

Formação de Hábito e o Custo de Bem-Estar da Incerteza Macroeconômica*

GABRIEL T. COUTO[†] FÁBIO A. R. GOMES[‡]

21 de julho de 2018

Resumo

Este artigo tem como objetivo calcular os custos de bem-estar da incerteza macroeconômica sob preferências com formação de hábito, utilizando dados da economia norte-americana, com base em duas hipóteses diferentes para o processo estocástico do consumo. Ao adotarmos um processo tendência-estacionário, como Lucas (1987), os custos se elevaram em relação ao caso em que não há formação de hábito. No entanto, ao considerarmos um processo diferença-estacionário, como Obstfeld (1994), que apontou maior aderência aos dados, a inclusão de hábito reduz o custo de bem-estar. Este padrão é distinto do observado em artigos que não consideram a formação de hábito.

Palavras-chave: bem-estar, incerteza macroeconômica, aversão ao risco, consumo, formação de hábito.

Abstract

This paper aims to evaluate the welfare costs of macroeconomic fluctuations under preferences with habit formation, using data from the US economy, based on two different hypotheses for the stochastic process of consumption. When considering a trend-stationary model, following Lucas (1987), the costs were high in relation to the case where there is no habit formation. However, under a difference-stationary process, following Obstfeld (1994), which fitted the data best, the habit formation inclusion reduced the welfare cost. This is a distinct pattern from what is observed in papers that do not consider habit formation preferences.

Keywords: welfare, macroeconomic uncertainty, risk aversion, consumption, habit formation.

JEL Classification: C26, D91, E21

Área ANPEC: Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

*Os autores agradecem Jefferson Bertolai e Fernando Barros Jr. pelos comentários e sugestões. Fábio Gomes agradece ao CNPq pelo financiamento parcial desta pesquisa.

[†]Departamento de Economia – FEA-RP, Universidade de São Paulo, Av. Bandeirantes 3900, Monte Alegre, CEP 14040-905, Ribeirão Preto/SP, Brasil. E-mail: gabriel.couto@usp.br

[‡]Departamento de Economia – FEA-RP, Universidade de São Paulo, Av. Bandeirantes 3900, Monte Alegre, CEP 14040-905, Ribeirão Preto/SP, Brasil. E-mail: fabiogomes@fearp.usp.br

1 Introdução

Muitos estudos da literatura se dedicam a investigar o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica. Estes trabalhos partem de uma pergunta em comum: qual seria o ganho, em termos de bem-estar, obtido a partir da eliminação completa da incerteza macroeconômica agregada de uma determinada economia? A resposta para esta pergunta possui importantes implicações na decisão de ampliar as políticas contracíclicas vigentes, ou ainda, de adotar novas políticas. Caso o custo encontrado seja baixo, tal intensificação não seria a ação ótima por parte dos gestores públicos, principalmente quando seus custos de implementação são levados em conta.

No primeiro trabalho que se propôs a medir o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica¹, Lucas (1987) extraiu as flutuações da série de consumo observada nos Estados Unidos por meio de uma tendência determinista. Considerando preferências da forma de aversão ao risco constante (CRRA), o estudo compara o bem-estar obtido a partir da série de consumo observada com aquele obtido a partir da série suavizada. Uma vez que os indivíduos são avessos ao risco, a utilidade deve ser maior na economia em que a incerteza foi expurgada. Os resultados, no entanto, apontam que este custo é relativamente baixo, ficando abaixo de 0,1% do nível de consumo. Dessa forma, o exercício sugeria que os benefícios da ampliação de políticas contracíclicas seriam baixos.

Após Lucas (1987), diversos autores revisitaram este exercício com o objetivo de relaxar algumas das hipóteses assumidas, e verificar o impacto dessas mudanças sobre o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica. Obstfeld (1994) realiza alterações tanto na estrutura de preferências do agente representativo como na hipótese adotada para o processo do consumo. Ao invés da utilidade CRRA proposta por Lucas (1987), Obstfeld (1994) adota preferências recursivas propostas por Epstein e Zin (1989) e Weil (1990). Adicionalmente, Obstfeld (1994) passa a descrever o consumo como um passeio aleatório, conforme proposto por Hall (1978). Sob esta formulação o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica tende a aumentar, uma vez que os choques passam a ser permanentes, aumentando a incerteza. Como resultado, são encontrados custos superiores àqueles estimados por Lucas (1987). No entanto, os custos ainda são avaliados como baixos frente ao consumo total.

Reis (2009) adota uma especificação para o processo do consumo a partir de modelos ARIMA,

¹Lucas (1987) e alguns outros trabalhos tratam este exercício como a obtenção do custo de bem-estar dos ciclos econômicos. Entretanto, como existe apenas um tipo de choque nos modelos utilizados, expurgar toda a flutuação equivale a remover toda a incerteza macroeconômica das séries. Assim, em conformidade com Guillén, Issler e Franco-Neto (2014), o presente trabalho utilizará a nomenclatura custo de bem-estar da incerteza macroeconômica

selecionando a formulação que melhor descreve a série temporal de consumo. Como resultado, a partir de dados dos Estados Unidos, são encontradas estimativas do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica entre 0,5 e 5% do consumo total. Desta forma, a depender dos parâmetros escolhidos, o custo pode ser mais de 50 vezes superior ao encontrado por Lucas (1987).

De maneira geral, os trabalhos da literatura encontram maiores custos de bem-estar na medida em que a variância dos processos assumidos para o consumo aumenta. Por esta razão, inclusive, estudos realizados com base em dados de países em desenvolvimento apontam custos de bem-estar maiores do que quando se realizam cálculos análogos para países desenvolvidos. Pallage e Robe (2003) realizam a estimação para um grupo de países africanos, enquanto Barros Jr e Pinho Neto (2016) utilizam dados do Brasil com a metodologia de Reis (2009). Ambos os trabalhos encontram custos superiores aos principais resultados obtidos quando se utiliza dados dos Estados Unidos. Couto e Gomes (2017) utilizam dados de países latino-americanos e, sob a metodologia proposta por Reis (2009), encontram valores elevados para o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica para praticamente todos os casos estudados. Neste contexto, a adoção de hipóteses sobre as preferências, metodologias e processos estocásticos para o consumo podem impactar a variância e, conseqüentemente, elevar o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica. Uma característica pouco adotada nos trabalhos que se propõem a calcular este custo é a de formação de hábito.

Os primeiros trabalhos a incluir a formação de hábito na utilidade buscavam uma explicação para o *equity premium puzzle* evidenciado por Mehra e Prescott (1985). Nesse contexto, Sundaresan (1989) e Constantinides (1990) propõem a formulação que considera também o consumo defasado nas preferências do agente.² Assim, a aversão ao risco passa a variar ao longo do tempo, fornecendo uma resposta para a aparente contradição entre os níveis de aversão ao risco e do excesso de retorno de ativos arriscados.

No contexto da obtenção do custo de bem-estar, dois trabalhos se destacam ao utilizar estruturas que levam em conta a formação de hábito. Otrok (2001) define uma economia com produção em que os agentes tem uma estrutura de hábito nas preferências, e encontra custos relativamente baixos para os ciclos. No entanto, as preferências com formação de hábito surgem como um caso particular e extremo do modelo construído. Além disso, é adotada uma metodologia de calibração, e não é

²Existem algumas variações na forma em que a formação de hábito pode ser incluída nas preferências. Para detalhes, ver também Abel (1990) e Abel (1999).

avaliado o impacto específico da inclusão da formação de hábito. Van Wincoop (1994) utiliza um modelo em que há formação de hábito, mas o custo de bem-estar é obtido por meio de compartilhamento internacional do risco. Utilizando dados da OCDE, custos elevados são encontrados, a depender do país analisado. No entanto, o custo obtido não se refere à eliminação de toda incerteza macroeconômica, mas do compartilhamento do risco entre países. Adicionalmente, estes trabalhos não abordam as implicações de diferentes processos estocásticos para o consumo sobre o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica.

A idéia da formação de hábito parte do princípio de que os indivíduos tendem a valorizar uma trajetória mais suavizada na taxa de variação do consumo ao longo do tempo, em contraste com a forma CRRA tradicional, que implica em suavização no nível do consumo. Como forma de ilustração, se ocorre um aumento na riqueza do indivíduo em determinado período que leve a uma elevação do consumo, há incremento em sua utilidade. No entanto, este crescimento elevará também o padrão de consumo deste agente, o que pode agir como um redutor da utilidade em períodos subsequentes, caso o consumo caia (SUNDARESAN, 1989). Para o custo de bem-estar, a inclusão de hábito adiciona uma fonte adicional de incerteza na função utilidade, o que, dada a aversão ao risco do agente, tem potencial para elevar o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica.

Assim, o presente trabalho tem por objetivo estimar o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica ao considerar preferências com formação de hábito. É utilizada uma abordagem econométrica, considerando-se dois processos estocásticos para o consumo. No primeiro, a hipótese é de uma série tendência-estacionária, conforme proposto por Lucas (1987), enquanto o segundo é um processo diferença-estacionário, conforme Obstfeld (1994). A função utilidade definida inclui o estoque de hábito na forma de razão, e não há influência do nível de consumo geral. Para a utilidade ao longo da vida do agente, é adotada uma estrutura CRRA. Embora muitos trabalhos utilizem preferências recursivas no cálculo do custo de bem-estar, Otrok (2001) aponta que, com a escolha adequada da função utilidade pode-se atingir custos tão elevados quanto desejado. Portanto, a forma CRRA provém uma base comparável com a maior parte dos trabalhos anteriores, além da simplicidade necessária para derivar as expressões para o custo de bem-estar. São utilizados dados trimestrais dos Estados Unidos, no período entre 1951 e 2017.

Este artigo é organizado da seguinte forma, além desta introdução. A Seção 2 descreve as preferên-

cias utilizadas, detalhando a função utilidade com formação de hábito, além das hipóteses adotadas para os processos das séries. A Seção 3 descreve a base de dados. A Seção 4 descreve a estimação dos parâmetros de acordo com o processo estocástico assumido. Os resultados são apresentados na Seção 5. As considerações finais são expostas na Seção 6.

2 Custo das flutuações econômicas

Para calcular o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, é necessário definir a função utilidade do agente representativo. As preferências seguem o formato CRRA com a inclusão de hábito na forma de razão³, seguindo Abel (1990) e Abel (1999):

$$u(C_t, H_t) = \frac{1}{1-\gamma} \left(\frac{C_t}{H_t^\alpha} \right)^{1-\gamma} \quad (1)$$

em que C_t representa o consumo no período t , H_t é o estoque de hábito no mesmo período, e γ é o parâmetro de aversão ao risco. Consideramos o caso em que o estoque de hábito é representado pelo consumo defasado, C_{t-1} . Portanto, a utilidade (1) torna-se:

$$u(C_t, C_{t-1}) = \frac{1}{1-\gamma} C_t^{1-\gamma} C_{t-1}^{\alpha(\gamma-1)} \quad (2)$$

A utilidade ao longo da vida é expressa por:

$$U_t = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{1}{1-\gamma} C_t^{1-\gamma} C_{t-1}^{\alpha(\gamma-1)} \right] \quad (3)$$

Para estimar o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, deve-se comparar a utilidade do agente representativo sob incerteza com sua contrapartida no caso em que toda a flutuação inesperada é expurgada das séries. Uma vez que o consumidor é avesso ao risco, o bem-estar é maior no segundo caso em relação ao primeiro. O custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, portanto, pode ser visto como uma compensação ao indivíduo, ou seja, um fator $(1 + \lambda)$ que, aplicado ao consumo na situação em que há incerteza, eleva a utilidade do agente ao nível que se verificaria na série livre de incerteza. Dadas as especificações das preferências e das hipóteses sobre a série de consumo, o custo

³Analisamos apenas o caso $\gamma > 1$, uma vez que, com $\gamma = 1$, $u(C_t, H_t) = \ln C_t - \alpha \ln(H_t)$, a utilidade se torna separável, não havendo hábito.

é obtido ao se resolver a equação abaixo para λ :

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u \left((1 + \lambda) C_t, (1 + \lambda) C_{t-1} \right) \right] = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u \left(E_0 [C_t], E_0 [C_{t-1}] \right) \quad (4)$$

Substituindo (2) em (4) e simplificando, temos:

$$(1 + \lambda)^{(1-\alpha)(1-\gamma)} \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_0 \left(C_t^{1-\gamma} C_{t-1}^{\alpha(\gamma-1)} \right) \right] = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{E_0 [C_t]}{(E_0 [C_{t-1}])^\alpha} \right)^{1-\gamma} \quad (5)$$

Aqui, verifica-se o primeiro efeito da inclusão da formação de hábito sobre o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica. Diferentemente de contribuições anteriores da literatura, a compensação λ agora não se restringe ao consumo corrente, mas também ao estoque de hábito C_{t-1} . Além disso, há agora duas fontes de incerteza relevantes para o agente. Este aspecto causa um efeito no sentido de elevar o custo de bem estar da incerteza macroeconômica. O efeito será maior quanto maior for o peso do hábito sobre as preferências, representado pelo parâmetro α , como pode ser observado na equação (6).

$$\lambda = \left(\frac{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{E_0 [C_t]}{(E_0 [C_{t-1}])^\alpha} \right)^{1-\gamma}}{\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_0 \left(C_t^{1-\gamma} C_{t-1}^{\alpha(\gamma-1)} \right) \right]} \right)^{\frac{1}{(1-\alpha)(1-\gamma)}} - 1 \quad (6)$$

O efeito descrito, no entanto, não é a única forma em que o hábito atua sobre λ . A inclusão de formação de hábito nas preferências dos agentes altera a percepção do risco e das flutuações do consumo, o que gera um efeito adicional sobre o custo, que depende da variância de C_t/C_{t-1}^α . Este efeito, que será analisado na seção 4, podendo ser positivo ou negativo, a depender do processo estocástico definido para C_t .

Resta, portanto, aplicar em (6) cada processo estocástico definido para C_t para, então, obter λ . No primeiro caso, assumiu-se que a série do consumo segue um processo estacionário ao redor de uma tendência linear, conforme proposto por Lucas (1987). Assim, define-se C_t como:

$$C_t = \alpha_0 (1 + \alpha_1)^t \exp(\varepsilon_t) \quad (7)$$

em que $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, e α_0 e α_1 são parâmetros da parte determinística. Aplicando (7) em (5), obtém-se a expressão para o custo de bem-estar.

Proposição 1 *Assuma o processo do consumo definido em (7), e a função utilidade definida em*

(2). Então, o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica é dado por:

$$\lambda = \exp \left\{ \frac{1}{2} (\gamma (1 + \alpha) - \alpha) \sigma_\varepsilon^2 \right\} - 1 \quad (8)$$

Demonstração. Apêndice A. ■

Ao definir $\alpha = 0$ (ausência de hábito), encontra-se o custo de bem-estar formulado por Lucas (1987), expresso em (9).

$$\lambda = e^{0,5\gamma\sigma_\varepsilon^2} - 1 \quad (9)$$

O segundo caso a ser estudado leva em conta a hipótese que a série do consumo se comporta como um processo diferença-estacionário, conforme proposto por Hall (1978). A evolução de C_t , portanto, pode ser descrita como:

$$C_t = \alpha_0 (1 + \alpha_1)^t \exp \left(\sum_{i=1}^t \varepsilon_i \right) \quad (10)$$

Assim como no caso anterior, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Aplicando (10) em (5) e resolvendo para λ , obtém-se a expressão para o custo de bem-estar.

Proposição 2 *Assuma o processo do consumo definido em (10), e a função utilidade definida em (2). Então, o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica é dado por:*

$$\lambda = \left[\frac{1 - \beta (1 + \alpha_1)^{(1-\gamma)(1-\alpha)} e^{0.5(1-\gamma)^2(1-\alpha)^2\sigma_\varepsilon^2}}{1 - \beta (1 + \alpha_1)^{(1-\alpha)(1-\gamma)} e^{0.5(1-\alpha)(1-\gamma)\sigma_\varepsilon^2}} \right]^{\frac{1}{(1-\alpha)(1-\gamma)}} \times \left[\exp \{0.5\alpha (\alpha + 2\gamma - \alpha\gamma - 1) \sigma_\varepsilon^2\} \right]^{\frac{1}{(1-\alpha)}} - 1 \quad (11)$$

Demonstração. Apêndice B. ■

De maneira análoga ao caso tendência-estacionário, ao definir $\alpha = 0$ (ou seja, ausência de hábito), recupera-se a expressão do custo encontrada a partir dos processos definidos em Issler, Franco-Neto e Guillén (2008), expressa em (12).

$$\lambda = \left[\frac{1 - \beta (1 + \alpha_1)^{(1-\gamma)} e^{0.5(1-\gamma)^2\sigma_\varepsilon^2}}{1 - \beta (1 + \alpha_1)^{(1-\gamma)} e^{0.5(1-\gamma)\sigma_\varepsilon^2}} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} - 1 \quad (12)$$

3 Dados

Foram coletados dados de consumo dos Estados Unidos a partir do *National Income and Product Accounts* (NIPA), elaborado pelo *Bureau of Economic Analysis* (BEA). Optou-se pelos dados trimestrais em detrimento dos anuais, uma vez que, além de fornecerem uma amostra maior, possuem maior potencial de captar as flutuações econômicas por conta de sua frequência mais alta.

Os dados de consumo de bens não-duráveis foram obtidos a partir do *Personal Consumption Expenditures* (PCE). Foram construídas duas séries *per capita* para este indicador, a partir de dados do BEA. A primeira consiste apenas do PCE de bens não-duráveis, enquanto a segunda soma este consumo à série de serviços, utilizando a metodologia de agregação de índices em cadeia descrita por Whelan (2002). Ambas as séries foram deflacionadas.

4 Propriedades Estatísticas do Consumo

Para calcular o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, é necessário obter a variância de ε_t , além do parâmetro α_1 . As equações (7) e (10) foram linearizadas por meio de logaritmo natural. Assim, obteve-se para o processo tendência-estacionário e para o processo diferença estacionário, respectivamente:

$$\ln(C_t) = \ln(\alpha_0) + t \ln(1 + \alpha_1) + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\ln(C_t) - \ln(C_{t-1}) = \ln(1 + \alpha_1) + \varepsilon_t \quad (14)$$

As equações (13) e (14) foram estimadas separadamente por mínimos quadrados ordinários. A primeira estimativa foi feita a partir da série que considera apenas o consumo de bens não-duráveis. Na sequência, o procedimento foi repetido utilizando a série que soma não-duráveis e serviços. Os resultados das estimações estão expressos na Tabela 1. Alguns fatos se destacam nos resultados. Primeiro, as variâncias dos resíduos se reduzem de maneira significativa quando se assume a hipótese de processos integrados de ordem um. Segundo, as variâncias aumentam quando se inclui o consumo de serviços na série.

A partir da estimação dos parâmetros da parte determinística dos processos estocásticos, é possível verificar o impacto que um aumento de α causa sobre a variância de C_t/C_{t-1}^α , que impacta diretamente

Tabela 1: Resultados da estimação das equações (13) e (14), para as diferentes séries adotadas (erros-padrão entre parênteses)

	Apenas não-duráveis		Não-duráveis e serviços	
	Tendência-est.	Diferença-est.	Tendência-est.	Diferença-est.
$\ln(\alpha_0)$	1.1812042 (0.0034930)	- -	0.0364774 (0.0185759)	- -
$\ln(1 + \alpha_1)$	0.0034091 (0.0000226)	0.0033740 (0.0004576)	0.0145233 (0.0001202)	0.0129008 (0.0004688)
σ_ε^2	0.000809862	0,0000558973	0.0229040	0,0000586919

o custo de bem-estar. No caso tendência-estacionário, a variância de C_t/C_{t-1}^α é dada por⁴ :

$$Var\left(\frac{C_t}{C_{t-1}^\alpha}\right) = \tilde{\alpha}_0^2(1 + \tilde{\alpha}_1)^{2t} \left(\exp(2(1 + \alpha^2)\sigma_\varepsilon^2) - \exp((1 + \alpha^2)\sigma_\varepsilon^2)\right) \quad (15)$$

em que $\tilde{\alpha}_0 \equiv (\alpha_0^{(1-\alpha)}) (1 + \alpha_1)^\alpha$ e $\tilde{\alpha}_1 \equiv (1 + \alpha_1)^{(1-\alpha)} - 1$. O efeito da elevação de α na variância a partir da equação (15) não é trivial. No entanto, a Figura 1 mostra que, no intervalo $0 \leq \alpha \leq 1$, a variância cai com o aumento do parâmetro.

Sob o processo tendência-estacionário, os choques sofridos a cada período são absorvidos e se dissipam instantaneamente. Apesar disso, a inclusão de um termo defasado faz com que a variância caia, pois a utilidade fica sujeita aos choques independentes sobre C_t e C_{t-1} , que podem ocorrer em direções contrárias. Como a variância impacta positivamente no custo, o efeito da inclusão de hábito nas preferências sobre λ seria incerto a princípio. No entanto, é perceptível a partir da Proposição 1 que α impacta positivamente o custo. Portanto, no caso tendência-estacionário, o resultado da inclusão de hábito sobre o custo será positivo, pois o impacto da redução variância será menor frente ao efeito descrito na seção 2.

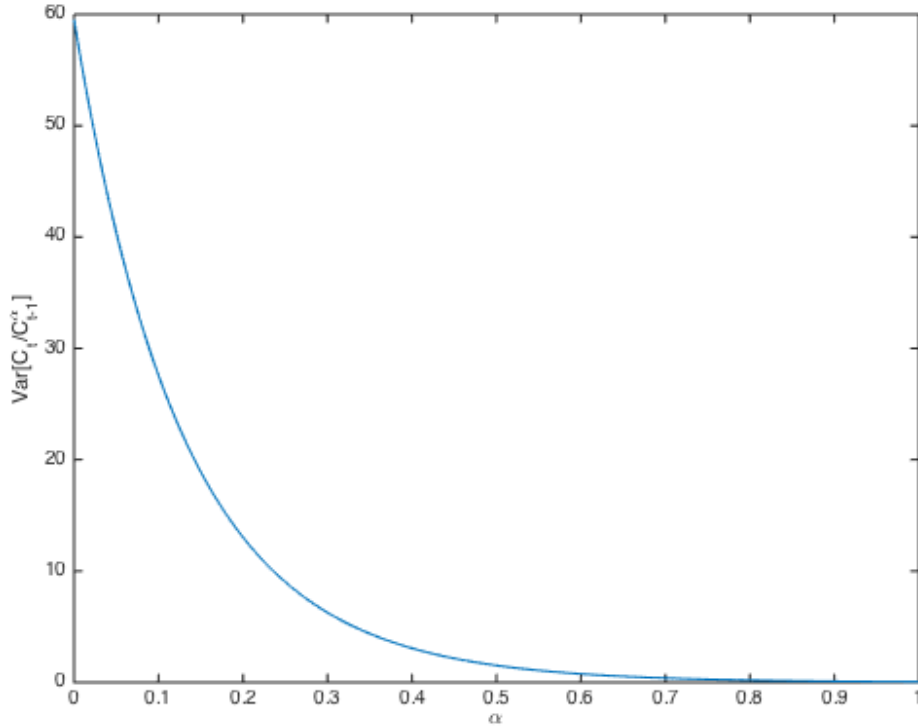
De maneira análoga, é possível calcular a variância de C_t/C_{t-1}^α para o caso diferença-estacionário, para $t \geq 2$ e $0 < \alpha < 1$:

$$Var\left(\frac{C_t}{C_{t-1}^\alpha}\right) = \tilde{\alpha}_0^2(1 + \tilde{\alpha}_1)^{2t} \times \left(\exp(2\sigma_\varepsilon^2(\alpha^2(t-1) + 2\alpha(1-t) + t)) - \exp(\sigma_\varepsilon^2(\alpha^2(t-1) + 2\alpha(1-t) + t))\right) \quad (16)$$

em que $\tilde{\alpha}_0 \equiv (\alpha_0^{(1-\alpha)}) (1 + \alpha_1)^\alpha$ e $\tilde{\alpha}_1 \equiv (1 + \alpha_1)^{(1-\alpha)} - 1$. Novamente, a análise do impacto de α sobre a variância não é trivial. A figura 2 mostra este efeito para diferentes valores de α_0 , uma vez que este parâmetro não é estimado. Para todos os valores de α_0 considerados, a variância cai com

⁴Se $\ln[X] \sim N(0, \sigma^2)$, então $Var\{X\} = \exp\{2\sigma^2\} - \exp\{\sigma^2\}$

Figura 1: Variância de C_t/C_{t-1}^α em função de α , processo tendência-estacionário, bens não-duráveis e serviços, após 267 observações

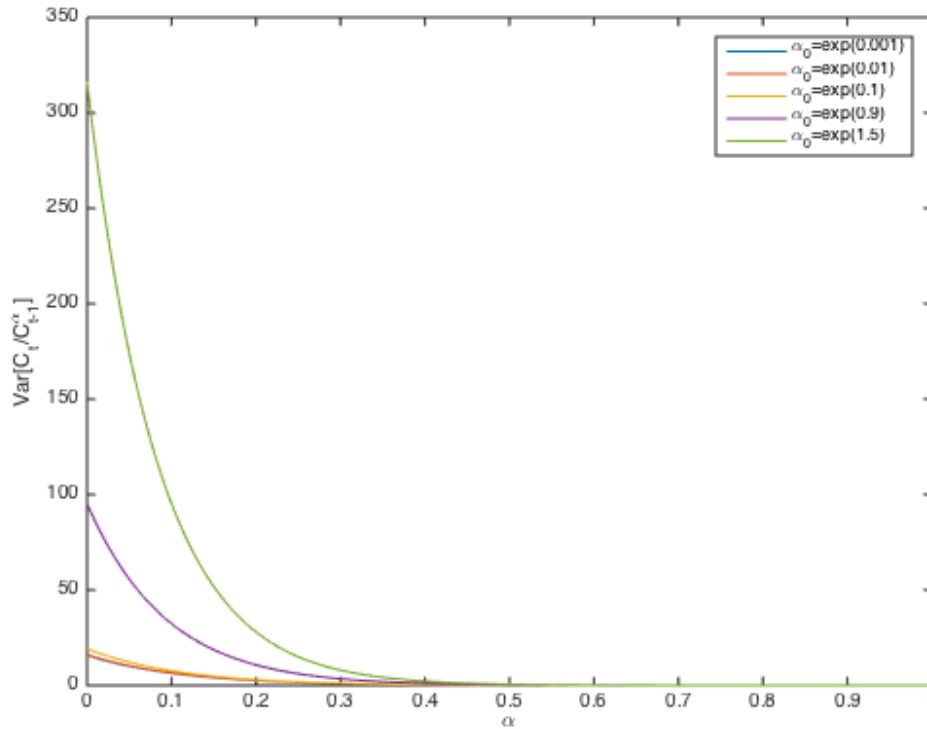


o aumento de α . O efeito negativo ocorre pois, no processo diferença-estacionário, C_t carrega toda a história dos choques passados. Dessa forma, a inclusão do termo defasado C_{t-1}^α faz com que os choques passados se cancelem, reduzindo ainda mais a variância quanto maior for α . Novamente, a variância possui relação positiva com o custo, o que leva a um efeito negativo sobre λ a partir de uma elevação de α . Tem-se, portanto, um efeito total ambíguo da inclusão de hábito sobre o custo de bem-estar. Enquanto a inclusão de uma nova fonte de incerteza impacta positivamente o custo, a variância do termo C_t/C_{t-1}^α se reduz com o aumento de α .

5 Resultados

Antes de calcular o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, foi necessário definir os valores a serem escolhidos para três parâmetros: β , α e γ . Foram definidas grades de valores para cada um dos parâmetros, como forma a medir a sensibilidade dos resultados. Para γ , foi definida uma grade de cinco valores, variando de 2,0 a 6,0. No caso de α , a grade foi definida entre 0,0 e 0,9, cobrindo quase

Figura 2: Variância de C_t/C_{t-1}^α em função de α , processo diferença-estacionário, bens não-duráveis e serviços, após 267 observações



todo o intervalo de possíveis valores para o parâmetro, com seis pontos⁵. Por fim, o parâmetro β , que só tem relevância no caso do processo diferença-estacionário, recebeu uma grade de três pontos. Optou-se por menos pontos em relação à grade adotada para os parâmetros, dada a menor incerteza sobre β . Primeiramente, foram calculados os custos a partir da série de bens não-duráveis apenas. A Tabela 2 apresenta os resultados sob a hipótese de processo tendência-estacionário. Já as Tabelas 3, 4 e 5 apresentam os custos de bem-estar da incerteza macroeconômica sob a hipótese de processo diferença-estacionário.

Os resultados da Tabela 2 mostram que, para a hipótese de processo tendência-estacionário, os custos são baixos, ficando, no máximo, na casa de 0,4% do consumo total. Conforme esperado a partir da análise inicial, os valores de λ crescem com α , mostrando que a inclusão de hábito afeta positivamente os custos de bem-estar da incerteza macroeconômica.

Quando se considera que o consumo segue um processo diferença-estacionário, no entanto, o efeito do hábito sobre o custo é menos claro. Conforme esperado, as estimativas de λ nas tabelas 3, 4 e 5

⁵Para $\alpha = 0$, obtém-se o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica na ausência de hábito. Assim, é possível verificar o impacto da inclusão de hábito sobre o custo.

Tabela 2: Custo de bem-estar da incerteza macroeconômica (λ) com a inclusão de hábito, sob a hipótese de um processo tendência-estacionário, consumo de bens não-duráveis apenas

		γ				
		2	3	4	5	6
α	0,000	0,081%	0,122%	0,162%	0,203%	0,243%
	0,100	0,085%	0,130%	0,174%	0,219%	0,264%
	0,300	0,093%	0,146%	0,199%	0,251%	0,304%
	0,500	0,101%	0,162%	0,223%	0,284%	0,345%
	0,700	0,109%	0,178%	0,247%	0,316%	0,385%
	0,900	0,117%	0,195%	0,272%	0,349%	0,426%

Tabela 3: Custo de bem-estar da incerteza macroeconômica (λ) com a inclusão de hábito, sob a hipótese de um processo diferença-estacionário, consumo de bens não-duráveis apenas ($\beta = 0,990$)

		γ				
		2	3	4	5	6
α	0,000	0,418%	0,500%	0,555%	0,595%	0,625%
	0,100	0,408%	0,488%	0,543%	0,583%	0,615%
	0,300	0,387%	0,460%	0,514%	0,555%	0,588%
	0,500	0,366%	0,429%	0,479%	0,520%	0,554%
	0,700	0,345%	0,395%	0,439%	0,478%	0,513%
	0,900	0,351%	0,395%	0,439%	0,481%	0,523%

Tabela 4: Custo de bem-estar da incerteza macroeconômica (λ) com a inclusão de hábito, sob a hipótese de um processo diferença-estacionário, consumo de bens não-duráveis apenas ($\beta = 0,971$)

		γ				
		2	3	4	5	6
α	0,000	0,167%	0,227%	0,277%	0,319%	0,356%
	0,100	0,161%	0,218%	0,265%	0,306%	0,341%
	0,300	0,150%	0,198%	0,240%	0,277%	0,311%
	0,500	0,139%	0,178%	0,214%	0,247%	0,277%
	0,700	0,132%	0,163%	0,192%	0,221%	0,248%
	0,900	0,154%	0,190%	0,225%	0,261%	0,296%

Tabela 5: Custo de bem-estar da incerteza macroeconômica (λ) com a inclusão de hábito, sob a hipótese de um processo diferença-estacionário, consumo de bens não-duráveis apenas ($\beta = 0,952$)

		γ				
		2	3	4	5	6
α	0,000	0,104%	0,147%	0,185%	0,218%	0,249%
	0,100	0,101%	0,140%	0,176%	0,208%	0,237%
	0,300	0,094%	0,127%	0,158%	0,187%	0,213%
	0,500	0,088%	0,116%	0,142%	0,167%	0,190%
	0,700	0,086%	0,109%	0,132%	0,154%	0,175%
	0,900	0,114%	0,147%	0,179%	0,212%	0,245%

Tabela 6: Custo de bem-estar da incerteza macroeconômica (λ) com a inclusão de hábito, sob a hipótese de um processo tendência-estacionário, consumo de bens não-duráveis e serviços

			γ			
	2	3	4	5	6	
	0,000	2,317%	3,495%	4,687%	5,893%	7,113%
	0,100	2,434%	3,733%	5,048%	6,379%	7,728%
α	0,300	2,669%	4,209%	5,772%	7,358%	8,969%
	0,500	2,904%	4,687%	6,501%	8,346%	10,224%
	0,700	3,140%	5,168%	7,235%	9,344%	11,493%
	0,900	3,377%	5,651%	7,975%	10,350%	12,777%

são maiores, em torno de 0,6% para algumas combinações de parâmetros. No entanto, para valores intermediários de α , verifica-se redução dos custos de bem-estar com a elevação deste parâmetro. Apenas em poucas combinações de parâmetros foi possível verificar resultado superior na presença de hábito em relação ao caso com $\alpha = 0$. Isto ocorre em razão da ambiguidade do efeito da elevação de α sobre λ . Enquanto o efeito de incluir uma nova fonte de incerteza tende a elevar o custo de bem-estar, a redução causada na variância de $C_t/C^t - 1^\alpha$ tende a reduzi-lo. Assim, dependendo da combinação de parâmetros, observa-se a prevalência de um efeito sobre o outro, o que determina a direção na qual λ se move.

As tabelas 6, 7, 8 e 9 mostram os resultados com a série que inclui o consumo de serviços. O modelo com processo tendência-estacionário apresenta aderência ruim à série do consumo de não-duráveis e serviços. Dessa forma, a variância de seus resíduos é superior à do caso do processo diferença-estacionário, a ponto de gerar estimativas de custo de bem-estar maiores. A Figura 3 mostra a diferença de amplitude dos resíduos das equações 13 e 14. No caso integrado de ordem um, no entanto, novamente se observam valores baixos para λ . Na maioria das combinações de parâmetros, os resultados ficam próximos ao observado nas estimativas com a série de consumo de bens não-duráveis apenas. Em alguns casos, este custo é ainda menor. Por fim, novamente é possível observar queda no custo com o aumento de α , para determinados valores do parâmetro.

6 Considerações finais

Este trabalho teve como objetivo estimar o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica sob uma formulação em que o agente representativo possui preferências com formação de hábito. Este custo é obtido por meio de abordagem estatística, considerando-se o caso em que a série de consumo

Tabela 7: Custo de bem-estar da incerteza macroeconômica (λ) com a inclusão de hábito, sob a hipótese de um processo diferença-estacionário, consumo de bens não-duráveis e serviços ($\beta = 0,990$)

		γ				
		2	3	4	5	6
α	0,000	0,254%	0,242%	0,236%	0,232%	0,229%
	0,100	0,257%	0,246%	0,240%	0,236%	0,234%
	0,300	0,264%	0,254%	0,249%	0,247%	0,246%
	0,500	0,274%	0,266%	0,263%	0,263%	0,264%
	0,700	0,290%	0,288%	0,290%	0,294%	0,299%
	0,900	0,342%	0,364%	0,388%	0,413%	0,439%

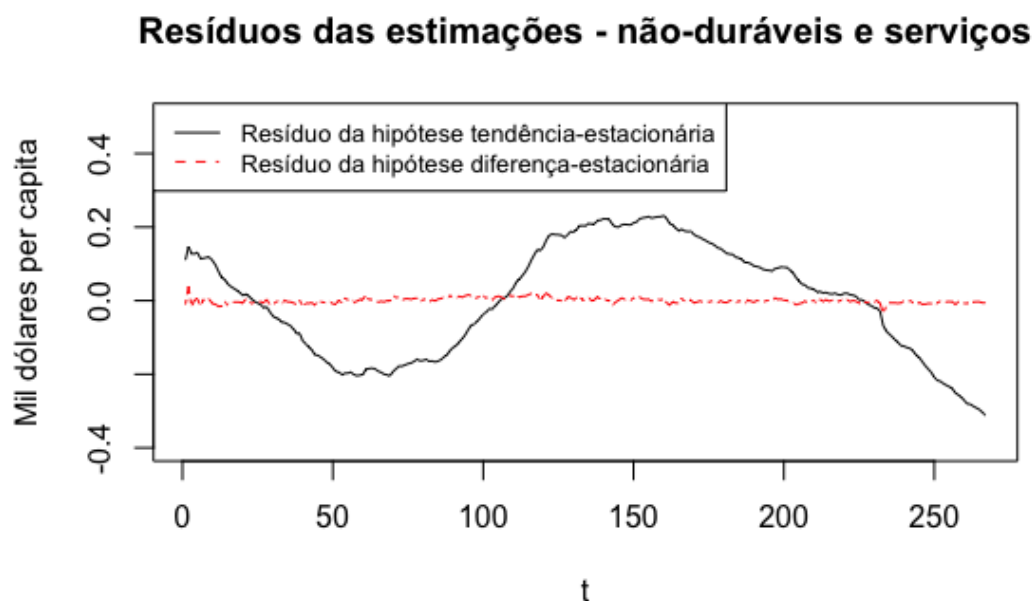
Tabela 8: Custo de bem-estar da incerteza macroeconômica (λ) com a inclusão de hábito, sob a hipótese de um processo diferença-estacionário, consumo de bens não-duráveis e serviços ($\beta = 0,971$)

		γ				
		2	3	4	5	6
α	0,000	0,135%	0,155%	0,167%	0,174%	0,179%
	0,100	0,134%	0,153%	0,166%	0,174%	0,180%
	0,300	0,130%	0,150%	0,164%	0,174%	0,183%
	0,500	0,127%	0,147%	0,163%	0,175%	0,186%
	0,700	0,128%	0,148%	0,166%	0,183%	0,198%
	0,900	0,159%	0,193%	0,226%	0,259%	0,292%

Tabela 9: Custo de bem-estar da incerteza macroeconômica (λ) com a inclusão de hábito, sob a hipótese de um processo diferença-estacionário, consumo de bens não-duráveis e serviços ($\beta = 0,952$)

		γ				
		2	3	4	5	6
α	0,000	0,092%	0,114%	0,129%	0,139%	0,147%
	0,100	0,091%	0,112%	0,127%	0,138%	0,147%
	0,300	0,087%	0,107%	0,123%	0,136%	0,146%
	0,500	0,085%	0,104%	0,120%	0,134%	0,147%
	0,700	0,086%	0,105%	0,123%	0,140%	0,156%
	0,900	0,118%	0,151%	0,184%	0,217%	0,249%

Figura 3: Resíduos da estimação das equações (13) e (14), bens não-duráveis e serviços



é tratada como um processo tendência-estacionário, e o caso em que esta série é descrita por um processo diferença-estacionário.

Os resultados referentes à economia norte-americana mostram custos de bem-estar da incerteza macroeconômica relativamente baixos em diferentes cenários. Apenas sob a hipótese de processo tendência-estacionário e com adição de serviços o custo se mostrou mais elevado. No entanto, a fraca aderência do modelo aos dados e conseqüente elevação da variância dos resíduos explica este resultado.

Destacou-se o fato que, para determinados valores de α , a elevação do parâmetro resultou em redução dos custos de bem-estar sob a hipótese de processo diferença-estacionário. Este aspecto tem relação com a conjunção de dois efeitos com sinais contrários. Por um lado, a inclusão de hábito provoca elevação nos custos de bem-estar por meio da inclusão de uma nova fonte de incerteza na função utilidade do agente representativo. Por outro lado, a forma específica do processo diferença-estacionário leva a uma queda da variância quando se eleva α , o que resulta em impacto negativo sobre o custo.

Referências

ABEL, A. B. *Asset prices under habit formation and catching up with the Joneses*. Cambridge, 1990.

- ABEL, A. B. Risk premia and term premia in general equilibrium. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 43, n. 1, p. 3–33, 1999.
- BARROS JR, F. A.; PINHO NETO, V. R. Custo das flutuações econômicas após o Plano Real. *Economia Aplicada*, 2016.
- CONSTANTINIDES, G. M. Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle. *Journal of political Economy*, The University of Chicago Press, v. 98, n. 3, p. 519–543, 1990.
- COUTO, G. T.; GOMES, F. A. Custo de bem-estar da incerteza macroeconômica na América Latina. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 71, n. 2, p. 137–152, 2017.
- EPSTEIN, L. G.; ZIN, S. E. Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: a theoretical framework. *Econometrica*, v. 57, p. 937–979, 1989.
- GUILLÉN, O. T. de C.; ISSLER, J. V.; FRANCO-NETO, A. A. de M. On the welfare costs of business-cycle fluctuations and economic-growth variation in the 20th century and beyond. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 39, p. 62–78, 2014.
- HALL, R. E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *NBER Working Paper*, n. R0015, 1978.
- 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.
- LUCAS, R. E. *Models of business cycles*. New York: Basil Blackwell Oxford, 1987. v. 26.
- MEHRA, R.; PRESCOTT, E. C. The equity premium: A puzzle. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 15, n. 2, p. 145–161, 1985.
- OBSTFELD, M. Evaluating risky consumption paths: The role of intertemporal substitutability. *European Economic Review*, Elsevier, v. 38, n. 7, p. 1471–1486, 1994.
- OTROK, C. On measuring the welfare cost of business cycles. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 47, n. 1, p. 61–92, 2001.
- 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.
- 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.
- SUNDARESAN, S. M. Intertemporally dependent preferences and the volatility of consumption and wealth. *Review of financial Studies*, Oxford University Press, v. 2, n. 1, p. 73–89, 1989.
- VAN WINCOOP, E. Welfare gains from international risksharing. *Journal of monetary economics*, Elsevier, v. 34, n. 2, p. 175–200, 1994.
- WEIL, P. Nonexpected utility in macroeconomics. *The Quarterly Journal of Economics*, JSTOR, v. 105, n. 1, p. 29–42, 1990.
- WHELAN, K. A guide to US chain aggregated NIPA data. *Review of income and wealth*, Wiley Online Library, v. 48, n. 2, p. 217–233, 2002.

A Demonstração da Proposição 1

Assuma o processo do consumo definido em (7), e a função utilidade definida em (2). Para calcular o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, primeiramente, é preciso obter as esperanças que serão utilizadas no desenvolvimento da demonstração:

$$E_0 [C_t] = \alpha_0 (1 + \alpha_1)^t \exp \left\{ \frac{1}{2} \sigma_\varepsilon^2 \right\}$$

Também é necessário calcular $E_0 [C_t^{1-\gamma} C_{t-1}^{\alpha(\gamma-1)}]$:

$$E_0 [C_t^{1-\gamma} C_{t-1}^{\alpha(\gamma-1)}] = \alpha_0^{(1-\gamma)(1-\alpha)} (1 + \alpha_1)^{(1-\gamma)(1-\alpha)t + \alpha(1-\gamma)} \exp \left(\frac{1}{2} (1 - \gamma)^2 (1 + \alpha^2) \sigma_\varepsilon^2 \right),$$

Custo de bem-estar:

$$(1 + \lambda)^{(1-\alpha)(1-\gamma)} \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_0 (C_t^{1-\gamma} C_{t-1}^{\alpha(\gamma-1)}) \right] = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{E_0 [C_t]}{(E_0 [C_{t-1}])^\alpha} \right)^{1-\gamma}$$

Assuma que $\beta (1 + \alpha_1)^{(1-\gamma)(1-\alpha)} < 1$. Então:

$$\begin{aligned} & (1 + \lambda)^{(1-\alpha)(1-\gamma)} \frac{\alpha_0^{(1-\gamma)(1-\alpha)} (1 + \alpha_1)^{\alpha(1-\gamma)} e^{0.5(1-\gamma)^2(1+\alpha^2)\sigma_\varepsilon^2}}{1 - \beta (1 + \alpha_1)^{(1-\gamma)(1-\alpha)}} \\ &= \frac{\alpha_0^{(1-\alpha)(1-\gamma)} (1 + \alpha_1)^{\alpha(1-\gamma)} e^{0.5(1-\alpha)(1-\gamma)\sigma_\varepsilon^2}}{1 - \beta (1 + \alpha_1)^{(1-\alpha)(1-\gamma)}} \end{aligned}$$

$$\lambda = \exp \left\{ \frac{1}{2} (\gamma (1 + \alpha) - \alpha) \sigma_\varepsilon^2 \right\} - 1$$

B Demonstração da Proposição 2

Assuma o processo do consumo definido em (10), e a função utilidade definida em (2). Para calcular o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, primeiramente, é preciso obter as esperanças que serão utilizadas no desenvolvimento da demonstração:

$$E_0 [C_t] = \alpha_0 (1 + \alpha_1)^t \exp \left\{ \frac{1}{2} t \sigma_\varepsilon^2 \right\}$$

$$E_0 [C_{t-1}] = \alpha_0 (1 + \alpha_1)^{t-1} \exp \left\{ \frac{1}{2} (t-1) \sigma_\varepsilon^2 \right\}$$

$$E_0 \left[C_t^{1-\gamma} C_{t-1}^{\alpha(\gamma-1)} \right] = \alpha_0^{(1-\gamma)(1-\alpha)} (1 + \alpha_1)^{(1-\gamma)(1-\alpha)t + \alpha(1-\gamma)} \exp \left(\frac{1}{2} \sigma_v^2 \right)$$

Custo de bem-estar:

$$(1 + \lambda)^{(1-\alpha)(1-\gamma)} \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_0 \left(C_t^{1-\gamma} C_{t-1}^{\alpha(\gamma-1)} \right) \right] = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{E_0 [C_t]}{(E_0 [C_{t-1}])^\alpha} \right)^{1-\gamma}$$

Assumindo que $\beta (1 + \alpha_1)^{(1-\gamma)(1-\alpha)} e^{0.5(1-\gamma)^2(1-\alpha)^2\sigma_\varepsilon^2} < 1$, temos:

$$(1 + \lambda)^{(1-\alpha)(1-\gamma)} = \frac{1 - \beta (1 + \alpha_1)^{(1-\gamma)(1-\alpha)} e^{0.5(1-\gamma)^2(1-\alpha)^2\sigma_\varepsilon^2}}{1 - \beta (1 + \alpha_1)^{(1-\alpha)(1-\gamma)} e^{0.5(1-\alpha)(1-\gamma)\sigma_\varepsilon^2}} \times \frac{e^{0.5\alpha(1-\gamma)\sigma_\varepsilon^2}}{e^{0.5\alpha(1-\gamma)^2(2-\alpha)\sigma_\varepsilon^2}}$$

Assim

$$\lambda = \left[\frac{1 - \beta (1 + \alpha_1)^{(1-\gamma)(1-\alpha)} e^{0.5(1-\gamma)^2(1-\alpha)^2\sigma_\varepsilon^2}}{1 - \beta (1 + \alpha_1)^{(1-\alpha)(1-\gamma)} e^{0.5(1-\alpha)(1-\gamma)\sigma_\varepsilon^2}} \right]^{\frac{1}{(1-\alpha)(1-\gamma)}} \left[\exp \{ 0.5\alpha (\alpha + 2\gamma - \alpha\gamma - 1) \sigma_\varepsilon^2 \} \right]^{\frac{1}{(1-\alpha)}} - 1$$