

# Previdência Social e Bem Estar no Brasil\*

Roberto de Goes Ellery Junior\*\*

Mirta N. S. Bugarin\*\*\*

Sumário: 1. Introdução; 2. O modelo ; 3. Calibração; 4. Resultados das simulações; 5. Análise de sensibilidade; 6. Conclusão.

Palavras-chave: previdência; bem-estar; Brasil.

Código JEL: H55; E60.

Este artigo busca avaliar os impactos do Regime Geral de Previdência Social (RGPS) sobre o bem-estar da sociedade. A análise será feita por meio da simulação numérica de um modelo de gerações superpostas, calibrado para reproduzir 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. Dentre as conclusões obtidas destaca-se a de que um sistema de previdência do tipo repartição pode apresentar ganhos de bem-estar em relação a um sistema onde a previdência seja financiada pela poupança dos indivíduos. Porém, este resultado depende do valor atribuído para o fator de desconto intertemporal.

This article aims to evaluate the impact of the Brazilian General Social Security Regime (RGPS) on social welfare. To this end, an overlapping generation model calibrated to reproduce empirical facts of the country's economy is numerically simulated. The artificial economy considers the fact that the agent's life span and per period employment condition are uncertain and also includes the hypothesis of credit restriction. The results show that a pay-as-you-go social security scheme may present a welfare gain compared to a fully saving-funded system. This conclusion depends on the value attributed to the intertemporal discount factor.

---

\*Artigo recebido em mar. 2001 e aprovado em abr. 2002. Os autores agradecem os comentários e as sugestões apresentados por Pedro Ferreira, Fabio Kanczuk, Osmar Lanes Jr., Maria da Conceição Sampaio de Souza, Mauricio Bugarin, Marco Antônio Martins, Victor Gomes, Francisco Oliveira, Elcyon Caiado, Octávio Tourinho, Eustáquio Reis e Flávio Barreto e a dois pareceristas anônimos da Revista Brasileira de Economia. Qualquer erro remanescente é de inteira responsabilidade dos autores.

\*\*Universidade de Brasília. Departamento de Economia. Campus Universitário – ICC Norte. Brasília – DF. E-mail: ellery@unb.br

\*\*\*Universidade de Brasília. Departamento de Economia. Campus Universitário – ICC Norte. Brasília – DF. E-mail: mirta@unb.br

## 1. Introdução

Uma instituição que tem se 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 este 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 de 2030 o sistema de previdência social americano deve estar comprometido<sup>1</sup> 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>2</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.<sup>3</sup> 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 onde 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<sup>4</sup>, 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 uma maior nível de bem-estar. Tal era a certeza deste processo que as discussões nesta área passaram a ser sobre

---

<sup>1</sup>Ver Feldstein e Samwick (1997).

<sup>2</sup>Dados da Secretaria do tesouro Nacional (STN), publicados na execução financeira da União (<http://www.stn.fazenda.gov.br>).

<sup>3</sup>Ver Barreto (1997).

<sup>4</sup>Modelos de gerações superpostas sem componentes estocásticos e sem restrições ao crédito, por exemplo os apresentados em Auerbach e Kotlikoff (1987).

qual a forma de financiar o custo de transição para o novo sistema, visto que este custo era o único obstáculo que impedia o alcance das benesses de um sistema de capitalização.

Com o passar do tempo 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 associados a choques específicos do indivíduo<sup>5</sup> e não a choques agregados. Um exemplo ocorreria no caso de um indivíduo ficar desempregado, independente de a economia estar ou não em uma recessão, e ver comprometida sua capacidade de contribuir para sua conta pessoal.

Este problema é agravado em países onde não existe um sistema financeiro eficiente que venha a permitir ao indivíduo suavizar seu consumo durante o ciclo econômico ou adquirir seguros que o protejam de perda de renda associadas a choques idiossincráticos. Este aspecto da análise<sup>6</sup> é de extrema relevância para o Brasil, uma vez que o sistema de crédito ao consumidor é pouco eficiente no país.<sup>7</sup>

Recentemente vários autores buscaram analisar o problema da previdência no Brasil fazendo uso de modelos de gerações superpostas.<sup>8</sup> O presente trabalho procura contribuir nesta linha de pesquisa, porém o modelo utilizado apresentará características especiais tais que permitam incorporar algumas das questões levantadas acima. Em particular, serão incorporados restrições ao crédito e choques idiossincráticos, na forma de desemprego e incerteza quanto ao período da vida do agente.

Com a presença de restrição ao crédito, os indivíduos são forçados a poupar por meio da acumulação de ativos privados. Sem a presença de um sistema de previdência do tipo repartição, esta seria a única forma de financiar o consumo depois da perda da capacidade de trabalho. Desta forma, sob a presença de restrições ao crédito, eventuais ganhos de bem-estar advindos da adoção de um sistema de previdência do tipo repartição, tenderiam a se reforçar.

---

<sup>5</sup>Modelos de gerações superpostas sem componentes estocásticos e sem restrições ao crédito são, por exemplo, apresentados em Auerbach e Kotlikoff (1987).

<sup>6</sup>Um outro aspecto, de cunho mais teórico, diz respeito a 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 em 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>7</sup>Ver Reis et alii (1998) e Issler e Rocha (1999). A existência de restrição ao crédito no Brasil também é apontada em Cavalcanti (1994) e Issler e Piqueira (2000). Trabalhando com modelos de gerações superpostas na análise de previdência social Lannes Jr. (1999) propõe um modelo com restrições ao crédito como mais adequado para estudar o caso brasileiro.

<sup>8</sup>Ver Barreto e Oliveira (1995), Barreto (1997), Lannes Jr. (1999) e Barreto e Oliveira (2001).

O objetivo de introduzir choques idiossincráticos é analisar uma função importante do sistema de previdência do tipo repartição, qual seja, diminuir os riscos quanto à renda no período inativo.<sup>9</sup> Desta forma, é possível que um sistema de previdência do tipo repartição traga ganhos de bem-estar para a sociedade, sem que estes ganhos estejam associados a problemas de eficiência dinâmica.

Com as hipóteses de restrições ao crédito e choques idiossincráticos, a introdução de um sistema de previdência social do tipo repartição pode gerar uma série de efeitos abaixo relacionados:<sup>10</sup>

- reduz o estoque de capital, podendo aumentar ou diminuir o consumo, dependendo da economia estar, ou não, numa situação de ineficiência dinâmica;
- gera um ativo com taxa de retorno positiva, que poderá ser maior ou menor que o retorno do capital físico, dependendo do estoque de capital se encontrar acima ou abaixo do nível previsto por sua *Regra de Ouro*;
- altera o padrão de consumo do indivíduo em relação ao seu ciclo de vida. Tal alteração decorre do fato da previdência afetar a taxa de juros do mercado e introduzir uma taxa tributária distorsiva sobre os indivíduos em atividade;
- provê um seguro contra um período de vida incerto, alterando, conseqüentemente, a decisão ótima intertemporal de consumo do agente.

Dentre os efeitos acima relacionados, este trabalho procura aprofundar a análise dos itens 3 e 4.<sup>11</sup> O fato de a introdução da taxa de previdência alterar o consumo é uma decorrência da hipótese de restrição ao crédito, já que caso contrário o indivíduo poderia financiar seu consumo quando jovem com base em sua renda futura.<sup>12</sup> Para tanto, bastaria que o indivíduo, quando ativo, se endividasse no montante necessário para manter o consumo desejado, resgatando a dívida após tornar-se inativo. Este último efeito não foi estudado para o Brasil e, sua análise, consitui uma contribuição deste trabalho.

A segunda seção faz uma apresentação do modelo e define o conceito de equilíbrio a ser estudado, a terceira seção discute a calibração do modelo a partir de dados brasileiros, a quarta seção mostra o resultado das simulações e, finalmente, a quinta seção apresenta as conclusões e sugestões para futuras pesquisas.

---

<sup>9</sup>Uma outra forma de realizar esta análise seria considerar riscos sistêmicos no setor financeiro, esta, porém, está fora do escopo deste trabalho.

<sup>10</sup>Estes efeitos estão descritos em Imrohroglu et alii (1998a)

<sup>11</sup>Os efeitos 1 e 2 foram estudados em Barreto e Oliveira (2001).

<sup>12</sup>Este efeito foi estudado em Lannes Jr. (1999).

## 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 et alii (1995)<sup>13</sup> e, a estrutura básica consiste de uma combinação dos modelos propostos por Imrohoroglu (1989), Hugget (1993) e dos modelos de gerações superpostas na linha de Kotlikoff (1996). O primeiro tipo de modelo, denominado como Modelos de Bewley<sup>14</sup> por Sargent e Ljungqvist (2000), caracteriza-se por uma economia onde 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 convivem um grande número de gerações.

O problema do indivíduo típico consiste em maximizar o fluxo de utilidade esperada descontada, escolhendo, portanto, a seqüência de consumo que maximiza a função:

$$E \sum_{j=1}^J \beta^{j-1} \left[ \prod_{k=1}^j \psi_k \right] u(c_j) \quad (1)$$

em que  $\beta$  indica um fator de desconto subjetivo,  $\psi_j$  a probabilidade condicional de que um indivíduo de idade  $j - 1$  chegue à idade  $j$  e  $c_j$  o consumo de um indivíduo de idade  $j$ . Ainda assume-se que a função de utilidade possui a seguinte forma funcional:

$$u(c_j) = \frac{c_j^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (2)$$

em que o parâmetro  $\gamma$  representa o coeficiente de aversão relativa ao risco. A fração de indivíduos de uma determinada idade  $j$  no total da população é dada por  $\mu_j$ , valendo a propriedade que  $\sum_{j=1}^J \mu_j = 1$ , onde  $J$  é a idade máxima que um indivíduo pode atingir.

Estes indivíduos defrontam-se com oportunidades de emprego que aparecem de acordo com a matriz estocástica  $\Pi(s', s) = [\pi_{ij}]$ ,  $i, j = e, u$ , onde  $s = e$  significa que o indivíduo encontra-se empregado,  $s = u$  indica que o indivíduo está desempregado e  $\pi_{ij} = \Pr \{s_{t+1} = j | s_t = i\}$ . Além de diferirem quanto à situação de

<sup>13</sup>Uma expansão do modelo para incluir terra como fator de produção pode ser encontrada em Imrohoroglu et alii (1998a).

<sup>14</sup>A justificativa do nome é devido a uma série de modelos desenvolvidos em Bewley (1977, 1980, 1983, 1986).

emprego, os indivíduos se distinguem quanto à situação de estar ativo ou inativo. Assim, para cada um destes tipos a renda disponível será dada por:

$$q_j = \begin{cases} (1 - \tau_s - \tau_u)\omega\hat{h}\epsilon_j & j = 1, 2, \dots, j^* - 1 \text{ e } s = e \\ \phi\omega\hat{h} & j = 1, 2, \dots, j^* - 1 \text{ e } s = u \\ b & j = j^*, j^* + 1, \dots, J \end{cases} \quad (3)$$

em que  $\omega$  representa o salário, medido em termos do bem de consumo,  $\tau_s$  a contribuição para a previdência social,  $\tau_u$  o imposto para financiar o seguro desemprego,  $\hat{h}$  o número de horas trabalhadas,  $\epsilon_j$  um índice de produtividade associado à idade ( $\epsilon_j = 0, \forall j > j^*$ ),  $\phi$  a taxa de reposição do seguro desemprego<sup>15</sup> e  $b$  o benefício recebido pelos aposentados. A aposentadoria ocorre de forma compulsória quando o indivíduo atinge a idade  $j^*$ , antes desta idade é vedada a aposentadoria, ou seja, não existe possibilidade de aposentadoria proporcional nem por invalidez.<sup>16</sup>

O benefício dos aposentados é calculado tomando por base a renda do salário dos indivíduos empregados da economia, caracterizando assim o regime de repartição de contribuição definida. Deste modo o valor do benefício da aposentadoria,  $b$ , será dado por:

$$b = \begin{cases} 0 & j = 1, 2, \dots, j^* - 1 \\ \theta \frac{\sum_{i=1}^{j^*-1} \omega_i^e}{j^*-1} & j = j^*, j^* + 1, \dots, J \end{cases} \quad (4)$$

em que  $\theta$  indica a taxa de reposição do regime previdenciário, ou seja, a razão entre o valor da pensão e o salário médio da economia e,  $\omega_j^e = \omega\hat{h}\epsilon_j$  o salário dos indivíduos empregados.<sup>17</sup> Assume-se ainda que a cada período o governo distribui o total de heranças involuntárias, deixadas a cada período, de forma eqüitativa entre todos os membros de todas as gerações, definindo-se o total de herança recebida por  $\xi$ .

Feita a descrição da renda dos indivíduos, torna-se possível apresentar a restrição orçamentária, que possui a seguinte forma:

$$a_j = (1 + r)a_{j-1} + q_j - c_j + \xi \quad (5)$$

em que  $a_j$  representa o total de ativos que um indivíduo da idade  $j$  possui e  $r$  a taxa de retorno dos ativos privados. A hipótese de restrição ao crédito é imposta

<sup>15</sup>O seguro desemprego repõe apenas parte do salário, ou seja,  $\phi \in (0, 1)$ .

<sup>16</sup>O modelo não considera a possibilidade dos indivíduos ficarem inválidos, esta extensão constituiu um tópico para futuras pesquisas.

<sup>17</sup>Da mesma forma a renda dos desempregados pode ser definida como  $\omega_j^u = \phi\omega\hat{h}$ .

no modelo por meio da restrição  $a_j \geq 0 \forall j$ . Como assume-se que os indivíduos não se importam com os seus descendentes, no último período de vida nenhum agente guardará ativos, ou seja,  $a_J = 0$ .

Uma vez caracterizados os consumidores, o próximo passo será a de descrever as firmas. Assume-se que um número suficientemente grande de firmas idênticas possuem uma tecnologia de produção dada pela função de produção<sup>18</sup>  $Q = BK^{1-\alpha}N^\alpha$ , onde  $Q$  é o produto,  $K$  o estoque de capital, que se deprecia a uma taxa  $\delta$ , e,  $N$  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 por suas respectivas produtividades marginais conforme às expressões abaixo relacionadas.

$$\begin{aligned} r &= (1 - \alpha)B \left(\frac{K}{N}\right)^{-\alpha} - \delta \\ \omega &= \alpha B \left(\frac{K}{N}\right)^{(1-\alpha)} \end{aligned} \quad (6)$$

Para descrever o equilíbrio estacionário desta economia será necessário, antes, traduzir 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:

$$V_j(a, s) = \max_{c, a'} \{u(c) + \beta \psi_{j+1} E_{s'} V_{j+1}(a', s')\}, \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (7)$$

com a otimização sujeita a (5) 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 essa medida por meio da seguinte regra:

$$\lambda_j(a', s') = \sum_s \sum_{a: a' \in A_j(a, s)} \Pi(s', s) \lambda_{j-1}(a, s) \quad (8)$$

De posse da estrutura da economia artificial acima apresentada, torna-se possível definir o equilíbrio estacionário que será procurada:

---

<sup>18</sup>Ellery et alii (2002) sugerem que o uso de uma função Cobb-Douglas para o Brasil pode ser justificado devido a estabilidade das participações do capital e do trabalho na renda, principal propriedade desta função.

**Definição:** Um equilíbrio estacionário, para uma dada política de previdência e seguro desemprego  $\{\theta, \phi, \tau_s, \tau_u\}$ , consiste de uma coleção de funções valores  $V_j(a, s)$ , regras de decisão para os indivíduos  $A_j$  e  $C_j$ , medidas de distribuição 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:

$$K = \sum_j \sum_a \sum_s \mu_j \lambda_j(a, s) a_{j-1} \text{ e } N = \sum_{j=1}^{j_R-1} \sum_a \mu_j \lambda_j(a, s = e) \epsilon_j \quad (9)$$

2. os preços dos fatores  $\{\omega, r\}$  obedecem (7);

3. dados  $\{\omega, r\}$ ,  $\{\theta, \phi, \tau_s, \tau_u\}$  e  $\xi$ , as regras de decisão dos indivíduos  $C_j(a, s)$  e  $A_j(a, s)$  resolvem o problema dinâmico em (7);

4. os mercados se equilibram:

$$\sum_j \sum_a \sum_s \mu_j \lambda_j(a, s) \{C_j(a, s) + [A_j(a, s) - (1 - \delta)A_{j-1}(a, s)]\} = Q \quad (10)$$

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 previdência social encontra-se equilibrado:

$$\tau_s = \frac{\sum_{j=j_R}^J \sum_a \mu_j \lambda_j(a, s) b}{\sum_{j=1}^{j_R-1} \sum_a \mu_j \lambda_j(a, s = e) \omega \epsilon_j} \quad (11)$$

7. o programa de seguro desemprego está em equilíbrio:

$$\tau_u = \frac{\sum_{j=1}^{j_R-1} \sum_a \mu_j \lambda_j(a, s = u) \phi \omega \epsilon_j}{\sum_{j=1}^{j_R-1} \sum_a \mu_j \lambda_j(a, s = e) \omega \epsilon_j} \quad (12)$$

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. Este processo de calibração será descrito na próxima seção.

### 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, ou seja, descrever o processo conhecido como calibração. Algumas vezes a maneira utilizada para calibrar um parâmetro específico será diferente da proposta em Imrohoroglu et alii (1995, 1998a, 1999). Tais divergências decorrem dos problemas específicos dos dados brasileiros. Sempre que ocorrer uma destas 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 caracteriza 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 das probabilidades de sobrevivência, ou seja, da probabilidade 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 um,  $\mu_j$  pode ser interpretada como a probabilidade de um indivíduo escolhido ao acaso ter 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 que  $\sum_{j=1}^J \mu_j = 1$ , em que  $n$  denota 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>19</sup>

Dessa forma, todo o problema de caracterizar a estrutura demográfica do modelo fica reduzido a encontrar o valor da probabilidade de sobrevivência 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 sobrevivência. Antes, porém, alguns cuidados devem ser tomados, o principal é que o modelo considera indivíduos entre 21 e 85 anos, enquanto que o IBGE fornece dados para indivíduos entre 0 e 80 anos. Quanto aos indivíduos mais novos, o problema pode ser facilmente resolvido considerando-se apenas os dados relacionados a idades superiores a vinte 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 a ausência de uma série de consumo de bens não-duráveis compromete as estimativas realizadas para o Brasil<sup>20</sup>, 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.

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  $\nu = 1/\gamma$ . Ocorre que estimar o valor desta elasticidade para a economia brasileira é uma tarefa bastante complexa,

<sup>19</sup>Média entre 1970 e 1998, segundo dados do IBGE.

<sup>20</sup>A existência de restrições ao crédito também comprometem as estimativas da taxa de aversão ao risco. Este problema e o da ausência da série de consumo de não-duráveis foram apontados em Issler e Piqueira (2000).

como foi apontado em Reis et alii (1998).

De fato, a estimativa deste 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>21</sup> Por sua vez, Imrohoroglu (1989) afirma que na maioria dos casos o valor deste parâmetro estaria entre 0,5 e 1,5. Finalmente, para estudar os custos dos ciclos reais nos Estados Unidos, Lucas Jr. (1987) usa um valor próximo a 0,16 para  $\nu$ ,<sup>22</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 a função de utilidade.<sup>23</sup>

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 zero, sendo a mesma conclusão que a obtida por Gleizer (1991). Finalmente, Issler e Piqueira (2000) sugerem que, para o tipo de função utilidade usado no modelo, a taxa de aversão ao risco deve ser de 4,89,<sup>24</sup> o que implica um valor de aproximadamente 0,2 para a elasticidade intertemporal de substituição.

Alguns resultados em desacordo com a idéia de que a economia brasileira possuía uma baixa elasticidade intertemporal de substituição são 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 zero, o que pode ser um indício de valores acima de um para esta elasticidade.<sup>25</sup> Em estudos sobre o ciclo brasileiro, Issler e Rocha (1999) utilizam valores entre zero e um para a elasticidade de substituição intertemporal,  $\nu$ .

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 destas estimativas usam a sensibilidade do consumo à taxa de juros para estimar esta elasticidade. Caso a população esteja

---

<sup>21</sup>Estes autores trabalham com valores entre 1 e 20 para o coeficiente de aversão ao risco.

<sup>22</sup>Equivalente a um valor de 6 para  $\gamma$ .

<sup>23</sup>Ver, por exemplo, Prescott (1986).

<sup>24</sup>Entretanto, segundo os autores, as estimativas não são robustas. Esse é mais um indício da alta variabilidade dos valores estimados para  $\gamma$ .

<sup>25</sup>O valor estimado para a parcela da população não restrita ao crédito fica próximo a 0,2.

restrita a consumir toda a sua renda em cada período 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.

Devido à grande disparidade entre as estimativas para a elasticidade intertemporal de substituição, buscou-se definir o valor deste parâmetro a partir de outros estudos realizados para simular o sistema de previdência no Brasil. Nesta linha, tanto Barreto (1997), quanto Lannes Jr. (1999) citam as estimativas usadas em Cifuentes e Valdés-Prieto (1994)<sup>26</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 as 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>27</sup> Para resolver este 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>28</sup> que atinge um valor médio de 2,7 para o período de 1970 a 2000. Segundo este método, o valor de  $\beta$  seria igual a 1,005. Uma outra alternativa é utilizar a taxa de juros. Seguindo esta última, o valor de  $\beta$  estaria próximo a 0,96. Outros estudos sugerem que o valor do fator de desconto deveria ser ainda mais baixo. Issler e Piqueira (2000) consideram que um valor próximo a 0,90 seria razoável para o Brasil. Este valor será considerado como limite inferior para  $\beta$  na análise de sensibilidade do modelo.

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 um. Isto ocorre devido a que tanto a função política quanto a função valor estão bem definidas para os indivíduos que atingem a idade máxima.<sup>29</sup> Desta 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

---

<sup>26</sup>Esta mesma referência é usada em Barreto e Oliveira (1995).

<sup>27</sup>Este é o procedimento adotado em Barreto e Oliveira (1995), Barreto (1997) e Lannes Jr. (1999).

<sup>28</sup>Série disponibilizada pelo sistema IPEADATA (<http://www.ipeadata.gov.br>)

<sup>29</sup>Na idade máxima, a regra de decisão ótima consiste em consumir toda a riqueza e, portanto, para encontrar a função valor basta usar esta regra na Equação de Bellman do problema.

importante é que a possibilidade de morte cria, de fato, uma taxa de desconto efetiva que difere de  $\beta^{30}$ , de tal forma que valores menores que um para o fator de desconto subjetivo não implica em taxas de juros reais negativas.

### 3.3 Tecnologia

Os parâmetros que definem a tecnologia utilizada nesta 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.

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 este problema, entretanto esta alternativa não foi utilizada devido à pouca confiabilidade, ou mesmo ausência, destas estatísticas no que diz respeito à participação do capital e do trabalho na renda do setor informal.

Para efeitos de simplificação decidiu-se adicionar o rendimento dos autônomos à remuneração dos trabalhadores para calibração do parâmetro  $\alpha$ .<sup>31</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, que oscila em torno de 0,66, este valor é compatível com o utilizado por vários autores em estudos para a economia brasileira, por exemplo, Barreto e Oliveira (1995), Barreto (1997), Lannes Jr. (1999), Ellery et alii (2002) 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 isto o fato de não existir uma série oficial para

---

<sup>30</sup>A taxa de desconto efetiva é dada por  $\{\beta^{j-1} \pi_{k=1}^j \Psi_k\}_{j=1}^J$ , para mais detalhes ver Imrohrogglu et alii (1998a).

<sup>31</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.

o estoque de capital e chega-se à conclusão que não existe uma estimativa oficial da taxa de depreciação.<sup>32</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 utilizada nos Estados Unidos, que varia de 4,5%<sup>33</sup> a 10%<sup>34</sup>.

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

$$\delta = \frac{I}{K} + 1 - (1 + x)(1 + n) \quad (13)$$

em que  $x$  representa a taxa de crescimento do PNB *per-capita*,  $n$  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 das diversas séries resultarem em valores muito distintos para a depreciação, resolveu-se seguir a sugestão presente em Kanczuk e Faria (2000).<sup>35</sup> Esta sugestão parte da argumentação 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>36</sup> Deste modo, o valor da taxa de depreciação foi fixado em 10%, que é o valor utilizado em Imrohoroglu et alii (1999)<sup>37</sup>

<sup>32</sup>De fato, mesmo que existisse um valor oficial para a taxa de depreciação do capital esta não se aplicaria diretamente ao modelo. Isto decorre do fato de que no modelo o estoque capital é aumentado para incluir, por exemplo, o estoque de bens de consumo duráveis.

<sup>33</sup>Cooley e Prescott (1995).

<sup>34</sup>Imrohoroglu et alii (1999).

<sup>35</sup>Outro motivo para seguir esta sugestão decorre do fato que o crescimento significativo da relação capital produto no Brasil não é compatível com o uso da equação (13). A este respeito ver Gomes et alii (2001).

<sup>36</sup>Vale ressaltar que os resultados das simulações não mudam qualitativamente em resposta a mudanças na taxa de depreciação.

<sup>37</sup>A decisão de fixar a taxa de depreciação em 10%, ao invés de calibra-la, foi proposta em Kydland e Prescott (1982), sendo seguida, entre outros, por Hansen (1985).

### 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,  $\phi$ . A primeira determina o valor do benefício dos aposentados como fração do salário dos indivíduos ativos, enquanto a segunda determina o valor recebido por um indivíduo desempregado como fração do salário pago na economia. Estando os valores dessas taxas determinados, os valores das contribuições associadas a cada um dos programas do governo,  $\tau_s$  e  $\tau_u$ , respectivamente, serão definidos de forma a garantir o equilíbrio em cada um dos programas, de tal forma que (11) e (12) 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 estes 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 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 a política, se bem que não explicitamente, é a idade onde ocorre a aposentadoria compulsória. Seguindo o proposto em Barreto e Oliveira (1995), Barreto (1997) e Lannes Jr. (1999), esta 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.

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

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

Na matriz acima, cada elemento representa a probabilidade de o indivíduo se encontrar no estado  $j$  em  $(t + 1)$  dado que em  $t$  encontrava-se no estado  $i$ ,  $\pi_{ij} = \Pr \{s_{t+1} = j | s_t = i\}$  com  $i, j = \{e, u\}$  em que  $e$  representa o estado onde o indivíduo está empregado e,  $u$  em que 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 este fim é necessário usar o fato de que, dada uma matriz de transição, um determinado estado,  $\nu$ , terá sua duração expressa por  $D_\nu = (1 - \pi_{\nu\nu})^{-1}$ .

Dessa forma, conhecendo-se a duração do estado e utilizando-se o fato de que cada linha da matriz  $\Pi$  soma a unidade, será possível determinar todos os elementos da matriz de transição.<sup>38</sup> Apesar desta ser a forma mais adequada de realizar a calibração da matriz  $\Pi$ , esta não será utilizada neste trabalho, pois, como só serão realizadas simulações no estado estacionário, existe uma forma mais simplificada para a sua calibração.

A forma escolhida para calibrar a matriz de transição segue a proposta em Imrohoroglu et alii (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%. Esta média de desemprego é consistente com uma matriz de transição do tipo:

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

Os valores desta 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

---

<sup>38</sup>Esse método foi utilizado em Imrohoroglu (1989).

duração do desemprego no Brasil.<sup>39</sup> Como a análise deste trabalho se limita ao equilíbrio estacionário, o elemento relevante consiste da medida invariante associada à matriz de transição, e esta será a mesma, independentemente da forma que for realizada a calibração. Um outro problema relacionado a este 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>40</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, surge do fato de que o salário efetivo de cada indivíduo se encontra relacionado à sua 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>41</sup>, porém sem chegar a uma conclusão definitiva de como ocorre esta variação.

Não é objetivo deste trabalho enveredar por esta polêmica. De fato, o que o modelo faz é assumir que existe uma relação entre o salário efetivo e a idade do indivíduo sem, no entanto, considerar o sentido desta relação. Em outras palavras, nenhuma hipótese é feita sobre se os salários tendem a aumentar ou diminuir com a idade. Para calibrar este índice de eficiência, foram utilizados dados da RAIS relativos ao ano de 1998.

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%. Em cada simulação será determinado o valor

---

<sup>39</sup>O fato deste método de calibragem exagerar a duração do desemprego foi apontado em Imrohoroglu et alii (1999). Todavia, dados da pesquisa de emprego e desemprego do DIEESE sugerem que a duração do desemprego no Brasil é de aproximadamente 54 semanas, dados que não correspondem aos do IBGE.

<sup>40</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>41</sup>A este respeito ver Jovanovic e Nyarko (1996).

da taxa de contribuição que equilibra o sistema de previdência social,  $\tau_s$ , a taxa de salário,  $\omega$ , a taxa de juros,  $r$ , o consumo agregado, a relação riqueza produto e o nível de utilidade associados a um determinado valor da taxa de reposição. Desta forma, será possível observar como cada uma das variáveis acima respondem a alterações na taxa de reposição,  $\theta$ , e em particular, será possível determinar qual a política de previdência que maximiza o bem-estar da sociedade.<sup>42</sup>

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%. Neste caso,  $\beta$  adquire o valor de 1,005.<sup>43</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, segundo dados da RAIS de 1998, e a conhecida alta concentração de renda no Brasil, que implica que a mediana é menor que a média, decidiu-se por fixar a taxa de reposição da previdência,  $\theta$ , entre 0,9 e 1.

Os valores dos demais parâmetros correspondem aos descritos 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 o coeficiente de aversão ao risco<sup>44</sup>,  $\gamma$ ; e 57 anos como idade de aposentadoria, equivalendo a 37 períodos do modelo. Os valores das probabilidades de sobrevida e o índice de eficiência do trabalho,  $\epsilon$ , também são os 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 por Oliveira e Beltrão (1997) e consistente com os valores da relação entre riqueza e capital encontrados em Ellery et alii (2002). Os resultados da primeira simulação são apresentados na tabela 1.

---

<sup>42</sup>Note-se que quando a taxa de reposição é igual a zero, a contribuição para previdência também será igual a zero. Desta forma o caso em que  $\theta$  é igual a zero corresponde ao caso onde não existe previdência do tipo repartição. Este caso será representado na primeira linha das tabelas 1 e 2.

<sup>43</sup>Para encontrar este valor foram realizadas várias simulações, com diferentes valores para  $\beta$ , sendo o valor de 1,005 o que mais aproximou a média da relação riqueza produto da economia brasileira de 2,7, segundo dados do IPEA, para o período 1970-2000.

<sup>44</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 última coluna da tabela 1, o bem-estar é máximo quando existe um regime de repartição com reposição parcial, da ordem de 30%, da renda do indivíduo. Este resultado, no qual um sistema de previdência do tipo repartição com reposição parcial da renda dos indivíduos gera ganhos de bem-estar em relação a uma situação onde não existe um sistema de repartição<sup>45</sup> também foi encontrado por Imrohoroglu et alii (1995, 1998b, 1999) para a economia americana, e por Oliveira e Beltrão (1997) para a economia brasileira.

Outro resultado interessante que pode ser observado na tabela 1 é que taxas de reposição maiores que 60% estão associadas a níveis de bem-estar inferiores ao correspondente a um regime sem previdência do tipo repartição. 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.

<sup>45</sup>Como na primeira linha da tabela 1.

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 esta 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 IPEA que a tabela 2. O valor de  $\beta$  mais alto estaria induzindo a existência de ineficiência dinâmica na economia artificial<sup>46</sup>, qual seja, a economia simulada no computador.

Uma outra maneira de interpretar esta mudança de resultados associada a alterações no valor de  $\beta$  é a partir da própria definição da taxa de desconto subjetiva. Quanto menor for esta taxa menos os indivíduos valorizam o consumo no futuro e, portanto, estariam menos dispostos a reduzir sua renda 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 a 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>47</sup>, dentre

<sup>46</sup>Para uma discussão a respeito da existência de ineficiência dinâmica no modelo utilizado ver Imrohoroglu et alii (1998b).

<sup>47</sup>Problemas como falta de critérios atuariais, evasão de receitas, fraudes nos benefícios e custos

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 como era o sistema único de saúde 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 a apresentada em Oliveira e Beltrão (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 devam se utilizar de um sistema de capitalização.

Essa conclusão, compatível com o modelo do presente estudo e comum também aos modelos atuariais, não é validada nos modelos de gerações superpostas onde a questão demográfica, a presença de choques sobre a renda e a existência de restrições ao crédito não são contempladas. Nesta 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.

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 um, sem que isto implique em taxa de juros reais negativas.<sup>48</sup> Para ilustrar esta situação, tome, por exemplo, um indivíduo que esteja indiferente entre consumir nos períodos  $t$  e  $t + 1$ . Se esse indivíduo tivesse 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, aceitaria taxas de juros iguais a zero. Mas, como ele não tem certeza se estará vivo em  $t + 1$ , vai exigir uma remuneração sobre sua poupança, como uma espécie de prêmio contra o risco de morrer e, conseqüentemente, não poder consumir nada em  $t + 1$ .

A partir deste fato tornou-se possível calibrar a taxa de desconto subjetiva tomando por base apenas a relação entre riqueza e produto, que é a maneira

---

administrativos, são alguns dos fatores que estão fora do modelo mas existem na economia real.

<sup>48</sup>A existência de restrições ao crédito somada à incerteza quanto a renda também podem justificar a diferença entre a taxa de juros do modelo e a taxa que seria consistente com a taxa de desconto subjetiva.

sugerida em Cooley e Prescott (1995) e Imrohoroglu et alii (1999), e não com base na taxa de juros, como proposto em Barreto e Oliveira (2001). Vale notar que em Imrohoroglu et alii (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 utiliza-se  $\beta$  igual a 0,96. Uma outra alternativa, na linha de Lannes Jr. (1999), é que a existência de restrições ao crédito podem fazer com que a previdência acabe funcionando como uma maneira de completar os mercados, gerando, desta 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 esta mesma questão, Imrohoroglu et alii (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.

Uma vez eliminada a ineficiência dinâmica do modelo econômico, a conclusão passa a ser semelhante a 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>49</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 associado a um regime de capitalização puro. Esse

---

<sup>49</sup>Quando opta-se por escolher uma taxa de desconto intertemporal compatível com a relação riqueza produto da economia brasileira.

último resultado não depende do valor atribuído ao fator de desconto subjetivo  $\beta$ .

## 5. Análise de Sensibilidade

O objetivo desta seção é analisar o que seria modificado no estado estacionário caso ocorressem mudanças nos valores dos parâmetros que caracterizam a economia. Este é um tipo de análise tradicional quando da simulação numérica de modelos econômicos. O objetivo da análise é responder por eventuais discordâncias quanto à calibração dos parâmetros e fornecer instrumentos para avaliar impactos de mudanças nos valores dos parâmetros.

As simulações serão realizadas permitindo que o valor de apenas um dos parâmetros seja alterado, permanecendo os demais valores iguais aos da calibração básica. Como forma de melhor organizar os valores dos parâmetros, a tabela 3, abaixo, mostra os valores dos principais parâmetros na calibração básica da seção anterior.

Tabela 3  
Valor dos Parâmetros (calibração básica)

Parâmetros	Valores
Participação do trabalho no produto ( $\alpha$ )	0,53
Taxa de depreciação ( $\delta$ )	10%
Fator de desconto subjetivo ( $\beta$ )	1,005
Elasticidade de substituição ( $1/\gamma$ ou $\nu$ )	0,7
Taxa de crescimento da população ( $n$ )	2%
Taxa de crescimento do PNB per-capita ( $x$ )	2,6%
Taxa de reposição da previdência social ( $\theta$ )	0,9
Taxa de reposição do seguro desemprego ( $\phi$ )	0,4
Idade de aposentadoria	57 anos
Taxa de desemprego	5,5%

As probabilidades de sobrevivência são as descritas na calibração e correspondem à tábua de mortalidade do IBGE para o ano de 1998. Da mesma forma, o índice de eficiência por idade permanece o mesmo, tendo sido obtido por meio dos dados da RAIS para 1999.

Para a realização da análise de sensibilidade serão consideradas variações nos valores da elasticidade de substituição, da taxa de desconto subjetiva e da idade de aposentadoria compulsória. Para os dois primeiros parâmetros serão utilizados valores dentro de intervalos sugeridos quando de sua calibração. Para a idade de aposentadoria serão consideradas idades entre 55 e 65 anos.

## 5.1 Elasticidade de substituição intertemporal

A elasticidade de substituição intertemporal do consumo,  $\nu$ , mede a disposição dos indivíduos a substituir consumo no tempo. Quanto maior for o valor deste parâmetro, mais lentamente cairá a utilidade marginal em resposta a um aumento no consumo, e mais os indivíduos estarão dispostos a permitir variações do consumo no decorrer do tempo. A equação abaixo ajuda a ilustrar este fato.

Uma outra forma de interpretar o parâmetro,  $v = \frac{1}{\gamma}$ , é considerar que o parâmetro  $\gamma$  representa a taxa de aversão ao risco.<sup>50</sup> Desta forma, quanto menor  $\gamma$  (ou seja, maior  $\nu$ ) menor será a aversão ao risco e, portanto, mais o indivíduo estará disposto a aceitar variações no consumo.

Como foi visto acima, à medida que os valores de  $\nu$  aumentam, espera-se que os indivíduos estejam mais dispostos a sacrificar o consumo presente em troca da remuneração de sua poupança. Isto faz com que maiores valores de  $\nu$  estejam associados a maiores níveis de acumulação. A tabela abaixo<sup>51</sup> ilustra como o modelo incorpora este efeito.

Tabela 4  
Análise de Sensibilidade para a Elasticidade de Substituição

$v = 1/\gamma$	0,20	0,30	0,40	0,50	0,60	0,70	0,80	0,90
Salários ( $\omega$ )	1,02	1,34	1,59	1,77	1,91	2,01	2,10	2,17
Taxa de juros ( $r$ )	0,2682	0,1707	0,1232	0,0978	0,0823	0,0716	0,0632	0,0576
Riqueza/Produto	1,27	1,74	2,10	2,37	2,57	2,73	2,87	2,98
Consumo/Produto	0,81	0,73	0,69	0,65	0,62	0,60	0,58	0,56

Os resultados apresentados na tabela 4 são consistentes com o que seria esperado. Altos valores de  $\nu$ , equivalentes a baixos valores de  $\gamma$ , estão associados a níveis mais altos de acumulação. Este aumento da acumulação é uma consequência do fato de que, para maiores valores de  $\nu$ , os indivíduos tornam-se mais dispostos a trocar consumo presente por consumo futuro, aumentando assim a poupança.<sup>52</sup> O aumento do estoque de capital é refletido no comportamento do salário,<sup>53</sup> da taxa de juros e da relação riqueza/produto. Também vale notar que o valor da elasticidade de substituição sugerido em Issler e Piqueira (2000) é o que melhor

<sup>50</sup>O coeficiente relativo de aversão ao risco é definido como  $\frac{-cu''(c)}{u'(c)}$

<sup>51</sup>Em todas as tabelas da análise de sensibilidade as colunas marcadas de cinza representam os valores da tabela 1.

<sup>52</sup>Alternativamente, uma menor taxa de aversão ao risco significa que os indivíduos estariam dispostos a pedir prêmios menores para trocar o consumo presente, certo, por um consumo no futuro incerto.

<sup>53</sup>A equação 6 mostra que os salários são definidos como uma função crescente do estoque de capital, enquanto a taxa de juros é uma função decrescente deste mesmo estoque.

aproxima a relação consumo/produto do modelo com a observada no Brasil.<sup>54</sup> Entretanto, mesmo com o fator de desconto igual a 1,005, a relação capital produto fica inferior àquela observada na economia brasileira.<sup>55</sup>

## 5.2 Fator de desconto subjetivo

O principal efeito do fator de desconto subjetivo,  $\beta$ , foi observado quando da avaliação dos impactos de bem estar do sistema de previdência, realizada na seção anterior. Além de alterar a forma como o sistema de previdência afeta o bem estar da sociedade, o fator de desconto subjetivo influencia o processo de acumulação de capital, e, portanto, influencia a seqüência de consumo que os indivíduos irão escolher.

O efeito ocorre de forma semelhante ao da elasticidade de substituição. Em uma sociedade com alto fator de desconto subjetivo, os indivíduos tendem a valorizar mais o consumo futuro. No caso onde  $\beta$  é igual a um, os indivíduos estariam indiferentes entre consumir no presente ou no futuro.<sup>56</sup> No caso de um modelo onde a duração da vida é incerta existe uma pequena alteração desta lógica, mesmo com uma taxa de desconto subjetiva igual a um, os indivíduos, desde que avessos ao risco, preferem consumir no presente que arriscar um consumo futuro de realização incerta.

Como, no modelo teórico, os efeitos do fator de desconto subjetivo são semelhantes aos da elasticidade de substituição é de se esperar que os resultados das simulações com variações em  $\beta$  sejam semelhantes aos apresentados na tabela 4. A tabela 5 abaixo mostra estes resultados.

Tabela 5  
Análise de Sensibilidade para o Fator de Desconto Subjetivo

$\beta$	0,9000	0,9175	0,9350	0,9525	0,9700	0,9875	1,0050
Salários ( $\omega$ )	1,21	1,30	1,41	1,53	1,67	1,83	2,01
Taxa de juros ( $r$ )	0,2034	0,1797	0,1563	0,1326	0,1115	0,0907	0,0716
Riqueza/Produto	1,54	1,67	1,83	2,04	2,22	2,46	2,73
Consumo	0,48	0,50	0,52	0,55	0,57	0,60	0,61

<sup>54</sup>Entre os anos de 1970 e 1998 a relação consumo/produto no Brasil foi em média 0,80 segundo os dados das Contas Nacionais.

<sup>55</sup>Gomes et alii (2001) argumentam que a relação capital/produto no Brasil pode ser bem menor que 2,7; neste caso o valor de 0,2 para a elasticidade de substituição poderia ser o mais adequado. Entretanto como este trabalho aceita que a relação capital/produto é 2,7 preferiu-se utilizar o valor de 0,7 para a elasticidade de substituição por ser este o valor usado entre outros trabalhos semelhantes, ver Barreto e Oliveira (2001).

<sup>56</sup>Esta constatação pode ser confirmada por meio de uma simples inspeção da função de utilidade.

Os resultados da tabela acima estão de acordo com o esperado: maiores valores de  $\beta$  estão associados a níveis mais altos de acumulação. Os efeitos são observados na forma de maiores salários, menores taxas de juros e maior relação riqueza/produto. As menores taxas de juros também podem ser explicadas devido a que os indivíduos que descontam menos o futuro tendem a aceitar menores remunerações por sua poupança. Note-se, ainda, que os resultados são mais sensíveis a variações no fator de desconto subjetivo que a variações na elasticidade de substituição, fenômeno que fica ilustrado na última linha das tabelas 4 e 5.

### 5.3 Idade de aposentadoria

Uma das maiores distorções existentes no sistema brasileiro de previdência social consiste na falta de uma idade mínima de aposentadoria.<sup>57</sup> Entre as conseqüências desta distorção está o fato de que os brasileiros, em média, se aposentam muito novos, trazendo prejuízos para a saúde financeira do sistema. Neste contexto, a introdução de uma idade mínima para aposentadoria poderia amenizar os custos sobre o financiamento dos sistema de previdência social.

O objetivo desta seção é analisar como variações na idade mínima de aposentadoria afetam as variáveis macroeconômicas e o nível de bem estar da economia artificial. Os valores dos parâmetros serão os mesmos utilizados na tabela 3, com a idade mínima de aposentadoria variando entre 55 e 65 anos. A tabela 6 abaixo, mostra os resultados desta análise de sensibilidade.

Tabela 6  
Análise de Sensibilidade para a Idade Mínima de Aposentadoria

Idade Mínima	55	57	59*	61*	63	65
Taxa de contribuição à previdência ( $\tau_s$ )	0,1644	0,1384	0,1157	0,0959	0,0790	0,0644
Benefícios	1,16	1,19	1,22	1,25	1,28	1,31
Salários ( $\omega$ )	2,02	2,01	2,01	2,00	1,99	1,98
Taxa de juros ( $r$ )	0,0701	0,0716	0,0718	0,0723	0,0731	0,0742
Horas Trabalhadas	0,26	0,27	0,28	0,29	0,30	0,30
Riqueza/Produto	2,75	2,73	2,73	2,73	2,71	2,69
Consumo	0,5954	0,6188	0,6401	0,6589	0,6760	0,6915
Utilidade	-124,57	-122,61	-120,89	-119,48	-118,25	-117,21

\* Critério de convergência maior que  $10e - 4$ , porém menor que  $10e - 2$

Como pode ser observado na tabela acima, o aumento da idade mínima de aposentadoria, até o limite de sessenta e cinco anos, tende a elevar o bem estar

<sup>57</sup> Em decorrência da aposentadoria por tempo de serviço, é possível que indivíduos se aposentem a qualquer idade, mesmo que eles estejam em condições de gerar renda (trabalhar).

da sociedade. Vários efeitos se combinam neste sentido. O primeiro é que, com o aumento da idade mínima, o sistema torna-se menos custoso, permitindo uma maior renda líquida para os indivíduos ativos. Por outro lado, a redução do tempo esperado de recebimento do benefício permite que o valor das pensões aumentem, ajudando a elevar a renda dos aposentados. Este aumento de renda permite aumento no consumo que, por sua vez, permite gerar ganhos de bem estar.

## 6. 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 estudo também 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% do salário dos indivíduos quando da ativa; sendo que, no caso de  $\beta = 0,96$ , não deveria existir um regime do tipo repartição. O trabalho também mostra que um regime de participação que garanta aposentadoria integral, ou taxas de reposição muito altas, gera uma perda de bem-estar em relação a sistemas de capitalização pura.

Um outro ponto implícito nos resultados das simulações é que a contribuição para a previdência no Brasil poderia estar na casa dos 15% mesmo quando se pretende garantir salários integrais após a aposentadoria. Para que isto ocorra, porém, seria necessário corrigir distorções, tais como a aposentadoria por tempo de serviço e a presença de programas 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 tópicos permanecem como temas para futuras pesquisas.

## Referências

- Aiyagari, R. (1994). Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving. *Quarterly Journal of Economics*.
- Arrau, P. & Schmidt-Hebbel, K. (1993a). 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.
- Arrau, P. & Schmidt-Hebbel, K. and Valdés-Prieto, S. (1993b). Privately managed pensions systems: Design issues and the chilean experience. manuscrito.
- Auerbach, A. & Kotlikoff, L. (1987). *Dynamic Fiscal Policy*. Cambridge University Press.
- Barreto, F. (1997). Três ensaios sobre reforma de sistemas previdenciários. Tese de Doutorado, EPGE/FGV/RJ.
- Barreto, F. & Oliveira, L. G. (1995). 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.
- Barreto, F. & Oliveira, L. G. (2001). Transição para regimes previdenciários de capitalização e seus efeitos macroeconômicos de longo prazo no brasil. *Estudos Econômicos*, 31(1).
- Bewley, T. (1977). The permanent income hypothesis: A theoretical formulation. *Journal of Economic Theory*.
- Bewley, T. (1980). The optimum quantity of money. In Kareken, J. H. & (Eds.), N. W., editors, *Models of Monetary Economies*. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Bewley, T. (1983). A difficulty with the optimum quantity of money. *Econometrica*.
- Bewley, T. (1986). Stationary monetary equilibrium with a continuum of independently fluctuating consumers. In Hildenbrand, W. & (Eds.), A. M.-C., editors, *Contributions to Mathematical Economics in Honor of Gerard Debreu*. North-Holland.
- Cavalcanti, C. (1994). Intertemporal substitution in consumption: Na empirical investigation for Brazil. *Revista de Econometria*, (2). ano XIII.

- Cifuentes, R. & Valdés-Prieto, S. (1994). Pension reforms in the presence of credit constraints. manuscrito.
- Cooley, T. & Prescott, E. (1995). Economic growth and business cycle. In (Ed.), T. C., editor, *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton University Press.
- Ellery, R. J., Gomes, V., & Sachsidá, A. (2002). Business cycle fluctuations in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 56(2).
- Ellery, R. J. & Miranda, R. (1998). Um algoritmo numérico para o cálculo dos estados estacionários e da dinâmica de transição em modelos de gerações superpostas. *Estudos Econômicos*, 34(1).
- Feldstein, M. & Samwick, A. (1997). The economics of prefunding social security and medicare benefits. *NBER Macroeconomics Annual*.
- Gleizer, D. (1991). Saving and real interest rates in Brazil. *Revista de Econometria*.
- Gomes, V., Bugarin, M., & Ellery, R. J. (2001). Implicações de curto e longo prazo das estimativas do estoque e da renda do capital no Brasil. Anais do XXIII Encontro Brasileiro de Econometria.
- Hall, R. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*.
- Hansen, G. (1985). Indivisible labor and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 16.
- Huang, H., Imrohoroglu, S., & Sargent, T. (1997). Two computations to fund social security. *Macroeconomics Dynamics*.
- Hugget, M. (1993). The risk-free rate in heterogeneous-agent incomplete-insurance economies. *Journal of Economic Dynamic and Control*.
- Imrohoroglu, A. (1989). Cost of business cycle with indivisibilities and liquidity constraints. *Journal of Political Economy*.
- Imrohoroglu, A., Imrohoroglu, S., & Jones, D. (1995). A life cycle analysis of social security. *Economic Theory*, 6(1).
- Imrohoroglu, A., Imrohoroglu, S., & Jones, D. (1998a). A dynamic stochastic general equilibrium analysis of social security. In Kehoe & (Eds.), P., editors, *The Discipline of Applied General Equilibrium*. Springer-Verlag.

- Imrohoroglu, A., Imrohoroglu, S., & Jones, D. (1998b). Social security in an overlapping generations economy with land. *Review of Economic Dynamics*.
- Imrohoroglu, A., Imrohoroglu, S., & Jones, D. (1999). Computing models of social security. In Economies, M. & (Eds.), S., editors, *Computational Methods for the Study of Dynamic*. Oxford University Press.
- Issler, J. V. & Piqueira, N. S. (2000). Estimating relative risk aversion, the discount rate, and the intertemporal elasticity of substitution in consumption for Brazil using three types of utility function. *Revista de Econometria*, 20(2).
- Issler, J. V. & Rocha, F. (1999). Consumo, restrição a liquidez e bem estar no Brasil. Anais do XXI Encontro Brasileiro de Econometria.
- Jovanovic, B. & Nyarko, Y. (1996). Stepping stone mobility. NBER WP n. 5651.
- Kanczuk, F. & Faria, C. (2000). Ciclos reais para a indústria brasileira. Série: Seminários DIMAC, n. 15.
- Kotlikoff, L. (1996). Simulating the privatization of social security in general equilibrium. NBER WP n. 5776.
- Kydland, F. E. & Prescott, E. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50(6).
- Lannes Jr., O. P. (1999). Aspectos macroeconômicos da reforma da previdência social no Brasil: Duas análises em equilíbrio geral com restrições ao crédito. Tese de Doutorado, EPGE/FGV/RJ.
- Lucas Jr., R. E. (1987). *Models of Business Cycles*. Yrjö Johnsson Lectures, Basil Blackwell.
- McGreevy, W., Oliveira, F., & Beltrão, K. (1998). State-level pension reform: The case of Rio Grande do Sul. TD n. 539, IPEA.
- Mehra, R. & Prescott, E. (1985). The equity premium: A puzzle. *Journal of Monetary Economics*.
- Miranda, R. (1997). Três modelos teóricos para a previdência social. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 27(3).
- Mitchell, O. & Barreto, F. (1997). After Chile, what? second-round social security reforms in Latin America. NBER WP n. 6316.

- Oliveira, F. & Beltrão, K. (1997). Basic issues in reforming social security systems. TD n. 535, IPEA.
- Oliveira, F., Beltrão, K., & Ferreira, M. (1997a). Reforma da previdência. TD n. 508, IPEA.
- Oliveira, F., Beltrão, K., & Maniero, L. (1997b). Alíquotas equânimes para um sistema de seguridade social. TD n. 524, IPEA.
- Prescott, E. (1986). Theory ahead of business cycle measurement. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*.
- Reis, E., Issler, J. V., Blanco, F., & Carvalho, L. (1998). Renda permanente e poupança precaucional: Evidências empíricas para o Brasil no passado recente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 28(2).
- Sargent, T. & Ljungqvist (2000). *Recursive Macroeconomics Theory*. MIT Press, Cambridge, MA.