

**TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 831**

**PREVIDÊNCIA SOCIAL E BEM-ESTAR  
NO BRASIL\***

Roberto de Goes Ellery Junior\*\*  
Mirta N. S. Bugarin\*\*\*

Rio de Janeiro, outubro de 2001

---

\* Os autores agradecem os comentários e as sugestões apresentadas por Pedro Ferreira, Fabio Kanczuk, Osmar Lanes Jr., Maria Conceição Sampaio de Souza, Marco Antônio Martins, Francisco Oliveira, Elcyon Caiado, Octávio Tourinho, Eustáquio Reis e Flávio Barreto. Qualquer erro remanescente é de inteira responsabilidade dos autores.

\*\* Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA.  
ellery@ipea.gov.br

\*\*\* Do Departamento de Economia da Universidade de Brasília.

---

# MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO, ORÇAMENTO E GESTÃO

Martus Tavares - Ministro

Guilherme Dias - Secretário Executivo



## Presidente

*Roberto Borges Martins*

## Chefe de Gabinete

*Luis Fernando de Lara Resende*

## DIRETORIA

*Eustáquio José Reis*

*Gustavo Maia Gomes*

*Hubimaier Cantuária Santiago*

*Luis Fernando Tironi*

*Murilo Lôbo*

*Ricardo Paes de Barros*

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais e disponibiliza, para a sociedade, elementos necessários ao conhecimento e à solução dos problemas econômicos e sociais do país. Inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro são formulados a partir de estudos e pesquisas realizados pelas equipes de especialistas do IPEA.

**Texto para Discussão** tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

Tiragem: 130 exemplares

---

## DIVISÃO EDITORIAL

**Supervisão Editorial:** Helena Rodarte Costa Valente

**Revisão:** Alessandra Senna Volkert (estagiária), André Pinheiro, Elisabete de Carvalho Soares, Lucia Duarte Moreira, Luiz Carlos Palhares e Miriam Nunes da Fonseca

**Editoração:** Carlos Henrique Santos Vianna, Rafael Luzente de Lima, Roberto das Chagas Campos e Ruy Azeredo de Menezes (estagiário)

**Divulgação:** Libanete de Souza Rodrigues e Raul José Cordeiro Lemos

**Reprodução Gráfica:** Cláudio de Souza e Edson Soares

## Rio de Janeiro - RJ

Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 14º andar - CEP 20020-010

Tels.: (0xx21) 3804-8116 / 8118 – Fax: (0xx21) 2220-5533

Caixa Postal: 2672 – E-mail: editrj@ipea.gov.br

## Brasília - DF

SBS. Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES, 10º andar - CEP 70076-900

Tels.: (0xx61) 3315-5336 / 5439 – Fax: (0xx61) 315-5314

Caixa Postal: 03784 – E-mail: editbsb@ipea.gov.br

Home page: <http://www.ipea.gov.br>

ISSN 1415-4765

© IPEA, 2000

É permitida a reprodução deste texto, desde que obrigatoriamente citada a fonte.

Reproduções para fins comerciais são rigorosamente proibidas.

---

---

# SUMÁRIO

---

RESUMO

ABSTRACT

1 - INTRODUÇÃO .....	1
2 - O MODELO .....	2
3 - CALIBRAÇÃO .....	6
3.1 - Demografia .....	6
3.2 - Preferências .....	7
3.3 - Tecnologia .....	9
3.4 - Parâmetros de Política .....	11
3.5 - Mercado de Trabalho .....	12
4 - RESULTADOS DAS SIMULAÇÕES .....	14
5 - CONCLUSÃO .....	18
BIBLIOGRAFIA .....	19

---

---

## RESUMO

---

Este artigo busca avaliar os impactos do Regime Geral de Previdência Social (RGPS) sobre o bem-estar da sociedade e sobre algumas variáveis macroeconômicas. A análise será feita por meio da simulação numérica de um modelo de gerações superpostas, calibrado para reproduzir os principais fatos da economia brasileira, contemplando o fato de que o período de vida dos agentes é incerto e incorporando tanto a hipótese de restrição ao crédito quanto a existência de incerteza sobre a renda dos indivíduos. Esta incerteza é representada pela possibilidade de os indivíduos ativos ficarem desempregados num determinado período. Dentre as conclusões destaca-se a de que um sistema de previdência do tipo repartição, que garanta uma percentagem da renda dos indivíduos, pode apresentar ganhos de bem-estar em relação a um sistema em que toda a previdência seja financiada pela poupança dos indivíduos. Porém, este resultado depende do valor atribuído para o fator de desconto intertemporal.

---

---

# ABSTRACT

---

This article search to evaluate the impacts of the General Regimen of Social Security (RGPS) on the well-being of the society and on some macroeconomic variables. The analysis will be made by means of the numerical simulation of a model of overlapping generations, calibrated to reproduce the main facts of the Brazilian economy, contemplating the fact of that the period of life of the agents is uncertain and incorporating in the hypothesis of restriction to the credit and the existence of uncertainty on the income of the individuals. This uncertainty is represented by the possibility of the active individuals to be dismissed in one definitive period. Amongst the conclusions it is distinguished of that a pay-as-you-go social insurance system, that guarantees a percentage of the income of the individuals, may present profits of well-being in relation to a system where all the providence is financed by the saving of the individuals.

---

## 1 - INTRODUÇÃO

Uma instituição que se tem destacado na análise econômica aplicada e teórica é a previdência social e o seu financiamento. Do ponto de vista aplicado, em particular das políticas públicas, este é um problema de extrema relevância. A forma de distribuição dos benefícios do sistema previdenciário possui inegável impacto sobre o bem-estar da sociedade, envolvendo questões que vão desde a solidariedade entre as gerações até problemas de distribuição de renda.

A maneira como esse sistema é financiado é, de forma questionável, o maior problema de finanças públicas para a maioria dos países. Mudanças demográficas vêm ameaçando a capacidade de financiamento de sistemas de previdência em quase todo o mundo.

Alguns estudos sugerem que até o ano 2030 o sistema de seguridade social americano deve estar comprometido [ver Feldstein e Samwick (1997)] bem como o dos principais países europeus e do Japão. No Brasil, a incapacidade de financiar os gastos com previdência já é uma realidade. Em 1998 o caixa da previdência foi o maior responsável pelo déficit primário da União e, em 1999, apesar dos esforços fiscais, a previdência apresentou um déficit próximo a R\$ 30 bilhões, sendo, excluindo-se as despesas financeiras, o maior responsável pela dificuldade do ajuste fiscal do país.<sup>1</sup>

O Chile foi um dos primeiros países a tentar solucionar o problema do financiamento da previdência por meio de uma reformulação do sistema. A partir daí, seu exemplo passou a ser tomado como caso base para se analisar propostas alternativas [Barreto (1997)]. O espírito da proposta chilena consistiu em transformar o antigo sistema de repartição em um sistema de capitalização, ou seja, um sistema de contas individuais em que o benefício estaria atuarialmente relacionado às contribuições, de forma a impedir que mudanças na estrutura demográfica viessem a comprometer o financiamento do sistema.

Essa proposta estava de acordo com os principais trabalhos teóricos da época, os quais argumentavam que a mudança para o sistema de capitalização tenderia a aumentar a taxa de poupança da população e, como consequência, levaria a um maior estoque de capital. O aumento na acumulação de capital levaria a um maior produto, a um maior consumo e, finalmente, a um maior nível de bem-estar. Tal era a certeza desse processo que as discussões nessa área passaram a ser sobre qual seria a forma de financiar o custo de transição para o novo sistema, visto que esse custo era o único obstáculo que impedia o alcance das benesses de um sistema de capitalização.

Com o passar do tempo, e à medida que as idéias foram amadurecendo, algumas novas questões começaram a ser discutidas. Em particular, observou-se que o sistema de capitalização poderia transferir riscos para os segurados, com destaque para riscos específicos do indivíduo. Um exemplo ocorreria no caso de um

---

<sup>1</sup> Dados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

indivíduo ficar desempregado e ver comprometida a capacidade de contribuir para sua conta pessoal.

Esse problema é agravado em países onde não existe um sistema financeiro eficiente que permita ao indivíduo suavizar seu consumo durante o ciclo econômico ou adquirir seguros que o protejam de perda de renda associada a choques idiossincráticos. Esse aspecto da análise<sup>2</sup> é de extrema relevância para o Brasil, uma vez que o sistema de crédito ao consumidor é pouco eficiente no país [ver Reis *et alii* (1998)].

Recentemente vários autores buscaram analisar o problema da previdência no Brasil fazendo uso de modelos de gerações superpostas [ver Barreto e Oliveira (1995), Barreto (1997) e Lannes Jr. (1999)]. O presente trabalho procura contribuir nessa linha de pesquisa, porém o modelo utilizado apresentará características especiais tais que permitem incorporar algumas das questões levantadas acima. Em particular, serão incorporadas restrições ao crédito e choques idiossincráticos, na forma de desemprego e incerteza quanto ao período da vida.

A Seção 2 faz uma apresentação do modelo e define o conceito de equilíbrio a ser estudado, a Seção 3 discute a calibração do modelo a partir de dados brasileiros, a Seção 4 mostra o resultado das simulações e, finalmente, a Seção 5 apresenta as conclusões e sugestões para futuras pesquisas.

## 2 - O MODELO

Nesta seção será apresentado o modelo a ser utilizado para analisar o impacto de bem-estar do regime de previdência. O modelo foi desenvolvido por Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1995),<sup>3</sup> e sua estrutura básica é uma combinação dos modelos propostos em Imrohoroglu (1989), Hugget (1993) e dos modelos de gerações superpostas na linha de Kotlikoff (1996). O primeiro tipo de modelo, denominado Modelos de Bewley<sup>4</sup> por Sargent e Ljungqvist (2000), caracteriza-se por uma economia em que os agentes estão sujeitos a choques idiossincráticos e não possuem meios de se assegurar, de forma perfeita, contra tais choques. O segundo tipo é descrito por uma estrutura de gerações superpostas em que convive um grande número de gerações.

---

<sup>2</sup> Um outro aspecto, de cunho mais teórico, diz respeito à questão da ineficiência dinâmica. Estudos de modelos dinâmicos sugerem que, se a economia, sem nenhum esquema de previdência, apresenta ineficiência dinâmica, um aumento da acumulação de capital não implica um aumento do bem-estar. Dessa forma, ao aumentar o estoque de capital, a introdução de um sistema de capitalização pode levar o país a uma situação onde ocorreria um aumento da acumulação, porém uma diminuição do bem-estar.

<sup>3</sup> Uma expansão do modelo para incluir terra como fator de produção pode ser encontrada em Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1998).

<sup>4</sup> A justificativa do nome é devido a uma série de modelos desenvolvidos em Bewley (1977, 1980, 1983 e 1986).

Embora os indivíduos saibam o período máximo que podem viver, não sabem em que período vão morrer. Dessa forma, a duração da vida de cada indivíduo é dada de acordo com uma distribuição de probabilidade. Essa formulação permite trabalhar com hipóteses demográficas mais realistas que as tratadas nos modelos tradicionais de gerações superpostas [ver, por exemplo, Kotlikoff (1996)]. Para formalizar o processo demográfico, assume-se que os indivíduos vivos no período  $j - 1$  estarão vivos no período  $j$  com uma probabilidade  $\psi_j \in (0,1)$ . É possível que alguns indivíduos cheguem à idade máxima  $J$  e, neste caso, a probabilidade de viver até  $J + 1$  é zero. Em cada período o número de nascimentos cresce a uma proporção  $n$ . Para análises de estado estacionário é necessário obter uma distribuição limite para a estrutura demográfica, na qual a fração de cada geração  $\{\mu_j\}_{j=1}^J$  é calculada de acordo com as regras  $\mu_j = \frac{\psi_j \mu_{j-1}}{1+n}$  e  $\sum_{j=1}^J \mu_j = 1$ . Esses valores serão úteis quando do cálculo das quantidades agregadas.

Além de os indivíduos não saberem quanto tempo irão viver, estão sujeitos a sofrer uma diminuição de sua renda, ficando desempregados a qualquer período enquanto em atividade. Denote como  $s \in S = \{e, u\}$  os estados sobre a condição de emprego,  $e$  para empregado e  $u$  para desempregado. A transição entre os estados é descrita pela matriz de Markov  $\Pi(s', s) = [\pi_{ij}]$ ,  $i, j = e, u$ , em que  $\pi_{ij} = \Pr\{s_{t+1} = j \mid s_t = i\}$ . Caso esteja desempregado, o indivíduo recebe um seguro desemprego equivalente a  $\phi \omega \varepsilon_j$ . Depois de aposentado, recebe um benefício  $b$  e desacula seu estoque de ativos. O cálculo do benefício da previdência,  $b_j$ ,  $j = 1, 2, \dots, J$ , é feito da seguinte forma:

$$b = \begin{cases} 0 & j = 1, 2, \dots, j_R - 1 \\ \theta \frac{\sum_{i=1}^{j_R-1} \omega_i^e}{j_R - 1} & j = j_R, j_R + 1, \dots, J \end{cases} \quad (1)$$

em que  $R$  representa a idade correspondente à aposentadoria compulsória.

Dessa forma, a renda dos indivíduos em cada período é dada por:

$$q_j = \begin{cases} (1 - \tau_s - \tau_u) \omega \hat{h} \varepsilon_j & j \in [1, j_R], s = e \\ \phi \omega \hat{h} & j \in [1, j_R], s = u \\ b & j \in [j_R, J] \end{cases} \quad (2)$$

Uma outra característica do modelo é que os indivíduos não podem endividar-se, ou seja, possuem liquidez restrita. Isso faz com que o sistema de previdência funcione como uma espécie de seguro. Note-se que em (1) o benefício não depende da história de emprego do agente. Para o caso do Brasil, essa hipótese torna-se mais relevante se observados resultados como os obtidos em Reis *et alii* (1998) em que cerca de 80% dos consumidores brasileiros estão restritos a



consumir toda a sua renda a cada período, ou seja, não podem suavizar seu fluxo de consumo.

Como a data da morte é incerta, existe a possibilidade de que, ao morrer, os indivíduos possuam um estoque de ativos positivo. A herança involuntária será distribuída igualmente entre todos os indivíduos. Considerando  $a_t \geq 0$  como o estoque de ativos no período  $t$  e  $\xi$  como a herança recebida, a restrição orçamentária dos consumidores é dada por:

$$a_j = (1+r)a_{j-1} + q_j - c_j + \xi, \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (3)$$

Sujeito a (3), cada indivíduo busca maximizar sua utilidade, que se assume possuir a forma funcional:

$$E_0 \sum_{j=1}^J \beta^{j-1} \left[ \prod_{k=1}^j \psi_k \right] \frac{c_j^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (4)$$

Uma vez feita a descrição dos consumidores, o próximo passo é descrever as firmas. Estas são apresentadas na forma tradicional pela função de produção  $Q = BK^{1-\alpha}N^\alpha$ , onde  $Q$  é o produto,  $K$  é o estoque de capital e  $N$  é a quantidade de trabalho. As condições de primeira ordem do problema de maximização do lucro da firma caracterizam as remunerações dos fatores, de modo que a taxa de retorno do capital,  $r$ , e a remuneração do trabalho,  $\omega$ , serão dadas pelas expressões abaixo relacionadas:

$$\begin{aligned} r &= (1-\alpha)B \left( \frac{K}{N} \right)^{-\alpha} - \delta \\ \omega &= \alpha B \left( \frac{K}{N} \right)^{(1-\alpha)} \end{aligned} \quad (5)$$

Para descrever o equilíbrio estacionário dessa economia será necessário, antes, descrever o problema dos consumidores como um problema de programação dinâmica e definir, para cada idade, a medida ergótica que descreve a distribuição do estoque de ativos entre os indivíduos. A função valor que descreve o problema dos indivíduos pode ser escrita da forma:

$$V_j(a, s) = \max_{c, a'} \left\{ u(c) + \beta \psi_{j+1} E_s V_{j+1}(a', s') \right\} \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (6)$$

com a otimização sujeita a (3) e  $a' \geq 0$ .

A distribuição invariante é encontrada de forma recursiva. Dadas as regras de decisão  $A_j$ ,  $j = 1, 2, \dots, J$  e a distribuição de riqueza  $\lambda_1$ , pode-se obter a medida por meio da seguinte regra:

$$\lambda_j(a', s') = \sum_s \sum_{a: a' \in A_j(a, s)} \Pi(s', s) \lambda_{j-1}(a, s) \quad (7)$$

De posse de todas essas definições, torna-se possível enunciar a definição de equilíbrio estacionário que será procurada no modelo:

*Definição:* Um equilíbrio estacionário para uma dada política de previdência e seguro desemprego  $\{\theta, \phi, \tau_s, \tau_u\}$  é uma coleção de funções valores  $V_j(a, s)$ , regras de decisão para os indivíduos  $A_j$  e  $C_j$ , medidas que dependem da idade, mas não do tempo,  $\lambda_j$ , preços relativos  $\{\omega, r\}$  para os fatores de produção e uma herança involuntária  $\xi$ , tais que:

1. Comportamentos individuais são consistentes com o agregado:

$$K = \sum_j \sum_a \sum_s \mu_j \lambda_j(a, s) a_{j-1} \quad \text{e} \quad N = \sum_{j=1}^{j_R-1} \sum_a \mu_j \lambda_j(a, s = e) \varepsilon_j \quad (8)$$

2. Os preços dos fatores  $\{\omega, r\}$  obedecem (5).

3. Dados  $\{\omega, r\}$ ,  $\{\theta, \phi, \tau_s, \tau_u\}$  e  $\xi$ , as funções políticas dos indivíduos  $C_j(a, s)$  e  $A_j(a, s)$  resolvem o problema dinâmico em (6).

4. Os mercados se equilibram:

$$\sum_j \sum_a \sum_s \mu_j \lambda_j(a, s) \{C_j(a, s) + [A_j(a, s) - (1 - \delta)A_{j-1}(a, s)]\} = Q \quad (9)$$

5. O conjunto de medidas invariantes  $\lambda_j(a, s)$  para  $j = 1, 2, \dots, J$  satisfaz:

$$\lambda_j(a', s') = \sum_s \sum_{a: a' \in A_j(a, s)} \Pi(s', s) \lambda_{j-1}(a, s)$$

6. O sistema de seguridade social encontra-se equilibrado:

$$\tau_s = \frac{\sum_{j=j_R}^J \sum_a \mu_j \lambda_j(a, s) b}{\sum_{j=1}^{j_R-1} \sum_a \mu_j \lambda_j(a, s = e) \omega \varepsilon_j} \quad (10)$$

7. O programa de seguro-desemprego está em equilíbrio:

$$\tau_u = \frac{\sum_{j=1}^{j_R-1} \sum_a \mu_j \lambda_j(a, s = u) \phi \omega \varepsilon_j}{\sum_{j=1}^{j_R-1} \sum_a \mu_j \lambda_j(a, s = e) \omega \varepsilon_j} \quad (11)$$

8. As heranças involuntárias são determinadas por:

$$\xi = \sum_j \sum_a \sum_s \mu_j \lambda_j(a, s) (1 - \psi_{j+1}) A_j(a, s)$$

Uma vez definido o equilíbrio, é possível discutir como dar valores aos parâmetros que os tornem consistentes com a economia brasileira. Esse processo de calibragem será descrito na Seção 3.

### 3 - CALIBRAÇÃO

O principal objetivo desta seção é providenciar um conjunto de valores para os parâmetros que torne o modelo compatível com a economia brasileira, esse processo é conhecido como calibração. Algumas vezes a maneira utilizada para calibrar um parâmetro específico será diferente da proposta em Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1995, 1998a e 1999) e tais divergências decorrem dos problemas específicos dos dados brasileiros. Sempre que ocorrer uma dessas situações, serão explicadas as duas formas de calibração e as conseqüências de cada uma delas.

É possível classificar os parâmetros de acordo com algumas características do modelo. Dessa forma serão usadas as seguintes classes de parâmetros:

- demográficos, que descrevem a estrutura etária da população;
- relacionados às preferências, que caracterizam a função utilidade dos consumidores;
- tecnológicos, que se relacionam ao processo de produção;
- parâmetros de política, que descrevem o sistema de previdência e o seguro-desemprego; e
- parâmetros do processo estocástico, que caracterizam a condição de empregado ou desempregado.

No restante da seção a calibração será feita seguindo esta classificação.

#### 3.1 - Demografia

A estrutura demográfica presente no modelo é caracterizada por dois conjuntos de parâmetros. O primeiro consiste na probabilidade de sobrevivência, ou seja, na probabilidade de que um indivíduo que alcançou a idade  $j-1$  venha a atingir a idade

$j$ , definida por  $\psi_j$  no modelo. O segundo representa a proporção de indivíduos de cada idade na população total, ou seja, a estrutura etária da população.

Uma vez conhecidos os valores de  $\psi_j$ , para  $j = 1, 2, \dots, J$ , será possível determinar a fração de indivíduos de cada idade na população total, ou seja, a medida do conjunto dos indivíduos de uma determinada idade, definida como  $\mu_j$ . Como a medida de toda a população é 1,  $\mu_j$  pode ser interpretada como a probabilidade de um indivíduo escolhido ao acaso ter a idade  $j$ . Para obter o valor de  $\mu_j$  a partir de  $\psi_j$ , deve-se utilizar a relação  $\mu_{j+1} = \frac{\psi_{j+1}}{1+n} \mu_j$  e o fato de que  $\sum_{j=1}^J \mu_j = 1$ , onde  $n$  é a taxa de crescimento da população. Aqui, considera-se que a taxa média de crescimento da população brasileira é aproximadamente de 2% a.a.<sup>5</sup>

Dessa forma, todo o problema de caracterizar a estrutura demográfica do modelo fica reduzido a encontrar o valor da probabilidade de sobrevivida para cada faixa etária  $j$ ,  $\psi_j$ . Para esse fim, será usada a Tábua de Mortalidade do IBGE relativa ao ano de 1998; nessa tabulação estão descritas as probabilidades de um indivíduo vir a falecer entre as idades  $j - 1$  e  $j$ .

A partir dos dados da Tábua de Mortalidade é possível construir as probabilidades de sobrevivida. Antes, porém, alguns cuidados devem ser tomados e o principal é que o modelo considera indivíduos entre 21 e 85 anos,<sup>6</sup> enquanto o IBGE fornece dados para indivíduos entre zero e 80 anos. Quanto aos indivíduos mais novos, o problema pode ser facilmente resolvido considerando-se apenas os dados relacionados às idades superiores a 20 anos, e adicionando-se a hipótese de que  $\psi_1 = 1$ , o que equivale a assumir que todos os agentes completam a primeira idade do modelo. Para resolver o problema entre 81 e 85 anos implementou-se uma extrapolação linear da série.

### 3.2 - Preferências

Dois parâmetros estão relacionados à descrição das preferências. O primeiro diz respeito ao grau de aversão ao risco,  $\gamma$ , e o segundo caracteriza o fator de desconto subjetivo dos indivíduos,  $\beta$ . Ambos apresentam problemas quando de sua calibração: para a aversão ao risco existem poucas boas estimativas realizadas para o Brasil, e no caso da taxa de desconto existe um problema para o cálculo do estoque de riqueza da economia brasileira, dado fundamental para calibrar este parâmetro.

<sup>5</sup> Média entre 1970 e 1998, segundo dados do IBGE.

<sup>6</sup> Futuras versões do modelo deverão considerar que os indivíduos entrem no mercado de trabalho com menos de 21 anos.

Uma das maneiras tradicionais de se calibrar o valor do grau de aversão ao risco é considerar as estimativas para o seu inverso, ou seja, a elasticidade de substituição intertemporal, definida como  $v = 1/\gamma$ . Ocorre que estimar o valor dessa elasticidade para a economia é uma tarefa bastante complexa, como foi apontado em Reis *et alii* (1998).

De fato, a estimativa desse parâmetro é um problema de difícil solução mesmo para países que possuem mais tradição em fornecer boas bases de dados, e que são objeto de um maior volume de estudos por parte dos economistas do que o Brasil. Tomando como exemplo os Estados Unidos, Mehra e Prescott (1985) argumentam que existem boas razões para se acreditar que a elasticidade intertemporal de substituição estaria entre 0 e 1.<sup>7</sup> Por sua vez, Imrohorglu (1989) afirma que na maioria dos casos o valor desse parâmetro estaria entre 0,5 e 1,5. Finalmente, para estudar os custos dos ciclos reais nos Estados Unidos, Lucas (1987) usa um valor próximo a 0,16 para  $v$ ,<sup>8</sup> enquanto Hall (1978), a partir de dados anuais, sugere que este valor pode ser negativo. Tamanha disparidade entre os valores estimados fez com que alguns autores assumissem que a elasticidade intertemporal fosse igual a 1, de forma a obter as vantagens da especificação logarítmica para função de utilidade [ver, por exemplo, Prescott (1986)].

Quando se observa o caso brasileiro, as estimativas também apresentam uma grande disparidade entre si. A partir da estimativa de equações de Euler, Cavalcanti (1994) conclui que a elasticidade intertemporal de substituição seria menor que 1, estando próxima a 0, sendo a conclusão igual à obtida por Gleizer (1991).

Em desacordo com a idéia de que a economia brasileira possui uma baixa elasticidade intertemporal de substituição estão alguns resultados apresentados em Reis *et alii* (1998). Neste trabalho, os autores concluem que a razão entre a parcela da população não-restrita ao crédito e a elasticidade de substituição intertemporal é estatisticamente 0, o que pode ser um indício de valores acima de 1 para esta elasticidade.<sup>9</sup> Em estudos sobre o ciclo brasileiro, Issler e Rocha (1999) utilizam valores entre 0 e 1 para a elasticidade de substituição intertemporal,  $v$ .

O fato de alguns trabalhos encontrarem baixos valores para a elasticidade intertemporal de substituição pode ser visto como um indício da relevância da restrição ao crédito no Brasil. A maior parte dessas estimativas usam a sensibilidade do consumo à taxa de juros para estimar essa elasticidade. Caso a população esteja restrita a consumir toda a sua renda é de se esperar que o consumo apresente pequena sensibilidade em relação a variações na taxa de juros. Dessa forma, a insensibilidade do consumo aos juros não estaria refletindo uma baixa elasticidade de substituição, mas, sim, a existência de restrições ao crédito.

---

<sup>7</sup> Esses autores trabalham com valores entre 1 e 20 para o coeficiente de aversão ao risco.

<sup>8</sup> Equivalente a um valor de 6 para  $\gamma$ .

<sup>9</sup> O valor estimado para a parcela da população não-restrita ao crédito fica próximo a 0,2.

Devido à grande disparidade entre as estimativas para a elasticidade intertemporal de substituição, buscou-se definir o valor desse parâmetro a partir de outros estudos realizados para simular o sistema de previdência no Brasil. Nessa linha, tanto Barreto (1997) quanto Lannes Jr. (1999) citam as estimativas usadas em Cifuentes e Valdés-Pietro (1993),<sup>10</sup> referentes a países em desenvolvimento. Barreto (1997) utiliza um valor de 0,7 para a elasticidade intertemporal de substituição, valor que será usado nas simulações deste trabalho.

No caso do fator de desconto subjetivo,  $\beta$ , a maneira tradicional de realizar a calibração é fazendo com que o modelo reproduza a relação entre riqueza e renda observada na economia. Ocorre que parte importante da riqueza é composta pelos bens duráveis pertencentes às famílias, e a série de consumo de bens duráveis não é divulgada no Brasil. Na falta de uma série apropriada para o estoque de riqueza é possível calibrar  $\beta$  a partir da taxa de juros da economia.<sup>11</sup> Para resolver esse problema serão utilizadas duas alternativas para definir o valor do fator de desconto subjetivo.

A primeira reproduz a relação riqueza/renda sugerida pela série de riqueza do IPEA<sup>12</sup> que atinge um valor médio de 2,7 para o período 1970/2000. Segundo esse método, o valor de  $\beta$  seria igual a 1,005. A outra alternativa é utilizar a taxa de juros; seguindo esta linha o valor de  $\beta$  estaria próximo a 0,96.

Uma ressalva importante que deve ser feita é que, do ponto de vista teórico, modelos de gerações superpostas não exigem que o fator de desconto subjetivo seja menor do que 1. Isso ocorre porque tanto a função política quanto a função valor estão bem definidas para os indivíduos que atingem a idade máxima.<sup>13</sup> Dessa forma, a solução do problema não depende de argumentos de ponto fixo, e, portanto, a Equação de Bellman não precisa ser uma contração. Outro ponto importante é que a possibilidade de morte cria, de fato, uma taxa de desconto efetiva que difere de  $\beta$ ,<sup>14</sup> de tal forma que valores menores que 1 para o fator de desconto subjetivo não implicam taxas de juros reais negativas.

### 3.3 - Tecnologia

Os parâmetros que definem a tecnologia utilizada nessa economia são os relacionados à função de produção,  $B$  e  $\alpha$ , e a taxa de depreciação,  $\delta$ . O parâmetro  $B$  é uma constante multiplicativa e será definido de modo que o valor do produto seja igual a 1 no modelo básico.

<sup>10</sup> Esta mesma referência é usada em Barreto e Oliveira (1995).

<sup>11</sup> Este é o procedimento adotado em Barreto e Oliveira (1995), Barreto (1997) e Lannes Jr. (1999).

<sup>12</sup> Série disponibilizada pelo sistema IPEADATA (<http://www.ipeadata.gov.br>)

<sup>13</sup> A função política consiste em consumir toda a riqueza. Para encontrar a função valor basta usar a função política na Equação de Bellman do problema.

<sup>14</sup> A taxa de desconto efetiva é dada por  $\left\{ \beta^{j-1} \prod_{k=1}^j \psi_k \right\}_{j=1}^T$ . Para mais detalhes, ver Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1998a).

Para realizar a calibração da participação do trabalho na renda, consideraram-se os valores divulgados pelo IBGE nas Contas Nacionais. Assim como ocorre com as outras séries discutidas, esta série também apresenta algumas limitações. A primeira diz respeito ao cálculo correspondente à remuneração do trabalho e do capital na conta de remuneração dos autônomos. A segunda refere-se ao peso da economia informal, que pode estar inflando a participação do capital nas contas oficiais, uma vez que se pode imaginar que na economia informal a participação do trabalho é maior que a do capital. A utilização de estatísticas sobre a economia informal poderia amenizar esse problema, entretanto essa alternativa não foi utilizada devido à pouca confiabilidade, ou mesmo ausência, dessas estatísticas no que diz respeito à participação do capital e do trabalho na renda do setor informal.

Para efeito de simplificação, decidiu-se adicionar o rendimento dos autônomos à remuneração dos trabalhadores para calibração do parâmetro  $\alpha$ .<sup>15</sup> Considerando os dados das Contas Nacionais e as hipóteses mencionadas, chegou-se a um valor para a participação do trabalho igual a 0,53. Apesar de baixo quando comparado aos valores utilizados para a economia americana — em torno de 0,66 — este valor é compatível com o utilizado por vários autores em estudos para a economia brasileira como, por exemplo, Barreto e Oliveira (1995), Barreto (1997), Lannes Jr. (1999), Ellery Jr., Gomes e Sachsida (2000) e Kanczuk e Faria (2000).

A calibração da taxa de depreciação do estoque de capital brasileiro também apresenta uma série de dificuldades. Não é prática corrente do Sistema de Contas Nacionais brasileiro divulgar o valor do produto, ou mesmo do investimento, em termos brutos e líquidos. Some-se a isso o fato de não existir uma série oficial para o estoque de capital. Chega-se à conclusão de que não existe uma estimativa oficial da taxa de depreciação.<sup>16</sup>

A ausência de um valor oficial para  $\delta$  faz com que existam diversas estimativas para este parâmetro. Para fins de simulação de sistemas de previdência, Barreto e Oliveira (1995) utilizam um valor de 3,5%, valor justificado pelo que os autores chamam de “costume neste tipo de trabalho”. Por sua vez, Kanczuk e Faria (2000) argumentam que não existem motivos para a taxa de depreciação utilizada em simulações para o Brasil ser diferente da dos Estados Unidos, que é de aproximadamente 4,5% [ver Cooley e Prescott (1995)].

A maneira tradicional de calibrar a taxa de depreciação consiste em defini-la de modo a garantir a estabilidade do estoque de capital, em unidades de eficiência, no

---

<sup>15</sup> Uma alternativa mais refinada seria considerar o rendimento dos autônomos em cada uma das 42 atividades da economia e, para cada atividade, estipular um percentual para remuneração do trabalho e do capital.

<sup>16</sup> De fato, mesmo que existisse um valor oficial para a taxa de depreciação do capital esta não se aplicaria diretamente ao modelo. Isso decorre do fato de que, no modelo, o estoque de capital é aumentado para incluir, por exemplo, o estoque de bens de consumo duráveis.

estado estacionário, metodologia que se encontra descrita em Cooley e Prescott (1995). Esta regra de calibração pode ser descrita por meio da equação:

$$\delta = \frac{I}{K} + 1 - (1 + x)(1 + n)$$

onde  $x$  é a taxa de crescimento do PNB *per capita*,  $n$  é a taxa de crescimento da população e  $I/K$ , a relação entre o investimento e o estoque de capital. Esta equação pode ser obtida diretamente da regra de movimento do capital.

Como este método depende da existência de uma série de capital, e em decorrência de as diversas séries resultarem em valores muito distintos para a depreciação, resolveu-se seguir a sugestão presente em Kanczuk e Faria (2000). Essa sugestão parte da argumentação de que os bens de consumo duráveis e de capital presentes na economia brasileira e americana não guardam diferenças significativas, tornando-se possível utilizar para o Brasil taxas semelhantes às utilizadas para os Estados Unidos.<sup>17</sup> Desse modo, o valor da taxa de depreciação foi fixado em 10%, que é o valor utilizado em Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1999).<sup>18</sup>

### 3.4 - Parâmetros de Política

Uma determinada política neste modelo será caracterizada pelo valor das taxas de reposição do sistema de previdência,  $\theta$ , e do programa de seguro-desemprego,  $\phi$ . Estando os valores dessas taxas determinados, o valor das contribuições associadas a cada um dos programas do governo,  $\tau_s$  e  $\tau_u$ , respectivamente, será definido de forma a garantir o equilíbrio em cada um dos programas, de tal forma que (10) e (11) sejam observadas.

A calibração da taxa de reposição do seguro-desemprego será feita a partir de dados do Ministério do Trabalho referentes ao programa de seguro-desemprego. De acordo com esses dados, essa taxa corresponde, em média, a 40% do salário do indivíduo enquanto empregado, o que implica  $\phi = 0,4$ .

No caso da taxa de reposição do regime de previdência por repartição, será considerada a remuneração média dos empregados do setor privado e a lei que regula os benefícios do RGPS. A remuneração média dos empregados do setor privado pode ser encontrada na Relação Anual de Informações Sociais (Rais).

A escolha de se utilizar apenas os dados do RGPS elimina da análise o sistema de previdência do funcionalismo público federal e os diversos sistemas estaduais de previdência, bem como os fundos de pensão. A exclusão do sistema do

<sup>17</sup> Vale ressaltar que os resultados das simulações não mudam qualitativamente em resposta a mudanças na taxa de depreciação.

<sup>18</sup> A decisão de fixar a taxa de depreciação em 10%, ao invés de calibrá-la, foi proposta em Kydland e Prescott (1982), sendo seguida, entre outros, por Hansen (1985).



funcionalismo público federal deve-se ao fato de que este possui regras específicas que o diferenciam sobremaneira do RGPS. Quanto à previdência dos estados, além dos problemas presentes no funcionalismo público, pesa a falta de dados confiáveis.

Os fundos de pensão, bem como qualquer sistema de previdência privada, devem ser excluídos em decorrência da especificação do modelo. Como foi visto na seção anterior, o modelo não admite mais de um tipo de ativo privado, logo, contribuições para contas privadas de aposentadoria são contabilizadas no total de poupança dos agentes.

Um outro parâmetro que está associado à política, se bem que não explicitamente, é a idade em que ocorre a aposentadoria compulsória. Seguindo o proposto em Oliveira e Barreto (1995), Barreto (1997) e Lannes Jr. (1999), essa idade será definida como 57 anos.

### 3.5 - Mercado de Trabalho

O mercado de trabalho proposto no modelo apresenta uma estrutura bastante simples. A cada período o indivíduo pode, ou não, receber uma proposta de emprego, e toda vez que essa proposta é feita o indivíduo a aceita, ou seja, a oferta de trabalho é inelástica. Dessa forma, a calibração do mercado de trabalho se resume na descrição do processo estocástico que governa as oportunidades de emprego.

Esse é um processo markoviano a tempo e parâmetro discreto, sendo totalmente descrito pela matriz de transição de probabilidades abaixo.

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{ee} & \pi_{eu} \\ \pi_{ue} & \pi_{uu} \end{bmatrix}$$

Na matriz acima, cada elemento representa a probabilidade de o indivíduo se encontrar no estado  $j$  em  $(t + 1)$  dado que em  $t$  se encontrava no estado  $i$ ,  $\pi_{ij} = \Pr\{s_{t+1} = j \mid s_t = i\}$  com  $i, j = \{e, u\}$  em que  $e$  representa o estado onde o indivíduo está empregado e  $u$  onde ele está desempregado. Existem duas formas de se calibrar os parâmetros da matriz  $\Pi$ . A primeira consiste em observar o tempo de duração de cada estado e encontrar o valor dos  $\pi_{ij}$ s consistentes com os valores observados. Para esse fim é necessário considerar o fato de que, dada uma matriz de transição, um determinado estado,  $v$ , terá sua duração expressa por  $D_v = (1 - \pi_{vv})^{-1}$ .

Dessa forma, utilizando o método apresentado por Imrohoroglu (1989), conhecendo-se a duração do estado e considerando-se que cada linha da matriz  $\Pi$  tem de somar 1, será possível determinar todos os elementos da matriz de transição. Apesar de ser a forma mais adequada de realizar a calibração da matriz

$\Pi$ , esta não será utilizada neste trabalho, pois os mesmos resultados podem ser obtidos com o uso de uma forma mais simples de calibração.

A forma escolhida para calibrar a matriz de transição segue a proposta em Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1999), que consiste em definir o valor dos elementos da matriz  $\Pi$  de forma a reproduzir a taxa de desemprego em uma dada economia. Os dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE sugerem uma taxa de desemprego média de aproximadamente 5,5%. Essa média de desemprego é consistente com a matriz de transição do tipo:

$$\Pi = \begin{bmatrix} 0,945 & 0,055 \\ 0,945 & 0,055 \end{bmatrix}$$

Os valores dessa matriz fazem com que a duração média do desemprego na economia artificial seja de  $(1 - 0,055)^{-1} = 1,0582$  períodos do modelo, equivalente a aproximadamente 55 semanas, o que parece não representar adequadamente a duração do desemprego no Brasil.<sup>19</sup> Como a análise deste trabalho se limita ao equilíbrio estacionário, o que importa é a medida invariante associada à matriz de transição, e esta será a mesma, independentemente da forma como for realizada a calibração. Um outro problema relacionado a esse método diz respeito à falta de persistência no emprego, a probabilidade de um indivíduo estar empregado ou desempregado no período  $t + 1$  independe de sua situação no período  $t$ .<sup>20</sup> Essa limitação causaria algum efeito relevante caso estivesse sendo realizada uma análise de ciclos.

Um outro fator que não está diretamente ligado ao mercado de trabalho, mas que guarda uma relação próxima, é o salário efetivo de cada indivíduo estar relacionado à idade, existindo, dessa forma, um índice de eficiência conforme a idade. A hipótese de que a produtividade pode variar de acordo com a idade já foi bem explorada na literatura econômica,<sup>21</sup> porém sem chegar a uma conclusão definitiva de como ocorre essa variação.

Não é objetivo deste trabalho enveredar por essa polêmica. De fato, o que o modelo faz é assumir que existe a relação e não o sentido da relação, ou seja, não é feita nenhuma hipótese sobre se os salários tendem a aumentar ou diminuir com a idade. Para calibrar esse índice de eficiência, foram utilizados dados da Rais relativos ao ano de 1998.

<sup>19</sup> O fato de esse método de calibragem exagerar a duração do desemprego foi apontado em Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1999). Todavia, dados da pesquisa de emprego e desemprego do Dieese sugerem que a duração do desemprego no Brasil é de aproximadamente 54 semanas, o que não corresponde aos dados do IBGE.

<sup>20</sup> Uma vez que os indivíduos não escolhem o quanto contribuir para o sistema de previdência, este não parece ser um problema de particular relevância.

<sup>21</sup> A este respeito, ver Jovanovic e Nyarko (1996).

Com a calibração do mercado de trabalho, todos os parâmetros do modelo apresentado na segunda seção deste trabalho já possuem valores numéricos. O próximo passo consiste em realizar as simulações do modelo e, a partir destas, avaliar qual a taxa de reposição do sistema de previdência associada ao mais alto nível de bem-estar da economia.

#### 4 - RESULTADOS DAS SIMULAÇÕES

O objetivo desta seção é avaliar como o regime de previdência social pode afetar o nível de bem-estar dos indivíduos. Com esta finalidade serão feitas simulações do modelo para níveis de reposição do sistema de previdência, representado pelo parâmetro  $\theta$ , variando entre 0 e 100%.

Nas simulações realizadas, dois valores para o fator de desconto subjetivo,  $\beta$ , foram considerados. Inicialmente foi utilizado o valor capaz de reproduzir a relação riqueza/produto da economia de 2,7 quando a taxa de reposição do sistema de previdência fica entre 90% e 100%. Nesse caso,  $\beta$  adquire o valor de 1,005.<sup>22</sup> O regime de previdência no Brasil repõe integralmente o salário de todos os trabalhadores do sistema que ganham até 10 salários mínimos. Considerando que a média dos salários fica próxima a 5,1 salários mínimos (dados da Rais de 1998) e a conhecida alta concentração de renda no Brasil, decidiu-se por fixar a taxa de reposição da previdência,  $\theta$ , entre 0,9 e 1.

Os valores dos demais parâmetros correspondem ao descrito na seção anterior, quais sejam, 0,53 para a participação da remuneração do trabalho no produto,  $\alpha$ ; 10% para a depreciação,  $\delta$ ; 2,6% para a taxa de crescimento do PNB *per capita*,  $x$ ; 2% para a taxa de crescimento da população,  $n$ ; 1,4285 para a taxa de aversão ao risco,<sup>23</sup>  $\gamma$ ; e 57 anos como idade de aposentadoria, equivalendo a 37 períodos do modelo. Os valores das probabilidades de sobrevivência e o índice de eficiência do trabalho,  $\epsilon$ , também são apresentados quando da calibração do modelo.

Em uma segunda simulação foi utilizado o valor de 0,96 para taxa de desconto subjetiva, valor compatível com o utilizado em Oliveira, Beltrão e Maniero (1997) e consistente com os valores da relação entre riqueza e capital encontrados em Ellery Jr., Gomes e Sachsida (2000). Os resultados da primeira simulação são apresentados na Tabela 1.

---

<sup>22</sup> Para encontrar esse valor foram realizadas várias simulações, com diferentes valores para  $\beta$ , sendo o valor de 1,005 o que mais aproximou a relação riqueza/produto da economia a 2,7.

<sup>23</sup> Correspondendo a 0,7 para a elasticidade de substituição, uma vez que 1,4285 é aproximadamente 1/0,7.

Tabela 1

**Impactos de Bem-Estar da Previdência Social ( $\beta = 1,005$ )**

$\theta$	$\tau_s$	$\omega$	$R$	Consumo Agregado	Riqueza/ Produto	Utilidade
0	0	2,31	0,0463	0,6308	3,21	-121,72
0,1	0,0153	2,28	0,0490	0,6306	3,15	-121,46
0,2	0,0307	2,23	0,0525	0,6298	3,08	-121,32
0,3	0,0461	2,19	0,0554	0,6288	3,02	-121,30
0,4	0,0615	2,16	0,0582	0,6277	2,97	-121,33
0,5	0,0769	2,12	0,0610	0,6261	2,92	-121,48
0,6	0,0923	2,09	0,0637	0,6245	2,87	-121,68
0,7	0,1076	2,06	0,0666	0,6227	2,82	-121,96
0,8	0,1230	2,03	0,0693	0,6207	2,77	-122,26
0,9	0,1384	2,01	0,0716	0,6188	2,73	-122,61
1	0,1537	1,99	0,0735	0,6173	2,70	-122,98

Como pode ser observado na Tabela 1, o bem-estar é máximo quando existe um regime de repartição que reponha 30% da renda do indivíduo. Esse resultado é semelhante ao encontrado por Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1995, 1998b e 1999) para a economia americana, e às conclusões obtidas em Oliveira, Beltrão e Ferreira (1997) para a economia brasileira.

Outro resultado interessante é que taxas de reposição maiores que 60% estão associadas a níveis de bem-estar inferiores aos do regime de capitalização pura. Dessa forma, garantir aposentadoria integral por meio de um sistema de participação não garante o máximo bem-estar mesmo na presença de riscos individuais. A Tabela 2 mostra o resultado da simulação quando a taxa de desconto subjetivo é igual a 0,96.

Tabela 2

**Impactos de Bem-Estar da Previdência Social ( $\beta = 0,96$ )**

$\theta$	$\tau_s$	$\omega$	$r$	Consumo Agregado	Riqueza/ Produto	Utilidade
0	0	1,76	0,0983	0,5934	2,38	-54,06
0,1	0,0153	1,74	0,1018	0,5890	2,32	-54,54
0,2	0,0307	1,72	0,1046	0,5860	2,29	-54,97
0,3	0,0461	1,69	0,1076	0,5827	2,26	-55,43
0,4	0,0615	1,68	0,1100	0,5802	2,23	-55,88
0,5	0,0768	1,66	0,1130	0,5766	2,20	-56,37
0,6	0,0922	1,64	0,1160	0,5733	2,17	-56,87
0,7	0,1076	1,62	0,1185	0,5704	2,14	-57,35
0,8	0,1230	1,60	0,1209	0,5677	2,12	-57,83
0,9	0,1384	1,59	0,1234	0,5650	2,10	-58,33
1	0,1537	1,57	0,1257	0,5625	2,08	-58,82

Comparando os resultados da Tabela 1 com os da Tabela 2 pode-se perceber que o valor de  $\beta$  é de fundamental importância para o efeito de bem-estar do regime de

previdência. Uma das razões que justificam essa sensibilidade dos resultados ao valor de  $\beta$  pode ser a presença de ineficiência dinâmica; dessa forma, a redução da acumulação causada pela introdução de um regime de repartição pode levar a um aumento do bem-estar. Conquanto não exista evidência de que a economia brasileira apresente esse problema, pode-se observar que a Tabela 1 é capaz de gerar valores para a relação entre riqueza e renda no Brasil mais próximos dos observados nas séries do IPEADATA que a Tabela 2. O valor de  $\beta$  mais alto pode estar induzindo a existência de ineficiência dinâmica na economia artificial.

Uma outra maneira de interpretar essa mudança de resultados associada a alterações no valor de  $\beta$  é a partir da própria definição da taxa de desconto subjetiva. Quanto menor for essa taxa menos os indivíduos valorizam o consumo no futuro e, portanto, menos dispostos estariam a reduzir sua renda no presente para garantir uma renda futura. Dessa forma, um sistema de repartição, que implica descontos sobre os salários correntes, tenderia a não trazer ganhos de bem-estar.

Um ponto interessante das Tabelas 1 e 2 é que o valor da contribuição para a previdência, capaz de financiar um regime de aposentadoria integral, estaria próximo de 15% sobre a folha de pagamentos. Na economia brasileira existe uma contribuição média de 22% sobre a folha de pagamento por parte do empregador e mais 10% por parte do empregado, mesmo assim o caixa do INSS encontra-se em déficit.

Existem várias razões que poderiam justificar tamanha discrepância,<sup>24</sup> dentre as quais duas se destacam. A primeira consiste nas incorporações de programas típicos de assistência social no caixa da previdência, como a previdência rural e também o sistema único de saúde como era até recentemente. A segunda é a existência de aposentadorias por tempo de serviço e invalidez, casos não considerados na economia artificial.

As divergências acima não impedem que a conclusão fundamental apresentada na Tabela 1 seja semelhante à apresentada em Oliveira, Beltrão e Ferreira (1997). A melhor maneira de se organizar a previdência no Brasil consiste em um regime de repartição que venha a repor os salários até um certo nível, e as pessoas que queiram aumentar suas rendas devem se utilizar de um sistema de capitalização.

Essa conclusão, comum ao modelo do presente estudo e aos modelos atuariais, não é validada nos modelos de gerações superpostas, em que a questão demográfica, a presença de choques sobre a renda e a existência de restrições ao crédito não são contempladas. Nessa linha de modelagem, Barreto (1997) conclui que o nível máximo de bem-estar para a economia ocorreria em um regime de capitalização pura. O regime misto, ou de dois pilares, torna-se ótimo apenas quando são considerados os custos de transição.

---

<sup>24</sup> Problemas como falta de critérios atuariais, evasão de receitas, fraudes nos benefícios e custos administrativos são alguns dos fatores que estão fora do modelo mas existem na economia real.

A aplicação de um modelo com restrições ao crédito para estudar os efeitos de uma reforma que substitua o atual sistema de previdência brasileiro por um sistema de capitalização, foi feita em Lannes Jr. (1999). Como este autor não considera casos intermediários para a taxa de reposição, seus resultados não podem ser diretamente comparados aos deste trabalho.

A incerteza quanto ao período de vida ganha papel de destaque por permitir a existência de um fator de desconto subjetivo maior que 1, sem que isto implique taxas de juros reais negativas.<sup>25</sup> Para ilustrar essa situação considere-se um indivíduo que esteja indiferente entre consumir nos períodos  $t$  e  $t + 1$ , caso o indivíduo possuísse a certeza de estar vivo no período  $t + 1$ , seria de se esperar que estivesse disposto a abrir mão do consumo presente sem esperar nenhuma remuneração, ou seja, aceitasse taxas de juros iguais a 0. Como não existe certeza de que esteja vivo em  $t + 1$ , o indivíduo vai exigir uma remuneração sobre sua poupança como uma espécie de prêmio contra o risco de morrer e, como consequência, não consumir nada em  $t + 1$ .

A partir desse fato tornou-se possível calibrar a taxa de desconto subjetiva tomando por base apenas a relação entre riqueza e produto, que é a maneira sugerida em Cooley e Prescott (1995) e Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1999), e não com base na taxa de juros, como proposto em Barreto e Oliveira (1995). Vale notar que em Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1999) também é observado que modelos de gerações superpostas com períodos de vidas certos, na linha de Auerbach e Kotlikoff (1987), não são capazes de reproduzir relações entre riqueza e produto compatíveis com a observada.

Um problema que fica em aberto é poder identificar no modelo um mecanismo capaz de gerar ganhos de bem-estar associados a regimes de previdência do tipo repartição. Como acima explicado, um dos motivos pode ser a geração de ineficiência dinâmica pelo modelo econômico utilizado, tese que é reforçada pela alteração nos resultados quando se utiliza  $\beta$  igual a 0,96. Uma outra alternativa, na linha de Lannes Jr. (1999), é que a existência de restrições ao crédito pode fazer com que a previdência acabe funcionando como uma maneira de completar os mercados, gerando, dessa forma, ganhos de bem-estar. Finalmente, a razão pode residir na presença de choques idiossincráticos, tal que indivíduos sem emprego não teriam como contribuir para suas contas no regime de capitalização, fazendo com que a previdência do tipo repartição funcione como uma forma de seguro.

Trabalhando sobre essa mesma questão, Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1998b), elaboram um modelo onde existe um fator fixo, no caso terra, que impede a presença de ineficiência dinâmica. O motivo é simples: caso os agentes comecem a acumular muito capital, o preço da terra tenderia a subir, o que faria com que os agentes trocassem capital por terra. Como a quantidade de terra é fixa, acaba-se por colocar um limite na acumulação de capital.

---

<sup>25</sup> A existência de restrições ao crédito somada à incerteza quanto à renda também podem justificar a diferença entre a taxa de juros do modelo e a que seria consistente com a taxa de desconto subjetiva.

Uma vez eliminada a eficiência dinâmica do modelo econômico, a conclusão passa a ser semelhante à obtida na maioria dos modelos de gerações superpostas, qual seja, o maior nível de bem-estar encontra-se associado à existência de uma previdência financiada mediante um regime de capitalização simples. A questão relativa a se esta modificação no modelo irá produzir o mesmo resultado na economia calibrada para o Brasil constitui um tópico para futuras pesquisas.

Em resumo, esta seção conclui que, caso  $\beta = 1,005$ , o regime de previdência social que maximiza o bem-estar num modelo que contempla tanto a incerteza de sobrevivência, quanto a existência de choques idiossincráticos sobre a condição de emprego ou desemprego caracteriza-se por um sistema de repartição que reponha 30% do salário recebido pelos indivíduos ativos.<sup>26</sup> Portanto, o regime vigente no Brasil, que repõe entre 90% e 100% da remuneração da ativa, estaria induzindo um nível de bem-estar inferior ao de um regime de capitalização puro. Esse último resultado não depende do valor atribuído ao fator de desconto subjetivo  $\beta$ .

## 5 - CONCLUSÃO

O trabalho mostrou os impactos do regime de previdência em um modelo de gerações superpostas com restrições ao crédito e choques idiossincráticos. Nesse sentido, o estudo segue a linha de análise, baseada na utilização de modelos de gerações superpostas calibrados para reproduzir os principais fatos da economia brasileira, implementada em Barreto e Oliveira (1995) e Barreto (1997) e, ao incorporar os efeitos da restrição ao crédito, o trabalho incorpora a sugestão de Lannes Jr. (1999). No entanto, a presente análise diferencia-se das demais realizadas para o Brasil, porque incorpora a existência de riscos específicos a cada indivíduo, chamados choques idiossincráticos, o que possibilita uma análise mais realista, na medida em que os agentes possuem incerteza em relação tanto ao seu período de sobrevivência quanto a sua renda do trabalho.

A principal conclusão do trabalho é que, caso deva existir um regime de previdência do tipo repartição, este deve repor, no máximo, 30% da renda dos indivíduos quando da ativa; sendo que, no caso de  $\beta = 0,96$ , não deveria existir um regime do tipo repartição. O trabalho também permite estabelecer uma relação entre o fator de desconto e os efeitos de bem-estar da previdência social.

Um outro ponto que as simulações ilustram é que o regime de previdência do tipo repartição tende a reduzir a acumulação de capital. Esta redução possui efeitos negativos ou positivos sobre o bem-estar da sociedade, dependendo de a economia apresentar, ou não, ineficiência dinâmica.

Finalmente, um resultado implícito nos resultados das simulações é que a contribuição para a previdência no Brasil poderia estar na casa dos 15%, mesmo quando se pretenda garantir salários integrais após a aposentadoria. Para que isto

---

<sup>26</sup> Quando se opta por escolher uma taxa de desconto intertemporal compatível com a relação riqueza/produto da economia brasileira.

ocorra, porém, seria necessário corrigir distorções, tais como a aposentadoria por tempo de serviço e a presença de programas de assistência social, presentes no caixa da previdência.

Possíveis extensões para este trabalho consistem em realizar simulações com diferentes tábuas de mortalidade e introduzir aposentadoria por invalidez no modelo. Estes constituem temas para futuras pesquisas.

## BIBLIOGRAFIA

- AIYAGARI, R. Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving. *Quarterly Journal of Economics*, 1994.
- ARRAU, P., SCHMIDT-HEBBEL, K. *Macroeconomic and intergenerational welfare effects of a transition from pay-as-you-go to fully-funded pension systems*. XII Latin American Meeting of the Econometric Society, 1993.
- ARRAU, P., SCHMIDT-HEBBEL, K., VALDÉS-PRIETO, S. *Privately managed pensions systems: design issues and the Chilean experience*. 1993 (manuscrito).
- AUERBACH, A., KOTLIKOFF, L. *Dynamic fiscal policy*. Cambridge University Press, 1987.
- BARRETO, F. *Três ensaios sobre reforma de sistemas previdenciários*. Rio de Janeiro: EPGE/FGV, 1997 (Tese de Doutorado).
- BARRETO, F., OLIVEIRA, L. G. Aplicação de um modelo de gerações superpostas para a reforma da previdência no Brasil: uma análise de sensibilidade no estado estacionário. *Anais do XVII Encontro Brasileiro de Econometria*, 1995.
- BEWLEY, T. The permanent income hypothesis: a theoretical formulation. *Journal of Economic Theory*, 1977.
- . The optimum quantity of money. In: KAREKEN, J. H., WALLACE, N. (eds.). *Models of monetary economies*. Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1980.
- . A difficulty with the optimum quantity of money. *Econometrica*, 1983.
- . Stationary monetary equilibrium with a continuum of independently fluctuating consumers. In: HILDENBRAND, W., MAS-COLLEL, A. (eds.). *Contributions to mathematical economics in honor of Gerard Debreu*. North-Holland, 1986.
- CAVALCANTI, C. Intertemporal substitution in consumption: an empirical investigation for Brazil. *Revista de Econometria*, n. 2, ano XIII, 1994.
- CIFUENTES, R., VALDÉS-PRIETO, S. *Pension reforms in the presence of credit constraints*. 1994 (manuscrito).



- COOLEY, T., PRESCOTT, E. Economic growth and business cycle. In: COOLEY, T. (ed.). *Frontiers of business cycle research*. Princeton University Press, 1995.
- ELLERY JR., R., GOMES, V., SACHSIDA, A. *Business cycle fluctuations in Brazil*. 2000 (Série Seminários DIMAC, 21).
- ELLERY JR., R., MIRANDA, R. Modelos de gerações superpostas com muitas gerações: algoritmo de solução. *Anais do XX Encontro Brasileiro de Econometria*, 1998.
- FELDSTEIN, M., SAMWICK, A. *The economics of prefunding social security and medicare benefits*. 1997 (NBER Macroeconomics Annual).
- GLEIZER, D. Saving and real interest rates in Brazil. *Revista de Econometria*, 1991.
- HALL, R. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 1978.
- HUANG, H., IMROHOROGLU, S., SARGENT, T. Two computations to fund social security. *Macroeconomics Dynamics*, 1997.
- HUGGET, M. The risk-free rate in heterogeneous-agent incomplete-insurance economies. *Journal of Economic Dynamic and Control*, 1993.
- IMROHOROGLU, A. Cost of business cycle with indivisibilities and liquidity constraints. *Journal of Political Economy*, 1989.
- IMROHOROGLU, A., IMROHOROGLU, S., JONES, D. A life cycle analysis of social security. *Economic Theory*, v. 6, n. 1, 1995.
- . A dynamic stochastic general equilibrium analysis of social security. In: KEHOE, PRESCOTT (eds.). *The discipline of applied general equilibrium*. Springer-Verlag, 1998a.
- . Social security in an overlapping generations economy with land. *Review of Economic Dynamics*, 1998b.
- . Computing models of social security. In: MARIMON, SCOTT (eds.). *Computational methods for the study of dynamic economies*. Oxford University Press, 1999.
- ISSLER, J. V., ROCHA, F. Consumo, restrição a liquidez e bem-estar no Brasil. *Anais do XXI Encontro Brasileiro de Econometria*, 1999.
- JOVANOVIC, B., NYARKO, Y. *Stepping stone mobility*. 1996 (NBER Working Paper, 5.651).
- KANCZUK, F., FARIA, C. *Ciclos reais para a indústria brasileira*. 2000 (Série Seminários DIMAC, 15).
- KOTLIKOFF, L. *Simulating the privatization of social security in general equilibrium*. 1996 (NBER Working Paper, 5.776).

- LANNES JR., O. P. *Aspectos macroeconômicos da reforma da previdência social no Brasil: duas análises em equilíbrio geral com restrições ao crédito*. Rio de Janeiro: EPGE/FGV, 1999 (Tese de Doutorado).
- LUCAS JR., R. C. *Models of business cycles*. Yrjö Jahnsson Lectures, Basil Blackwell, 1987.
- MCGREEVY, W., OLIVEIRA, F., BELTRÃO, K. *State-level pension reform: the case of Rio Grande do Sul*. IPEA, 1998 (Texto para Discussão, 539).
- MEHRA, R., PRESCOTT, E. The equity premium: a puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 1985.
- MIRANDA, R. Três modelos teóricos para a previdência social. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 27, n. 3, 1997.
- MITCHELL, O., BARRETO, F. *After Chile, what? Second-round social security reforms in Latin America*. 1997 (NBER Working Paper, 6.316).
- OLIVEIRA, F., BELTRÃO, K. *Basic issues in reforming social security systems*. IPEA, 1997 (Texto para Discussão, 535).
- OLIVEIRA, F., BELTRÃO, K., FERREIRA, M. *Reforma da previdência*. IPEA, 1997 (Texto para Discussão, 508).
- OLIVEIRA, F., BELTRÃO, K., MANIERO, L. *Alíquotas equânimes para um sistema de seguridade social*. IPEA, 1997 (Texto para Discussão, 524).
- PRESCOTT, E. *Theory ahead of business cycle measurement*. Federal Reserv Bank of Minneapolis, Quarterly Review, 1986.
- REIS, E., ISSLER, J. V., BLANCO, F., CARVALHO, L. Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 2, 1998.
- SARGENT, T., LJUNGQVIST. *Recursive macroeconomics theory*. MIT Press, Cambridge, MA, 2000.