

Previdência Social e Bem-Estar no Brasil

Roberto de Goes Ellery Junior
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
Diretoria de Estudos Macroeconômicos
SBS, Ed. BNDES, Sala 715
Brasília – DF , 70076-900
ellery@ipea.gov.br

Mirta N. S. Bugarin
Departamento de Economia
Universidade de Brasília
Campus Universitário – ICC Norte
Brasília – DF, 70910-900

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 dos 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, apresenta ganhos de bem-estar em relação a um sistema onde toda a previdência seja financiada pela poupança dos indivíduos.

Palavras-chave: Previdência, bem-estar e gerações superpostas

Abstract

The paper uses an applied general equilibrium model to analyze the optimal social security rate and the welfare benefits associated with it. The model setup consists of an overlapping generations structure, with individuals facing mortality risk and individual incoming risk. Also, the private credit markets are closed by assumption. The results suggest that an unfunded social security system may improve the welfare of the economy.

Key words: Social security, welfare and overlapping generations.

JEL: H55 e E60

ANPEC: Área 02: Economia do Setor Público

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 também não é um problema pequeno, sendo este, 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 dois mil e trinta o sistema de seguridade social americano deve estar comprometido¹ 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 trinta bilhões de reais, sendo o maior responsável pela dificuldade do ajuste fiscal do País.

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 alternativas². 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.

Esta 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 uma maior nível de bem-estar. Tal era a certeza deste processo que as discussões nesta área passaram a ser sobre 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 e, a medida que as idéias foram amadurecendo, algumas novas questões começaram a ser discutidas. Em particular, foi observado que o sistema de capitalização poderia transferir para o indivíduo os riscos associados ao sistema, com destaque para riscos específicos do indivíduo. Um exemplo ocorreria no caso de um indivíduo ficar desempregado 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 é de extrema relevância para o Brasil, uma vez que o sistema de crédito ao consumidor é pouco eficiente no país³.

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

¹ Ver Feldstein & Samwick (1997).

² Ver Barreto (1997).

³ Ver Reis, Issler, Blanco & Carvalho (1998)

apresenta ineficiência dinâmica, um aumento da acumulação de capital não implica em um aumento do bem-estar. Desta 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.

Recentemente vários autores buscaram analisar o problema da previdência no Brasil fazendo uso de modelos de gerações superpostas⁴. 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.

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.

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 em Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1995), e aperfeiçoado em Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1998) e Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1999).⁵

A estrutura básica do modelo 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, denominados como Modelos de Bewley⁶ 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 de modelo é descrito por uma estrutura de gerações superpostas onde convivem um grande número de gerações.

Embora os indivíduos saibam o período máximo que podem viver, estes não sabem em que período vão morrer. Desta forma, a duração da vida de cada indivíduo é dada de acordo com uma distribuição de probabilidade. Esta formulação permite trabalhar com hipótese demográficas mais realistas que as tratadas nos modelos tradicionais de gerações superpostas⁷. 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 a 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 $\sum_{j=1}^J \mu_j = 1$. Estes valores serão úteis quando do cálculo das quantidades agregadas.

Além dos consumidores não saberem quanto tempo irão viver, estão sujeitos a sofrer uma diminuição de sua renda, ficando desempregados, a qualquer período enquanto em atividade. Denote

⁴ Ver Barreto & Oliveira (1995), Barreto (1997) & Lannes Junior (1999).

⁵ Uma expansão do modelo para incluir terra como fator de produção pode ser encontrada em Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1998).

⁶ A justificativa do nome é devido a uma série de modelos desenvolvidos em Bewley (1977, 1980, 1983 e 1986).

⁷ Por exemplo Kotlikoff (1996).

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, $\Pi(s', s) = [\pi_{ij}]$, $i, j = e, u$ onde $\pi_{ij} = \Pr\{s_{t+1} = j \mid s_t = i\}$. Caso esteja desempregado o indivíduo recebe um seguro desemprego equivalente a $\phi\omega\varepsilon_j$. Depois de aposentado, o indivíduo 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:

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

onde R representa a idade correspondente à aposentadoria compulsória. Desta 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 assume-se que os indivíduos não podem se endividar, ou seja, possuem liquidez restrita. Esta hipótese é de fundamental importância uma vez que, privado do sistema de crédito, o indivíduo não tem como criar seguros que garantam sua renda, particularmente após uma certa idade. Isso faz com que o sistema de previdência funcione como uma espécie de seguro, note que de (1) o benefício não depende da história de emprego do agente. Para o caso do Brasil esta hipótese torna-se mais relevante se observados os resultados como os obtidos em Reis et alli (1998) mostrando que cerca de oitenta por cento dos consumidores brasileiros não possuem acesso ao sistema financeiro.

Como a data da morte é incerta existe a possibilidade que, ao morrer, os indivíduos possuam um estoque de ativos positivo. A distribuição desta herança involuntária será feita de modo *lump-sum*. Assumindo $a_t \geq 0$ como o estoque de ativos no período t e ξ 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 assume-se 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 tais que a taxa de retorno do capital, r , e a remuneração do trabalho, ω , 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 desta economia será necessário, antes, escrever o problema dos consumidores como um problema de programação dinâmica e definir, para cada idade, a medida ergódica 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 λ_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 estas 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, λ_j , preços relativos $\{\omega, r\}$ para os fatores de produção e uma herança involuntária ξ , 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 ξ . As funções políticas dos indivíduos $C_j(a, s)$ e $A_j(a, s)$ resolvem o problema dinâmico em (6)

4. Os mercados de equilibram:

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

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:

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

7. O programa de seguro desemprego está em equilíbrio:

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

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. Este processo de calibragem será descrito na próxima seção.

3. Calibração

O principal objetivo desta seção é providenciar um conjunto de valores para os parâmetros do modelo que torne o modelo compatível com a economia brasileira, este processo é conhecido como calibração. Sendo a utilização de modelos calibrados não muito comum no Brasil, o trabalho de calibração constitui um dos pontos críticos deste artigo.

De fato, quando da tentativa de buscar valores para parâmetros que tornem um dado modelo consistente com os fatos observados no Brasil, encontra-se uma enorme variedade de problemas. Estes dizem respeito à existência de séries compatíveis com as geradas pelo modelo, ao modo de apuração das Contas Nacionais pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e ao processo de calibração propriamente dito.

Ellery Jr., Gomes e Sachsida (2000) catalogam alguns dos problemas básicos associados a calibração de modelos para o Brasil, propondo soluções para a maioria deles. Algumas das questões levantadas pelos autores se aplicam ao modelo apresentado na seção anterior, outras questões são específicas do modelo em questão⁸. Sempre que os problemas coincidirem, será usada a solução proposta na referência acima.

Algumas vezes a maneira utilizada para calibrar um parâmetro específico será diferente da proposta em Imrohorglu, Imrohorglu e Jones (1995, 1998, 1999), tais divergências decorrem dos problemas específicos dos dados brasileiros citados acima. 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, desta 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 relacionam-se ao processo de produção;
- parâmetros de política, que descrevem o sistema de previdência e o seguro desemprego;
- parâmetros do processo estocástico que caracteriza a condição de empregado ou desempregado

⁸ Ellery, Gomes & Sachsida (2000) avaliam modelos de agente representativo com vida infinita, desta forma estão excluídas questões como esperança de vida ou previdência social. Por outro lado, questões como o consumo e acumulação de riquezas podem ser tratadas de forma semelhante.

No resto 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, a probabilidade que um indivíduo que alcançou a idade $j-1$ venha a atingir a idade j , definida por ψ_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 ψ_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 μ_j . Como a medida de toda a população é um, μ_j pode ser interpretada como a probabilidade de um indivíduo escolhido ao acaso ter idade j . Para obter o valor de μ_j a partir de ψ_j , deve-se utilizar a relação $\mu_{j+1} = \frac{\psi_{j+1}}{1+n} \mu_j$ e o fato que $\sum_{j=1}^J \mu_j = 1$, onde n é a taxa de crescimento da população. Aqui considera-se que a taxa média de crescimento da população brasileira é aproximadamente de dois por cento ao ano.⁹

Desta 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 , ψ_j . Para este fim, será usada a Tábua de Mortalidade do IBGE relativa ao ano de 1998; nesta tabulação estão descritas as probabilidades que o indivíduo venha a falecer entre as idades $j-1$ e j .

A partir dos dados da Tábua de Mortalidade do IBGE é possível construir as probabilidades de sobrevivência. Antes, porém, alguns cuidados devem ser tomados, o principal é que o modelo considera indivíduos entre vinte um e oitenta e cinco anos, enquanto que o IBGE fornece dados para indivíduos entre zero e oitenta 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 fazendo a hipótese adicional que $\psi_1 = 1$, o que equivale a assumir que todos os agentes completam a primeira idade do modelo. Para resolver o problema entre oitenta e um e oitenta e cinco 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, γ , e o segundo caracteriza o fator de desconto subjetivo dos indivíduos, β . 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.

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 economia é uma tarefa bastante complexa, como foi apontado em Reis, Issler, Blanco e Carvalho (1998).

⁹ Média entre 1970 e 1998, segundo dados do IBGE.

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 acreditar que a elasticidade intertemporal de substituição estaria entre zero e um¹⁰. Por sua vez, Imrohroglu (1989) afirma que na maioria dos casos o valor deste parâmetro estaria entre meio e um e meio. Finalmente, para estudar os custos dos ciclos reais nos Estados Unidos, Lucas (1987) usa um valor próximo a 0,16 para v ,¹¹ 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 um, de forma a obter as vantagens da especificação logarítmica para função de utilidade.¹²

Quando se observa o caso brasileiro, as estimativas também apresentam uma grande disparidade entre si. A partir da estimativa de equações de Euler, Cavalcanti (1993) conclui que a elasticidade intertemporal de substituição seria menor que um, estando próxima a zero, sendo a mesma conclusão que a obtida por Gleizer (1991).

Em desacordo com a idéia de que a economia brasileira possua uma baixa elasticidade intertemporal de substituição estão alguns resultados apresentados em Reis et alli (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 elasticidade¹³. Em estudos sobre o ciclo brasileiro, Issler e Rocha (1999) utilizam valores entre zero e um 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 destas estimativas usam a sensibilidade do consumo à taxa de juros para estimar esta 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. Desta 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-Pietro (1993)¹⁴, 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, β , 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 β a partir da taxa de juros da economia¹⁵. Para resolver este problema serão utilizadas duas alternativas para definir o valor do fator de desconto subjetivo.

¹⁰ Estes autores trabalham com valores entre um e vinte para o coeficiente de aversão ao risco.

¹¹ Equivalente a um valor de 6 para γ .

¹² Ver, por exemplo, Prescott (1986).

¹³ O valor estimado para a parcela da população não restrita ao crédito fica próximo a 0,2.

¹⁴ Esta mesma referência é usada em Barreto & Oliveira (1995).

¹⁵ Este é o procedimento adotado em Barreto & Oliveira (1995), Barreto (1997) & Lannes Junior (1999).

A primeira reproduz a relação riqueza/renda sugerida pela série de riqueza do IPEA¹⁶ que atinge um valor médio de 2,7 para o período de 1970 a 2000. Segundo este método, o valor de β seria igual a 1,005. A outra alternativa é utilizar a taxa de juros, seguindo esta linha o valor de β estaria próximo a 0,96.

Um 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 máxima¹⁷, 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 importante é que a possibilidade de morte cria, de fato, uma taxa de desconto efetiva que difere de β ¹⁸, 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 α , e a taxa de depreciação, δ . O parâmetro B é uma constante multiplicativa e será definido de modo que o valor do produto seja igual a um 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 efeitos de calibração do parâmetro α .¹⁹ 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, por exemplo, Barreto e Oliveira (1995), Barreto (1997), Lannes Jr. (1999), Ellery Jr., Gomes e Sachsida (2000) e Kanczuck 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

¹⁶ Série disponibilizada pelo sistema IPEADATA (<http://www.ipeadata.gov.br>)

¹⁷ 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.

¹⁸ A taxa de desconto efetiva é dada por $\left\{ \beta^{j-1} \prod_{k=1}^j \psi_k \right\}_{j=1}^J$, para mais detalhes ver Imrohoroglu, Imrohoroglu e Jones (1998).

¹⁹ 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.

não existir uma série oficial para o estoque de capital e chega-se à conclusão que não existe uma estimativa oficial da taxa de depreciação²⁰.

A ausência de um valor oficial para δ 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*”. Trabalhando com modelos de ciclos reais, Ellery Jr., Gomes e Sachsida (2000) usam um valor de aproximadamente 17% ao ano para a taxa de depreciação, valor obtido junto com a série de estoque de capital gerada pelos autores, por meio de um algoritmo iterativo. Por sua vez, Kanczuck 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 é de aproximadamente 4,5%²¹.

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:

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

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. Seguindo este método, Ellery Jr., Gomes e Sachsida (2000) encontram um valor para a depreciação de aproximadamente 17% ao ano.

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). 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 as utilizadas para os Estados Unidos²². Deste modo, o valor da taxa de depreciação foi fixado em 10%, que é o valor utilizado em Imrohoroglu, Imrohoroglu & Jones (1999).

3.4 Parâmetros de Política

Uma determinada política neste modelo será caracterizada pelo valor das taxa de reposição do sistema de previdência, θ e do programa de seguro desemprego, ϕ . Estando os valores destas taxas determinados, o valor das contribuições associadas a cada um dos programas do governo, τ_s e τ_u , respectivamente, serão definidos 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 estes dados, o

²⁰ 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 que no modelo o estoque capital é aumentado para incluir, por exemplo, o estoque de bens de consumo duráveis.

²¹ Ver Cooley & Prescott (1995).

²² Vale ressaltar que os resultados das simulações não mudam qualitativamente em resposta a mudanças na taxa de depreciação.

valor do seguro desemprego corresponde, em média, a quarenta por cento 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 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, na verdade, estes não se constituírem em regimes de previdência propriamente ditos, uma vez que muitos dos segurados não chegaram a contribuir para o plano. 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 Oliveira & Barreto (1995), Barreto (1997) e Lannes Jr. (1999), esta idade será definida como cinquenta e sete anos, ou seja, $j_R = 37$ no modelo.

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 uma proposta é feita o indivíduo aceita, ou seja, a oferta de trabalho é inelástica. Desta 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.

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

Na matriz acima, cada elemento representa a probabilidade de o indivíduo se encontrar no estado j em $(t+1)$ dado que em t encontrava-se no estado i , $\pi_{ij} = \Pr\{s_{t+1} = j \mid s_t = i\}$ com $i, j = \{e, u\}$ onde e representa o estado onde o indivíduo está empregado e u onde o indivíduo está desempregado. Existem duas formas de se calibrar os parâmetros da matriz Π . A primeira consiste em observar o tempo de duração de cada estado e encontrar o valor dos π_{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, v , terá sua duração expressa por $D_v = (1 - \pi_{vv})^{-1}$.

Desta forma, utilizando o método apresentado por Imrohroglu (1989), conhecendo-se a duração do estado e utilizando-se o fato que cada linha da matriz Π tem de somar um, será possível determinar todos os elementos da matriz de transição. Apesar desta ser a forma mais adequada de

realizar a calibração da matriz Π , esta não será utilizada neste trabalho, em decorrência da falta de dados confiáveis quanto à duração dos períodos de emprego e de desemprego.

A forma escolhida para calibrar a matriz de transição segue o proposto em Imrohoroglu, Imrohoroglu & Jones (1999). Esta consiste em definir o valor dos elementos da matriz Π 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:

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

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 duração do desemprego no Brasil²³. 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 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 ²⁴. Esta 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 fato do salário efetivo de cada indivíduo estar relacionado à idade, existindo, desta 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 econômica²⁵, 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 a relação e não o sentido desta relação, ou seja, não é feita nenhuma hipótese sobre se os salários tendem a aumentar ou diminuir com a idade. Para calibrar este índice de eficiência, foram utilizados dados da Relação Anual de Informações Sociais (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. Este é o objetivo da próxima seção.

4. Resultados da Simulações

²³ O fato deste método de calibragem exagerar a duração do desemprego foi apontado em Imrohoroglu, Imrohoroglu & 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, dados que não correspondem aos do IBGE.

²⁴ Uma vez que os indivíduos não escolhem o quanto contribuir para o sistema de previdência, este não parece ser um problema de particular relevância.

²⁵ A este respeito ver Jovanovic e Nyarko (1996).

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 θ , variando entre zero e 100%.

Nas simulações realizadas, dois valores para o fator de desconto subjetivo, β , 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, β adquire o valor de 1,005.²⁶ O regime de previdência no Brasil repõe integralmente o salário de todos os trabalhadores do sistema que ganham até dez 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, θ , entre 0,9 e um.

Os valores dos demais parâmetros correspondem ao descrito na seção anterior. Quais sejam, 0,53 para a participação da remuneração do trabalho no produto, α ; 10% para a depreciação, δ ; 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 risco²⁷, γ , e 57 anos como idade de aposentadoria, equiivalendo a 37 períodos do modelo. Os valores das probabilidades de sobrevivência e o índice de eficiência do trabalho, ϵ , 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 em Oliveira, Beltrão e Maniero (1997) e consistente com os valores da relação entre riqueza e capital encontrados em Ellery Jr, Gomes & Sachside (2000). Os resultados da primeira simulação são apresentados na Tabela 1.

θ	τ_s	ω	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

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

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

²⁶ Para encontrar este valor foram realizadas várias simulações, com diferentes valores para β , sendo o valor de 1,005 o que mais aproximou a relação riqueza produto da economia a 2,7.

²⁷ Correspondendo a 0,7 para a elasticidade de substituição, uma vez que 1,4285 é aproximadamente 1/0,7.

Outro resultado interessante é que taxas de reposição maiores que sessenta por cento estão associadas a níveis de bem-estar inferiores ao correspondente ao regime de capitalização pura. Desta forma, garantir aposentadoria integral por meio de um sistema de participação não garante 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.

θ	τ_s	ω	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

Tabela 2: Impactos de Bem Estar da Previdência Social ($\beta = 0,96$)

Comparando os resultados da Tabela 1 com os da Tabela 2 pode-se perceber que o valor de β 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 β pode ser a presença de ineficiência dinâmica, desta 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 este 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 β mais alto pode estar induzindo a existência de ineficiência dinâmica na economia artificial.

Uma outra maneira de interpretar esta mudança de resultados associada a alterações no valor de β 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 no presente para garantir uma renda futura. Desta 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 quinze por cento sobre a folha de pagamentos. Na economia brasileira existe uma contribuição média de vinte e dois por cento sobre a folha de pagamento por parte do empregador e mais dez por cento por parte do empregado, mesmo assim, o caixa do INSS encontra-se em déficit.

Existem várias razões que poderiam justificar tamanha discrepância²⁸, 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 como era o sistema único de saúde até recentemente. A

²⁸ 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.

segunda é a existência de aposentadorias por tempo de serviço e invalidez, casos não considerados na economia artificial.

A questão da consistência entre as alíquotas permanece quando são consideradas simulações realizadas por modelos atuariais. Nesta linha de modelagem, Oliveira, Beltrão e Maniero (1997), calculam alíquotas de equilíbrio, por sexo e nível de instrução, usando valores entre 0,96 e 0,98 para o fator de desconto subjetivo. Mais uma vez a discrepância pode ser devida a fatores, considerados no modelo atuarial utilizados pelos autores, e que estão ausentes do modelo deste artigo, entre os quais destacam-se os custos administrativos; a existência de tetos para contribuição e para benefícios; e aposentadorias por motivos não relacionados a idade, como invalidez e tempo de serviço.

As divergências acima não impedem que a conclusão fundamental apresentada na Tabela 1 seja semelhante a 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 devam se utilizar de um sistema de capitalização.

Esta conclusão, comum ao modelo do presente estudo e 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.

O fato do modelo apresentado gerar conclusões mais próximas a de modelos atuariais que as de outros modelos de equilíbrio geral, como os usados por Barreto (1997) e Ellery Jr. e Miranda (1998), pode ser um indício da relevância das hipóteses introduzidas pelo modelo. Com a introdução da estrutura demográfica, em particular da incerteza sobre o período de vida, torna-se possível mostrar que a existência de um regime de repartição gera ganho de bem-estar em uma economia calibrada a partir de dados da economia brasileira.

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 negativas²⁹. Para ilustrar esta situação tome 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, aceitaria taxas de juros iguais a zero. Como não existe certeza que esteja vivo em $t+1$, o indivíduo vai exigir uma remuneração sobre sua poupança como um espécie de prêmio contra o risco de morrer e, como consequência, não 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 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 (1997). 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

²⁹ A existência de restrições ao crédito somada a 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.

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 β 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, Imrohoroglu e Jones (1998), 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 eficiência 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 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 ativos³⁰. 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. Este último resultado não depende do valor atribuído ao fator de desconto subjetivo β .

5. Conclusão

O trabalho mostrou os impactos do regime de previdência em um modelo de gerações superpostas com restrições ao crédito e choques idiossincráticos. Neste 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, na medida em que 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 a existência de alguma cobertura previdenciária financiada por um regime do tipo de participação, mais precisamente 30% do salário quando da ativa, pode elevar o bem-estar da sociedade em relação a um regime de capitalização pura. O

³⁰ Quando opta-se por escolher uma taxa de desconto intertemporal compatível com a relação riqueza produto da economia brasileira.

trabalho também mostra que um regime de participação que garanta aposentadoria integral gera uma perda de bem-estar em relação a sistemas de capitalização pura.

Em termos de políticas públicas esta conclusão sugere que a reforma da previdência não deve ser feita no sentido de eliminar por completo o regime de repartição. O ideal seria um regime de repartição que cobrisse parte do salário, deixando os indivíduos livres para complementarem suas aposentadorias por meio de sistema de capitalização.

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 constituem temas para futuras pesquisas.

6. Referências

- AIYAGARI, R. (1994); *Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving*; Quarterly Journal of Economics.
- ARRAU, P. e SCHMIDT-HEBBEL, K. (1993); *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. e VALDÉS-PRÍETO, S. (1993); *Privately managed pensions systems: design issues and the Chilean experience*; manuscrito.
- AUERBACH, A. e KOTLIKOFF, L. (1987); *Dynamic Fiscal Policy*; Cambridge University Press.
- BARRETO, F. e 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. (1997); *Três ensaios sobre reforma de sistemas previdenciários*; Tese de Doutorado, EPGE/FGV/RJ.
- BEWLEY, T. (1977); *The permanent income hypothesis: a theoretical formulation*; Journal of Economic Theory.
- BEWLEY, T. (1980); *The optimum quantity of money*; em *Models of Monetary Economies*, J. H. Kareken & N. Wallace (eds.), 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*; em *Contributions to Mathematical Economics in Honor of Gerard Debreu*, Werner Hildenbrand & Andreu Mas-Collel (eds.), North-Holland.
- CAVALCANTI, Carlos (1994); *Intertemporal substitution in consumption: na empirical investigation for Brazil*; Revista de Econometria, ano XIII, nº 2.
- CIFUENTES, R. e VALDÉS-PRÍETO, S. (1994); *Pension reforms in the presence of credit constraints*; manuscrito.
- COOLEY, T. e PRESCOTT, E. (1995); *Economic growth and business cycle*; em *Frontiers of Business Cycle Research*, Thomas Cooley (ed.), Princeton University Press.
- ELLERY JR., R., GOMES, V. e SACHSIDA, A. (2000); *Business cycle fluctuations in Brazil*; Série: Seminários DIMAC, nº 21.
- ELLERY JR., R. e MIRANDA, R. (1998); *Modelos de gerações superpostas com muitas gerações: algoritmo de solução*; Anais XX Encontro Brasileiro de Econometria.

- FELDSTEIN, M. e 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.
- HALL, R. (1978); *Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence*; Journal of Political Economy.
- HUANG, H, IMROHOROGLU, S. e 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. e JONES, D. (1995); *A life cycle analysis od social security*; Economic Theory, v.6, n.1.
- IMROHOROGLU, A., IMROHOROGLU, S. e JONES, D. (1998); *A dynamic stochastic general equilibrium analysis of social security*; em *The Discipline of Applied General Equilibrium*, Kehoe, & Prescott, (eds.), Springer-Verlag.
- IMROHOROGLU, A., IMROHOROGLU, S. e JONES, D. (1998); *Social security in an overlapping generations economy with land*; Review of Economic Dynamics.
- IMROHOROGLU, A., IMROHOROGLU, S. e JONES, D. (1999); *Computing models of social security*; em *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*, Marimon. & Scott. (eds.), Oxford University Press.
- ISSLER, J.V. & ROCHA, F. (1999); *Consumo, restrição a liquidez e bem estar no Brasil*; Anais do XXI Encontro Brasileiro de Econometria.
- JOVANOVIC, B. e NYARKO, Y. (1996); *Stepping stone mobility*; NBER WP nº 5651.
- KANCZUK, F. e FARIA, C. (2000); *Ciclos reais para a indústria Brasileira*; Série: Seminários DIMAC, nº 15.
- KOTLIKOFF, L. (1996); *Simulating the privatization of social security in general equilibrium*; NBER WP nº 5776.
- 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.
- MCGREEVY, W., OLIVEIRA, F. e BELTRÃO, K. (1998); *State-level pension reform: the case of Rio Grande do Sul*; TD N° 539, IPEA.
- MEHRA, R. e 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, v.27, nº 3.
- MITCHELL, O. e BARRETO, F. (1997); *After Chile, what? second-round social security reforms in Latin America*; NBER WP nº 6316.
- OLIVEIRA, F., BELTRÃO, K. e FERREIRA, M. (1997); *Reforma da previdência*; TD N° 508, IPEA.
- OLIVEIRA, F., BELTRÃO, K. e MANIERO, L. (1997); *Alíquotas equânimes para um sistema de seguridade social*; TD N° 524, IPEA.
- OLIVEIRA, F. e BELTRÃO, K. (1997); *Basic issues in reforming social security systems*; TD N° 535, IPEA.
- REIS, E., ISSLER, J.V., BLANCO, F. e CARVALHO, L. (1998); *Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente*; Pesquisa e Planejamento Econômico, v.28, n.2.
- SARGENT, T. e LJUNGQVIST (2000); *Recursive Macroeconomics Theory*; MIT Press, Cambridge, MA.