o modelo utilizado para encontrar o polinômio $A(L)$ é uma ARMA(6,4) e uma ARMA(4,4) para a série de consumo das famílias.

¹ O código se apresentou muito instável quando havia uma combinação de pouco desconto intertemporal e alta aversão relativa ao risco, implicando em alguns casos um custo acima de 100%. Dessa forma, optamos por desconsiderar esses números.

ao considerar a não estacionariedade do consumo e explorar a dinâmica da primeira diferença dessa série, corrigimos o viés negativo do modelo AR(1) e do processo do consumo de Lucas. Além disso, também corrigimos o viés positivo gerado quando consideramos o processo de consumo de Hall.

5 Considerações finais

Nesse trabalho, estimamos o custo das flutuações econômicas para o Brasil pós-Plano Real. Em primeiro lugar, calculamos o custo das flutuações utilizando a metodologia desenvolvida por Lucas (1987). Em seguida, relaxamos uma das hipóteses desse método e concluímos que o custo das flutuações cresce ao considerarmos um processo de consumo mais compatível com os dados brasileiros. Especificamente, nossos resultados indicam um custo das flutuações econômicas de 6,48% do consumo real *per capita*.

Não está no escopo deste trabalho discutir se políticas de estabilização adicionais são necessárias ou mesmo justificáveis, dado que custo das flutuações em termos de consumo não é negligenciável. Além disso, não investigamos se as flutuações estudadas são geradas pelo ciclo econômico. Desse modo, não é possível afirmar se as alterações no consumo são geradas por choques ou por escolhas ótimas das famílias. Também desconsideramos se as alterações no consumo são provenientes de choques transitórios ou permanentes como Issler et al. (2008) e Issler & Rocha (2000).

Trabalhos futuros podem relaxar outras hipóteses feitas por Lucas (1987), que apontamos ao longo do texto, e recalculamos o custo das flutuações apresentado acima. Por exemplo, a hipótese do consumidor representativo simplifica muito os cálculos, porém pode ser muito restritiva. Consideramos um exercício interessante aplicar metodologias de simulação numérica, como Krusell &

Smith (1999) ou Hairault et al. (2010), para os dados brasileiros e calcular o custo das flutuação em modelos de agentes heterogêneos.

Agradecimentos

Agradecemos os valiosos comentários e sugestões de João Victor Issler, Fábio Gomes e de um parecerista anônimo. Os eventuais erros restantes são unicamente nossos.

Referências Bibliográficas

- Araújo, E. (2005), 'Avaliando três Especificações para o Fator de Desconto Estocástico Através da Fronteira de Volatilidade de Hansen e Jagannathan: Um Estudo Empírico para o Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **35**(1), 49–74.
- Araújo, F. & Issler, J. V. (2004), Identificação do Fator Estocástico de Descontos e Algumas Implicações Sobre Testes de Modelos de Consumo, Working Papers Series 86, Central Bank of Brazil, Research Department.
- Bueno, R. d. L. d. S. (2008), *Econometria de séries temporais*, Cengage Learning.
- Catalão, A. B. & Yoshino, J. A. (2006), 'Fator de Desconto Estocástico no Mercado Acionário Brasileiro', *Estudos Econômicos* **36**, 435 – 463.
- Hairault, J.-O., Langot, F. & Osotimehin, S. (2010), 'Matching frictions, unemployment dynamics and the cost of business cycles', *Review of Economic Dynamics* **13**(4), 759–779.
- Hall, R. E. (1978), 'Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence', *Journal of Political Economy* **86**(6), 971–87.
- Imrohorglu, A. (1989), 'Cost of Business Cycles with Indivisibilities and Liquidity Constraints', *Journal of Political Economy* **97**(6), 1364–83.
- Issler, J. V., Franco-Neto, A. A. d. M. & Guillen, O. T. C. d. (2008), 'The welfare cost of macroeconomic uncertainty in the post-war period', *Economics Letters* **98**(2), 167–175.
- Issler, J. V. & Piqueira, N. S. (2000), 'Estimating Relative Risk Aversion, the Discount Rate, and the Intertemporal Elasticity of Consumption for Brazil Using Three Types of Utility Function', *Brazilian Economic Review of Econometrics* **20**(2), 201–239.
- Issler, J. V. & Rocha, F. d. P. (2000), 'Consumo e Restrição à Liquidez e Bem Estar no Brasil', *Revista de Economia Aplicada* **4**(4), 637–665.
- Krebs, T. (2003), 'Growth and Welfare Effects of Business Cycles in Economies with Idiosyncratic Human Capital Risk', *Review of Economic Dynamics* **6**(4), 846–868.
- Krebs, T. (2007), 'Job Displacement Risk and the Cost of Business Cycles', *American Economic Review* **97**(3), 664–686.

Krusell, P. & Smith, A. A. J. (1999), 'On the Welfare Effects of Eliminating Business Cycles', *Review of Economic Dynamics* 2(1), 245–272.

Lucas, R. E. J. (1987), *Models of Business Cycles*, Basil Blackwell.

Ramsey, F. (1928), 'A Mathematical Theory of Saving', *Economic Journal* 38, 543–559.

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.

Sant'anna, A. A., Rodrigues-Jr, G. B. & de Araujo, P. Q. (2009), 'Mercado de crédito no Brasil: evolução recente e o papel do BNDES (2004-2008)', *Revista do BNDES* 1(1), 41.

Apêndice A Algoritmo

Neste apêndice, serão descritos os procedimentos numéricos que utilizamos para calcular o custo das flutuações econômicas utilizando o modelo não estacionário descrito na seção 2. O primeiro passo é transformar o modelo ARMA(p,q) em um MA(∞). Suponha que temos o seguinte modelo ARMA(p,q) inversível para a primeira diferença do consumo:

$$\Delta c_t = \phi_1 \Delta c_{t-1} + \dots + \phi_p \Delta c_{t-p} + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \dots + \theta_q e_{t-q}. \quad (8)$$

Então os coeficientes a_j 's para $j \in (1, 2, \dots)$ do MA(∞) podem ser calculados recursivamente utilizando os ϕ 's e os θ 's da seguinte forma:

$$\begin{aligned} a_0 &= 1 \\ a_1 &= \theta_1 + \phi_1 \\ a_2 &= \theta_2 + \phi_2 + \phi_1 a_1 \\ &\vdots \\ a_j &= \theta_j + \phi_p a_{j-p} + \phi_{p-1} a_{j-p+1} + \dots + \phi_1 a_{j-1} \end{aligned}$$

em que $a_h = 0$ se $h < 0$ e $\theta_h = 0$ se $h > q$.

Como não é possível armazenar os infinitos componentes do polinômio $A(L)$, utilizamos um algoritmo que computa os coeficientes a_j 's até certa ordem $T \in \mathbb{N}$. De posse do polinômio $A(L)$, utilizamos a equação (6) para calcular o custo das flutuações econômicas, λ . Escolhemos os seguintes valores para T : 10.000, 20.000 e 50.000 e não encontramos diferenças no custo das flutuações econômicas, considerando qualquer combinação de parâmetros, até a terceira casa decimal para quaisquer um desses valores.

Apêndice B Procedimentos Econométricos

A tabela B.2 apresenta os principais testes de raiz unitária para a série de consumo das famílias, em nível e em primeira diferença. Nos testes para a variável em nível, incluímos intercepto e tendência determinística. Já para a

primeira diferença, permitimos apenas o intercepto. Os resultados indicam, com base nos testes DF, PP, ERS e Ng-Perron, que a hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada, ao mesmo tempo em que o teste KPSS indica a rejeição da hipótese nula de estacionariedade. Portanto, encontramos evidências da não estacionariedade da série em nível. Posteriormente, aplicamos esses mesmos testes para a primeira diferença da série. Nesse caso, os testes DF e PP rejeitam a hipótese nula de raiz unitária, e o teste KPSS não rejeita a hipótese de que a série seja estacionária. Desse modo, temos evidências para crer que a série de consumo das famílias é integrada de ordem um.

Tabela B.1: Teste de raiz unitária - consumo das famílias

Consumo das famílias <i>per capita</i> em nível			
Teste	Estatística do teste	valor crítico 1%	Decisão
Hipótese Nula: Raiz unitária			
Dickey-Fuller	-0,97	-4,09	não rejeita
Phillips-Perron	-3,34	-4,08	não rejeita
Elliott-Rothenberg-Stock	98,49	4,24	não rejeita
Ng-Perron			
MZ_t	-0,79	-3,42	não rejeita
MSB	0,62	0,14	não rejeita
MP_t	71,06	4,03	não rejeita
Hipótese Nula: Processo estacionário			
KPSS	0,22	0,21	rejeita
Consumo <i>per capita</i> em primeira diferença			
Teste	Estatística do teste	valor crítico 1%	Decisão
Hipótese Nula: Raiz unitária			
Dickey-Fuller	-6,91	-3,52	rejeita
Phillips-Perron	-9,65	-3,52	rejeita
Elliott-Rothenberg-Stock	3,22	1,91	não rejeita
Ng-Perron			
MZ_t	-0,47	-2,58	não rejeita
MSB	0,75	0,17	não rejeita
MP_t	29,93	1,78	não rejeita
Hipótese Nula: Processo estacionário			
KPSS	0,16	0,73	não rejeita

Todos os testes foram aplicados sobre a série de log do consumo das famílias *per capita*. Para o teste em nível, permitimos a existência de intercepto e tendência determinística, já para a primeira diferença, permitimos apenas intercepto.

Os resultados da estimação dos modelos ARMAs para as séries de consumo (total e das famílias) encontram-se na tabela B.1. Com base nos critérios de informação (Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn), o ARMA(6,5) foi o modelo que melhor ajustou a série de consumo total. Já para a série de consumo das famílias, o modelo que apresentou o melhor desempenho, quanto aos critérios de informação, foi um ARMA(4,4). Os detalhes acerca da estimação podem ser visualizados na tabela.

Tabela B.2: Modelos ARMA para calibração

Variáveis	Consumo Total	Consumo das Famílias
C	0,007 (0,002)	0,008 (0,002)
AR(1)	-0,340 (0,535)	-0,023 (0,101)
AR(2)	-0,743 (0,164)	-1,393 (0,071)
AR(3)	-0,512 (0,448)	0,034 (0,090)
AR(4)	0,055 (0,262)	-0,507 (0,066)
AR(5)	-0,304 (0,113)	-
AR(6)	0,017 (0,204)	-
MA(1)	0,021 (0,542)	-0,179 (0,142)
MA(2)	0,806 (0,207)	1,355 (0,12)
MA(3)	-0,138 (0,556)	-0,324 (0,125)
MA(4)	0,489 (0,281)	0,485 (0,138)
MA(5)	0,301 (0,384)	-
Adjusted R-squared	0,540	0,647
F-statistic	11,430	12,495
Prob(F-statistic)	0,000	0,000
Critérios de Informação		
Akaike	-5,026	-4,841
Schwarz	-4,741	-4,456
Hannan-Quinn	-4,912	-4,688

Fonte: elaboração própria. Erro padrão entre parênteses.

Após a estimação dos modelos, faz-se necessária a realização dos testes de diagnósticos convencionais, com o intuito de averiguar se os resíduos se comportam semelhantes a um ruído branco. Para tanto, inicialmente realizamos o teste Breusch-Pagan-Godfrey de Heterocedasticidade; o teste indicou a não rejeição da hipótese nula de homocedasticidade, tanto para o ARMA(4,4) da série de consumo das famílias quanto para o ARMA(6,5) da série de consumo total. Adicionalmente, o teste de Breusch-Godfrey para Autocorrelação também indicou a não autocorrelação dos erros nos dois modelos. Esses resultados podem ser visualizados na tabela B.3. Por fim, a inspeção gráfica também sugere que os erros de ambos os modelos se comportam como um ruído branco (ver figuras B.1, B.2, B.3 e B.4).

Tabela B.3: Testes de diagnóstico

Consumo total		
Heterocedasticidade: Breusch-Pagan-Godfrey Hipótese Nula: Homocedasticidade		
Estatística do teste	p-valor	Decisão
12,18	0,431	não rejeita
Autocorrelação: Breusch-Godfrey (LM Test) Hipótese Nula: Não-autocorrelação		
Estatística do teste	p-valor	Decisão
3,32	0,19	não rejeita
Consumo das famílias		
Heterocedasticidade: Breusch-Pagan-Godfrey Hipótese Nula: Homocedasticidade		
Estatística do teste	p-valor	Decisão
10,33	0,324	não rejeita
Autocorrelação: Breusch-Godfrey (LM Test) Hipótese Nula: Não-autocorrelação		
Estatística do teste	p-valor	Decisão
3,15	0,206	não rejeita

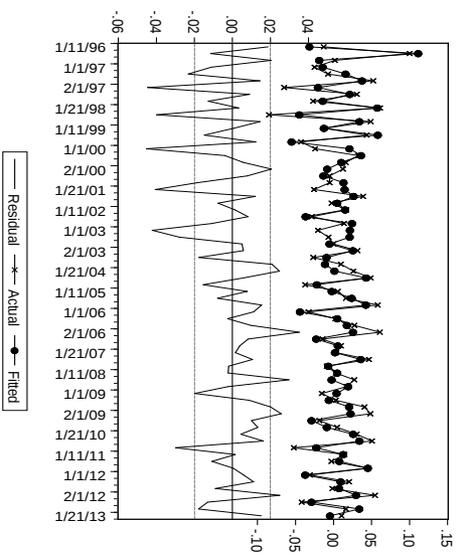


Figura B.1: Consumo total - ajustado e resíduos

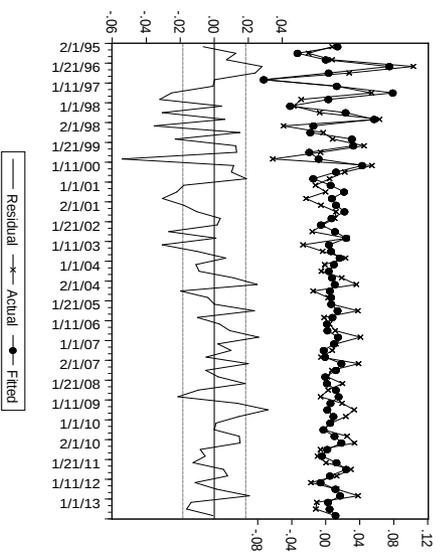


Figura B.2: Consumo das famílias - ajustado e resíduos

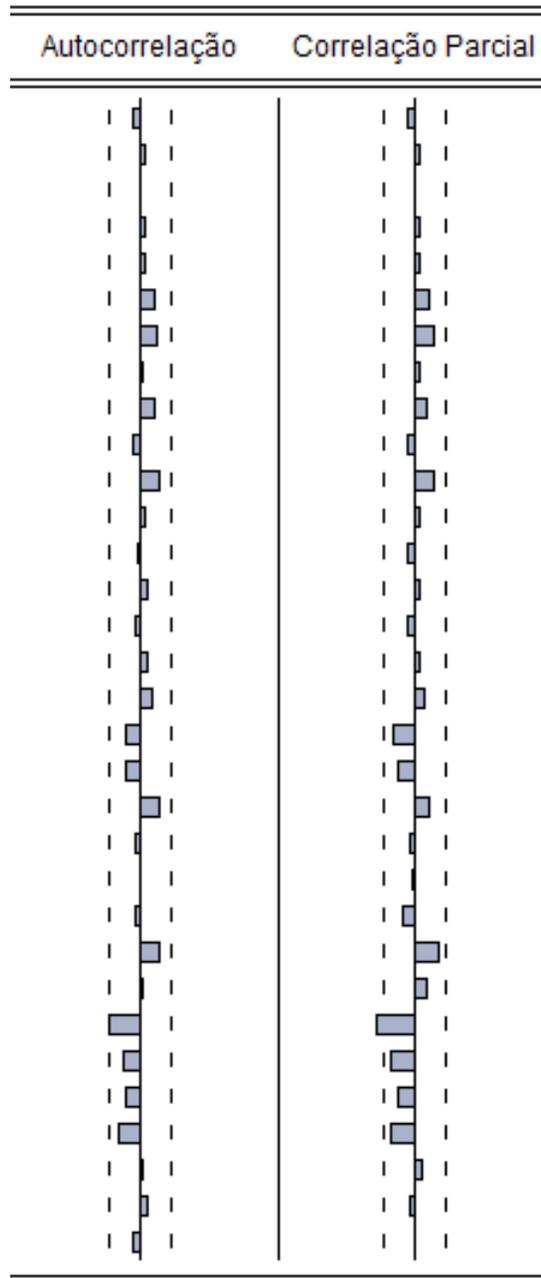
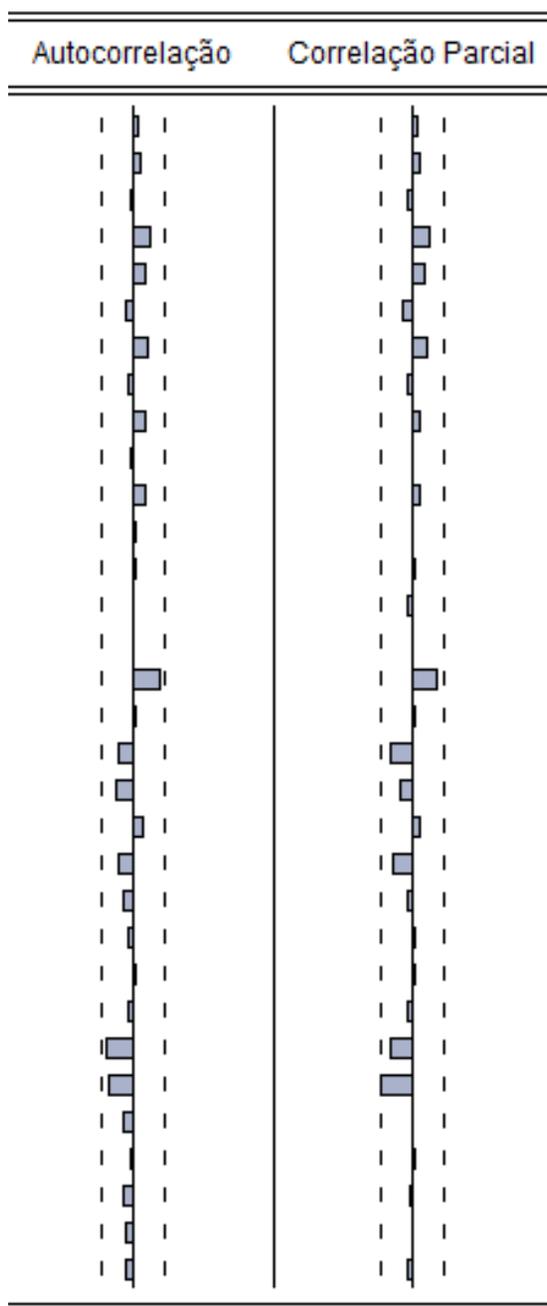


Figura B.3: Consumo total

**Figura B.4:** Consumo das famílias