

Custos de bem-estar da inflação no Brasil: uma comparação das estimativas de equilíbrio parcial e geral*

Ana Cláudia Polato e Fava[§]
Fabiana Rocha[¶]

RESUMO

O objetivo deste artigo é estimar o custo de bem-estar do imposto inflacionário para a economia brasileira utilizando uma abordagem de equilíbrio geral e comparar os resultados com os tradicionalmente obtidos, que se baseiam na abordagem de equilíbrio parcial. O período analisado vai de 1975I a 1996IV. Estima-se uma perda de bem-estar em torno de 2% do PIB para uma taxa de inflação de 10%. Este resultado é maior do que o encontrado por Pastore (1997) para a mesma taxa de inflação, mas numa abordagem de equilíbrio parcial.

Palavras-chave: custo de bem-estar da inflação, equilíbrio geral, equilíbrio parcial, Brasil.

ABSTRACT

The purpose of this paper is to estimate the welfare costs of inflation for the Brazilian economy using a general equilibrium approach and to compare the results with the ones traditionally obtained, which are based on a partial equilibrium approach. The period studied is 1975I-1996IV. It is found a 2% of GDP welfare cost for an inflation rate of 10%. This result is higher than the one found by Pastore (1997) for the same inflation rate but using a partial equilibrium approach.

Key words: welfare costs of inflation, general equilibrium, partial equilibrium.

JEL classification: E41.

* As autoras gostariam de agradecer a João Victor Issler, Joe Yoshino e Vera Lucia Fava pelos valiosos comentários e sugestões. Quaisquer erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade.

§ Doutoranda em Economia, University of Illinois at Urbana-Champaign.

¶ Universidade de São Paulo.

Recebido em outubro de 2002. Aceito em abril de 2003.

1 Introdução

Existe uma extensa literatura sobre o custo de bem-estar da inflação. O trabalho seminal de Bailey (1956, p. 93) define este custo como “*um imposto sobre saldos monetários mantidos pelas famílias e que não pode ser evitado por compensação na escala de impostos ou por perfeito conhecimento do curso dos preços individuais.*” A questão de mensurar o custo de bem-estar da inflação é formalizada no cálculo da integral parcial, definida do nível de preços estáveis a uma taxa de inflação positiva, da curva de demanda inversa por moeda. Este procedimento apresenta-se em uma ambiente de equilíbrio parcial, isto é, adota-se uma forma funcional específica para a demanda por moeda e ignoram-se as inter-relações entre o mercado monetário e outros mercados como o de bens.

O uso de formas funcionais *ad hoc* da demanda por moeda, associada à crítica de Lucas, trouxe uma crescente insatisfação com os modelos de equilíbrio parcial. Os modelos de equilíbrio geral, ao determinarem conjuntamente o comportamento do consumo e da demanda por moeda por meio da maximização do agente representativo, são imunes à crítica de Lucas e captam as inter-relações entre os mercados. Modelos como o de Sidrauski (1967), Cash-in-Advance¹ e McCallum e Goodfriend (1987) são utilizados para a estimação dos parâmetros estruturais, para a determinação da forma funcional da demanda por moeda e para o cálculo do custo de bem-estar do imposto inflacionário. Trabalhos como o de Lucas (2000) e Eckstein e Leiderman (1992) são representativos dessa nova linha de pesquisa que procura medir a perda de utilidade que o agente representativo enfrenta na presença do imposto inflacionário.

Lucas (2000) e Gillman (1995) comparam os custos de bem-estar do imposto inflacionário em equilíbrio parcial e equilíbrio geral para os Estados Unidos. As estimativas do custo social da inflação em equilíbrio geral apresentam-se maiores que as estimativas em equilíbrio parcial. Para Gillman (1995), o baixo valor em geral das estimativas em equilíbrio parcial resulta do cálculo incompleto dos custos, de diferentes bases de cálculo, e da subestimação da elasticidade-juros da demanda por moeda. Entre as estimativas em equilíbrio geral há uma grande variedade de resultados. A discrepância dos resultados parece advir da especificação da demanda por moeda, da escolha do agregado monetário e da amplitude de integração da demanda inversa. Estimativas confiáveis do custo de bem-estar requerem que essas escolhas sejam criteriosas.

1 Este modelo foi introduzido pelo trabalho de Lucas e Stockey (1983).

A mensuração dos custos de bem-estar para o Brasil tem sido feita somente usando equilíbrio parcial. O objetivo deste artigo é, então, estimar os custos de bem-estar da inflação em equilíbrio geral e comparar às estimativas de equilíbrio parcial já existentes, na tentativa de verificar as possíveis contribuições que este tipo de abordagem pode trazer. O artigo está estruturado da seguinte maneira. A seção 2 discute as estimativas realizadas para o custo de bem-estar do imposto inflacionário em equilíbrio parcial e geral. A maioria dos trabalhos estima esse custo para os EUA, Eckstein e Leiderman (1992) estimam-no para Israel, enquanto Pastore (1997) e Yoshino (2002) o fazem para o Brasil. A seção 3 apresenta o modelo que serviu de base para a estimação dos parâmetros estruturais básicos, necessários para o cálculo do custo de bem-estar do imposto inflacionário e os resultados obtidos. Por último, a seção 4 apresenta as conclusões.

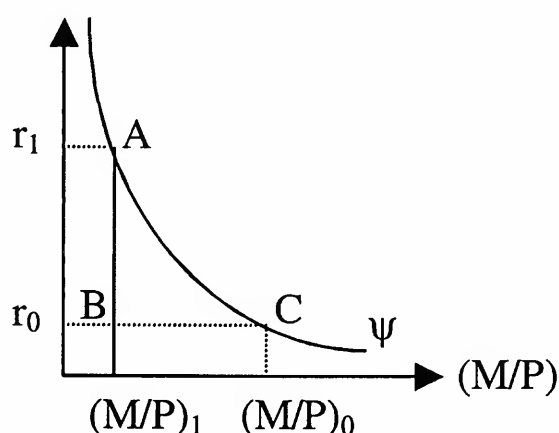
2. Modelos de equilíbrio parcial *versus* geral: uma breve revisão da literatura

2.1 Equilíbrio parcial²

Bailey (1956) define o conceito de custo de bem-estar do imposto inflacionário como o excedente do consumidor, que poderia ser ganho reduzindo a taxa de juros nominal, isto é, o triângulo ABC da Figura 1, em que ψ é a função inversa da curva de demanda por moeda. A função ψ mostra a demanda por saldos monetários reais como uma função apenas da taxa de juros nominal, dada a renda real em seu nível de pleno emprego. Em resposta a uma elevação da taxa de inflação de r_0 para r_1 , as famílias reduzem a demanda por saldos monetários reais de $(M/P)_0$ a $(M/P)_1$. Os preços sobem na mesma proporção que o aumento da oferta de moeda nominal, e então os saldos monetários reais permaneceram constantes a $(M/P)_1$. A receita do imposto inflacionário é dada pelo retângulo $r_1 A B r_0$.

2 Os modelos de equilíbrio parcial apresentados são baseados na segunda seção de Lucas (2000).

Figura 1



Em modelos de equilíbrio parcial, os saldos monetários reais são expressos como uma função da taxa de juros nominal e da renda, $M_t/P_t = L(r_t, y_t)$, com a função L sendo descrita como $L(r_t, y_t) = m(r)y$.³ Formas funcionais muito usadas em trabalhos empíricos para a demanda por moeda são a semilogarítmica,⁴ em que $m(r) = Be^{-\xi r}$, e a duplo-logarítmica, em que $m(r) = Ar^{-\eta}$

Definindo $\psi(m)$ como a função inversa de $m(r)$, o custo de bem-estar do imposto inflacionário, $w(r)$, pode ser descrito, como em Lucas (2000), por:

$$w(r) = \int_{m(r)}^{m(0)} \psi(x) dx = \int_0^r m(x) dx - rm(r) \quad (2.1)$$

Para a função demanda por moeda semilogarítmica, (2.1) implica que o custo de bem-estar do imposto inflacionário pode ser calculado por:

$$w(r) = \frac{B}{\xi} [1 - (1 + \xi r)e^{-\xi r}] \quad (2.2)$$

Enquanto que para a função duplo-logarítmica, este custo é calculado por:

-
- 3 Para mais detalhes sobre evidências empíricas da elasticidade-renda da demanda por moeda em torno de um para os EUA ver Lucas (2000, p. 249).
- 4 Usada, primeiramente, em Cagan (1956) para estimar a demanda por moeda para países em hiperinflação. Bailey (1956) utiliza as estimações feitas por Cagan para calcular o custo de bem-estar da inflação.

$$w(r) = A \frac{\eta}{1-\eta} r^{1-\eta} \quad (2.3)$$

Lucas (2000) utiliza séries de moeda, preços e taxa de juros para os Estados Unidos para o período de 1900 a 1994 para obter estimativas da demanda por moeda duplo e semilogarítmica. A elasticidade-juros constante da demanda por moeda duplo-logarítmica é assumida ser 0,5, enquanto que a semi-elasticidade de juros constante da demanda por moeda semilogarítmica é assumida ser 7.

Lucas (2000) utiliza o método descrito acima para transformar a evidência da demanda por moeda em estimativas do custo de bem-estar do imposto inflacionário. O autor calcula o custo de desviar da regra ótima de Friedman, ou seja, da taxa de juros nominal nula, diferentemente de Bailey (1956), que utiliza a taxa de inflação nula. Ele obtém um custo de bem-estar do imposto inflacionário para a função demanda por moeda duplo-logarítmica próximo a 1,6% da renda, e 0,8% da renda, para a função demanda por moeda semilogarítmica, para uma taxa de juros anual de 10%.

2.2 Equilíbrio geral

Os modelos de equilíbrio geral passaram a ser adotados porque têm a vantagem de não postular uma forma *ad hoc* para a função demanda por moeda como os modelos de equilíbrio parcial. Isto é importante, uma vez que a função de bem-estar social, $w(r)$, é sensível a diferentes formas funcionais.⁵ Como será discutido na seção 3, a forma funcional da demanda por moeda pode ser derivada da maximização do agente representativo, considerando as implicações que a inflação acarreta sobre as variáveis reais do modelo. Em equilíbrio geral a utilidade marginal da renda não é mantida constante, tornando a demanda por bens também uma variável, ao contrário dos modelos em equilíbrio parcial nos quais a renda real e o consumo são mantidos constantes, como observado anteriormente. Uma outra característica importante, segundo Lucas (2000, p. 252), é que “... os modelos de equilíbrio geral, ao modelarem toda a economia, permitem observar as consequências da mudança de regime da política monetária sobre a curva da demanda por moeda, $m(r)$, e sobre o custo de bem estar associado, $w(r)$.”

5 Para uma discussão mais apurada sobre esse assunto, ver Gillman (1995).

2.2.1 Modelo de Sidrauski

O modelo de Sidrauski (1967) propõe uma estrutura teórica que racionaliza o papel dos saldos monetários reais, possibilitando, portanto, o cálculo do custo de bem-estar do imposto inflacionário em equilíbrio geral. Nessa estrutura teórica, o agente representativo obtém utilidade do consumo e dos saldos monetários que mantém.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(m_t, c_t), \quad (2.4)$$

A maximização da utilidade esperada descontada, (2.4), condicional à restrição orçamentária, produz as seguintes condições de primeira ordem:

$$\beta E_t \left[U_2(t+1) \frac{(1+r_t)}{(1+n_{t+1})} \right] - U_2(t) = 0, \quad (2.5)$$

$$U_1(t) + \beta E_t \left[U_2(t+1) [(1+n_{t+1})(1+\pi_{t+1})]^{-1} \right] - U_2(t) = 0, \quad (2.6)$$

em que $U_i(t+s)$ é a utilidade marginal com relação ao i -ésimo argumento ($i=1,2$), avaliada no período $t+s$ ($s=0,1$).

Para estimar o modelo e derivar suas implicações para senhoriagem e o custo de bem-estar da inflação deve-se utilizar uma parametrização para a função utilidade instantânea. Substituindo esta parametrização na equação (2.6) obtém-se a “demanda por moeda” em estado estacionário, que, quando substituída na função utilidade instantânea, possibilita o cálculo da redução do consumo *per capita* que poderia gerar a mesma perda de bem-estar de mover-se de $\pi = 0$ a um dado $\pi > 0$, isto é:

$$U[(1+w(\pi))c, m(\pi)] = U[c, m(0)]^6 \quad (2.7)$$

Lucas (2000) utiliza o modelo de Sidrauski para comparar a fórmula para o custo de bem-estar à fórmula encontrada para equilíbrio parcial, concluindo que as duas formas de calcular o custo de bem-estar da inflação são equivalentes. Apesar de trabalhar com esse modelo de

6 Utilizada na terceira seção de Lucas (2000).

equilíbrio geral, Lucas utiliza a demanda por moeda e a elasticidade-juros resultantes do modelo de equilíbrio parcial.

Eckstein e Leiderman (1992) também utilizam o modelo de Sidrauski. Uma diferença desse trabalho em relação ao de Lucas (2000) é que a forma da demanda por moeda e sua elasticidade são derivadas da maximização do modelo. Outra diferença é que Eckstein e Leiderman (1992) calculam o custo da inflação de desviar da taxa de inflação nula, ao invés de calcular, como Lucas (2000), em relação a desvios da taxa de deflação necessária para que a taxa de juros nominal seja nula. Para Israel, o custo de se elevar a taxa de inflação de zero a 10% varia entre 0,85% e 1,93% da renda. O custo de bem-estar da inflação seria, ainda, equivalente ao calculado sob a área abaixo da curva da função demanda por moeda, com estimativas maiores a baixas taxas de inflação para o modelo tipo Sidrauski.

2.2.2 Modelo de *cash-in-advance*

Neste tipo de modelo o agente deriva a utilidade do consumo e do lazer, enquanto moeda é introduzida no modelo por meio da restrição de “*cash-in-advance*” Este tipo de restrição impõe que certos tipos de bens, c_{1t} , podem ser comprados somente com dinheiro, devendo, ainda, o consumo destes bens ser, no máximo, igual à quantidade de saldos monetários que o indivíduo possui, isto é, $p_t c_{1t} \leq m_t$. Outros tipos de bens, c_2 , podem, contudo, ser comprados com crédito. O agente representativo maximiza, então, a utilidade abaixo:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, l_t) \quad (2.8)$$

sujeito à restrição orçamentária e à restrição de “*cash-in-advance*”

Cooley e Hansen (1989) analisam as consequências da distorção devido à inflação antecipada sobre as variáveis reais usando séries temporais agregadas para os Estados Unidos. Para estimar a magnitude da perda de bem-estar da inflação o modelo de crescimento de um setor é calibrado e simulado.⁷ A perda de bem-estar de desviar da taxa de inflação ótima a uma taxa de 10% é 0,4% da renda, usando dados de M1 a valores de 1980 e um trimestre

7 Em geral, os trabalhos que utilizam esse modelo para calcular o custo de bem-estar da inflação o fazem por meio da comparação da simulação de uma economia que apresente uma taxa de inflação positiva a uma economia com ausência de inflação.

como período relevante da restrição de “*cash-in-advance*” Para a base monetária, o período relevante da restrição de “*cash-in-advance*” é reduzido para um mês e o custo de bem-estar fica em 0.1% da renda.

Gillman (1993) apresenta uma modificação do modelo de *cash-in-advance*, em que o agente representativo decide, baseado nos preços relativos, quais os bens devem ser comprados com dinheiro e quais devem ser comprados com crédito. Derivando e estimando uma forma funcional fechada para o custo de bem-estar, o trabalho mostra que este custo depende da possibilidade de substituição entre dinheiro e crédito. Usando a média anual dos dados dos Estados Unidos para os anos de 1948 a 1988, a medida de custo de bem-estar de desviar da taxa ótima de inflação a 10% é de 2,19% da renda corrente para a economia com crédito custoso. O consumidor evita o custo da inflação recorrendo a crédito, que também possui custos. Este modelo apresenta, então, maiores custos de inflação que outros modelos de *cash-in-advance*.

2.2.3 Modelo de McCallum e Goodfriend

Nesta estrutura teórica, o agente representativo deriva utilidade somente do consumo.

$$\sum_{t=0}^{\infty} (1 + \rho)^t U(c_t) \quad (2.9)$$

Porém, o consumo depende de como o agente representativo reage aos saldos monetários que mantém e à quantidade de tempo que utiliza para fazer as trocas, ou seja, da tecnologia de transações, que é expressa abaixo:

$$c_t = F(m_t, s_t) \quad (2.10)$$

em que s_t é a parcela do tempo que o agente não está produzindo bens de consumo, isto é, $c_t = 1 - s_t$. Maximizando a utilidade intertemporal do agente representativo, dada a restrição do fluxo de caixa e a tecnologia de transações, e usando $(1+r) = (1+\rho)(1+\pi)$, obtém-se, em estado estacionário, $F_m(m, s) = rF(m, s)$. Pode-se, então, representar as variáveis c, m e s como funções da taxa de inflação em estado estacionário, r .

O tempo gasto para economizar saldos monetários reais, $s(r)$, é medido como a redução porcentual do consumo e, portanto, é ele próprio uma medida de custo de bem-estar da inflação. Para que seja possível calcular este custo é necessário parametrizar a função $F(\cdot)$.

Lucas (2000) parametriza a função tecnologia de transações como $c_t = m_t f(s_t)$. Dada a condição de maximização, tem-se:

$$f(s) = r m f'(s) \quad (2.11)$$

Substituindo $c_t = 1 - s_t$ na tecnologia de transações em estado estacionário, obtém-se:

$$1 - s = m f(s) \quad (2.12)$$

Assumindo que $m(r)$ e $s(r)$ satisfazem (2.11) e (2.12), é possível diferenciar (2.12) com relação à r e utilizar estas duas equações para eliminar $f(s)$ e $f'(s)$, obtendo a medida de custo de bem-estar da inflação:

$$s'(r) = - \frac{r m'(r) (1 - s(r))}{1 - s(r) + r m(r)}$$

Utilizando as especificações duplo e semilogarítmica da demanda por moeda para calcular $s(r)$, Lucas (2000) conclui que a forma de calcular o custo de bem-estar da inflação do modelo de McCallum e Goodfriend é equivalente à de equilíbrio parcial.

Den Haan (1990) utiliza simulação para encontrar os resultados necessários para o cálculo do custo de bem-estar da inflação. O trabalho encontra que os custos de bem-estar de um aumento da taxa de inflação de zero a 5% é equivalente a um decréscimo de 4,68% do consumo. Para justificar o alto custo encontrado em comparação com a literatura, o autor argumenta que a elasticidade-juros da demanda por moeda encontrada nas simulações é maior que a observada na economia real. O trabalho mostra, ainda, que medidas de bem-estar baseadas em uma função dos parâmetros estruturais são equivalentes a medidas obtidas do cálculo da área sob a função demanda por moeda em estado estacionário de um modelo estrutural.

2.3 Comparação dos resultados empíricos

As tabelas a seguir apresentam os resultados encontrados na literatura para o custo de bem-estar da inflação. A Tabela 1 apresenta o valor deste custo quando calculado seguindo a linha teórica dos modelos de equilíbrio parcial. A Tabela 2 apresenta os mesmos resultados quando são usados os modelos de equilíbrio geral.

Tabela 1
Estimativas em Equilíbrio Parcial

	Variação da inflação anual	Forma funcional da demanda por moeda	Elasticidade ou Semi-elasticidade juros	Estimativa do custo de bem-estar (% do PIB)
Lucas (2000)	ótimo a 10%	Semilogarítmica	7	0,8
	ótimo a 10%	Duplo-logarítmica	0,5	1,6
Gillman (1995)	0 a 10%	Semilogarítmica	5	0,349
	ótimo a 10%	Semilogarítmica	5	0,609
	ótimo a 10%	Duplo-logarítmica	0,5	1,537

Obs: Para os dois trabalhos o agregado monetário utilizado é m1.

Dois aspectos importantes em relação ao cálculo do custo de bem-estar do imposto inflacionário podem ser observados por meio da Tabela 1 acima. O primeiro deles diz respeito ao impacto que a escolha da forma funcional da demanda possui sobre a medida do custo de bem-estar do imposto inflacionário, apresentando valores duas vezes maiores deste custo quando a função demanda por moeda duplo-logarítmica é utilizada. O segundo aspecto diz respeito à taxa de inflação usada como base para o cálculo deste custo, ou seja, a escolha entre a taxa ótima segundo a regra de Friedman ou a taxa de inflação nula. Quando utilizada a taxa de inflação que satisfaz a regra de Friedman, a área abaixo da curva inversa da demanda por moeda é maior do que quando é utilizada a taxa de inflação nula. Para o método utilizado em equilíbrio parcial isso significa uma medida maior para o custo de bem-estar do imposto inflacionário quando a taxa de inflação ótima é utilizada.

Tabela 2
Estimativas em Equilíbrio Geral⁸

	Variação da inflação	Estoque de moeda	Elasticidade ou Semi-elasticidade juros	Estimativa do custo de bem-estar (% do PIB)
Moeda na função utilidade				
Eckstein e Leiderman (1992)	0 a 10%	n.d.	0,24	0,85 - 1,93
Lucas (2ª seção, 2000)	ótimo a 10%	M1	7	1,64
Cash-in-Advance				
Cooley e Hansen (1989)	ótimo a 10%	base	n.d.	0,11
	ótimo a 10%	M1	n.d.	0,39
Gillman (1993)	-2,9 a 10%	M1	0,43	2,19
McCallum e Goodfriend				
Den Haan (1990)	0 a 5%	n.d.	n.d.	4,60*
Lucas (3ª seção, 2000)	ótimo a 10%	M1	0,5	1,50

Fonte: Gillman (1995).

Obs: * Este valor apresenta-se como porcentagem do consumo.

n.d. significa que esses dados não estão disponíveis.

Os resultados de equilíbrio geral apresentados na Tabela 2 são, em média, maiores que os resultados de equilíbrio parcial. Há, entretanto, uma discrepância considerável entre os resultados de equilíbrio geral. Diferentemente dos resultados de equilíbrio parcial, a utilização da taxa ótima de inflação como base para o cálculo do custo de bem-estar da inflação não significa medidas maiores para o valor deste custo.

Outro aspecto importante que deve ser considerado para os dois casos é o impacto do valor da elasticidade ou semi-elasticidade no cálculo deste custo. O custo de bem-estar da inflação aumenta com o valor da elasticidade-juros; portanto, é importante considerar cuidadosamente a determinação do valor da elasticidade juros utilizada.

⁸ Obviamente, a resenha da literatura não é exaustiva.

2.4 Evidências para a economia brasileira

Apesar do Brasil ter vivido um passado marcado pela presença da inflação, apenas recentemente começaram a ser feitas estimativas para o custo de bem-estar do imposto inflacionário para o País.

2.4.1 Equilíbrio parcial

Pastore (1997) estima a demanda por moeda para calcular o custo de bem-estar do imposto inflacionário pela área abaixo da função inversa da demanda por moeda. Para tanto, ele utiliza a forma semilogarítmica, encontrando os seguintes resultados para o período 1966 a 1985 com dados trimestrais:

$$\frac{1}{k} \frac{M}{Py} = 0.989 \frac{1}{k} e^{-6.006\pi}$$

em que $k=2$ é o multiplicador monetário. Estima também, para o período de 1966 a 1995, uma função demanda por moeda com forma funcional duplo-logarítmica, obtendo os seguintes resultados:

$$\frac{1}{k} \frac{M}{Py} = 0.109 \frac{1}{k} (\pi + r)^{-0.738}$$

A fórmula de calcular o custo de bem-estar da inflação utilizada por Pastore (1997) é a seguinte:

$$w = m_0 \left\{ \frac{(\pi + r)^{\beta+1} - 1}{\beta + 1} - \frac{r^{\beta+1} - 1}{\beta + 1} - \pi(\pi + r)^\beta \right\}$$

em que $\frac{(\pi + r)^{\beta+1} - 1}{\beta + 1}$ e $\frac{r^{\beta+1} - 1}{\beta + 1}$ são transformações de Box-Cox de $(\pi + r)$ e r ,

respectivamente. No caso em que $\beta \rightarrow -1$, e portanto $(\beta + 1) \rightarrow 0$, a fórmula acima passa a ser representada por

$$w = m_0 \left\{ [\ln(\pi + r) - \ln r] - \pi / (\pi + r)^{-1} \right\}$$

Tabela 3
Custo de Bem-Estar da Inflação

	Taxas de inflação		Taxas de inflação trimestrais		Custo de bem-estar em % sobre o PIB	
	Mensal	Anual	Capitalização trimestral	Capitalização instantânea	Semi-logarítmica	Duplo-logarítmica
1		12,68	3,03	3,00	0,11	0,45
2		26,82	6,12	6,00	0,42	1,03
3		42,58	9,27	9,00	0,85	1,55
4		60,10	12,49	12,00	1,34	2,02
5		79,59	15,76	14,64	1,88	2,44
10		213,84	33,10	28,59	4,22	4,15
15		435,03	52,09	41,93	5,90	5,46
20		791,61	72,80	54,70	6,91	6,57
25		1355,19	95,31	66,94	7,49	7,55
30		2229,81	119,70	78,71	7,82	8,45
35		3564,42	146,04	90,03	8,00	9,29
40		5569,39	174,40	100,94	8,01	10,07
45		8538,06	204,86	111,47	8,16	10,82
50		12974,63	237,50	121,64	8,19	11,54

Fonte: Pastore (1997).

Os resultados obtidos por Pastore estão apresentados na Tabela 3. Como observado nas estimativas do custo de bem-estar da inflação apresentadas anteriormente na Tabela 1, a utilização da forma funcional da demanda por moeda duplo-logarítmica implica medidas maiores para este custo.

2.4.2 Setor bancário

Seguindo uma racionalidade semelhante ao modelo de McCallum e Goodfriend, Yoshino (2002) introduz o setor bancário no modelo a fim de calcular o custo de bem-estar do imposto

inflacionário. Segundo Yoshino, o cálculo do triângulo de Bailey subestima o que ele chama de “o verdadeiro custo de bem-estar do imposto inflacionário” Isto ocorre porque esta medida não é suficiente para captar o desperdício de recursos que ocorrem na presença da inflação, especialmente o que ele chama de “*overbanking*”

Desta forma, o cálculo do “verdadeiro custo de bem-estar da inflação” deve incorporar, além do triângulo de Bailey, o triângulo de Harberger no “*inside money*” para contabilizar o custo de “*overbanking*”. O custo de bem-estar de desviar da taxa de inflação ótima à taxa anual de inflação de 2590% é 16,2% e 27,3% do PIB para as formas funcionais da demanda por moeda duplo-logarítmica e semilogarítmica, respectivamente.

3 Modelo escolhido e resultados das estimações

3.1 O modelo⁹

A economia é povoada por famílias que possuem horizonte infinito de vida, com taxa de crescimento n da população. Cada família maximiza a utilidade esperada descontada

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(m_t, c_t) \quad (3.1)$$

em que E_0 denota a esperança condicional ao conjunto de informação disponível no período 0, β é o fator de desconto subjetivo, m representa os saldos monetários reais *per capita*, c representa o consumo real *per capita*, e $U(.)$ é uma função utilidade estritamente côncava, que é estritamente crescente nos dois argumentos. A restrição orçamentária das famílias é dada por:

$$b_t = b_{t-1} (1 + r_{t-1}) (1 + n_t)^{-1} + m_{t-1} [(1 + n_t)(1 + \pi_t)]^{-1} + y_t - m_t - c_t \quad (3.2)$$

em que b_t , m_t e c_t são, respectivamente, os valores reais *per capita* de um período dos títulos financeiros, saldos monetários, e consumo escolhidos pelas famílias para o período t . A taxa

9 Este modelo consiste em uma simplificação do modelo utilizado por Eckstein e Leiderman (1992). O impacto do consumo do período anterior na utilidade do período presente foi desconsiderado, com o que se recai na representação padrão do modelo de Sidrauski.

de crescimento da população e a taxa de inflação do período $t-1$ a t são representadas por n_t e π_t . O fator de juros real $(1+r_{t-1})$ é igual a $(1+R_{t-1})/(1+\pi_t)$, em que R_{t-1} representa o retorno nominal dos títulos mantidos de $t-1$ a t . A renda real *per capita* de outras fontes é denotada por y_t .

A maximização da utilidade esperada descontada, (3.1), condicional à restrição orçamentária, (3.2), produz as seguintes condições de primeira ordem:

$$\beta E_t \left[\frac{U_2(t+1)}{U_2(t)} \frac{(1+r_t)}{(1+n_{t+1})} \right] - 1 = 0 \quad (3.3)$$

$$\frac{U_1(t)}{U_2(t)} + \beta E_t \left[\frac{U_2(t+1)}{U_2(t)} \left[(1+n_{t+1})(1+\pi_{t+1}) \right]^{-1} \right] - 1 = 0 \quad (3.4)$$

em que $U_i(t+s)$ é a utilidade marginal com relação ao i -ésimo argumento ($i=1,2$), avaliada no período $t+s$ ($s=0,1$). As equações de Euler acima, (3.3) e (3.4), foram divididas por $U_2(t)$ para possibilitar a utilização do método dos momentos generalizados.¹²

É importante notar que quando se assume que o retorno nominal R_t é conhecido no início do período, as equações (3.3) e (3.4) podem ser combinadas para produzir

$$\frac{U_1(t)}{U_2(t)} = \frac{R_t}{(1+R_t)},$$

uma relação não estocástica entre saldos monetários reais, consumo e taxa de juros nominais. A equação acima reflete quanto dos saldos monetários reais serão mantidos, podendo ser vista, portanto, como uma demanda por moeda na forma implícita.

Para estimar o modelo e derivar suas implicações para senhoriagem e o custo de bem-estar da inflação utiliza-se a função utilidade de aversão ao risco constante

$$U(m_t, c_t) = \frac{\left[m_t^\gamma c_t^{1-\gamma} \right]^\theta - 1}{\theta} \quad (3.5)$$

12 Para uma explicação mais detalhada, ver a próxima seção.

em que $0 < \gamma < 1$ e $\theta < 1$ são parâmetros de preferência. O parâmetro $1 - \theta$ representa o coeficiente de aversão ao risco relativo e o inverso da elasticidade intertemporal de substituição. Quando $\theta = 0$, $U(\cdot) = \gamma \log m_t + (1 - \gamma) \log c_t$. De acordo com a função (3.5) as utilidades marginais que aparecem nas equações (3.3) e (3.4) são expressas em termos dos parâmetros observáveis como se segue:

$$U_1(t) = \gamma (m_t)^{\theta\gamma-1} (c_t)^{\theta(1-\gamma)} \quad (3.6)$$

$$U_2(t) = (1 - \gamma) (m_t)^{\theta\gamma} (c_t)^{\theta(1-\gamma)-1} \quad (3.7)$$

Estas especificações são utilizadas para encontrar o custo de bem-estar da inflação, que é derivado comparando estados estacionários do modelo para diferentes taxas de inflação. Assume-se que o consumo e os saldos monetários reais *per capita* crescem em estado estacionário a uma taxa constante $\phi > 0$, que a população cresce à taxa constante n , e que todas as variáveis são invariantes a mudanças na taxa de inflação em relação ao estado estacionário. Depois de substituídas as equações (3.6) e (3.7) na equação (3.4), esta pode ser rearranjada para produzir a “demanda por moeda” em estado estacionário,

$$m = \left(\frac{\gamma}{1 - \gamma} \right) c / \left(1 - \frac{\alpha}{1 + \pi} \right) \quad (3.8)$$

em que $\alpha = (1 + n)^{-1} \beta (1 + \phi)^{\theta-1}$, c e π representam os valores de estado estacionário do consumo *per capita* e da taxa de inflação. Esta demanda por moeda em estado estacionário, derivada de um modelo de otimização, depende explicitamente dos parâmetros de preferências.

Assumindo que os parâmetros da equação (3.8) são invariantes com relação ao estado estacionário a mudanças na taxa de inflação, é possível calcular, a partir de (3.8), o valor absoluto da elasticidade da demanda por moeda com relação a uma mudança no estado estacionário da taxa de inflação como

$$\eta = \left| \frac{\partial m}{\partial \pi} \frac{\pi}{m} \right| = \left[(1 + \pi)(1 + n)(1 + \phi)^{1-\theta} \beta^{-1} - 1 \right]^{-1} \frac{\pi}{(1 + \pi)} \quad (3.9)$$

De acordo com o modelo, a elasticidade inflação da demanda por moeda depende dos parâmetros básicos e da taxa de inflação. A forma exata desta dependência deve ser explorada usando os valores dos parâmetros estimados.

Para calcular a perda de bem-estar de vários níveis de inflação no estado estacionário substitui-se a equação (3.8) na (3.5), produzindo:

$$U(c_t) = \frac{\left[\left(\frac{\gamma}{1-\gamma} \right) / \left(1 - \frac{\alpha}{1+\pi} \right) \right]^{\theta\gamma} c_t^\theta - 1}{\theta}$$

Então calcula-se o decréscimo porcentual do consumo *per capita* que poderia gerar a mesma perda de bem-estar de mover-se de $\pi = 0$ a um dado $\pi > 0$. Deve-se notar que com isso não se está considerando a regra de Friedman, em que a deflação é igual à taxa de juros real. Neste cálculo utiliza-se a igualdade $U[(1+w(\pi))c, m(\pi)] = U[c, m(0)]$ presente na seção três do artigo de Lucas (2000). Deste modo, a perda de bem-estar, expressa como porcentagem do PIB e representada por WL, é dada por:

$$WL = \psi \left\{ \left[\left[1 - \alpha(1+\pi)^{-1} \right] / (1-\alpha) \right]^\gamma - 1 \right\} \quad (3.10)$$

Substituindo as utilidades marginais, equações (3.6) e (3.7), nas equações de Euler (3.3) e (3.4) encontra-se o modelo a ser estimado:

$$d_{1t+1}(\sigma) = \beta \left[\left(\frac{m_{t+1}}{m_t} \right)^{\theta\gamma} \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{[\theta(1-\gamma)-1]} \frac{(1+r_t)}{(1+n_{t+1})} \right] - 1 \quad (3.11)$$

$$d_{2t+1}(\sigma) = \left(\frac{\gamma}{1-\gamma} \right) \left(\frac{c_t}{m_t} \right) + \beta \left[\left(\frac{m_{t+1}}{m_t} \right)^{\theta\gamma} \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{[\theta(1-\gamma)-1]} \left[(1+n_{t+1})(1+\pi_{t+1}) \right]^{-1} \right] - 1 \quad (3.12)$$

É possível, então, utilizar o sistema de equações acima para estimar o vetor de parâmetros $\sigma = (\beta, \theta, \gamma)$ pelo método generalizado dos momentos, uma vez que as condições de ortogonalidade podem ser expressas por $E(d_{it+1}(\sigma_0) \cdot z_{jt}) = 0$, para $i=1,2$, em que z_{jt} é o vetor de variáveis instrumentais e σ_0 é o valor verdadeiro do vetor de parâmetros σ .

3.2 Dados utilizados

As séries usadas possuem frequência trimestral e cobrem o período de 1975 a 1996. Para a variável consumo utilizou-se como *proxy* a produção industrial de bens de consumo e de bens de consumo não-duráveis calculadas pelo IBGE, denominadas, respectivamente, por *cf* e *cnd*. Foram utilizados dois agregados monetários: base monetária e *m1*, obtidos do Boletim do Banco Central do Brasil. A série da população foi obtida da projeção do IBGE. A partir desta série, obteve-se a medida *per capita* das variáveis consumo e moeda, e calculou-se a taxa de crescimento da população, n_t . A taxa de juros real foi calculada por $(1 + r_t) = (1 + R_t)(1 + \pi_{t+1})^{-1}$, em que a inflação, π_t , é medida como a mudança porcentual do índice de preço e a taxa de juros nominal, R_t , corresponde à taxa CDB obtida do IPEADATA. Todas as variáveis nominais foram deflacionadas pelo IGP-DI, o índice de preços da Fundação Getúlio Vargas.

Para que seja possível utilizar o método generalizado dos momentos é necessário que as séries utilizadas na estimação sejam estacionárias. Em geral, espera-se que as séries de consumo e moeda apresentem raiz unitária, porém as equações de Euler (3.3) e (3.4) foram parametrizadas permitindo que estas séries apareçam como suas taxas de crescimento. Para ter a garantia de que as séries são estacionárias realizou-se o teste de Dickey e Pantulla (1987) e o teste de Dickey e Fuller (1979, 1981) Aumentado (ADF). O teste de Dickey e Pantulla testa a presença na série de mais de uma raiz unitária. Este teste deve ser realizado anteriormente ao teste de Dickey e Fuller porque o último pode rejeitar a presença de uma raiz unitária na série quando esta apresenta mais de uma raiz unitária.

Tabela 4
Teste de Dickey-Pantulla

		t ₁	t ₂
$[(1+n_t)(1+\pi_t)]^{-1}$	equação 1	-14,3883	
	equação 2	-7,2760	-8,1957
(bm_{t+1}/bm_t)	equação 1	-19,1421	
	equação 2	-7,1151	-9,5961
(cf_{t+1}/cf_t)	equação 1	-16,5936	
	equação 2	-4,9123	-13,9151
(cf_t/bm_t)	equação 1	-14,6889	
	equação 2	-8,3876	-6,7710
(cf_t/ml_t)	equação 1	-14,6721	
	equação 2	-9,1942	-5,8673
(cnd_{t+1}/cnd_t)	equação 1	-17,1490	
	equação 2	-5,3302	-12,9262
(cnd_t/bm_t)	equação 1	-14,5490	
	equação 2	-8,3392	-6,7841
(cnd_t/ml_t)	equação 1	-14,3714	
	equação 2	-9,1287	-5,8319
$(1+r_t)(1+n_{t+1})^{-1}$	equação 1	-21,0322	
	equação 2	-6,8215	-10,3835
(ml_{t+1}/ml_t)	equação 1	-19,8083	
	equação 2	-7,9405	-8,5682

Obs: A equação 1 corresponde ao teste para três raízes unitárias, enquanto a equação 2 corresponde ao teste para duas raízes unitárias. O valor crítico a 5% é -1,95.

O teste de Dickey e Pantulla, apresentado na Tabela 4, rejeitou a existência de mais de uma raiz unitária. Os resultados do teste de raiz unitária ADF são apresentados na Tabela 5. A escolha da defasagem para o teste de Dickey e Fuller aumentado, ADF, seguiu dois critérios: aumentar a defasagem até que o correlograma dos resíduos não apresentasse autocorrelação, e reduzir o número de defasagens até encontrar a defasagem que apresentasse coeficiente significativo. Rejeitou-se a hipótese de uma raiz unitária ao nível de significância de 10%.

Tabela 5
Teste ADF de Raiz Unitária

Variáveis	τ_{τ}	τ_{μ}^{**}
$[(1 + n_t)(1 + \pi_t)]^{-1}$		-2,9749
(bm_{t+1}/bm_t)	-7,9023	
(cf_{t+1}/cf_t)	-6,2427	
(cf_t/bm_t)	-3,4008	
$(cf_t/m1_t)$	-3,5170	
(cnd_{t+1}/cnd_t)	-7,3553	
(cnd_t/bm_t)	-4,0819	
$(cnd_t/m1_t)$	-3,4553	
$(1 + r_t)(1 + n_{t+1})^{-1}$	-4,8079	
$(m1_{t+1}/m1_t)$	-4,0088	

Os valores críticos e a 10% são, respectivamente, -3,15 para τ_{τ} e -2,58 para τ_{μ} .

* Para esta coluna, as regressões utilizadas para o teste incluem constante e tendência linear.

** Somente a constante foi incluída na regressão auxiliar ao teste para esta coluna.

A Tabela 6 apresenta as estimativas quando a “*proxy*” para a variável consumo é a produção industrial de bens de consumo (cf) dessazonalizada. A Tabela 7 apresenta os resultados para as estimações quando o componente sazonal desta série é tratada por meio de *dummies* sazonais. As Tabelas 8 e 9 apresentam os resultados da estimação usando a produção industrial de consumo de bens não duráveis (cnd) dessazonalizada e tratando o componente sazonal desta série por meio de *dummies* sazonais, respectivamente. A coluna agregado monetário indica qual o agregado monetário está sendo usado na regressão, base monetária, bm, ou m1. Dada a dimensão de séries temporais, a matriz de ponderação escolhida foi a matriz de covariância consistente com a autocorrelação e a heteroscedasticidade, HAC, com o método de janela fixa de Newey e West (1987).

O método generalizado dos momentos requer o uso de variáveis instrumentais. Utilizam-se, então, os seguintes vetores de variáveis instrumentais:

$$z_t = \left[1, (1+r_{t-2})(1+n_{t-1})^{-1}, (m_{t-1}/m_{t-2}), (c_{t-1}/c_{t-2}) \right]$$

$$z_t^* = \left[1, (1+r_{t-2})(1+n_{t-1})^{-1}, (m_{t-1}/m_{t-2}), (c_{t-1}/c_{t-2}), (c_{t-2}/m_{t-2}) \right]$$

$$z_t^\# = \left[1, (1+r_{t-2})(1+n_{t-1})^{-1}, (m_{t-1}/m_{t-2}), (c_{t-1}/c_{t-2}), (c_{t-2}/m_{t-2}), [(1+n_{t-2})(1+\pi_{t-2})]^{-1} \right]$$

Estes vetores contêm as variáveis utilizadas na estimação das equações (3.11) e (3.12) defasadas em um período. Estimações utilizando duas defasagens no vetor de variáveis instrumentais foram também realizadas. A partir das estimações reportadas nas Tabelas 6 a 9, observa-se que quando é acrescentada uma variável a mais ao vetor de variáveis instrumentais, ou seja, quando utiliza-se z_t^* ao invés de z_t , ou, $z_t^\#$ ao invés de z_t^* , não são observadas grandes alterações nos valores dos parâmetros estimados. O mesmo resultado é observado quando duas defasagens são utilizadas no vetor de variáveis instrumentais.

Para os vetores de variáveis instrumentais utilizados, tem-se um modelo sobreidentificado, isto é, o número de condições de ortogonalidade é maior que o número de parâmetros estimados. É necessário, então, testar a validade dos instrumentos. Uma alternativa, para tanto, é o teste das restrições de sobre identificação proposto por Hansen. A estatística do teste é dada pela multiplicação da estatística J pelo número de observações, que possui distribuição χ^2 com graus de liberdade dados pela diferença entre o número de condições de identificação e o número de parâmetros estimados. Para todas as regressões apresentadas, este teste não invalida os modelos estimados.

Tabela 6
Resultados da Estimação Utilizando o Índice de Consumo, cf_t , Dessazonalizado

Agregado Monetário	Instrumentos	β	θ	γ	J*T
bm_t	z_t	1,006	0,88	0,009	1,306
		(0,003)	(0,167)	(0,001)	(0,934)
bm_t	z_t^*	1,007	0,775	0,008	5,387
		(0,003)	(0,152)	(0,001)	(0,613)
bm_t	$z_t^\#$	1,008	0,903	0,007	7,469
		(0,003)	(0,121)	(0,001)	(0,589)
bm_t	$z_t^\#$ e $z_{t-1}^\#$	1,007	0,981	0,01	7,468
		(0,002)	(0,056)	(0,001)	(0,991)
bm_t	z_t e z_{t-1}	1,007	0,819	0,008	3,717
		(0,0027)	(0,079)	(0,001)	(0,976)
bm_t	z_t^* e z_{t-1}^*	1,004	0,783	0,007	12,185
		(0,002)	(0,062)	(0,001)	(0,665)
$m1_t$	z_t	1,006	0,929	0,017	0,497
		(0,003)	(0,228)	(0,002)	(0,992)
$m1_t$	z_t^*	1,009	0,571	0,015	3,728
		(0,003)	(0,234)	(0,002)	(0,811)
$m1_t$	$z_t^\#$	1,01	0,693	0,016	7,835
		(0,003)	(0,167)	(0,001)	(0,551)
$m1_t$	$z_t^\#$ e $z_{t-1}^\#$	1,012	0,794	0,018	13,087
		(0,002)	(0,062)	(0,001)	(0,834)
$m1_t$	z_t e z_{t-1}	1,008	0,774	0,015	6,152
		(0,002)	(0,088)	(0,001)	(0,863)
$m1_t$	z_t^* e z_{t-1}^*	1,009	0,682	0,016	9,382
		(0,002)	(0,077)	(0,001)	(0,857)

Obs: Entre parênteses estão os desvios padrões e o "p-value" do teste J*T.

Os parâmetros estimados são significantes e apresentam-se robustos a mudanças nas séries que representam consumo e moeda, além de robustos a mudanças no vetor de variáveis instrumentais, como comentado anteriormente. Isto mostra que o cálculo do custo de bem-estar da inflação por meio da equação (3.10) é indiferente à escolha de base monetária ou $m1$, uma vez que o método escolhido para o cálculo deste custo depende dos parâmetros

estimados. Este resultado é importante porque a escolha¹³ do agregado monetário pode afetar o valor do custo do imposto inflacionário, principalmente quando modelos de equilíbrio parcial são utilizados. Porém, observa-se que quando *dummies* sazonais são utilizadas, os resultados são condizentes com a teoria econômica, isto é, $\beta < 1$ é respeitado, o que não ocorre quando a estimação é feita utilizando dados dessazonalizados. Entretanto, ao taxa de desconto intertemporal está muito próxima de 1 em ambos os casos.

Tabela 7
Resultados da Estimação Utilizando o Índice de Consumo, cf_t , e *Dummies* Sazonais

Agregado Monetário	Instrumentos	β	θ	γ	J*T
bm_t	z_t	0,9672 (0,0352)	0,8626 (0,0774)	0,0121 (0,0032)	0,2041 (0,6514)
bm_t	z_t^*	0,9890 (0,0107)	0,8623 (0,0763)	0,0100 (0,0014)	1,0415 (0,7912)
bm_t	$z_t^\#$	0,9924 (0,0116)	0,9335 (0,0685)	0,0087 (0,0012)	5,9886 (0,3073)
bm_t	$z_t^\#$ e $z_{t-1}^\#$	1,0215 (0,0262)	0,9400 (0,0536)	0,0066 (0,0023)	3,5925 (0,8253)
bm_t	z_t e z_{t-1}	0,9781 (0,0072)	0,9616 (0,0366)	0,0099 (0,0007)	10,2397 (0,5090)
bm_t	z_t^* e z_{t-1}^*	0,9840 (0,0044)	0,9889 (0,0393)	0,0112 (0,0004)	12,7738 (0,6198)
$m1_t$	z_t^*	1,0020 (0,0171)	0,7597 (0,1772)	0,0174 (0,0033)	2,4047 (0,4928)
$m1_t$	$z_t^\#$	0,9977 (0,0097)	0,9096 (0,0596)	0,0196 (0,0024)	6,1735 (0,2897)
$m1_t$	$z_t^\#$ e $z_{t-1}^\#$	1,0270 (0,0246)	0,9352 (0,0606)	0,0122 (0,0042)	5,1538 (0,6412)
$m1_t$	z_t e z_{t-1}	0,9919 (0,0070)	0,9342 (0,0397)	0,0175 (0,0013)	10,9072 (0,4511)
$m1_t$	z_t^* e z_{t-1}^*	0,9872 (0,0056)	0,9456 (0,0354)	0,0209 (0,0008)	12,1199 (0,6699)

Obs: Entre parênteses estão os desvios padrões e o “p-value” do teste J*T.

13 Ver discussão sobre a escolha do agregado monetário na seção 2.

Tabela 8
Resultados da Estimação Utilizando o Índice de Consumo
de Não-Duráveis, *cnd*, Dessazonalizado

Agregado Monetário	Instrumentos	β	θ	γ	J*T
bm_t	z_t	1,006 (0,003)	0,929 (0,159)	0,008 (0,001)	1,456 (0,918)
bm_t	z_t^*	1,007 (0,003)	0,877 (0,152)	0,007 (0,001)	6,087 (0,529)
bm_t	z_t e z_{t-1}	1,007 (0,002)	0,939 (0,079)	0,008 (0,001)	4,078 (0,968)
bm_t	z_t^* e z_{t-1}^*	1,003 (0,002)	0,861 (0,075)	0,006 (0,001)	124,924 (0,641)
$m1_t$	z_t	1,006 (0,003)	0,899 (0,176)	0,017 (0,001)	3,429 (0,634)
$m1_t$	z_t^*	1,009 (0,003)	0,845 (0,167)	0,015 (0,001)	6,899 (0,439)
$m1_t$	$z_t^\#$	1,009 (0,003)	0,876 (0,166)	0,016 (0,001)	8,205 (0,695)
$m1_t$	$z_t^\#$ e $z_{t-1}^\#$	1,008 (0,001)	0,83 (0,069)	0,012 (0,001)	13,295 (0,823)
$m1_t$	z_t e z_{t-1}	1,008 (0,002)	0,879 (0,091)	0,015 (0,001)	6,619 (0,829)
$m1_t$	z_t^* e z_{t-1}^*	1,01 (0,002)	0,534 (0,105)	0,017 (0,001)	11,509 (0,716)

Obs: Entre parênteses estão os desvios padrões e o "p-value" do teste J*T.

Quando são utilizadas as séries dessazonalizadas na estimação, os valores estimados de β situam-se em torno de 1,0075.^{14,15} Apesar de não apresentar significado econômico, valores maiores que o unitário para o parâmetro β têm sido um resultado comum nos estudos empíricos

14 Issler e Piqueira (2000), estimaram a equação de Euler de um modelo CCAPM para o Brasil utilizando três diferentes funções utilidade utilidade. Para a função utilidade CRRA, a mesma utilizada neste trabalho, a mediana das estimativas para o parâmetro β é 0,99. Se for utilizado esse valor para calcular o custo de bem-estar da inflação por (3.10), mantendo os valores de θ e γ , encontra-se um custo de 1,5% do PIB para uma taxa de inflação de 10%.

15 Alencar e Nakane (2002) encontram valores de β em torno de 0,9 quando estimam as equações de Euler de um modelo com moeda na função utilidade, para o Brasil, utilizando uma função utilidade logarítmica.

da equação intertemporal de Euler.¹⁶ Para os parâmetros θ e γ os valores estimados utilizando as séries dessazonalizadas encontram-se, respectivamente, em torno de 0,8204 e 0,0122. Para as regressões utilizando *dummies* sazonais, os valores dos parâmetros encontram-se em torno de $\beta=0,9939$, $\theta=0,9122$ e $\gamma=0,0135$.

Tabela 9
Resultados da Estimação Utilizando o Índice de Consumo
de Não-Duráveis, cmd_t , cf_t , e *Dummies* Sazonais

Agregado Monetário	Instrumentos	β	θ	γ	J*T
bm_t	z_t	0,9675 (0,0348)	0,8585 (0,0733)	0,0121 (0,0031)	0,1689 (0,6811)
bm_t	z_t^*	0,9873 (0,0100)	0,8612 (0,0725)	0,0101 (0,0013)	0,9859 (0,8264)
bm_t	$z_t^\#$	0,9899 (0,0115)	0,9212 (0,0657)	0,0089 (0,0012)	4,8472 (0,6786)
bm_t	$z_t^\#$ e $z_{t-1}^\#$	1,0255 (0,0272)	0,9401 (0,0550)	0,0062 (0,0024)	3,9897 (0,7810)
bm_t	z_t e z_{t-1}	0,9821 (0,0088)	0,9502 (0,0329)	0,0093 (0,0009)	10,4592 (0,4896)
bm_t	z_t^* e z_{t-1}^*	0,9717 (0,0068)	0,9794 (0,0353)	0,0130 (0,0007)	13,6388 (0,5531)
$m1_t$	z_t	0,9909 (0,0332)	0,8846 (0,0659)	0,0195 (0,0056)	1,7481 (0,1861)
$m1_t$	z_t^*	0,9924 (0,0091)	0,8569 (0,0627)	0,0191 (0,0024)	4,7884 (0,1880)
$m1_t$	$z_t^\#$	0,9971 (0,0084)	0,9141 (0,0597)	0,0192 (0,0022)	6,3970 (0,2695)
$m1_t$	$z_t^\#$ e $z_{t-1}^\#$	1,0312 (0,0254)	0,9296 (0,0622)	0,0115 (0,0043)	5,4536 (0,6048)
$m1_t$	z_t e z_{t-1}	1,0050 (0,0121)	0,9122 (0,0390)	0,0133 (0,0026)	11,6619 (0,3896)
$m1_t$	z_t^* e z_{t-1}^*	0,9817 (0,0049)	0,9387 (0,0349)	0,0222 (0,0008)	12,4798 (0,6424)

Obs: Entre parênteses estão os desvios padrões e o "p-value" do teste J*T.

16 Para uma discussão sobre esse assunto, ver Eichenbaum *et alii.* (1988, p. 63).

Uma vez estimados os parâmetros, é possível calcular o custo de bem-estar da inflação comparando estados estacionários sob diferentes taxas de inflação. Para tanto, são utilizados os valores médios dos parâmetros estimados nas Tabelas 7 e 9 e Tabelas 6 e 8, respectivamente, juntamente com os parâmetros: $\psi = 0,7845$, $\nu = 0,0048$, $\phi = 0,00378$ na equação (3.10), em que os valores de ψ , n e ϕ correspondem à média amostral da participação do consumo no PIB, da taxa de crescimento da população e da taxa de crescimento do consumo,¹⁷ respectivamente.

Tabela 10
Custo de Bem-Estar do Imposto Inflacionário

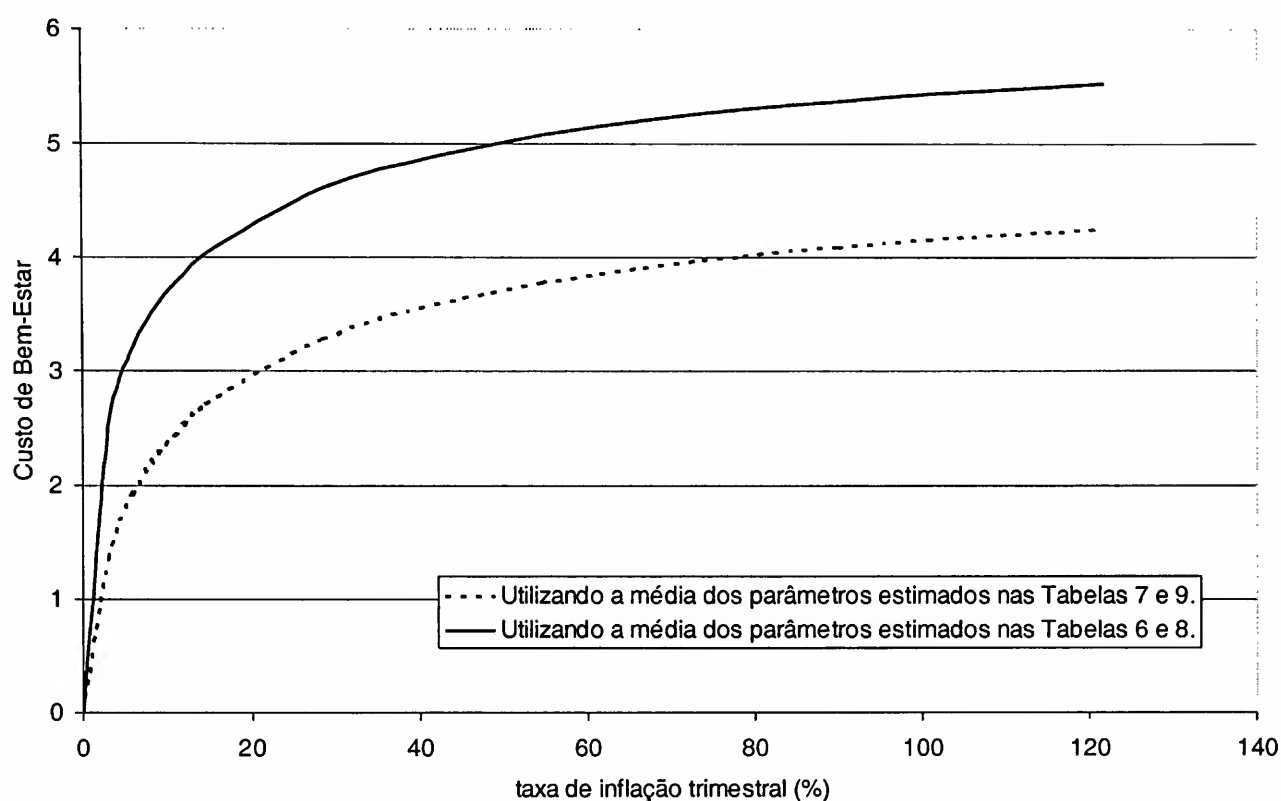
inflação trimestral (%)	Custo de bem-estar como % do PIB	
	Utilizando a média dos parâmetros estimados nas Tabelas 7 e 9	Utilizando a média dos parâmetros estimados nas Tabelas 6 e 8
0,00	0,00	0,00
3,00	1,36	2,51
6,00	1,93	3,21
9,00	2,28	3,59
12,00	2,53	3,86
14,64	2,71	4,04
28,59	3,28	4,60
41,93	3,58	4,89
54,70	3,77	5,07
66,94	3,91	5,20
78,71	4,01	5,30
90,03	4,09	5,37
100,94	4,15	5,43
111,47	4,21	5,48
121,64	4,25	5,52

A Tabela 10 apresenta os resultados do custo de bem-estar da inflação como porcentagem do PIB na presença de diferentes taxas de inflação, calculado pelo método descrito no subitem 3.1. Utilizou-se para o cálculo deste custo, além dos parâmetros do modelo descritos anteriormente, os mesmos valores de Pastore (1997) para a taxa de inflação trimestral. Encontrou-se que mudar a taxa anual de inflação de zero a 10%, isto é, a uma taxa trimestral de 2,41%, resulta em perda de bem-estar de aproximadamente 1,9% e 2,3% do PIB

¹⁷ Para o cálculo de ψ e ϕ , utilizou-se a série de consumo trimestral calculada por Issler *et alii* (1999). O PIB trimestral foi obtido do IPEADATA.

utilizando os parâmetros estimados quando o componente sazonal é tratado por *dummies* e quando a séries são dessazonalizadas “*a priori*”, respectivamente. O Gráfico 1 mostra o comportamento do o custo de bem-estar da inflação. Este custo cresce a taxas crescentes, em torno de uma taxa trimestral de inflação de aproximadamente 3% e 4% utilizando $\beta = 0,993$ e $\beta = 1,0075$, respectivamente, quando passa a crescer a taxas decrescentes e encontra uma assíntota.

Gráfico 1
Custo de Bem-Estar da Inflação para Diferentes Taxas de Inflação



Quando comparados aos resultados obtidos para outros países,¹⁸ os resultados apresentados neste trabalho encontram-se, em média, maiores. Quando comparado às estimativas realizadas para o Brasil por Pastore (1997), o custo de bem-estar do imposto inflacionário calculado a partir do modelo de equilíbrio geral apresentado neste trabalho encontra um custo maior para baixas taxas de inflação, porém para valores da taxa de inflação a partir de 435,03% as estimativas de Pastore (1997) apresentam-se maiores. Quando se trabalha com taxas de inflação de até 60% ao ano, Pastore (1997) obtém valores até 2 vezes maiores para a forma duplo-logarítmica. Esta diferença está relacionada a diferenças nas estimativas do parâmetro.

18 Ver Tabelas 1 e 2 presentes no subitem 2.3.

Para Yoshino (2002) o “verdadeiro custo brasileiro de bem-estar da inflação” para uma taxa anual de inflação de 2.590%, que foi a observada no ano de 1990, é 16,2% e 27,3% do PIB para as formas funcionais da demanda por moeda duplo-logarítmica e semilogarítmica, respectivamente. Este custo apresenta-se muito acima do encontrado por Pastore (1997) e por esse trabalho para a taxa anual de inflação de próxima a 2.590%.

Deve-se observar que as diferenças com relação a Yoshino (2002) resultam do fato deste contabilizar também o desperdício de recursos que ocorre na presença da inflação devido ao “*overbanking*” Aqui, assim como em Pastore (1997), considera-se somente a distorção devida aos recursos gastos em transação. Yoshino (2002), ao considerar o inchaço bancário, leva em conta uma distorção adicional importante que pode estar levando a uma subestimação significativa do custo de bem-estar da inflação para a economia brasileira.

4 Conclusões

Este artigo teve como objetivo calcular o custo de bem-estar do imposto inflacionário para o Brasil seguindo uma estrutura de equilíbrio geral. Um modelo tipo Sidrauski (1967) é utilizado para dar racionalidade ao papel da moeda. As condições de primeira ordem desse modelo foram estimadas pelo método generalizado dos momentos utilizando séries trimestrais de consumo, moeda, taxa de juros e taxa de inflação para o período de 1975 a 1996.

Os parâmetros estimados por meio desse sistema de equações foram utilizados para o cálculo do custo de bem-estar da inflação utilizando a fórmula (3.10), que é derivada do modelo de equilíbrio geral escolhido. Nas estimações foram utilizados dois agregados monetários: base monetária e $m1$, uma vez que a literatura empírica observa que há uma sensibilidade deste custo em relação ao conceito de moeda utilizado. Os resultados das regressões apresentam-se robustos à escolha do agregado monetário.

O valor obtido para o custo de bem-estar de mudar a taxa anual de inflação de zero para 10% é em torno de 2% do PIB. Este valor está, em média, acima dos valores encontrados nos trabalhos que usam uma abordagem de equilíbrio parcial. (Pastore, 1997) Para taxas de inflação mais altas, como as observadas na economia brasileira em períodos de hiperinflação, a perda de bem-estar da inflação fica em torno de 5% do PIB.

Bibliografia

Alencar, Leonardo S. de; Nakane, Márcio Issao. Saldos reais na função de utilidade: um estudo empírico para o Brasil. *Texto de Discussão IPE-USP*, 2002.

- Bailey, Martin J. The welfare cost of inflationary finance. *Journal of Political Economy*, 64, p. 93-110, 1956.
- Cagan, Phillip. The monetary dynamics of hyperinflation. In: Friedman, Milton (ed.), *Studies in quantity theory of money*. Chicago, 1956.
- Cooley, Thomas F.; Hansen, Gary D. The inflation tax in a real business cycle model. *American Economic Review*, 79, p. 733-748, 1989.
- Den Haan, Wouter J. The optimal inflation path in a Sidrauski-type model with uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, 25, p. 389-409, 1990.
- Dickey, D. A.; Fuller, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive times series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427-431, 1979.
- _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive times series with a unit root. *Econometrica*, 49, p. 455-461, 1981.
- Eckstein, Zvi; Leiderman, Leonardo. Seigniorage and the welfare cost of inflation. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 1992.
- Eichenbaum, M. S.; Hansen, L. P.; Singleton, K. J. A time series analysis of representative agent models of consumption and leisure choice under uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, CIII, p. 51-78, 1988.
- Gillman, Max. The welfare cost of inflation in a cash-in-advance economy with costly credit. *Journal of Monetary Economics*, 31, p. 97-115, 1993.
- _____. Comparing partial and general equilibrium estimates of welfare cost of inflation. *Contemporary Economic Policy*, 13, p. 60-71. 1995.
- Hansen, L. P.; Singleton, K. J. Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica*, 50, p. 1296-1286, 1982.
- Issler, João V.; Reis, E.; Blanco, F. Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente. *Seminários USP*, 1999.
- Issler, João Victor; Scotto, Natália Piqueira. Estimating relative risk aversion, the discount rate, and the intertemporal elasticity of substitution in consumption for Brazil using three types of utility function. *Brazilian Review of Econometrics*, 20, p. 201-239, 2000.

Lucas Jr., Robert E.; Stokey, Nancy L. Money and interest in a cash-in-advance economy. *Econometrica*, 55, p. 491-513, 1983.

Lucas Jr., Robert E. *On the welfare cost of inflation*. 1993. Mimeografado.

_____. Inflation and welfare. *Econometrica*, 68, p. 247-274, 2000.

McCallum, Bennett T.; Goodfriend, Marvin S. Demanda for money: theoretical studies. In: Eatwell, John; Milgate, Murray; Newman, Peter (eds.), *The New Palgrave: a dictionary of economics*. London: Macmillan; New York: Stockton Press, 1987, p. 775-781.

Newey, Whitney K.; West, Kenneth J. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticidade and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, p. 703-708, 1987.

Pastore, Affonso C. *Senhoriagem e inflação: o caso brasileiro*. 1997. Mimeografado.

Sidrauski, Miguel. Rational choice and patterns of growth in monetary economy. *American Economic Review*, 57, p. 534-544, 1967.

Yoshino, Joe A. The Brazilian welfare costs of inflation. *Texto de Discussão IPE-USP*, 2002.