



Ministério da Previdência Social
Secretaria de Previdência Social

Estudos

Mudança populacional:
Aspectos relevantes
para a Previdência

Ministério da Previdência Social
Secretaria de Políticas de Previdência Social

Mudança Populacional: **Aspectos relevantes para a Previdência**

Coleção Previdência Social
VOLUME 27

© 2008 Ministério da Previdência Social

Presidente da República: Luiz Inácio Lula da Silva

Ministro de Estado da Previdência Social: José Barroso Pimentel

Secretário-Executivo: Carlos Eduardo Gabas

Secretário de Políticas de Previdência Social: Helmut Schwarzer

Diretor do Depto. do Regime Geral de Previdência Social: João Donadon

Diretor do Depto. dos Reg. de Prev. no Serviço Público: Delúbio Gomes Pereira da Silva

Diretor do Depto. de Políticas de Saúde e Segurança Ocupacional: Remígio Todeschini

Chefe de Gabinete da Secretaria de Previdência Social: Mônica Cabañas Guimarães

Coordenador-Geral de Estudos Previdenciários: Rogério Nagamine Costanzi

Colaboração: Alisson Flávio Barbieri	Maira Andrade Paulo
Bernardo Lanza Queiróz	Marden Barbosa de Campos
Cassio Maldonado Turra	Moema Bueno Fígoli
Izabel G. Marri	Paola La Guardia Zorzini
José Alberto Magno de Carvalho	Simone Wajnman

A ***Coleção Previdência Social*** é uma publicação do Ministério da Previdência Social, de responsabilidade da Secretaria de Previdência Social e organizada pela Coordenação-Geral de Estudos Previdenciários.

Edição e distribuição:

Ministério da Previdência Social

Secretaria de Políticas de Previdência Social

Assessoria de Comunicação Social

Esplanada dos Ministérios, Bloco F

70059-900 – Brasília–DF

Tel.: (61) 3317-5100

Também disponível no endereço: www.previdencia.gov.br

Tiragem: 3.000 exemplares

Impresso no Brasil/*Printed in Brazil*

É permitida a reprodução total ou parcial desta obra, desde que citada a fonte

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP) Biblioteca. Seção de Processos Técnicos — MTE

M943 Mudança populacional : aspectos relevantes para a Previdência – Brasília :
MPS, SPPS, 2008.

112 p. – (Coleção Previdência Social; v. 27).

Inclui referência bibliográfica.

1. Migração, Brasil. 2. Pensão, mudança, Brasil. 3. Proteção Social, Brasil.
4. Desigualdade racial, Brasil. 5. Previdência Rural, Brasil. I. Brasil. Ministério
da Previdência Social (MPS). II. Brasil Secretaria de Políticas de Previdência
Social (SPPS).

CDD 362.6

Sumário

Apresentação	5
Prefácio	7
Migração e Previdência Social no Brasil entre 1980 e 2000	
1. Introdução	9
2. Movimentos migratórios recentes no Brasil	10
2.1. Reconstituição histórica	10
2.2. Padrão recente	11
3. Padrão etário dos benefícios previdenciários	12
4. Marco conceitual	13
5. Dados e método	15
6. Resultados	17
7. Conclusões e implicações para políticas públicas	22
8. Referências bibliográficas	23
9. Anexo A	25
Mudanças nas regras de concessão de pensão, mudanças na composição da família e impacto nas pensões	
I. Introdução	29
II. Metodologia para estimar a composição dos dependentes previdenciários por segurado	31
III. Análise da composição dos dependentes previdenciários por segurado no tempo (1985, 1995 e 2005)	36
IV. Análise de algumas mudanças ocorridas entre os anos 1985, 1995 e 2005 sobre as pensões e projeção do número de pensões até 2020	41
1. Efeito da mudança na composição dos dependentes por segurado sobre as pensões	41
2. Efeito da mudança na estrutura etária dos segurados sobre as pensões	45
3. Efeito da mudança na mortalidade sobre as pensões	47
4. Projeção do número de pensões a serem concedidas 2010, 2015 e 2020	49
5. Conclusões	52
V. Referências bibliográficas	54
Os argumentos de proteção social e equidade individual no debate sobre previdência e gênero no Brasil	
I. Introdução	55

II.	Uma breve caracterização dos diferenciais de gênero na Previdência Social ..	57
III.	A importância da proteção social: testes usando um modelo logístico	62
IV.	O financiamento da proteção social: as transferências inter-gêneros no ciclo de vida	64
V.	Considerações finais	66
VI.	Referências bibliográficas	67
VII.	Anexo	69

A desigualdade racial nos rendimentos da Previdência Social no Brasil

I.	Introdução	70
II.	Diferenciais de oportunidades e de resultados no mercado de trabalho	71
III.	Diferenciais nos benefícios previdenciários	74
IV.	O efeito da cor nos indicadores de pobreza e desigualdade entre adultos e idosos	76
V.	O papel dos arranjos familiares na redistribuição dos rendimentos de brancos e negros	79
VI.	Discussão: A Previdência Social brasileira compensa as desvantagens experimentadas pelos negros ao longo de suas vidas?	82
VII.	Referências bibliográficas	84

Os impactos da previdência rural na oferta de trabalho e nas condições de vida do setor rural no Brasil

I.	Introdução	85
II.	Antecedentes	87
	1. O sistema previdenciário	87
III.	Dados e métodos	90
	1. Base de dados	90
	2. Metodologia	91
IV.	Análise descritiva	92
	1. A evolução dos benefícios previdenciários rurais	92
	2. A evolução do emprego na economia rural	96
	3. A Qualidade da mão-de-obra e o nível de educação no Brasil rural	98
V.	Resultados	100
	1. Análise gráfica	100
	2. Análise econométrica	105
VI.	Conclusões	109
VII.	Referências	110

Apresentação

Este livro traz uma coletânea de cinco artigos que tratam do impacto das políticas do Ministério da Previdência Social sobre a sociedade brasileira e dos efeitos das mudanças populacionais sobre a seguridade.

O primeiro artigo denota que há uma associação entre aposentadoria e migração no Brasil. A quebra do vínculo com o local de trabalho, proporcionada pela aposentadoria, permite que os aposentados se transfiram para locais onde possam usufruir melhores condições de vida, clima mais agradável, menor custo de bens e serviços ou, então, retornem para os seus estados de nascimento para viverem em companhia de amigos e familiares. Esse é um exemplo de como a proteção social oferecida pela Previdência permite maiores possibilidades de escolha e melhores condições de vida para os aposentados brasileiros.

O estudo sobre a questão de gênero mostra que a Previdência Social no Brasil é uma história de sucesso no combate à pobreza tanto entre homens de 60 anos ou mais quanto entre as mulheres idosas. Os impactos são significativamente mais importantes no caso das mulheres, dado que possuem menor capacidade contributiva e de poupança ao longo da vida laboral, bem como enfrentam os problemas da discriminação e da dupla jornada de trabalho.

Na ausência dos benefícios da Previdência Social, a pobreza passaria de 6,6% para 56,8 % entre as idosas e de 9,2 % para 55,5% entre os idosos. A estimativa, dos autores desta publicação, foi feita a partir de simulação utilizando dados da PNAD/2005, considerando a renda familiar *per capita* e a linha de pobreza de meio salário mínimo à época (R\$ 150,00).

O artigo sobre a desigualdade racial indicou que a Previdência cumpre um importante papel redistributivo, atenuando as diferenças de rendimento entre os brancos e os negros com 60 anos ou mais. Os benefícios previdenciários servem para atenuar as desigualdades existentes no mercado de trabalho, fato importante tendo em vista que essas disparidades são geradas, entre outros fatores, por oportunidades educacionais desiguais e pela discriminação.

Um aspecto que perpassa todos os artigos é o efeito das mudanças demográficas sobre a Previdência, ao qual estamos atentos, e que implica, ao longo do tempo, em novos contratos com a sociedade e na contínua adequação das políticas públicas.

Em seu conjunto, os estudos mostram a importância da Previdência na garantia da proteção social dos trabalhadores brasileiros e suas famílias, bem como instrumento de redução das desigualdades de gênero e raça no país.

JOSÉ PIMENTEL

Mínistro de Estado da Previdência Social

Prefácio

Este volume da Coleção da Previdência Social traz uma coletânea de cinco artigos produzidos pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR da Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG a pedido do MPS. Os artigos tratam, com grande riqueza de dados e qualidade de análise, dos efeitos das mudanças populacionais sobre a Previdência. O envelhecimento populacional, decorrente do aumento da expectativa de vida e da queda na taxa de fecundidade, a diminuição do tamanho das famílias e outras transformações demográficas demandam, ao longo do tempo, a adequação da proteção social às novas realidades.

O primeiro artigo, sobre migração e Previdência, denota que o benefício da aposentadoria pode estimular a migração, pois quebra o vínculo com o local de trabalho e abre a possibilidade de deslocamento para locais com melhor qualidade de vida, menor custo dos bens e serviços ou mesmo de retorno ao local de origem para buscar uma maior proximidade com familiares. Esse tipo de migração tem consequências importantes: alteração da distribuição espacial da demanda por sistemas de saúde, por produtos e serviços destinados à população em idades mais avançadas, bem como uma redistribuição de renda entre as regiões e municípios envolvidos. Essas consequências precisam ser incorporadas ao planejamento das políticas públicas, tendo em vista que devem ganhar importância nas próximas décadas com o envelhecimento populacional.

O estudo de caso da emigração de mineiros do estado de São Paulo mostrou que as probabilidades de migrar, para as mesmas faixas etárias consideradas, sempre foram maiores entre aposentados do que para os não aposentados, em especial no caso de migração de retorno para Minas Gerais.

O segundo estudo trata dos impactos de mudanças demográficas, mais especificamente, da composição dos dependentes previdenciários, da estrutura etária dos segurados e do comportamento da mortalidade sobre as pensões, levando em consideração as mudanças nas regras de concessão desde 1973.

O terceiro artigo, sobre gênero, enfatiza a necessidade de um equilíbrio entre duas funções da Previdência: a de proteção social, como forma de reduzir a vulnerabilidade de determinados grupos e melhorar a distribuição de renda; e a de seguro individual, que enfatiza o incentivo a contribuição por meio de uma correspondência atuarial mais justa entre benefícios e contribuições. O equilíbrio financeiro e atuarial deve ser conciliado com a redução e não a mera reprodução das desigualdades existentes no mercado de trabalho, que são fruto, entre outros fatores, de diferenças de oportunidades e de discriminação.

Esse debate é importante na questão de gênero, pois o sistema atual implica em transferência de recursos dos homens para as mulheres, com implicações atuariais nada triviais. Cabe enfatizar, entretanto, que a Previdência tem uma importância muito grande na redução da pobreza tanto para os homens com mais de 60 anos como para as mulheres dessa mesma faixa etária.

O quarto estudo trata dos efeitos da Previdência Social sobre as desigualdades raciais no Brasil. Obviamente, as diferenças na qualidade de inserção no mundo do trabalho entre brancos e negros, no que diz respeito à informalidade, rendimentos e outros aspectos, acaba se refletindo, em algum grau, no acesso e no valor dos benefícios previdenciários. Uma parte relevante dessas disparidades raciais é fruto das desvantagens dos negros relativamente aos brancos em termos de oportunidades de acumulação de capital humano e do papel inequívoco da discriminação.

Ademais, a composição dos arranjos familiares eleva ainda mais as desigualdades entre brancos e negros, tendo em vista que os diferenciais, considerando a renda familiar per capita, são maiores que aqueles prevalecentes nos rendimentos individuais. Uma das razões que explicam tal resultado é que os não brancos tendem a compor famílias mais numerosas e com maior número de dependentes vis-à-vis os brancos.

Como demonstrado pelo estudo, a Previdência não reproduz essas desigualdades existentes no mercado de trabalho, mas ao contrário, serve como mecanismo de redução das disparidades raciais entre os idosos. A estimativa das razões entre benefício e contribuições de brancos e negros ao longo do ciclo de vida, seria maior para os últimos, mesmo eles tendo uma expectativa de vida menor, que reduz o tempo médio de gozo do benefício.

O artigo defende a combinação de uma Previdência Social que promova a redistribuição de renda protegendo os indivíduos mais pobres (critério sócio-econômico) com políticas que visem à redução das desigualdades raciais em todas as etapas do ciclo de vida e não apenas na velhice.

Por fim, o último estudo avalia os impactos das mudanças na Previdência Rural na Constituição de 1988 e sua posterior regulamentação na década de 90 sobre a oferta de trabalho no campo.

Os artigos fornecem subsídios para as Políticas Públicas de Previdência Social frente às mudanças populacionais em curso e se constituem em um excelente material para reflexão.

HELMUT SCHWARZER

Secretário de Políticas de Previdência Social
Ministério da Previdência Social

Migração e Previdência Social no Brasil entre 1980 e 2000

Marden Barbosa de Campos *

Alisson Flávio Barbieri **

José Alberto Magno de Carvalho **

1. Introdução

A aquisição do benefício de aposentadoria permite ao indivíduo algumas possibilidades de decisão, dentre outras, referentes à mudança permanente de domicílio entre municípios ou mesmo entre Unidades da Federação. Este benefício pode liberar o indivíduo da necessidade de residir em uma localidade, pois quebra o vínculo com o local de trabalho, além de possibilitar ganhos adicionais de renda e, por isto, melhor posição quanto à escolha residencial. Logo, o fato de se aposentar pode funcionar como um estímulo à migração. Além disto, a migração pós-aposentadoria pode ser atrativa para aqueles que buscam redução do custo de vida, reunião familiar e moradia em locais que apresentam certas amenidades.

Embora existam estudos sobre o tema em outros países, tanto referentes à migração interna de aposentados, quanto às migrações internacionais, no Brasil este fenômeno tem sido pouco discutido. Como estes movimentos populacionais repercutem em diversos aspectos da realidade social, como variação da pressão sobre sistemas locais de saúde e assistência médico-hospitalar, criação de novas oportunidades de emprego e prestação de serviços, e mesmo efeitos sobre a distribuição de renda entre municípios, torna-se relevante sua discussão e análise. Além disto, devido ao processo de rápido envelhecimento da população brasileira, que apresentará um percentual cada vez maior de pessoas em idade elegível para receber aposentadoria nas próximas décadas¹, é provável que a participação destes indivíduos nos movimentos populacionais se amplie, assim como suas consequências para a sociedade brasileira.

O objetivo deste artigo é realizar uma análise focada nas migrações interestaduais dos aposentados e pensionistas no Brasil, realizadas nas décadas de 1980 e 1990. Busca-se, também, localizar algumas regiões de destino destes fluxos migratórios, visando levantar possíveis consequências do fenômeno.

* Doutoranda do CEDEPLAR/UFMG

** Professor do Departamento de Demografia – CEDEPLAR/UFMG

¹ Segundo as projeções do IBGE, em 2050 a proporção de indivíduos com 50 anos e mais de idade será de 36,5% da população brasileira, enquanto em 2000 este mesmo percentual era de 15,9% (IBGE, 2004).

O artigo divide-se da seguinte maneira. A seção 2 trata dos movimentos migratórios observados no País na segunda metade do século passado. Em seguida, a seção 3 apresenta o perfil etário dos beneficiários de aposentadoria e pensão no Brasil, de 1960 a 2000. A seção 4 apresenta os marcos conceituais desta análise, assim como a seção 5 descreve os dados e o método utilizados. Em seguida, a seção 6 descreve os resultados encontrados e, na seção 7, estão colocadas as principais conclusões e as implicações para políticas públicas.

2. Movimentos migratórios recentes no Brasil

Para que possamos compreender melhor a migração recente de aposentados e pensionistas no Brasil, é necessário o conhecimento do contexto geral dos movimentos migratórios que vêm ocorrendo no País nas últimas décadas, o que será discutido a seguir.

2.1. Reconstituição histórica

A segunda metade do século XX foi marcada por intensos movimentos migratórios entre as Unidades da Federação brasileiras. Dentro do processo de industrialização e modernização da sociedade, um grande contingente populacional partiu das áreas economicamente mais estagnadas do País para regiões que apresentavam crescente dinamismo econômico e oportunidades de emprego.

A concentração industrial nas grandes cidades atraiu a população das áreas rurais, assim como das áreas urbanas menos desenvolvidas. Estas áreas ficaram relativamente à margem do processo de desenvolvimento e atuaram como expulsoras da população, em função, dentre outros aspectos no meio rural, da alta concentração fundiária e da modernização agrícola, o que engendrou um processo de crescente substituição do trabalho pelo capital. Como os investimentos industriais se concentraram nas grandes metrópoles da Região Sudeste, principalmente em São Paulo e no Rio de Janeiro, os principais fluxos populacionais se direcionaram para estes locais. É nesse sentido que, referindo-se ao padrão migratório interestadual brasileiro observado entre 1950 e 1980, BRITO destaca:

“As trajetórias dominantes articulavam os dois grandes reservatórios de força de trabalho, o Nordeste e Minas Gerais, com os estados onde ocorria o maior crescimento industrial e com as regiões de expansão da fronteira agrícola e mineral” (BRITO, 2002).

Durante os anos 60, saíram do Nordeste em torno de 2,2 milhões indivíduos, e no decorrer dos anos 70, mais de 3 milhões. A Região Sudeste apresentou um ganho líquido de 816 mil na década de 1960, e de 2,2 milhões na década de 1970 (RIBEIRO, 1997).

Em termos estaduais, na década de 1970, pico dos movimentos migratórios internos no Brasil, Minas Gerais destacava-se como o principal Estado de origem dos migrantes

do País, apresentando uma perda líquida de 1,6 milhões de indivíduos, sendo que grande parte deslocou-se para São Paulo. No mesmo período, esse Estado recebeu mais de 1,7 milhões de imigrantes (RIBEIRO, 1997).

2.2. Padrão recente

A partir da década de 1980, passaram a ocorrer modificações importantes nas migrações interestaduais no Brasil. Devido à mudanças na estrutura produtiva, crise econômica e esgotamento da capacidade de absorção dos excedentes populacionais pelos antigos centros receptores, as migrações internas passaram para uma nova etapa, “na qual o histórico êxodo rural cede lugar à novos arranjos espaciais.” (RIGOTTI, 1999)

Além disto, conforme destacam BRITO, GARCIA e SOUZA (2004) as “virtudes das grandes cidades desapareceram diante da violência urbana, do desemprego, das dificuldades de acesso aos serviços públicos básicos e à moradia.” Diminuem os ganhos populacionais de São Paulo e Rio de Janeiro, enquanto o Nordeste e Minas Gerais passam a perder menos população.

Tanto no Nordeste como em Minas Gerais, a diminuição da perda líquida de população seria consequência da desaceleração da emigração, aliada a um aumento da imigração, principalmente aquela composta por migrantes de retorno (RIBEIRO, 1997). A migração interestadual de retorno, com destino às regiões que historicamente vinham perdendo população, é composta daqueles indivíduos que regressam para as Unidades da Federação em que nasceram.

Segundo apresentado em BRITO e CARVALHO (2006), a maioria dos emigrantes de São Paulo que se dirigiram para o Nordeste e para Minas Gerais, se constituem, majoritariamente, de migrantes de retorno. Entre 1999 e 2004, dentre os migrantes provenientes de São Paulo, os retornados corresponderam a 43% dos que chegaram a Minas Gerais, superaram 60% dos que chegaram aos estados do Nordeste, sendo que, no Ceará, corresponderam a 76% dos imigrantes, no mesmo período².

Cabe destacar, também, que neste período tem início a emigração de brasileiros para o exterior, levando o país a apresentar saldo migratório internacional negativo nas décadas de 1980 e 1990 (CARVALHO, 1996 e CARVALHO e CAMPOS, 2006).

É importante destacar a magnitude das trocas populacionais ocorridas entre Minas Gerais e São Paulo durante a segunda metade do século passado. Conforme salienta RIGOTTI (1999), Minas Gerais e São Paulo sempre tiveram posição de destaque nos movimentos migratórios internos do País e “forte inter-relação, tanto pelo volume do contingente de migrantes, quanto pelo relacionamento recíproco e recorrente”.

² Nestes percentuais, não estão incluídos os parentes, principalmente cônjuges não-naturais, que acompanharam os chefes de família retornados.

3. Padrão etário dos benefícios previdenciários

Atualmente, as regras previdenciárias dão o direito à aposentadoria aos trabalhadores urbanos do sexo masculino aos 65 anos de idade, e do sexo feminino aos 60 anos de idade. Os trabalhadores rurais podem pedir aposentadoria por idade com cinco anos a menos: homens aos 60 anos, e mulheres aos 55 anos. O trabalhador também pode se aposentar por tempo de contribuição. Para ter direito à aposentadoria integral, o trabalhador homem deve comprovar pelo menos 35 anos de contribuição. A trabalhadora mulher, 30 anos. Para requerer a aposentadoria proporcional, o trabalhador tem que combinar dois requisitos: tempo de contribuição e idade mínima. Os homens podem requerer aposentadoria proporcional aos 53 anos de idade e 30 anos de contribuição. As mulheres aos 48 anos de idade e 25 de contribuição. Existem, também, as aposentadorias especiais, que podem ser requeridas por algumas categorias especiais de trabalhadores, aos 15, 20 ou 25 anos de serviço, além da aposentadoria por invalidez, que não estabelece limite de idade ou tempo de contribuição.

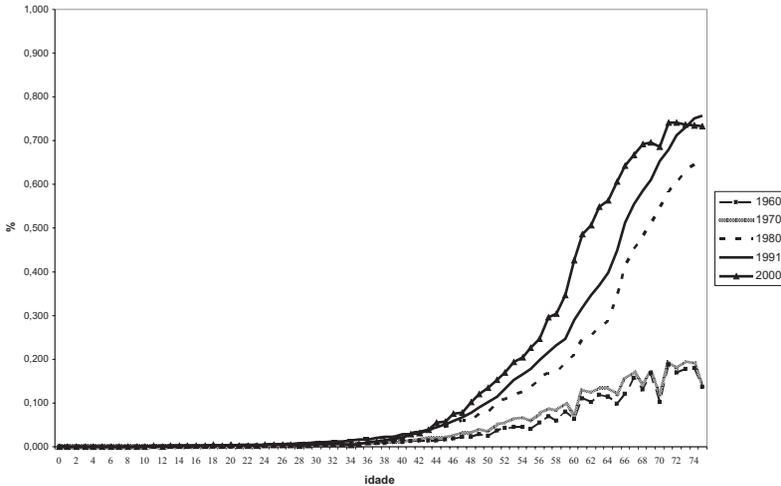
A pensão é um benefício pago à família do trabalhador quando ele morre, e não é vinculada à idade do beneficiário.

As regras previdenciárias passaram por modificações durante nosso período de estudo. Até 1988, existia a aposentadoria por tempo de serviço, quando os homens precisavam trabalhar 30 anos para solicitar aposentadoria proporcional, e 35 anos, para requerer a aposentadoria integral. As mulheres precisavam trabalhar cinco anos a menos do que os homens, para adquirirem os mesmos direitos. Naquele ano, houve a universalização do direito à aposentadoria, o que proporcionou a oportunidade do trabalhador rural se aposentar, mesmo que não tivesse contribuído.

Em 1998, o “tempo de serviço” foi substituído por “tempo de contribuição”. Acabou a aposentadoria proporcional e fixou-se um limite inferior de idade nas regras de transição para a aposentadoria integral no setor público, de 53 anos para os homens e 48 para as mulheres.

O Gráfico 1 apresenta o perfil etário dos beneficiários de aposentadoria e pensão no Brasil desde a década de 1960. Conforme se pode observar, houve um aumento significativo de beneficiários a partir da década de 1980. Isto ocorreu, tanto em função do envelhecimento populacional, quanto da ampliação, nesta época, da abrangência do sistema previdenciário brasileiro.

Gráfico 1 – Porcentagem de indivíduos recebendo aposentadoria e pensão, por idade – ambos os sexos - Brasil, 1960-2000



Fonte: QUEIROZ (2005)

4. Marco conceitual

Na literatura internacional, são recorrentes os estudos que destacam a associação entre migração e aposentadoria. Esta é tomada como um dos principais estímulos dos fluxos populacionais que ocorrem em várias regiões, relativos aos indivíduos em idades mais avançadas. (KING *et al* 1998, US CENSUS BUREAU, 2003; WALTERS, 2000; BURES, 1997; ROGERS, 1988).³

Dentre as abordagens utilizadas para explicar a mobilidade da população, uma que tem sido muito utilizada é a que relaciona as migrações às etapas do ciclo de vida, principalmente quando se trata de explicar a migração da população em idade avançada. Eventos como as descontinuidades do período educacional, o ingresso no mercado de trabalho, o casamento, nascimento dos filhos, aposentadoria e viuvez, por exemplo, são apontados como importantes estímulos aos movimentos migratórios, por induzirem um rearranjo na composição domiciliar (WALTERS, 2002).

Dado que estas etapas do ciclo de vida normalmente se manifestam em idades específicas e que apresentam forte associação com as migrações, estas acabam sendo altamente seletivas em relação à idade. Devido a isto, ROGERS e CASTRO (1981) estimaram algumas curvas que refletem a incidência de taxas migratórias por idade e que compõem os “modelos etários de migração”. Nestes modelos, destacam-se três picos

³ Para uma bibliografia sobre o tema ver, por exemplo, WALTERS (2002) e KING, et. al. (1998).

migratórios, referentes aos grupos etários onde as taxas específicas de migração são geralmente mais elevadas. Além de um pico migratório na infância, relativo às migrações das crianças em acompanhamento às dos pais, e um nas idades adultas jovens, relativo à mobilidade laboral, destaca-se um pico situado em torno dos 65 anos, para os homens, e um pouco antes, para as mulheres, relativo às migrações dos aposentados (*retirement peak*) (ROGERS e CASTRO, 1981).

Estudos que analisam movimentos migratórios, quase que obrigatoriamente, partem do modelo teórico desenvolvido em 1966 por Everett Lee, denominado “modelo push-pull”. Neste modelo, são apontados os chamados “fatores do ato migratório”. Dentre os elementos que contribuem para a decisão de migrar, destacam-se fatores associados ao local de origem (expulsores), fatores associados ao local de destino (atrativos), obstáculos intervenientes (“custos” de transporte), além dos fatores pessoais dos migrantes. (LEE, 1980).

Conforme destacado, as condições de habitação nos grandes centros urbanos brasileiros se agravaram sensivelmente nas últimas décadas, tanto no que se refere à elevação no custo de vida e ao aumento dos índices de violência, quanto à poluição e queda da qualidade de vida. A necessidade de residência em uma dada localidade muitas vezes está relacionada à presença do indivíduo junto do seu local de trabalho. O fato de se aposentar, ou passar a receber pensão, pode liberar o indivíduo para mudar de domicílio, migrando para outro município que lhe pareça mais adequado. Além do mais, a renda extra advinda destes benefícios também pode melhorar sua posição quanto à escolha residencial.

A busca por locais que apresentam amenidades – como melhores condições de moradia e qualidade ambiental –, por redução do custo de vida, além do anseio de retornarem para as regiões onde nasceram, podem ser estímulos importantes para que aposentados e pensionistas migrem.

Ademais, a maior facilidade atual de comunicação e transporte é mais um fator que permite ao indivíduo se afastar fisicamente dos grandes centros. Pode recorrer a eles quando necessário, tanto na forma de consumo a distância de produtos e serviços, quanto ao deslocamento, quando necessário. Estas facilidades acabam por encurtar a “distância” entre as localidades.

Dentro deste contexto, a passagem para a condição de aposentado ou pensionista pode se configurar como um estímulo à migração. O que está por trás desta associação entre migração e aposentadoria é a idéia de que a aposentadoria libera os indivíduos da necessidade de residir onde há disponibilidade de emprego (WALTERS, 2000). Os recém-aposentados que gozam de boa saúde e boa condição financeira podem migrar para áreas com climas mais favoráveis, boas opções de lazer, e menor custo de vida, por exemplo.

Na literatura internacional, existem algumas evidências de que alguns indivíduos, dada a iminente aposentadoria, migram antes mesmo de se aposentarem de fato, seguindo a mesma lógica dos recém-aposentados (BURES, 1997).

Embora a busca por benefícios materiais, como melhor rendimento e ocupação, seja apontada como o principal estímulo aos movimentos migratórios, principalmente entre os grupos etários que mais migram – as idades adultas jovens –, é certo que outros fatores também funcionam como determinantes dos movimentos populacionais. Isto é ainda mais válido quando tratamos de grupos etários específicos. A migração é um fenômeno altamente seletivo quanto à idade do indivíduo, assim como seus determinantes, que variam conforme as características pessoais e etapas do ciclo de vida. A migração da população em idade mais avançada é um típico processo que exemplifica esta questão.

No caso brasileiro, as relações sociais e econômicas que os indivíduos normalmente mantêm com seus locais de origem podem fazer com que aqueles que se deslocaram para as regiões mais dinâmicas do país nas últimas décadas, ao se verem “liberados” da necessidade de residir nestas regiões, retornem para os estados em que nasceram.

As chamadas “redes sociais” se configuram como um importante elemento a influenciar as migrações de retorno. A existência de parentes e amigos nos locais de destino aumenta consideravelmente a probabilidade dos indivíduos migrarem para estes lugares (BARBIERI, 2006). Isto é extremamente verdadeiro na escolha do local de destino dos movimentos migratórios dos aposentados.

Nossa hipótese é de que a aquisição dos benefícios de aposentadoria e pensão possa aumentar a probabilidade do indivíduo migrar, dos locais para onde se dirigiu anteriormente em busca de melhor inserção no mercado de trabalho e de melhores rendimentos, para regiões que consideram mais adequadas para viver. Acreditamos ainda que estes indivíduos migrem prioritariamente para as Unidades da Federação em que nasceram, participando do movimento migratório interestadual de retorno.

Como um estudo de caso, iremos analisar os movimentos migratórios com origem no Estado de São Paulo, tendo por destino Minas Gerais. Conforme destacado, este é o principal fluxo migratório interestadual do Brasil e a participação dos indivíduos retornados é significativa. Neste sentido, é bastante provável que as características gerais dos fluxos migratórios da população em idades mais avançadas, ocorridos recentemente no País, que se enquadram num mesmo “padrão migratório”, conforme definido por BRITO (2002), estejam representadas nas trocas populacionais efetuadas entre estes estados.

5. Dados e método

Nossa análise será realizada com base nos dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000, do IBGE. Devido à falta de registros administrativos confiáveis, e à inexistência de um levantamento sistemático sobre deslocamentos populacionais, o estudo das migrações no Brasil depende quase que exclusivamente das informações provenientes dos censos demográficos. Embora a Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (PNAD), realizada pelo IBGE, também levante questões sobre migração e forneça

resultados mais atualizados, seu tamanho amostral não é satisfatório para nossa análise, que necessitará desagregar as informações por idade, sexo e condição de aposentadoria, dentre outros aspectos.

Levantaremos a composição do fluxo populacional dirigido para Minas entre 1986 e 1991, e entre 1995 e 2000, destacando a participação dos migrantes de retorno e dos aposentados. Em seguida, serão estimadas probabilidades de migrar para os indivíduos, nascidos em Minas Gerais, que residiam no Estado de São Paulo cinco anos antes da realização dos censos.

Para o cálculo destas probabilidades, é necessário que se faça a reconstrução da população de mineiros residentes em São Paulo cinco anos antes dos censos. Isto é possível, dado o quesito, presente nos Censos de 1991 e 2000, sobre o local de residência em uma data específica que, no caso brasileiro, refere-se à exatos cinco anos anteriores à data de referência do censo (informação de data fixa)⁴.

Com isto, poderemos estimar, com certa precisão, o total de indivíduos, nascidos em Minas Gerais, que residiam no Estado de São Paulo em 1º de setembro de 1986 e em 1º de agosto de 1995, tendo como base os dados dos Censos de 1991 e 2000, que têm como referência, respectivamente, 1º de setembro de 1991 e 1º de agosto de 2000.

A limitação fica por conta dos indivíduos que faleceram entre estas datas, em cada período, e também dos que migraram para o exterior, pois estes não estarão incluídos na população reconstituída, embora estivessem presentes na população real, na data fixa. Quanto à primeira limitação, pressupomos que não houve diferenciais significativos de mortalidade entre os indivíduos que permaneceram ou emigraram de São Paulo dentro do período e, por isto, mesmo que os resultados das estimativas possam ser afetados, o mesmo não ocorrerá com as diferenças relativas às probabilidades de migrar ou não. Quanto aos emigrantes internacionais, dada a inexistência de registros de saídas de brasileiros para o exterior e, conseqüentemente, a imprecisão dos métodos de correção, acreditamos que uma tentativa de ajuste poderá acarretar numa distorção de nossas estimativas, ao invés de aumentar a sua precisão.

O total de mineiros residentes em São Paulo cinco anos antes dos censos será composto por aqueles indivíduos nascidos em Minas Gerais que na data de referência do Censo estavam vivos, residindo no Brasil, e se enquadravam em uma das seguintes categorias:

- continuavam residindo em São Paulo (não-migrantes);
- residiam em outra Unidade da Federação (migrantes);
- haviam retornado para Minas Gerais (migrantes de retorno).

⁴ A informação de data-fixa possui vantagens analíticas com relação à outras informações sobre migração, devido à possibilidade de conexão precisa entre locais de origem e destino, em pontos específicos do tempo e, conseqüentemente, estimação de saldos migratórios, taxas de migração e outros indicadores. Para maiores detalhes, ver RIGOTTI (1999).

Dividindo-se então o número de indivíduos que se enquadram em cada uma destas categorias no final do período (data de referência dos censos), pelo total reconstituído de mineiros residentes em São Paulo cinco anos antes dos censos (informação de data-fixa), teremos as probabilidades destes indivíduos terem continuado residindo em São Paulo, emigrado para outra UF ou retornado para Minas Gerais.

Estas probabilidades serão calculadas por idade e por condição de “aposentado” e “pensionista”. Com relação à idade, um ajuste temporal é necessário, visto que as probabilidades se referem ao início do período. Logo, da idade do indivíduo captada pelos censos serão subtraídos cinco anos.

Por se tratar de um estudo piloto, e como os aposentados se encontram, majoritariamente, entre os homens, e os pensionistas, entre as mulheres, para os homens, iremos analisar apenas a condição “aposentado”, enquanto para as mulheres, apenas a condição “pensionista”. No caso do Censo de 1991, não temos como separar os indivíduos que eram simultaneamente “aposentados e pensionistas”. No entanto, análises preliminares realizadas, mostram que isto não causa distorções significativas nas probabilidades.

Devemos lembrar que a condição de aposentado ou pensionista dos migrantes refere-se à data de referência dos censos, ou seja, ao final dos quinquênios 1986-1991 e 1995-2000. Não há a informação se o indivíduo aposentou-se, ou recebeu a pensão, antes ou depois de migrar. Embora isto possa limitar nossa análise quanto à *causalidade* da relação, a análise dos padrões etários nos possibilitará estimar a *associação* entre aposentadoria, pensão e migração.

Por fim, os dados serão distribuídos pelas mesoregiões de Minas Gerais, visando identificar os padrões espaciais destes fluxos migratórios.

6. Resultados

O fluxo de migrantes para Minas Gerais tem aumentado consideravelmente. Estado historicamente perdedor de população, Minas passou a apresentar, nos últimos anos, saldos migratórios positivos. Uma parte importante de seus imigrantes é composta por indivíduos nascidos no Estado que antes residiam em outras UFs, denominados migrantes de retorno.

Conforme observado na Tabela 1, o número de imigrantes interestaduais de Minas Gerais cresceu 21% entre 1986/1991 e 1995/2000, pelo critério de data-fixa. Também podemos notar que a participação dos retornados é significativa nos dois períodos.

Merece destaque a participação dos imigrantes de retorno aposentados. Entre 1986 e 1991, 9.633 dos imigrantes de retorno estavam aposentados na data do Censo. Já entre 1995-2000, este número aumentou 93%, e mais de 18 mil imigrantes se encontravam aposentados. Assim, a participação dos aposentados entre os retornados atingiu 11,2% em 2000, comparando com 6,2% em 1991.

Tabela 1 – Total de imigrantes interestaduais de Minas Gerais, retornados, e retornados aposentados, por período

Período	Imigrantes	Retornados	Retornados aposentados	% de aposentados entre os retornados
1986-1991	371.886	155.323	9.633	6,2
1995-2000	450.716	166.526	18.602	11,2
<i>variação %</i>	21,2	7,2	93,1	80,1

Fonte: IBGE, 1991 e 2000.

As Tabelas 2 e 3 apresentam, para a população com 45 anos e mais de idade na data do censo (portanto, 40 anos e mais no início do quinquênio), a população reconstituída de mineiros que residia em São Paulo cinco anos antes dos censos, sobreviventes, e que estavam no Brasil na data censitária, assim como os indivíduos que lá permaneceram ou migraram para outras UFs, e as probabilidades referentes a cada situação migratória. Os resultados completos dos cálculos estão apresentados no Anexo A.

Tabela 2 – Homens naturais de Minas Gerais, com 45 anos e mais de idade na data do censo, por período, status migratório, probabilidades de migrar e retornar, e condição de aposentadoria

Condição	Residentes em SP 5 anos antes	Permaneceram em SP	Emigrantes de SP	Retornados para MG	Emigrantes p/outras UFs	Probabilidade de:		
						Permanecer em SP	Emigrar	Retornar p/ MG
1991								
Aposentados	107.619	104.192	3.427	2.437	990	0,968	0,032	0,023
Não-aposentados	183.501	178.020	5.480	3.912	1.568	0,970	0,030	0,021
2000								
Aposentados	171.838	163.960	7.878	6.315	1.564	0,954	0,046	0,037
Não-aposentados	226.906	218.625	8.281	5.939	2.342	0,964	0,036	0,026

Fonte: IBGE, 1991 e 2000

Tabela 3 – Mulheres naturais de Minas Gerais, com 45 anos e mais de idade na data do censo, por período, status migratório, probabilidades de migrar e retornar, e condição de pensionista

Condição	Residentes em SP 5 anos antes	Permaneceram em SP	Emigrantes de SP	Retornadas para MG	Emigrantes p/outras UFs	Probabilidade de:		
						Permanecer em SP	Emigrar	Retornar p/ MG
1991								
Aposentadas	53.690	52.567	1.123	895	229	0,979	0,021	0,017
Não-aposentadas	279.592	272.391	7.200	5.272	1.928	0,974	0,026	0,019
2000								
Aposentadas	61.013	59.540	1.474	1.129	344	0,975	0,024	0,019
Não-aposentadas	407.730	395.402	12.328	9.474	2.854	0,970	0,030	0,023

Fonte: IBGE, 1991 e 2000

A Tabela 2 refere-se aos homens. A condição utilizada para a comparação foi a de “aposentado”, dado que o volume de homens pensionistas no Brasil é relativamente baixo.

Podemos observar que as probabilidades de emigrar foram sempre maiores para os aposentados do que para os não-aposentados. Embora as probabilidades não sejam muito diferentes em 1991, a probabilidade de emigrar entre 1995 e 2000, para um indivíduo que estava aposentado ao final do período, foi 26% maior do que a de um indivíduo que não estava aposentado. Além disto, um aposentado apresentou, entre 1995 e 2000, uma probabilidade 44% maior de retornar para Minas Gerais, do que a probabilidade de retornar de um indivíduo que não estava aposentado.

A Tabela 3 refere-se às mulheres e a condição de comparação foi “pensionista”. Contrariamente ao observado para os homens, na relação entre aposentadoria e migração, as probabilidades de migrar para as mulheres pensionistas são inferiores as probabilidades das não-pensionistas, em ambos os censos.

O recebimento de pensão não está necessariamente vinculado a uma etapa do ciclo de vida, assim como também não se vincula à situação no mercado de trabalho, e a outros aspectos discutidos nesta análise. Sendo assim, há uma maior dificuldade para se vincular a condição de “pensionista” à decisão de migrar. Devido a isso, a partir deste ponto concentraremos a discussão nos resultados obtidos para os aposentados.

A Tabela 4 apresenta, por grupo etário a partir de 40 anos, as razões entre as probabilidades de migrar dos aposentados e as probabilidades de migrar dos não-aposentados, para os períodos 1986-1991 e 1995-2000. A Tabela apresenta também as razões entre as probabilidades de retornar dos aposentados e as probabilidades de retornar dos não-aposentados.

Nos dois períodos, as probabilidades de migrar entre os aposentados são sempre superiores às dos não-aposentados, com exceção do grupo etário 60 a 64 anos captado pelo Censo 2000, em que as probabilidades são praticamente iguais.

As probabilidades de retornar para Minas também são sempre maiores para os aposentados do que para os não-aposentados. Estas razões superam aquelas referentes às probabilidades de emigrar de aposentados e não aposentados, independente da UF de destino.

Todas estas razões, por grupo etário, foram maiores no ano 2000 do que em 1991.

Tabela 4 – Razões entre as probabilidades de aposentados e não-aposentados mineiros, de emigrarem de São Paulo, assim como de retornarem para Minas Gerais, por período e grupos etários selecionados

Idade 5 anos antes do censo	Razão das probabilidades de emigrar		Razão das probabilidades de retornar	
	1991	2000	1991	2000
40 a 45	1,24	2,09	1,27	2,59
45 a 49	1,69	2,24	1,94	2,49
50 a 54	1,35	1,82	1,46	1,99
55 a 59	1,24	1,31	1,02	1,56
60 a 64	1,92	0,99	2,42	1,16
65 a 69	3,46	1,19	8,72	2,46
70 a 74	1,54	1,73	2,28	1,79

Fonte: IBGE, 1991 e 2000

Nas Tabelas 5 e 6 estão apresentadas as proporções de aposentados entre a população reconstituída de mineiros residentes em São Paulo cinco anos antes dos censos de 1991 e 2000, respectivamente, assim como entre os emigrantes e os retornados.

Tabela 5 – Proporção de aposentados, no final do quinquênio, entre os naturais de Minas Gerais que residiam em São Paulo cinco anos antes, por status migratório em 1991, segundo a idade.

Idade em 1986	Residentes em SP 5 anos antes	Permaneceram em SP	Emigrantes de SP	Retornados para MG
40 a 44	7,78	7,71	9,46	9,69
45 a 49	20,02	19,71	29,78	32,64
50 a 54	32,60	32,42	39,45	41,35
55 a 59	43,65	43,51	49,01	44,23
60 a 64	72,91	72,64	83,79	86,71
65 a 69	89,76	89,52	96,81	98,71
70 a 74	93,11	93,06	95,43	96,86
75 a 79	93,08	92,96	100,00	100,00

Fonte: IBGE, 1991.

Tabela 6 – Proporção de aposentados, no final do quinquênio, entre os naturais de Minas Gerais que residiam em São Paulo cinco anos antes, por status migratório em 2000, segundo a idade

Idade em 1995	Residentes em SP 5 anos antes	Permaneceram em SP	Emigrantes de SP	Retornados para MG
40 a 44	14,97	14,33	26,87	31,31
45 a 49	26,99	26,06	45,33	47,94
50 a 54	38,68	38,12	53,45	55,65
55 a 59	52,09	51,80	58,82	62,85
60 a 64	72,40	72,41	72,27	75,32
65 a 69	86,42	86,36	88,32	93,99
70 a 74	90,52	90,43	94,30	94,47
75 a 79	92,71	92,88	85,49	93,64

Fonte: IBGE, 2000.

Podemos observar, nessas tabelas, que a proporção de aposentados entre os emigrantes é sempre maior do que entre os não-migrantes, com exceção daqueles com idade entre 75 e 79 anos em 1995. Em relação aos retornados, a proporção de aposentados foi sempre maior, nos dois períodos observados.

As diferenças mais significativas, em termos da proporção de aposentados entre os não-migrantes e migrantes, e também entre os não-migrantes e retornados, encontram-se nos grupos etários relativamente mais jovens, principalmente no ano 2000. Por exemplo, a proporção de aposentados em 2000, entre os mineiros de 40 a 44 anos em 1995, retornados a Minas Gerais, era de 31,3%, enquanto entre aqueles na mesma idade e condição de aposentadoria que continuaram em São Paulo até 2000, a proporção de aposentados era de apenas 14,3%.

Por fim, a Tabela 7 mostra a distribuição dos imigrantes mineiros de retorno, originários de São Paulo, do sexo masculino, por mesoregião de residência em Minas Gerais, assim como sua condição de aposentadoria em 2000.

Tabela 7 – Distribuição dos homens retornados de São Paulo para Minas Gerais, e retornados e aposentados em 2000, por mesoregião de Minas Gerais – 1995-2000

Mesoregião	Retornados de SP	Retornados aposentados	% de aposentados dentre os retornados
Sul/Sudoeste de Minas	26.679	4.522	16,95
Zona da Mata	8.023	1.302	16,22
Metropolitana de Belo Horizonte	11.447	1.057	9,24
Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba	7.816	842	10,77
Vale do Rio Doce	7.319	674	9,21
Norte de Minas	8.634	617	7,15
Oeste de Minas	3.528	433	12,28
Campo das Vertentes	2.497	373	14,94
Jequitinhonha	3.593	278	7,74
Vale do Mucuri	2.098	176	8,41
Central Mineira	840	101	12,01
Noroeste de Minas	351	33	9,52
Total	82.825	10.409	12,57

Fonte: IBGE, 2000.

O Sul/Sudoeste de Minas destaca-se tanto pelo elevado número de retornados, quanto pelo percentual de aposentados. Isto decorre, provavelmente, pela proximidade geográfica e a vinculação econômica da região com o estado de São Paulo. As mesoregiões da Zona da Mata e Campo das Vertentes, embora não sejam os principais destinos dos imigrantes de retorno provenientes de São Paulo, apresentem um percentual de aposentados acima da média estadual.

7. Conclusões e implicações para políticas públicas

A partir dos resultados apresentados, ainda que referentes apenas à emigração de mineiros provenientes do estado de São Paulo, parece que, à semelhança do que ocorre em diversos países, há uma associação entre aposentadoria e migração no Brasil. As probabilidades de migrar foram sempre maiores entre os indivíduos que estavam aposentados ao final do período, do que entre aqueles que não se aposentaram. Quanto à migração de retorno, as probabilidades referentes aos aposentados foram ainda maiores do que àquelas calculadas para os não-aposentados.

Parece ser verdadeira a hipótese de que a quebra do vínculo com o local de trabalho, proporcionada pela aposentadoria, induz indivíduos que desejam, por exemplo, viver em locais que apresentam certas amenidades ou menor custo de vida, a migrarem para estes lugares. Mais do que isto, a aposentadoria proporciona a chance dos indivíduos retornarem para os seus estados de nascimento, provavelmente para viverem em companhia de amigos e familiares.

De acordo com as evidências obtidas, não foi possível inferir sobre a existência de relação entre o recebimento de pensão e migração, dado que este benefício distingue-se da aposentadoria em diversos aspectos, dentre eles a inexistência de um vínculo estreito com a idade do beneficiário.

Ainda que tenhamos estudado apenas as migrações de retornados entre São Paulo e Minas Gerais, elas constituem um dos principais fluxos migratórios interestaduais do País, e se enquadram no “padrão migratório dominante”, conforme definido por BRITO (2002). Deste modo, as trocas populacionais ocorridas entre outras Unidades da Federação, que se enquadram neste mesmo “padrão migratório”, provavelmente apresentem características semelhantes.

Como no Brasil o fato de se aposentar não impede o indivíduo de continuar trabalhando, é provável que muitos dos migrantes de retorno aposentados tenham continuado a trabalhar no lugar de destino. Neste caso, talvez tenham se deslocado visando melhor posição no mercado de trabalho, o que pode ajudar a explicar as probabilidades de migrar, e mesmo de retornar, mais elevadas nas idades relativamente mais jovens.

O fato de algumas mesoregiões apresentarem um percentual relativamente elevado de imigrantes aposentados, apesar de não serem os principais destinos migratórios do Estado, pode indicar a preferência por localidades com melhores condições de vida, ao invés de escolha vinculada a questões laborais.

Este tipo de migração tem consequências importantes, principalmente no nível local e regional. Dentre estas, destacam-se a pressão sobre os sistemas de saúde, a demanda por produtos e serviços destinados à população em idades mais avançadas, os impactos sobre o mercado imobiliário e as alterações na estrutura etária. Estes impactos podem ser significativos nas regiões de destino dos migrantes, mormente em determinados municípios. Ademais, a associação entre migração e aposentadoria pode provocar uma redistribuição de renda entre as regiões e municípios envolvidos.

Devido à tendência de crescente envelhecimento da população brasileira e o conseqüente aumento da população em idade elegível para receber a aposentadoria, prevê-se que a migração de aposentados, e suas implicações, ganhe importância nas próximas décadas. Teremos, entretanto, que aguardar os resultados do próximo Censo, de 2010, para fazermos previsões mais seguras.

8. Referências bibliográficas

- BARBIERI, A. F. People, land, and context: Multi-scale dimensions of population mobility in the Ecuadorian Amazon. Ann Arbor: Proquest/UMI, 2006. 218p.
- BRITO, F. População, espaço e economia numa perspectiva histórica: o caso brasileiro. 1997. Tese (doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais.
- BRITO, F. Brasil, final de século: a transição para um novo padrão migratório? In: CARLEIAL, A. N. Rio de Janeiro, 2002.

BRITO, F.; CARVALHO, J. A. M. As migrações internas no Brasil: As novidades sugeridas pelos Censos Demográficos de 1991 e 2000 e pelas PNADs recentes. Anais do XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Caxambu, 18 a 22 de Setembro de 2006.

BRITO, F.; GARCIA, R. A.; SOUZA, R. V. As tendências recentes das migrações interestaduais e o padrão migratório. Anais do XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Caxambu, 20 a 24 de Setembro de 2004.

BURES, R. Migration and the life course: Is there a retirement transition? *International Journal of Population Geography* 3, 2. 1997

CARVALHO, J. A. M. O saldo dos fluxos migratórios internacionais no Brasil na década de 80: uma tentativa de estimação. In: PATARRA, N. L. (coord.) *Migrações internacionais: herança XX, agenda XXI*. Campinas: FNUAP, 2006.

CARVALHO, J. A. M.; CAMPOS, M. B. A variação do saldo migratório internacional do Brasil. *Estudos Avançados/USP*, vol.57. São Paulo, IEA, 2006.

IBGE, Censo Demográfico 1991. Microdados da Amostra. Rio de Janeiro, 1991.

IBGE, Censo Demográfico 2000. Microdados da Amostra. Rio de Janeiro, 2000.

IBGE, Projeção da população, 1980-2050. Rio de Janeiro, 2004. (extraído de http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/projecao_da_populacao/default.shtm em 21 de junho de 2007).

KING, R., WARNES, A.M. AND WILLIAMS, A.M. International retirement migration in Europe. *International Journal of Population Geography*, 4 (2): 91-112. 1998

LEE, E. Uma teoria sobre as migrações. In: MOURA, H. *Migrações internas, textos selecionados*. Fortaleza: BNB, 1980

KUPISEZEWSKI, M. *et al.* Internal migration and regional population dynamics in Europe: Denmark case study. Working Paper 01/02. University of Leeds. Leeds, 2001

MATOS, Ralfo Edmundo da Silva (Org.). *Espacialidades em rede: população, urbanização e migração no Brasil contemporâneo*. Belo Horizonte: C/Arte, 2005. 263 p.

MIGRATION POLICY INSTITUTE. *America's emigrants: US retirement migration to Mexico and Panama*. 2006.

QUEIROZ, BERNARDO. *Labor Force Participation and Retirement Behavior in Brazil*. Ph.D. Dissertation, Department of Demography, University of California at Berkeley, 2005

ROGERS, A. Age patterns of elderly migration: an international comparison. *Demography*, Vol 25, No. 3. Aug. 1988

ROGERS, A.; CASTRO, L. *Model Migration Schedules*. Research Report. Luxemburg, IASA, 1981.

RIBEIRO, J. T. L. Estimativa da migração de retorno e de alguns de seus efeitos demográficos indiretos no nordeste brasileiro, 1970/1980 e 1981/1991. 1997. 206 f. Tese (doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais.

RIGOTTI, J. I. R. Técnicas de mensuração das migrações, a partir dos dados censitários aplicação aos casos de Minas Gerais e São Paulo. 1999 142 f. Tese (doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais.

WALTERS, W. Types and patterns of later-life migration. *Geografiska Annaler. Series B, Human Geography*, Vol 82, No. 3. 2000.

WALTERS, W. Later-life migration in the United States: a review of recent research. *Journal of Planning Literature*, 17:37. 2002

US CENSUS BUREAU – *Internal Migration of the Older Population: 1995 to 2000*. Census 2000 Social Reports. August 2003

9. Anexo A

Tabela A1 – Homens naturais de Minas Gerais, aposentados em 2000, por idade, condição migratória e probabilidades de migrar – informação de data fixa – 1995-2000

Idade em 1995	Residentes em SP em 1995	Permaneceram em SP até 2000	Emigrantes de SP	Imigrantes de retorno de SP para MG	Emigrantes mineiros de SP para resto BR	Probabilidades de permanecer em SP	Probabilidades de emigrar de SP	Probabilidade de retornar para MG	Prob. de retorno/ Prob. de emigrar
0a4	0	0	0	0	0	0,00	0,00	0,00	0,00
5a9	4	4	0	0	0	1,00	0,00	0,00	0,00
10a14	140	116	25	25	0	0,82	0,18	0,18	1,00
15a19	414	378	36	36	0	0,91	0,09	0,09	1,00
20a24	688	651	36	36	0	0,95	0,05	0,05	1,00
25a29	1.223	1.077	146	126	19	0,88	0,12	0,10	0,87
30a34	1.924	1.768	157	130	27	0,92	0,08	0,07	0,83
35a39	5.122	4.756	366	322	44	0,93	0,07	0,06	0,88
40a44	14.333	13.028	1.305	1.210	95	0,91	0,09	0,08	0,93
45a49	23.331	21.428	1.903	1.511	392	0,92	0,08	0,06	0,79
50a54	25.350	24.072	1.279	1.030	249	0,95	0,05	0,04	0,81
55a59	26.835	25.605	1.230	952	278	0,95	0,05	0,04	0,77
60a64	28.910	28.091	819	611	208	0,97	0,03	0,02	0,75
65a69	24.800	24.102	698	552	146	0,97	0,03	0,02	0,79
70a74	15.294	14.908	386	274	112	0,97	0,03	0,02	0,71
75a79	8.012	7.845	167	119	48	0,98	0,02	0,01	0,71
80+	4.974	4.882	91	56	36	0,98	0,02	0,01	0,61
	181.352	172.709	8.643	6.990	1.654	0,95	0,05	0,04	0,81

Fonte: Censo 2000

Tabela A2 – Homens naturais de Minas Gerais, não aposentados em 2000, por idade, condição migratória e probabilidades de migrar – informação de data fixa – 1995-2000

Idade em 1995	Residentes em SP em 1995	Permaneceram em SP até 2000	Emigrantes de SP	Imigrantes de retorno de SP para MG	Emigrantes mineiros de SP para resto BR	Probabilidades de permanecer em SP	Probabilidades de emigrar de SP	Probabilidade de retornar para MG	Prob. de retorno/ Prob. de emigrar
0a4	10.440	8.274	2.166	1.883	284	0,00	0,00	0,00	0,00
5a9	20.220	17.303	2.917	2.663	255	0,86	0,14	0,13	0,00
10a14	29.133	26.066	3.068	2.709	359	0,89	0,11	0,09	0,88
15a19	44.316	40.298	4.018	3.361	657	0,91	0,09	0,08	0,84
20a24	67.132	61.546	5.586	4.854	732	0,92	0,08	0,07	0,87
25a29	88.804	82.416	6.388	5.234	1.154	0,93	0,07	0,06	0,82
30a34	95.878	90.056	5.822	4.855	968	0,94	0,06	0,05	0,83
35a39	97.663	92.632	5.031	3.934	1.097	0,95	0,05	0,04	0,78
40a44	81.411	77.858	3.553	2.655	898	0,96	0,04	0,03	0,75
45a49	63.102	60.806	2.295	1.641	654	0,96	0,04	0,03	0,71
50a54	40.191	39.078	1.113	821	293	0,97	0,03	0,02	0,74
55a59	24.685	23.824	861	563	298	0,97	0,03	0,02	0,65
60a64	11.019	10.704	314	200	114	0,97	0,03	0,02	0,64
65a69	3.898	3.805	92	35	57	0,98	0,02	0,01	0,38
70a74	1.602	1.578	23	16	7	0,99	0,01	0,01	0,69
75a79	630	602	28	8	20	0,95	0,05	0,01	0,29
80+	369	369	0	0	0	1,00	0,00	0,00	0,00
	680.493	637.215	43.278	35.431	7.848	0,94	0,06	0,05	0,82

Fonte: Censo 2000

Tabela A3 – Homens naturais de Minas Gerais, aposentados em 1991, por idade, condição migratória e probabilidades de migrar – informação de data fixa – 1986-1991

Idade em 1995	Residentes em SP em 1995	Permaneceram em SP até 2000	Emigrantes de SP	Imigrantes de retorno de SP para MG	Emigrantes mineiros de SP para resto BR	Probabilidades de permanecer em SP	Probabilidades de emigrar de SP	Probabilidade de retornar para MG	Prob. de retorno/ Prob. de emigrar
0a4	0	0	0	0	0	0,00	0,00	0,00	0,00
5a9	0	0	0	0	0	0,00	0,00	0,00	0,00
10a14	34	34	0	0	0	1,00	0,00	0,00	0,00
15a19	29	29	0	0	0	1,00	0,00	0,00	0,00
20a24	318	304	14	14	0	0,95	0,05	0,05	1,00
25a29	596	564	32	32	0	0,95	0,05	0,05	1,00
30a34	1.629	1.454	175	165	9	0,89	0,11	0,10	0,95
35a39	3.097	2.871	227	145	82	0,93	0,07	0,05	0,64
40a44	5.710	5.428	282	215	66	0,95	0,05	0,04	0,76
45a49	12.104	11.550	554	422	132	0,95	0,05	0,03	0,76
50a54	16.077	15.560	517	389	128	0,97	0,03	0,02	0,75
55a59	17.776	17.260	516	322	193	0,97	0,03	0,02	0,63
60a64	21.550	20.952	597	410	187	0,97	0,03	0,02	0,69
65a69	16.589	15.994	595	412	183	0,96	0,04	0,02	0,69
70a74	10.525	10.275	251	194	56	0,98	0,02	0,02	0,78
75a79	4.882	4.787	95	71	24	0,98	0,02	0,01	0,74
80+	2.405	2.386	20	0	20	0,99	0,01	0,00	0,00
	113.322	109.447	3.875	2.793	1.081	0,97	0,03	0,02	0,72

Fonte: Censo 2000

Tabela A4 – Homens naturais de Minas Gerais, não aposentados em 1991, por idade, condição migratória e probabilidades de migrar – informação de data fixa – 1986-1991

Idade em 1995	Residentes em SP em 1995	Permaneceram em SP até 2000	Emigrantes de SP	Imigrantes de retorno de SP para MG	Emigrantes mineiros de SP para resto BR	Probabilidades de permanecer em SP	Probabilidades de emigrar de SP	Probabilidade de retornar para MG	Prob. de retorno/ Prob. de emigrar
0a4	11.297	8.724	2.573	2.398	175	0,00	0,00	0,00	0,00
5a9	19.474	16.908	2.566	2.147	419	0,87	0,13	0,11	0,00
10a14	30.155	27.730	2.426	2.112	313	0,92	0,08	0,07	0,87
15a19	56.822	52.527	4.295	3.718	577	0,92	0,08	0,07	0,87
20a24	80.296	73.737	6.559	5.424	1.135	0,92	0,08	0,07	0,83
25a29	98.271	91.788	6.483	5.113	1.370	0,93	0,07	0,05	0,79
30a34	100.153	94.835	5.318	4.137	1.181	0,95	0,05	0,04	0,78
35a39	92.026	88.016	4.010	3.169	842	0,96	0,04	0,03	0,79
40a44	67.658	64.961	2.697	2.008	689	0,96	0,04	0,03	0,74
45a49	48.363	47.056	1.307	871	436	0,97	0,03	0,02	0,67
50a54	33.235	32.441	793	552	241	0,98	0,02	0,02	0,70
55a59	22.944	22.407	536	406	130	0,98	0,02	0,02	0,76
60a64	8.007	7.891	116	63	53	0,99	0,01	0,01	0,54
65a69	1.892	1.873	20	5	14	0,99	0,01	0,00	0,27
70a74	778	766	12	6	6	0,98	0,02	0,01	0,53
75a79	363	363	0	0	0	1,00	0,00	0,00	0,00
80+	261	261	0	0	0	1,00	0,00	0,00	0,00
	671.995	632.285	39.710	32.130	7.580	0,94	0,06	0,05	0,81

Fonte: Censo 2000

Tabela A5 – Mulheres naturais de Minas Gerais, pensionistas em 2000, por idade, condição migratória e probabilidades de migrar – informação de data fixa – 1995-2000

Idade em 1995	Residentes em SP em 1995	Permaneceram em SP até 2000	Emigrantes de SP	Imigrantes de retorno de SP para MG	Emigrantes mineiros de SP para resto BR	Probabilidades de permanecer em SP	Probabilidades de emigrar de SP	Probabilidade de retornar para MG	Prob. de retorno/ Prob. de emigrar
0a4	0	0	0	0	0	0,00	0,00	0,00	0,00
5*9	219	208	12	12	0	0,95	0,05	0,05	0,00
10*14	321	260	60	60	0	0,81	0,19	0,19	1,00
15*19	618	543	75	75	0	0,88	0,12	0,12	1,00
20*24	1.011	856	155	149	6	0,85	0,15	0,15	0,96
25*29	1.988	1.806	182	173	9	0,91	0,09	0,09	0,95
30*34	3.471	3.268	203	173	30	0,94	0,06	0,05	0,85
35*39	5.602	5.326	276	219	57	0,95	0,05	0,04	0,79
40*44	7.265	6.944	321	263	58	0,96	0,04	0,04	0,82
45*49	9.088	8.830	258	212	47	0,97	0,03	0,02	0,82
50*54	9.587	9.306	281	198	83	0,97	0,03	0,02	0,70
55*59	9.879	9.684	195	140	55	0,98	0,02	0,01	0,72
60*64	8.014	7.903	110	91	20	0,99	0,01	0,01	0,82
65*69	7.734	7.550	184	138	47	0,98	0,02	0,02	0,75
70*74	4.635	4.587	49	49	0	0,99	0,01	0,01	1,00
75*79	2.919	2.881	38	14	24	0,99	0,01	0,00	0,37
80+	1.892	1.855	37	26	11	0,98	0,02	0,01	0,70
	74.243	71.807	2.436	1.989	447	0,97	0,03	0,03	0,82

Fonte: Censo 2000

Tabela A6 – Mulheres naturais de Minas Gerais, não pensionistas em 2000, por idade, condição migratória e probabilidades de migrar – informação de data fixa – 1995-2000

Idade em 1995	Residentes em SP em 1995	Permaneceram em SP até 2000	Emigrantes de SP	Imigrantes de retorno de SP para MG	Emigrantes mineiros de SP para resto BR	Probabilidades de permanecer em SP	Probabilidades de emigrar de SP	Probabilidade de retornar para MG	Prob. de retorno/ Prob. de emigrar
0a4	10.718	8.360	2.358	2.118	240	0,00	0,00	0,00	0,00
5a9	20.427	17.424	3.003	2.807	196	0,85	0,15	0,14	0,00
10a14	30.246	27.354	2.892	2.530	362	0,90	0,10	0,08	0,87
15a19	46.217	41.804	4.413	3.764	649	0,90	0,10	0,08	0,85
20a24	68.473	63.166	5.307	4.279	1.029	0,92	0,08	0,06	0,81
25a29	92.272	85.934	6.338	5.061	1.278	0,93	0,07	0,05	0,80
30a34	103.810	97.931	5.879	4.641	1.237	0,94	0,06	0,04	0,79
35a39	112.079	107.261	4.818	3.743	1.076	0,96	0,04	0,03	0,78
40a44	100.533	97.184	3.348	2.630	718	0,97	0,03	0,03	0,79
45a49	84.666	81.543	3.123	2.344	779	0,96	0,04	0,03	0,75
50a54	62.563	60.854	1.709	1.433	276	0,97	0,03	0,02	0,84
55a59	53.427	51.871	1.556	1.158	398	0,97	0,03	0,02	0,74
60a64	40.929	40.034	895	677	218	0,98	0,02	0,02	0,76
65a69	29.792	29.028	764	578	186	0,97	0,03	0,02	0,76
70a74	18.338	17.846	492	342	151	0,97	0,03	0,02	0,69
75a79	10.423	10.210	213	172	41	0,98	0,02	0,02	0,81
80+	7.059	6.832	227	140	87	0,97	0,03	0,02	0,00
	891.973	844.637	47.336	38.415	8.921	0,95	0,05	0,04	0,81

Fonte: Censo 2000

Tabela A7 – Mulheres naturais de Minas Gerais, pensionsitas em 1991, por idade, condição migratória e probabilidades de migrar – informação de data fixa – 1986-1991

Idade em 1995	Residentes em SP em 1995	Permaneceram em SP até 2000	Emigrantes de SP	Imigrantes de retorno de SP para MG	Emigrantes mineiros de SP para resto BR	Probabilidades de permanecer em SP	Probabilidades de emigrar de SP	Probabilidade de retornar para MG	Prob. de retorno/ Prob. de emigrar
0a4	0	0	0	0	0	0,00	0,00	0,00	0,00
5a9	37	37	0	0	0	1,00	0,00	0,00	0,00
10a14	145	111	34	34	0	0,76	0,24	0,24	1,00
15a19	255	221	34	34	0	0,86	0,14	0,14	1,00
20a24	738	643	95	81	14	0,87	0,13	0,11	0,85
25a29	2.132	1.897	235	235	0	0,89	0,11	0,11	1,00
30a34	3.411	3.158	253	204	49	0,93	0,07	0,06	0,81
35a39	4.730	4.523	207	151	57	0,96	0,04	0,03	0,73
40a44	5.931	5.718	213	178	35	0,96	0,04	0,03	0,84
45a49	7.885	7.718	167	129	38	0,98	0,02	0,02	0,77
50a54	9.250	9.035	216	168	48	0,98	0,02	0,02	0,78
55a59	9.174	8.988	186	128	59	0,98	0,02	0,01	0,69
60a64	8.051	7.937	114	85	29	0,99	0,01	0,01	0,74
65a69	5.775	5.669	106	106	0	0,98	0,02	0,02	1,00
70a74	4.160	4.111	49	49	0	0,99	0,01	0,01	1,00
75a79	2.070	2.037	33	33	0	0,98	0,02	0,02	1,00
80+	1.394	1.354	40	19	21	0,97	0,03	0,01	0,48
	65.138	63.156	1.982	1.633	348	0,97	0,03	0,03	0,82

Fonte: Censo 2000

Tabela A8 – Mulheres naturais de Minas Gerais, não pensionsitas em 1991, por idade, condição migratória e probabilidades de migrar – informação de data fixa – 1986-1991

Idade em 1995	Residentes em SP em 1995	Permaneceram em SP até 2000	Emigrantes de SP	Imigrantes de retorno de SP para MG	Emigrantes mineiros de SP para resto BR	Probabilidades de permanecer em SP	Probabilidades de emigrar de SP	Probabilidade de retornar para MG	Prob. de retorno/ Prob. de emigrar
0a4	11.097	8.547	2.551	2.241	310	0,00	0,00	0,00	0,00
5a9	20.270	17.657	2.613	2.312	301	0,87	0,13	0,11	0,00
10a14	31.148	28.406	2.742	2.352	390	0,91	0,09	0,08	0,86
15a19	61.230	56.703	4.527	3.713	814	0,93	0,07	0,06	0,82
20a24	85.788	79.711	6.078	4.769	1.309	0,93	0,07	0,06	0,78
25a29	106.278	100.155	6.122	4.884	1.238	0,94	0,06	0,05	0,80
30a34	107.862	102.851	5.011	3.824	1.188	0,95	0,05	0,04	0,76
35a39	93.794	90.683	3.111	2.442	669	0,97	0,03	0,03	0,78
40a44	71.448	69.430	.018	1.481	537	0,97	0,03	0,02	0,73
45a49	57.730	56.311	1.420	1.095	325	0,98	0,02	0,02	0,77
50a54	48.445	47.214	1.231	855	377	0,97	0,03	0,02	0,69
55a59	39.056	38.005	1.052	802	250	0,97	0,03	0,02	0,76
60a64	26.193	25.610	584	395	189	0,98	0,02	0,02	0,68
65a69	17.130	16.718	412	331	80	0,98	0,02	0,02	0,80
70a74	10.830	10.586	244	153	92	0,98	0,02	0,01	0,63
75a79	5.281	5.118	163	136	28	0,97	0,03	0,03	0,83
80+	3.478	3.401	77	25	52	0,98	0,02	0,01	0,00
	797.058	757.103	39.955	31.807	8.148	0,95	0,05	0,04	0,80

Fonte: Censo 2000

Mudanças nas regras de concessão de pensão, mudanças na composição da família e impacto nas pensões

Moema Bueno Fígoli *
Maira Andrade Paulo **

I. Introdução¹

O benefício de pensão previdenciária do Regime Geral da Previdência Social – RGPS é determinado pela aplicação de coeficientes sobre o valor da aposentadoria que o segurado recebia, ou a que teria direito na data de seu falecimento. Apesar de hoje o valor do benefício corresponder a 100%² dessa renda de aposentadoria, qualquer que seja o número de dependentes, os coeficientes usados e o número de dependentes cobertos sofreu três mudanças desde 1973. Entre 1973 e 1991, estes coeficientes eram de 50% para compor a cota familiar, mais 10% por dependente³, até o máximo de cinco dependentes. Entre 1991 a 1999, 80% para compor a cota familiar mais 10% por dependente⁴, até o máximo de 2; e, a partir de então, vigora a regra atual. Diversas mudanças demográficas ocorridas neste período, tais como diminuição do número médio de membros da família, mudança da curva de mortalidade, mudança na estrutura etária da população, devem estar afetando a composição dos dependentes previdenciários e, conseqüentemente, o custo das pensões. Assim, o objetivo deste trabalho é estudar as mudanças nas regras de concessão dos benefícios de pensão frente às mudanças na composição dos dependentes previdenciários decorrentes das mudanças demográficas e, seu impacto no custo das pensões em três momentos no tempo: 1985, 1995 e 2005, momentos esses que captam as mudanças ocorridas nos coeficientes usados para a concessão da pensão.

Nos trabalhos demográficos e econômicos, a definição de família freqüentemente adotada corresponde ao grupo familiar que reside no mesmo domicílio, uma vez que o objeto de análise nessas áreas muitas vezes se refere à esfera domiciliar, onde os indivíduos compartilham bens e usufruem da mesma renda (Medeiros e Osório, 2002:3). Na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), que normalmente é utilizada para estudos

* Professora Adjunta do Cedeplar/UFMG

** Mestre em Demografia pelo Cedeplar/UFMG

¹ Esse trabalho contou com a colaboração do bolsista de Iniciação Científica Rodrigo Zacharias Neves

² Veja artigo 39 do Decreto nº 3.048 – de 06 de maio de 1999 – DOU de 7/5/99 – publicado em 12/05/99 e atualizado em Fevereiro/2007.

³ Veja artigo 50 do Decreto nº 72.771 – de 6 de setembro de 1973 – DOU de 10/9/73 – revogado.

⁴ Veja artigo 75 da Lei nº 8.213, de 24 de julho de 1991 – Versão original publicada no DOU de 25/07/91.

de composição familiar, os membros da família considerados são: o chefe, o cônjuge, os filhos e qualquer outro parente, sem restrição de renda ou idade. No entanto, os dependentes para fins de pensão são os dependentes dos segurados, e dessa forma, não englobam todos os parentes que vivem no mesmo domicílio. Eles estão distribuídos em três classes⁵, conforme a hierarquia do grau de parentesco, e a existência de dependente de uma das classes exclui os dependentes das demais⁶. Assim, o primeiro passo para desenvolvermos o presente estudo será distribuir os segurados, conforme categorias definidas de acordo com o número e tipo de dependente⁷, ou seja, a família para fins de pensão.

As mudanças demográficas, objeto de estudo nesse trabalho, são aquelas relativas à: mudança na composição dos dependentes por segurado; mudança na estrutura por idade dos segurados; e, a mudança do nível e padrão da mortalidade brasileira.

Com relação à composição dos dependentes por segurado, acreditamos que as mudanças que estão ocorrendo na composição da família brasileira, tornando-as, cada vez mais, composta por um menor número de membros, deverão ocorrer na família para fins de pensão. Essa hipótese será analisada comparando, entre 1995 e 2005, o número e a distribuição dos segurados pelas categorias de dependentes previdenciários definidas nesse trabalho, tanto para o total dos segurados, quanto para os segurados classificados pela previdência como empregados, empregados domésticos, contribuintes individuais e especiais. Para estabelecermos as diferenças entre as famílias dos segurados compostas conforme os critérios das PNAD's e aquelas compostas pelos dependentes para fins de pensão, será comparado o número médio de dependentes por grupo de idade dos segurados considerando as duas definições de composição de família, nos três anos em estudo.

O segundo objeto de estudo desse trabalho diz respeito à estrutura por idade dos segurados. Da mesma forma que o novo padrão demográfico tem levado a mudança na estrutura etária da população, esperamos mudanças também na estrutura etária dos segurados, o que deverá ter impacto no número médio de dependentes e, conseqüentemente, no custo das pensões. O número médio de dependentes global depende do número médio de dependentes por faixa etária e do número de pessoas em cada faixa etária. Caso aumente o número de pessoas nas faixas etárias nas quais o número médio de dependentes é maior, sem a devida compensação nas outras faixas etárias, deverá haver aumento no número médio de dependentes global e, assim, no custo médio das pensões. A análise desse ponto não se restringirá aos anos de 1985, 1995 e 2005, será também realizada uma projeção do número de pensões a serem concedida em 2010, 2015 e 2020, o que permitirá acompanhar o efeito da mudança da estrutura etária da população por um período maior.

⁵ I – o cônjuge, a companheira, o companheiro e o filho não emancipado de qualquer condição, menor de vinte e um anos ou inválido; II – os pais; ou III – o irmão não emancipado, de qualquer condição, menor de vinte e um anos ou inválido.

⁶ Veja artigo 16 do Decreto n.º. 3048 – de 06 de maio de 1999

⁷ Por exemplo, categoria 1 – segurado e marido/esposa; categoria 2 – segurado, marido/esposa e filho menor e etc.

Por último, no que tange à mudança do nível e padrão da mortalidade brasileira, observa-se uma queda constante da mortalidade no Brasil nas últimas décadas e as projeções apontam para a sua continuidade. Do ponto de vista das concessões de pensões, a queda da mortalidade é favorável, já que implicara em diminuição do número de segurados mortos e, conseqüentemente, no número de pensões. No entanto, tem sido observada também uma mudança na função de mortalidade decorrente do aumento da mortalidade por causas violentas, que é caracterizada pelo aumento das taxas entre os jovens adultos, principalmente os do sexo masculino. Este comportamento pode vir a anular, se não totalmente, pelo menos parcialmente, o efeito da queda da mortalidade no número de pensões concedidas.

Acredita-se que esse trabalho contribuirá para melhor entender os processos envolvidos na concessão das pensões, tanto as passadas, quanto as atuais e as futuras, e, com isso, vir a subsidiar futuros dimensionamentos desse benefício. A importância do estudo é justificada pelo alcance social e econômico do benefício que corresponde a aproximadamente 28% do total de benefícios ativos da Previdência Social e a um custo em torno de 22% do total dos custos com os benefícios previdenciários (Anuário Estatístico da Previdência Social 2005, Ministério da Previdência Social).

Este artigo está dividido em quatro partes além dessa introdução. No item II, está descrita a metodologia usada para estimar a composição dos dependentes previdenciários por segurado ativo. No item III, é apresentada a análise da composição dos dependentes previdenciários por segurado em três momentos no tempo, 1985, 1995 e 2005. Além disso, é feita uma comparação entre o tamanho da família PNAD, aquela que tem como critério de formação o usado nas tabulações especiais da PNAD, e o da família que tem como membros os dependentes de pensão, segundo os critérios de dependência estabelecidos pelo Regime Geral de Previdência Social – RGPS. No item IV, o efeito de algumas mudanças, ocorridas entre os três anos em análise, sobre as pensões, é analisado, quais sejam: a) o efeito da mudança na composição dos dependentes por segurado; b) o efeito da mudança na estrutura por idade dos segurados; e, c) o efeito da mudança na mortalidade. No item V, é apresentada a projeção do número de pensões em 2010, 2015 e 2020, e analisado o efeito da mudança na estrutura etária da população brasileira na distribuição dos segurados por grupo de idade e seu efeito sobre o número médio de beneficiários. Por fim, no item VI, estão listadas as conclusões.

II. Metodologia para estimar a composição dos dependentes previdenciários por segurado

A base de dados utilizada para essa estimativa foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para os anos de 1985, 1995 e 2005.

Para o estabelecimento da composição da família dos segurados para fins previdenciários, primeiramente, foi necessário identificar os segurados ativos nas PNADs, segundo a classificação estabelecida pelo RGPS. Para tanto foi utilizada a classificação de segurados definida no Anuário Estatístico da Previdência Social 2005 – AEPS 2005 (Quadro 1).

Os segurados, com base nos dados da PNAD, foram identificados através do cruzamento de duas variáveis: 1) a que define a posição na ocupação dos trabalhadores do setor privado; e, 2) a que determina se ele é contribuinte de instituto de previdência pelo trabalho principal exercido na semana de referência. Foram estudados tanto os segurados urbanos quanto os rurais ativos.

Quadro 1 – Classificação dos segurados do RGPS segundo o AEPS 2005

Segurado	Definição
1 – <i>Empregado</i>	“Aquele que presta serviço de natureza urbana ou rural à empresa, em caráter não eventual, sob sua subordinação e mediante remuneração, inclusive como diretor empregado”.
2 – <i>Empregado doméstico</i>	“Aquele que presta serviço de natureza contínua, mediante remuneração mensal, a pessoa ou família, em atividade sem fins lucrativos”.
3 – <i>Contribuinte individual</i>	“Aquele que presta serviços de natureza urbana ou rural, em caráter eventual, a uma ou mais empresas, sem relação de emprego; ou, aquele que exerce, por conta própria, atividade econômica remunerada de natureza urbana, com fins lucrativos ou não”.
4 – <i>Trabalhador avulso</i>	“Aquele que presta a uma ou mais empresas, sem vínculo empregatício, serviços de natureza urbana ou rural com intermediação de sindicatos ou de órgãos gestores de mão-de-obra (normalmente portuários)”.
5 – <i>Segurado especial</i>	“É o produtor, o parceiro, o meeiro e o arrendatário rural, o pescador artesanal e o assemelhado, que exerçam essas atividades individualmente ou em regime de economia familiar, ainda que com auxílio eventual de terceiros, bem como seus respectivos cônjuges ou companheiros e filhos maiores de 16 anos de idade ou a eles equiparados, desde que trabalhem, comprovadamente, com o grupo familiar respectivo”.
6 – <i>Segurado facultativo</i>	“É o maior de 16 anos de idade que se filia ao RGPS, mediante contribuição, desde que não esteja exercendo atividade remunerada que o enquadre como segurado obrigatório ou que esteja vinculado a outro regime de Previdência Social”.

Fonte: Anuário Estatístico da Previdência Social 2005 – AEPS 2005 (2007)

A correspondência entre a classificação dos segurados do RGPS e as categorias de posição na ocupação da PNAD usada foi a seguinte:

- *Empregado* – Empregado com carteira assinada.
- *Empregado doméstico* – Empregado doméstico com carteira assinada ou sem carteira/ sem declaração de carteira, que contribuíam para previdência.

- *Contribuinte individual* – outros empregados sem carteira, conta própria, empregador, não remunerado, trabalhador na produção para consumo próprio, trabalhador na construção para uso próprio, que contribuíam para a previdência.
- *Segurado especial* – trabalhador não remunerado membro da unidade domiciliar e trabalhador na produção para consumo próprio (posições na ocupação essas referentes ao empreendimento do grupamento agrícola no trabalho) que não contribuíam pra a previdência.

Os segurados do tipo “trabalhadores avulsos” foram agrupados na categoria *contribuinte individual*. Com relação aos “segurados facultativos”, não foi possível identificá-los na PNAD’s, já que a pergunta sobre contribuição a algum regime de previdência oficial somente é respondida por pessoas que trabalham, e, por isso, eles ficaram de fora da análise.

Esses quatro tipos de segurados – *empregado, empregado doméstico, contribuinte individual, segurado especial* – foram identificados nas PNADs de 1995 e 2005. Na PNAD de 1985, no entanto, as categorias da variável relativa à “posição na ocupação” só permitiram a classificação dos segurados em empregado e contribuinte individual. Em algumas situações, para que os três anos pudessem ser comparados, os segurados de 1995 e 2005 também foram classificados em empregado e contribuinte individual.

Uma vez identificado os segurados, determinou-se a composição dos seus dependentes previdenciários conforme as classes de dependentes para fins de pensão estabelecidas no artigo 16 do Decreto nº 3.048 – de 06 de maio de 1999, atualizado para maio de 2007, transcrito abaixo:

Art. 16. São beneficiários do Regime Geral de Previdência Social, na condição de dependentes do segurado:

I – o cônjuge, a companheira, o companheiro e o filho não emancipado de qualquer condição, menor de vinte e um anos ou inválido;

II – os pais; ou

III – o irmão não emancipado, de qualquer condição, menor de vinte e um anos ou inválido.

§ 1º Os dependentes de uma mesma classe concorrem em igualdade de condições.

§ 2º A existência de dependente de qualquer das classes deste artigo exclui do direito às prestações os das classes seguintes.

§ 3º Equiparam-se aos filhos, nas condições do **inciso I**, mediante declaração escrita do segurado, comprovada a dependência econômica na forma estabelecida no **§ 3º do art. 22**, o enteado e o menor que esteja sob sua tutela e desde que não possua bens suficientes para o próprio sustento e educação. **(Redação dada pelo Decreto nº 4.032, de 26/11/2001)**

Obedecendo a essa hierarquia de dependência, passamos a identificar os dependentes vinculados a cada segurado.

A relação de dependência entre os segurados e seus dependentes foi obtida de acordo com a relação existente entre os membros da família. Esse vínculo somente foi possível de ser estabelecido entre aqueles familiares que moravam dentro do mesmo domicílio, uma vez que a PNAD trabalha somente com as relações de parentesco existentes dentro de um mesmo domicílio. Além disso, trabalhou-se apenas com domicílios particulares permanentes. Os domicílios coletivos e improvisados foram excluídos da amostra.

Para tanto, primeiramente, foi determinado, através do quesito da PNAD “condição na unidade familiar”, a posição de cada segurado na família, em relação ao responsável. Apesar de nesse quesito ser possível estabelecer outras relações com o responsável pela família, as que nos interessava eram aquelas que nos permitiriam estabelecer os vínculos de dependência previstos no artigo 16 do Decreto nº 3.048. Assim sendo, os segurados foram identificados dentro da família como chefe (responsável), cônjuge, filhos e outros parentes. A condição na unidade familiar “outro parente” foi escolhida porque entre eles seria possível identificar os pais e irmãos dos segurados. Feito isso, foram vinculados os possíveis dependentes aos segurados, partindo das relações familiares, como se segue:

- Chefes segurados – os dependentes do chefe são, em primeiro lugar, o cônjuge e os filhos menores de 21 anos; na ausência desses, os irmãos ou pais que comprovem dependência financeira. Os dependentes na condição de filhos menores de 21 anos e cônjuge foram facilmente identificados através do quesito “condição na unidade familiar” das PNADs. No entanto, esse quesito não explicita quem são os pais, irmãos ou enteados do segurado, todos eles estão englobados na categoria “outros parentes”. De forma a se captar esses potenciais dependentes foi estabelecido que aquelas pessoas que se declararam “outro parente”, cuja renda anual correspondesse até o limite estabelecido para dependência para fins de imposto de renda e que tivessem, no mínimo, 20 anos a mais que o segurado (no caso o chefe ou cônjuge) seriam considerados pais dos segurados. E os potenciais irmãos ou enteados do chefe foram considerados como tais, caso a condição na família deles fosse “outros parentes”, tivessem idade menor que 21 anos e a renda fosse menor que o limite estabelecido para dependência para fins de imposto de renda.
- Cônjuges segurados – os dependentes do cônjuge podem ser somente os chefes ou os filhos. Uma vez que todo cônjuge, por definição, possui um companheiro, a pensão sempre se destinará ao marido ou esposa e filhos, não tendo os pais direito ao recebimento de pensão.
- Filhos segurados – os dependentes são apenas os pais, que assumem as posições de chefes ou cônjuges na variável “condição na família”. De acordo com a legislação previdenciária esses pais têm direito à pensão caso comprovem dependência financeira, dessa forma foram considerados dependentes aqueles pais cuja renda anual fosse inferior ao limite de isenção para imposto de renda.

- Outros parentes segurados – considerou-se que os segurados que apareciam na categoria “outros parentes” em domicílios com uma única família não possuíam dependentes.¹⁰

Não é possível identificar os inválidos com esta fonte de dados.

Estabelecidas todas essas relações, os segurados foram classificados nas seguintes categorias, em relação à composição da sua família para fins de pensão (Quadro.2):

Quadro 2 – Composição das famílias dos segurados por categoria

Categorias	Família dos Segurados
categoria 1	segurado
categoria 2	segurado + marido/esposa não segurado
categoria 3	segurado + marido/esposa segurado
categoria 4	segurado + marido/esposa + 1 filho menor de 21 anos
categoria 5	segurado + marido/esposa + 2 filhos menores de 21 anos
categoria 6	segurado + marido/esposa + 3 filhos menores de 21 anos
categoria 7	segurado + marido/esposa + 4 ou mais filhos menores de 21 anos
categoria 8	segurado categ1 + 1 filho menor de 21 anos
categoria 9	segurado categ1 + 2 filho menor de 21 anos
categoria 10	segurado categ1 + 3 ou mais filhos menor de 21 anos
categoria 11	segurado categ1 + 1 depend 20 anos mais velho
categoria 12	segurado categ1 + 2 depend 20 anos mais velho
categoria 13	segurado categ1 + 1 depend menor de 21 anos
categoria 14	segurado categ1 + 2 ou mais depend menor de 21 anos

Fonte: Elaboração própria

⁸ Caso houvesse alguma relação de parentesco entre os classificados como “outros parentes”, eles formariam uma outra família, apareceriam em domicílios com mais de uma família, e, dessa forma, as relações de dependência seriam captadas. Existe, no entanto, a possibilidade do pai do responsável pelo domicílio ser segurado, nesse caso classificado pela PNAD na categoria “outro parente”, e ter o filho como dependente. Os dados mostraram que o número de segurados nessa situação era desprezível, já que poucos filhos menores de 21 anos são responsável pelo domicílio com o pai presente. Assim, optou-se por considerar que também eles não possuíam dependentes.

III. Análise da composição dos dependentes previdenciários por segurado no tempo (1985, 1995 e 2005)

Na Tabela 1, pode-se observar o número e a proporção de segurados ativos por categoria de dependentes previdenciários, em 1985, 1995 e 2005. Nela estão incluídos todos os segurados segundo a classificação do RGPS, exceto os segurados facultativos e os *segurados especiais*. Com relação aos segurados facultativos, conforme explicado no item relativo à metodologia, não é possível identificá-los na PNAD. Quanto aos *segurados especiais*, eles não foram incluídos por não serem necessariamente contribuintes e, por isso mesmo, o seu benefício somente é concedido uma vez comprovada a atividade rural. Assim sendo, eles foram considerados segurados em potencial e a composição de seus dependentes será analisada separadamente.

De acordo com o Gráfico 1 e a Tabela 1, uma proporção significativa de segurados ativos em 1985 e 1995 é encontrada entre aqueles cujos dependentes são da categoria 4, 5 e 6, ou seja, a dependência corresponde à família nuclear. Em 2005, no entanto, a maior proporção de segurados são aqueles com segurados na categoria 4, cujos dependentes são a esposa e um filho.

Com relação às principais mudanças no tempo, percebe-se que a categoria 1, correspondente aos segurados que não possuem dependentes para fins previdenciários, aumenta no decorrer das décadas. Há um aumento na proporção de segurados nas categorias 2 e 3, ou seja, aumento do número de casais sem filhos. Da mesma forma, há um aumento na proporção de segurados com apenas 1 filho, concomitantemente à redução no número de casais com mais de 2 filhos (categorias 6 e 7). Com relação às categorias 8, 9 e 10, que correspondem, respectivamente, ao segurado com 1, 2 ou 3 e mais filhos, observa-se que as categorias 8 e 9 apresentaram um aumento na proporção e a categoria 10 apresentou uma diminuição. Esses resultados estão em consonância com a tendência de diminuição do tamanho das famílias no Brasil.

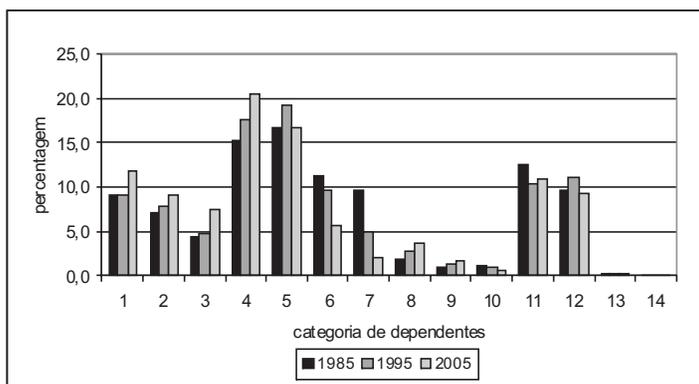
As categorias 11 e 12 correspondem aos segurados que têm 1 ou 2 pais como dependentes. A proporção de segurados nessa situação é bem expressiva e corresponde a aproximadamente 20% do total dos segurados. Por fim, nas categorias 13 e 14, que correspondem aos segurados com um ou dois irmãos/enteados, a proporção de segurados, apesar de bem pequena em 1985, apresenta ainda uma redução em 2005, indicando a redução do número de indivíduos na família.

Os números totais de segurados, excluindo os segurados especiais, obtidos nas PNADs de 1985 e 1995 foram de aproximadamente 25 milhões de dependentes. Não houve praticamente variação na quantidade de segurados nesse período, mesmo com o crescimento populacional ocorrido. A explicação para tal fato, além de outras ligadas a fatores econômicos, está na criação do Regime Jurídico Único em consequência da reforma constitucional de 1988, que fez com que algumas categorias cuja cobertura previdência era dada pelo RGPS, passassem a ser cobertas pelos regimes próprios de previdência, a partir do início da década de 90. Em 2005, o número de segurados passou para aproximadamente 35 milhões (Tabela 1).

Tabela 1 – Número absoluto e proporção de segurados por categoria de composição de dependentes previdenciários em 1985, 1995 e 2005

categoria	1985		1995		2005	
	Nº de seg	%	Nº de seg	%	Nº de seg	%
1	2.298.916	9,1	2.347.678	9,19	4.136.448	11,74
2	1.768.699	7,0	2.006.189	7,85	3.236.718	9,19
3	1.109.318	4,4	1.195.577	4,68	2.641.840	7,50
4	3.863.850	15,3	4.456.998	17,44	7.205.791	20,45
5	4.217.173	16,7	4.919.161	19,25	5.919.065	16,80
6	2.819.923	11,2	2.479.198	9,70	2.024.858	5,75
7	2.422.071	9,6	1.236.333	4,84	749.163	2,13
8	468.784	1,9	720.773	2,82	1.285.933	3,65
9	266.961	1,1	354.573	1,39	550.113	1,56
10	284.218	1,1	241.985	0,95	231.056	0,66
11	3.134.829	12,4	2.652.503	10,38	3.829.473	10,87
12	2.429.902	9,6	2.813.397	11,01	3.286.307	9,33
13	90.196	0,4	91.008	0,36	103.579	0,29
14	50.552	0,2	37.769	0,15	28.926	0,08
Total	25.225.392	100,0	25.553.142	100,0	35.229.270	100,0

Fonte: Elaboração Própria a partir de dados das PNADs 1985, 1995 e 2005

Gráfico 1 – Distribuição relativa do total de segurados por categoria de dependentes previdenciários em 1985, 1995 e 2005

Fonte: Elaboração Própria a partir de dados das PNADs 1985, 1995 e 2005.

A distribuição dos segurados por tipo e dependentes será analisada somente para os anos de 1995 e 2005, uma vez que a PNAD de 1985 somente permitiu a desagregação dos segurados em *empregados* e *contribuintes individuais*, conforme explicado na metodologia. Na Tabela 2, pode ser observado o número de segurados por tipo em 1995 e 2005. Os segurados foram divididos em *empregados*, *empregados domésticos*, *contribuintes individuais* e *segurados especiais*. Como esperado, o maior número de segurados são os *empregados*.

Os potenciais *segurados especiais* também são em número expressivos. Entre os períodos, observa-se grande aumento do número de *empregados domésticos* contribuindo para a previdência.

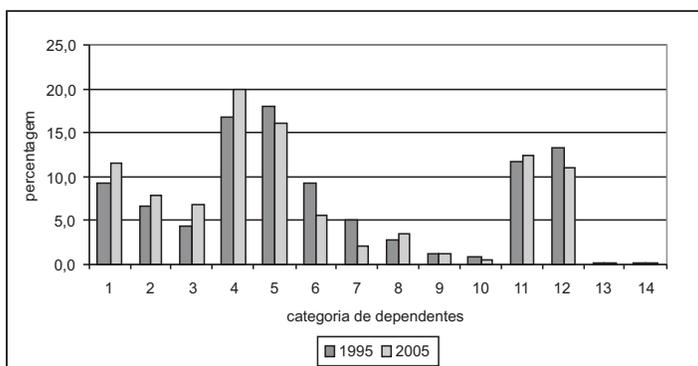
Tabela 2 – Número de segurados em 1995 e 2005, por tipo de segurado

Segurados	1995	2005
empregados	19.264.355	26.656.124
empregados domésticos	926.350	1.794.171
contribuintes individuais	5.362.437	6.778.975
segurados especiais	6.116.510	6.140.677
Total	31.669.652	41.369.947
Total sem segurados especiais	25.553.142	35.229.270

Fonte: PNADs 1995 e 2005

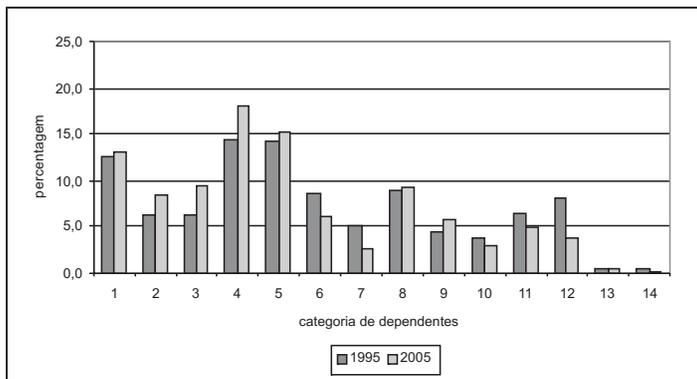
Nos Gráficos 2, 3, 4 e 5 pode ser observado a evolução da proporção de cada um dos tipos de segurados por categoria de dependente. A evolução da proporção dos segurados *empregados* por categoria de dependente entre 1995 e 2005 (Gráfico 2) tem comportamento similar ao descrito em relação a todos os segurados (Gráfico 1). Chama atenção a alta proporção dos segurados *empregados domésticos* nas categorias de dependente 7, 8, 9 e 10, categorias essas nas quais a família é constituída pelo segurado somente com filhos, sem a presença do cônjuge, e também a alta e crescente proporção de segurados sem dependentes (Gráfico 3). Quanto aos segurados *individuais*, é pequena a proporção dos que têm os pais como dependentes (categorias 11 e 12) (Gráfico 3). Os *segurados especiais*, por sua vez, são os que mais possuem pais como dependentes e maior proporção de famílias maiores, (categoria 7 – casal e acima de 3 filhos) (Gráfico 4).

Gráfico 2 – Distribuição relativa dos segurados Empregados por categoria de dependentes previdenciários em 1995 e 2005



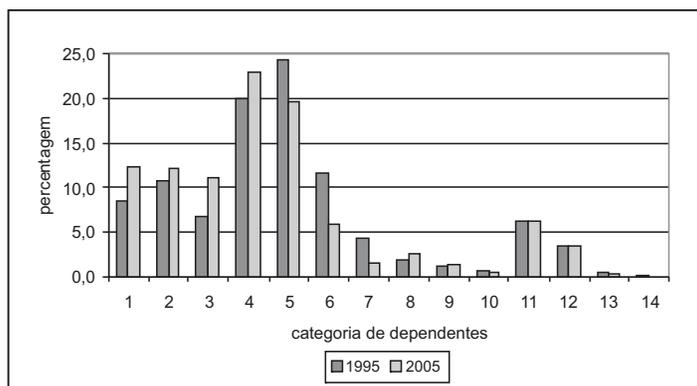
Fonte: Elaboração Própria a partir de dados das PNADs 1995 e 2005

Gráfico 3 – Distribuição relativa dos Segurados Empregados domésticos por categoria de dependentes previdenciários em 1995 e 2005



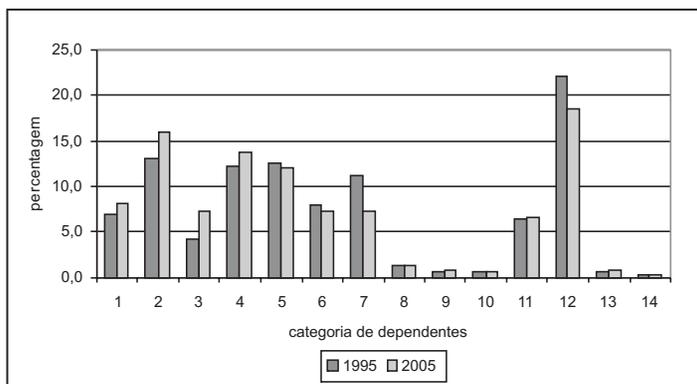
Fonte: Elaboração própria a partir de dados das PNADs 1995 e 2005

Gráfico 4 – Distribuição relativa dos Segurados Individuais por categoria de dependentes previdenciários em 1995 e 2005



Fonte: Elaboração própria a partir de dados das PNADs 1995 e 2005

Gráfico 5 – Distribuição relativa dos Segurados Segurados especiais por categoria de dependentes previdenciários em 1995 e 2005

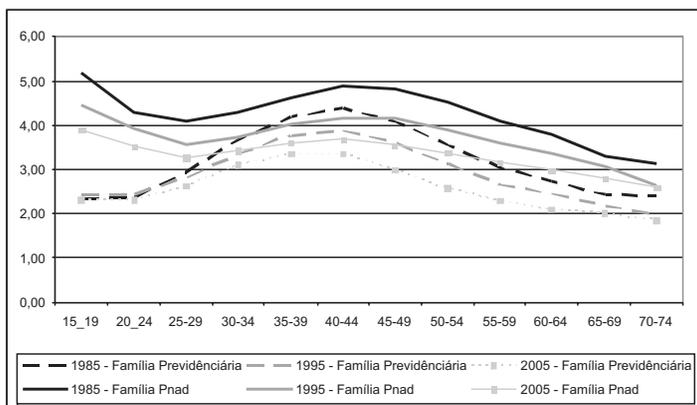


Fonte: Elaboração própria a partir de dados das PNADs 1995 e 2005

Nota: Para fins de comparação, foi excluída à área rural da região Norte da PNAD de 2005, uma vez que essa área não foi incluída nas PNADs de 85 e 95.

Com vem sendo dito, a família para fins de previdência é aquela formada pelo segurado e os dependentes para fins de pensão. O conceito de família das tabulações especiais da PNAD, no entanto, englobam todos os seus membros, aqueles das categorias chefe, cônjuge, filhos de qualquer idade e outro parente, sem restrição de renda ou idade. Assim, ao compararmos os dois tipos de família verificamos que, como esperado, as chamadas de “Famílias PNAD” são maiores que as “Famílias previdenciárias” (Gráfico 6). Em termos de forma, as maiores diferenças no tamanho médio da família estão entre os segurados mais jovens, provavelmente, porque é nesses grupos de idade que se concentram os segurados solteiros que ainda moram com os pais. Nesse caso, apesar de que, do ponto de vista da “Família previdenciária” os dependentes somente podem ser os pais sem renda ou algum irmão menor de 21 anos, em termos da “Família PNAD” é computado como dependente os pais em qualquer situação, todos os irmãos e, ainda, todos os outros parentes.

Gráfico 6 – Número médio de pessoas da “Família previdenciária” e da “Família PNAD” por grupo de idade do segurado em 1985, 1995 e 2005



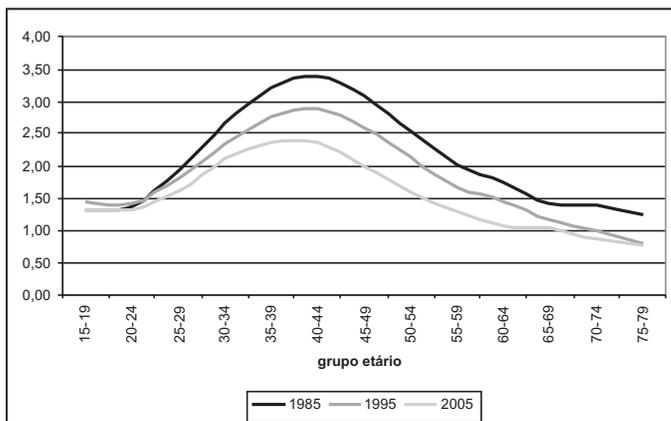
Fonte: Elaboração Própria a partir de dados das PNADs 1985, 1995 e 2005

IV. Análise de algumas mudanças ocorridas entre os anos 1985, 1995 e 2005 sobre as pensões e projeção do número de pensões até 2020

1. Efeito da mudança na composição dos dependentes por segurado sobre as pensões

No período entre 1985 e 2005 o comportamento do número médio de dependentes por grupo etário do segurado manteve praticamente a mesma forma, mas observa-se uma redução significativa no nível, principalmente a partir do grupo etário de 25-29 anos. Em 1985, por exemplo, os segurados do grupo de idade de 40-44, grupo onde é verificado o maior número de dependentes previdenciários, tinham, em média, 3,39 dependentes. Em 1995, no entanto, esse número caiu para 2,88 e, em 2005, para 2,37, conforme pode se observar no Gráfico 7.

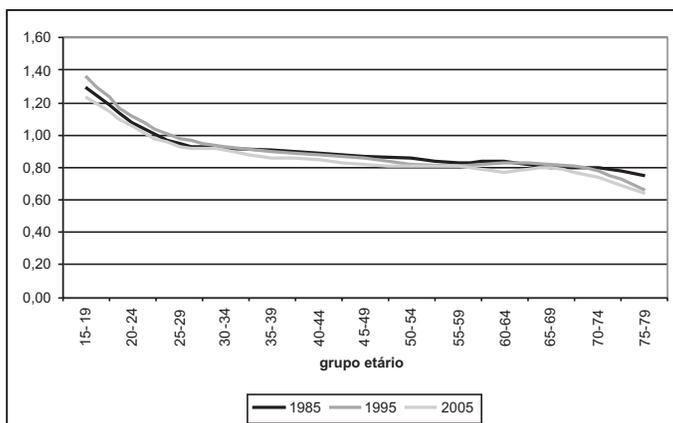
Gráfico 7 – Número médio de dependentes por faixa etária dos segurados 1985, 1995 e 2005



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados das PNADs 1985, 1995 e 2005

Os segurados com maior número de *dependentes vitalícios*,⁹ acima de um dependente, em média, são aqueles mais jovens, com até 25 anos, uma vez que eles são em sua maioria solteiros e sem filhos e, portanto, têm como dependentes os pais. A partir dessa idade, observa-se uma contínua e pequena queda no número médio de dependentes por grupo etário do segurado, sem grandes diferenciais entre os períodos. No Gráfico 8 pode ser verificado que no grupo etário de 30-34 anos foi estimado um valor em torno de 0,9 *dependentes vitalícios* por segurados e, no grupo etário de 75-79 anos, ou seja, no final das curvas, ao redor 0,6.

Gráfico 8 – Número médio de dependentes vitalícios por grupo de idade dos segurados

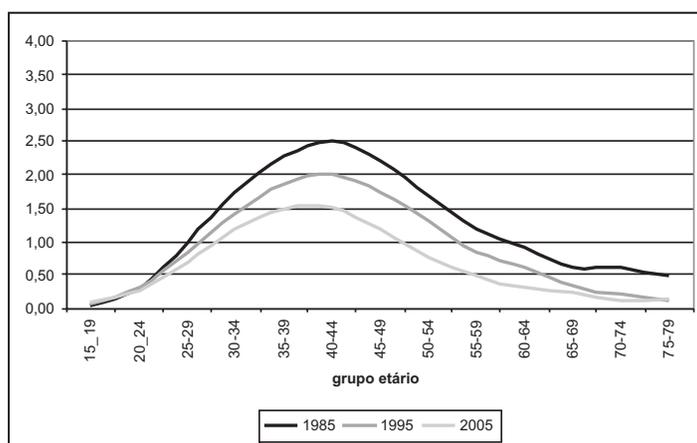


Fonte: Elaboração Própria a partir de dados das PNADs 1985, 1995 e 2005

⁹ Aqueles que não perdem a qualidade de segurado tais como esposa, filho inválido e pais dependentes economicamente.

A curva de *dependentes temporários*¹⁰ por grupo de idade dos segurados é muito semelhante à do total de dependentes, conforme se pode observar ao comparar os Gráfico 7 e Gráfico 9, uma vez que os *dependentes temporários* são em maior número. Assim sendo, é esse o segmento responsável pela redução no número médio de dependentes por segurados com idades acima de 25 anos, verificado entre os períodos de 1985, 1995 e 2005, já discutido anteriormente. Abaixo de 25 anos e acima de 65 anos o número médio de *dependentes temporários* é muito baixo, como esperado, já que nessas idades poucos segurados têm filhos, enteados ou irmãos abaixo de 21.

Gráfico 9 – Número médio de dependentes temporários por grupo etário dos segurados



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados das PNADs 1985, 1995 e 2005

Na Tabela 3, verifica-se que o número global médio de dependente por segurado¹¹ variou entre 2,3, em 1985, para 1,8, em 2005, e que existe uma tendência temporal de diminuição da variabilidade do número médio de dependente das diversas faixas etárias. Como em 1995 e 2005 o coeficiente de variação é menor que o de 1985, o conjunto de segurados vem se tornando mais homogêneo em relação ao número de dependentes.

¹⁰ Aqueles que perdem a qualidade de segurado ao completarem 21 anos como filhos e irmãos.

¹¹ Primeira linha da tabela – são considerados todos os grupos etários, os dois sexos e os dois tipos de dependentes, vitalícios e temporários

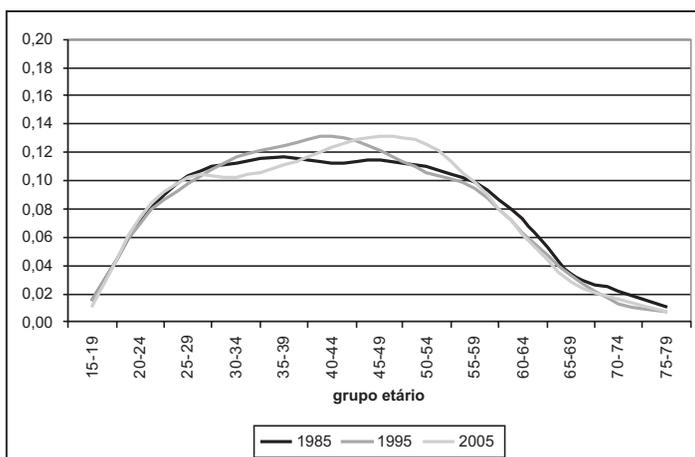
Tabela 3 – Número Médio de dependentes por segurado por sexo e coeficiente de variação, por sexo, tipo de segurado, em cada período

Número médio de dependentes	2005		1985		1995	
	nº médio	C. Variação	nº médio	C. Variação	nº médio	C. Variação
dep por segurado ativo	2,3	0,7	2,1	0,7	1,8	0,7
dep por segurado ao morrer	2,4	-	2,1	-	1,8	-
dep por segurado do sexo masculino	2,6	0,7	2,3	0,6	1,9	0,7
dep por segurado do sexo feminino	1,9	0,8	1,9	0,7	1,7	0,7
dep temporário	1,4	1,1	1,2	1,1	0,9	1,2
dep vitalício	1,0	0,5	1,0	0,5	0,9	0,6

Fonte: *Elaboração Própria a partir de dados das PNADs 1985, 1995 e 2005*

O número médio de dependentes por segurado ativo simplesmente não é um bom indicador do número médio global de dependentes de pensões. Isso porque as concessões de pensões dependem da morte do segurado e a mortalidade varia por grupo de idade. No entanto, apesar da distribuição do número de segurados mortos¹² a cada ano ser diferente da dos segurados ativos, mais envelhecida (compare o Gráfico 11, na próxima seção, com o Gráfico 10), a distribuição dos dependentes por segurado, com o maior número localizado em faixas etárias intermediárias (Gráfico 7), compensou essa diferença. Assim, ao ser calculado o número médio de dependentes por segurado morto, esse só apresentou alguma diferença no valor relativo a 1985 (veja a segunda linha da Tabela 2).

Gráfico 10 – Distribuição relativa do número estimado de segurados mortos em 1985, 1995 e 2005, por grupo etário



Fonte: *Elaboração Própria a partir de dados das PNADs 1985, 1995 e 2005 e IBGE/DEPIS (2006)*

¹² Calculado aplicando ao número de segurados por grupo de idade a probabilidade de morte nesse grupo etário nos anos de 1985, 1995 e 2005, estimadas pelo IBGE/DEPIS em 2006.

Assim, como em 1985¹³ o número médio de dependentes de pensão por segurado falecido era 2,4, o critério de pensão adotado então definia uma renda familiar entre 70% e 80% da aposentadoria a que o segurado teria direito ao falecer, para a família média. A fração máxima de aposentadoria a ser paga a título de pensão, em termos médios, deveria estar em torno de 85%, correspondendo ao número médio de 3,39 dependentes por segurado. Ao ser analisado quais seriam as famílias dos segurados menos favorecidas em termos de renda familiar de pensão verificou-se que são as dos segurados mais jovens e a dos mais idosos, já que nesses segmentos o número médio de dependentes é menor. Nos grupos de idade mais jovens, predominam os pais dos segurados como dependentes e, no extremo superior, nos mais velhos, os cônjuges. Nesses segmentos, como o número médio de dependentes está em torno de 1, a fração da aposentadoria paga a título de pensão, em média, não chega a 70%.

Em 1995, apesar do número médio global de segurados ter caído para 2,1, o critério de determinação da pensão em vigor faz com que a família média receba uma pensão de 100% da aposentadoria a que o segurado tinha direito ao falecer. A renda de pensão mínima seria de 90% da aposentadoria, e só aplicável aos dependentes dos segurados bem idosos, acima de 70 anos.

Naturalmente, dado o critério de estabelecimento do valor da pensão, mesmo o número médio de dependentes por segurado, global e por grupo etário, ter caído em 2005, a renda de pensão corresponde a 100% da aposentadoria que o segurado teria direito ao falecer em todas as situações.

2. Efeito da mudança na estrutura etária dos segurados sobre as pensões

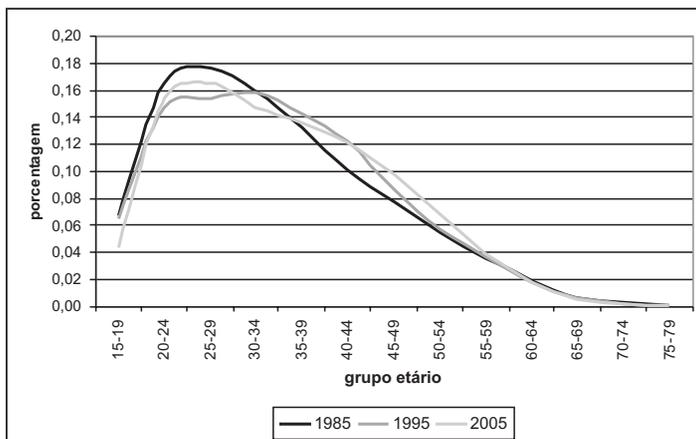
A fração média da aposentadoria paga como pensão em 1985 e 1995 era estabelecida em função do número médio de dependentes por segurado. O número médio de dependentes por segurado global, por sua vez, é uma média ponderada entre o número médio de dependentes por faixa etária, onde os pesos são as proporções de segurados em cada faixa etária. Assim, mesmo se for mantido constante o número médio de dependente por faixa etária, a mudança na distribuição por grupo de idade dos segurados terá impacto no número médio de dependentes global e, conseqüentemente, no custo das pensões.

A distribuição relativa dos segurados por grupo de idade em 1985, 1995 e 2005 pode ser observada no Gráfico 11, donde podemos perceber certo envelhecimento da distribuição, caracterizada pela diminuição da proporção de segurados com idades abaixo de 35 anos e aumento na de segurados acima de 35 anos, em 1995 e 2005, em relação a 1985.

¹³ Entre 1973 e 1991, estes coeficientes eram de 50% para compor acota familiar, mais 10% por dependente, até o máximo de cinco dependentes.

Entre 1991 a 1999, estes coeficientes passam para 80% da familiar mais 10% por dependente, até o máximo de dois dependentes. E desde então, vigora a regra atual, de 100% de cota familiar.

Gráfico 11 – Distribuição relativa do número estimado de segurados em 1985, 1995 e 2005, por grupo etário



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados das PNADs 1985, 1995 e 2005

O impacto da mudança na distribuição dos segurados por grupo de idade sobre as pensões pode ser medido usando o método conhecido como Padronização por idade¹⁴ (Preston at all 2001). Método esse que permite comparar o nível de taxas brutas entre duas populações através da eliminação da influencia da composição etária. Neste trabalho, o objetivo foi estimar qual seria o número médio de dependentes do ano, caso o número médio de dependentes por grupo etário fosse o do ano em questão e a estrutura etária fosse de um outro ano, e comparar com o número médio real. Por exemplo, estimar qual seria o número médio de dependentes em 1985 se a população de segurados de 1985 tivesse a estrutura etária de 1995 e o número médio de dependentes por grupo etário de 1985. Este exercício foi realizado para os três períodos em estudo e os resultados se encontram na Tabela 4.

Tabela 4 – Número médio de dependentes em 1985, 1995 e 2005 se distribuição por grupo de idade dos segurados for a real ou a de 1985, 1995 ou de 2005

	1985	1995	2005
Número médio de dependentes Real	2,34	2,14	1,83
Padronizado com estrutura etária de 1985	2,34	2,10	1,80
Padronizado com estrutura etária de 1995	2,41	2,14	1,83
Padronizado com estrutura etária de 2005	2,42	2,15	1,83

Fonte: Elaboração Própria a partir de dados das PNADs 1985, 1995 e 2005

¹⁴ Para maiores detalhes sobre o método veja Preston at all, 2001, Demography: Measuring and Modelling Population Process, pág 24.

Como os valores mais altos de número médio de dependentes estão entre as idades de 30 a 54 anos, uma estrutura etária mais jovem, como a de 1985, faz com que o número médio global de dependentes por segurado diminua. Em 1995, por exemplo, adotando a distribuição por grupo de idade da população segurada de 1985, o número médio de dependentes que era 2,14, passou para 2,10, e, em, 2005, de 1,83, para 1,80. O inverso ocorreu em 1985. A distribuição por idade mais envelhecida dos segurados de 1995 e 2005 fez com que o número médio de dependentes de 1985 passasse de 2,34 para de 2,41 (Tabela 4).

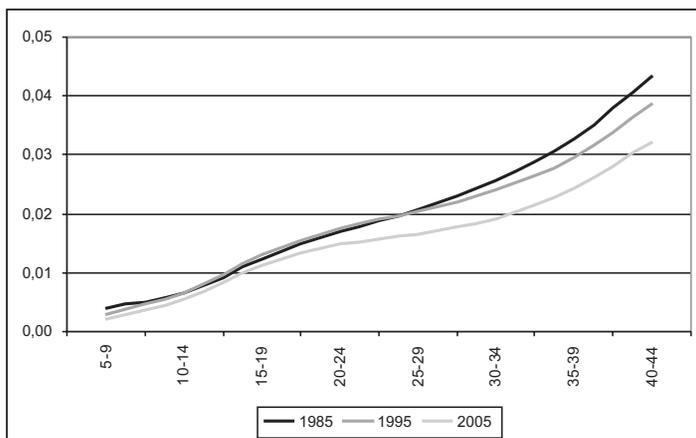
Apesar das diferenças entre o número médio de dependentes real e padronizado nesses períodos serem pequenas, a tendência ao envelhecimento da população brasileira deverá fazer com que elas aumentem. Assim, a queda no número médio de dependentes por faixa etária que já se observa, poderá não se refletir totalmente em queda do valor total pago como pensão.

3. Efeito da mudança na mortalidade sobre as pensões

Vem sendo observada uma queda constante na mortalidade no Brasil nas últimas décadas e as projeções apontam para sua continuidade. Do ponto vista das concessões de pensões, a queda da mortalidade é favorável, já que implicaria em diminuição do número de segurados mortos e, conseqüentemente, no número de pensões. No entanto, tem sido observada também uma mudança na função de mortalidade, em decorrência do aumento da mortalidade por causas violentas, caracterizada pelo aumento das taxas entre os jovens adultos, principalmente os do sexo masculino.

A esperança de vida ao nascer do sexo masculino em 1985 foi de 61,29 anos, em 1995 de 64,78, e, em 2005, de 68,35, segundo as tábuas de vida elaboradas pelo IBGE/DEPIS (2006) e utilizadas neste trabalho. No entanto, conforme se pode observar no Gráfico 12, as taxas de mortalidade relativas aos grupos etários entre 10-15 até 30-35 anos não acompanharam totalmente a queda da mortalidade do período. Entre 1985 e 1995 praticamente não houve queda de mortalidade nesses grupos etários. Entre 1985 e 2005 a queda é quase nula nos primeiros grupos etários e vai se acentuando gradativamente. Este comportamento anula, se não totalmente, pelo menos parcialmente o efeito da queda da mortalidade no número de pensões concedidas.

**Gráfico 12 – Taxa de mortalidade por grupo de idade
1985, 1995 e 2005, sexo masculino**

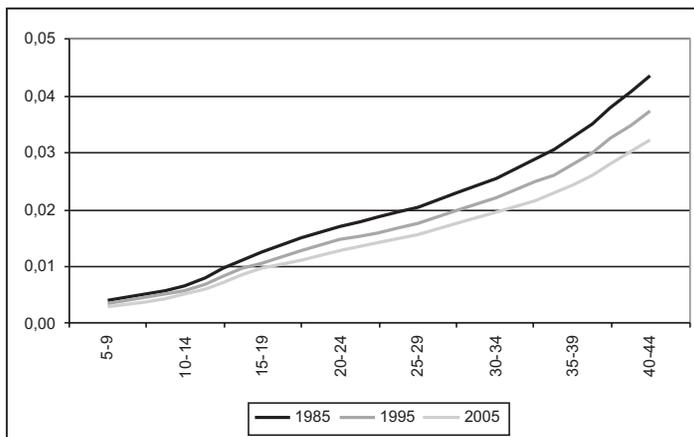


Fonte: IBGE/DEPIS (2006)

Na tentativa de dimensionar o efeito da mudança na estrutura de mortalidade no número de pensões concedidas foi realizado um exercício no qual foi comparado o número de pensões que ocorreria caso a estrutura de mortalidade fosse a de 1985, mas o nível de 1995 ou 2005, com o número real.

O número de pensões concedidas em 1995 e 2005 foi determinado pelo produto do número de segurados do sexo masculino, em cada grupo etário, pela taxa de mortalidade do grupo etário. Para a estimativa do número real de pensões foram utilizadas as taxas de mortalidade do IBGE/DEPIS (2006). As taxas de mortalidade, na hipótese de que a estrutura fosse a de 1985 e o nível de 1995 ou 2005, foram determinadas utilizando o seguinte procedimento: primeiramente, foi determinada a percentagem que a taxa de cada grupo etário representava em relação à taxa de mortalidade total em 1985; em seguida foi aplicada essa percentagem à taxa de mortalidade total de 1995 e de 2005. Dessa forma, obteve-se a taxa de mortalidade ajustada procurada. As taxas ajustadas, considerando a estrutura de 1985, para os grupos etários em discussão podem ser vistas no Gráfico 13.

Gráfico 13: Taxas de mortalidade por grupo de idade – 1985 real, 1995 e 2005 considerando a estrutura de 1985 e nível do ano



Fonte: IBGE/DEPIS (2006)

Como resultado desse processo foi estimado que, caso a mortalidade de 1995 tivesse a mesma estrutura por grupo de idade da de 1985, o número de pensões de segurados ativos, com idade entre 15 e 40 anos, em 1995, teriam sido em torno de 10% menor. Em 2005, como a queda nas taxas de mortalidade projetada pelo IBGE, em relação a 1985, já era observada a partir da idade de 25 anos (Gráfico 12), a redução no número de pensões seria somente de 3,4%.

4. *Projeção do número de pensões a serem concedidas 2010, 2015 e 2020*

A projeção do número de pensões a ser concedida a cada ano e em cada grupo etário será dada pela seguinte relação (1):

$${}_n P c_x^t = \left(1 - \frac{{}_n L(x)}{{}_n L(x-5)}\right) / 5 * ({}_n N_x^t - {}_n N_x^{t-1}) / 2 * {}_n T E S_x \quad (1)$$

Onde:

${}_n P c_x^t$ = número de pensões concedidas no tempo t para segurados do grupo etário x a x+n.

${}_n N_x^t$ = População nas idades entre x e x+n no tempo t.

${}_n L_{(x)} / {}_n L_{(x-5)}$ = A proporção das pessoas de idade x-5 a x que sobreviverão n anos, retirada da tábua de vida de cada ano e sexo.

${}_n T E S_x$ = a taxa específica de segurado.

Ou seja, o número de pensões concedidas em cada grupo etário será dado pelo número de segurados mortos no ano, estimado pelo produto de duas parcelas: 1) número de pessoas anos vividos pela população em determinado ano, multiplicado pela taxa específica de segurados, de onde se obtém o número de segurados; 2) Um menos a razão de sobrevivência dos segurados no ano.

A taxa específica de segurados foi determinada de acordo com a fórmula (2), para o ano de 2005 e, a partir dessa data mantida constante.

$${}_nTES_x = \frac{{}_nS_x^{2005}}{\frac{{}_nN_x^{2005} \cdot {}_nN_x^{2006}}{2}} \quad (2)$$

Onde ${}_nS_x^{2005}$ = número de segurados no grupo etário x a x+n em 2005.

Para realização da projeção, no entanto, foi necessário fazer alguns ajustes no número de segurados estimado, de forma a excluir todos aqueles que não tivessem possibilidade de gerar pensão. Os segurados que não têm dependentes para fins de pensão, ou seja, os segurados na categoria 1, da Tabela 1, do item III, foram retirados, já que as suas mortes não gerariam pensão. Os segurados que compõem a categoria 3, também da Tabela 1 do item III, foram tratados de forma especial, uma vez que por ser essa categoria formada por casais cujos os dois são segurados, cada um pode gerar pensão somente para o outro, ou seja, o casal só tem probabilidade de gerar uma pensão, apesar de serem compostos por dois segurados. Assim sendo, ao invés deles serem considerados individualmente, foram analisados em dupla e, ao invés de ser aplicada a probabilidade de morte do segurado para estimar o número de pensões, foi considerada a probabilidade de quebra do grupo, dada pela probabilidade da primeira morte ocorrer.

Seja $T(x)$ e $T(y)$ uma variável aleatória que expressa o tempo de vida futura de x e de y, respectivamente.

A probabilidade que estamos procurando é:

$${}_tq_{xy} = Pr\{\text{mínimo}[T(x), T(y)] \leq t\}$$

Ou seja, o grupo se desfaz quando a primeira morte ocorre.

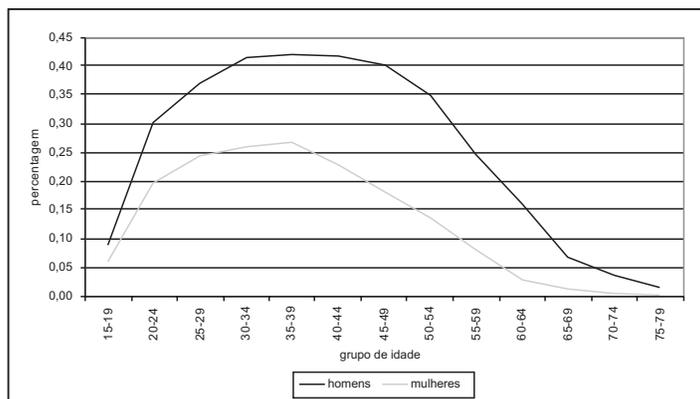
Considerando que o tempo de vida de x independe do tempo de vida de y, a probabilidade da primeira morte ocorrer será:

$${}_tq_{xy} = 1 - {}_tp_x \cdot {}_tp_y$$

Para a estimativa do número de segurados a cada ano foi primeiramente determinada a taxa de segurados por grupo etário (IES), dada pela proporção de segurados no ano em relação à população no meio do período. Essa taxa foi estimada com base na população de segurados em 2005, e seu comportamento pode ser visto no Gráfico 14. Uma vez calculada

essa taxa, ela foi mantida constante durante todos os anos de projeção. Assim sendo, como o número projetado de pensões a serem geradas é o produto das TES pela população e pela “razão de mortalidade” (veja fórmula (1)) e a TES foi mantida fixa, as mudanças na composição dos beneficiários por grupo de idade estará refletindo principalmente as mudanças na composição da população brasileira, já que as variações na mortalidade no período foram pequenas. A população brasileira usada foi a projetada no âmbito desse projeto.

Gráfico 14 – Proporção de segurados em relação à população por grupo etário e sexo – Taxa Específica de Segurado (TES) – 2005



Fonte: Elaboração Própria a partir de PNAD 2005 e Relatório de Projeção Populacional

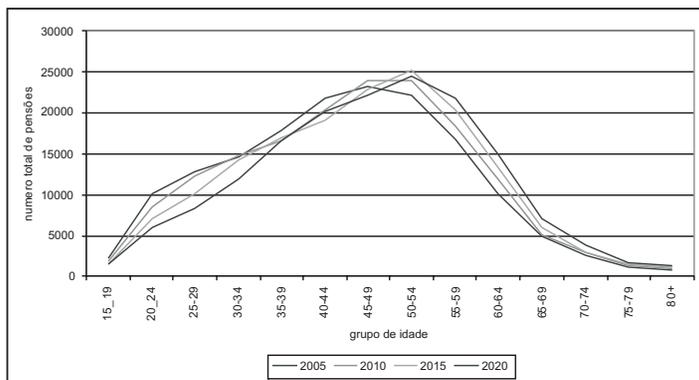
Na Tabela 5 e no Gráfico 15 estão reproduzidos o número projetado de pensões a serem geradas, em cada um dos anos escolhidos, por sexo e grupo etário:

Tabela 5 – Número projetado de pensões a serem concedidas em 2005, 2010, 2015 e 2020 por sexo e grupo etário

Grupo etário	2005			2010			2015			2020		
	Homem	Mulher	Total									
15-19	1913	347	2261	1608	275	1883	1380	224	1604	1292	197	1489
20-24	8627	1551	10178	7265	1259	8524	6026	1009	7035	5108	835	5943
25-29	10570	2356	12926	10099	2197	12296	8388	1782	10169	6869	1431	8301
30-34	11698	2961	14659	11877	2914	14791	11467	2746	14213	9632	2254	11886
35-39	13705	4197	17902	12760	3844	16604	13178	3853	17031	12961	3706	16667
40-44	16745	5020	21765	15719	4649	20368	14904	4333	19237	15690	4426	20116
45-49	18225	4956	23181	18836	5080	23915	18074	4789	22862	17521	4548	22069
50-54	17667	4433	22101	19190	4742	23932	20254	4934	25189	19841	4724	24564
55-59	13681	3090	16771	15099	3390	18488	16667	3670	20337	17885	3868	21753
60-64	8968	1241	10209	10507	1406	11913	11801	1566	13367	13268	1723	14991
65-69	4257	646	4903	4471	667	5138	5361	770	6131	6164	876	7040
70-74	2322	250	2572	2593	274	2866	2792	289	3082	3436	343	3779
75-79	1061	197	1258	1148	218	1366	1321	251	1572	1469	279	1748
80+	791	64	854	908	74	983	1034	86	1120	1185	99	1285
Total	130230	31310	161540	132080	30988	163068	132647	30302	162950	132323	29308	161631

Fonte: Elaboração Própria a partir de PNAD 2005, Tábuas de Mortalidade IBGE/DEPIS e Relatório de Projeção Populacional

Gráfico 15 – Número total de pensões projetadas para 2005, 2010, 2015 e 2020, por grupo de idade



Fonte: *Elaboração Própria a partir de PNAD 2005, Tábuas de Mortalidade IBGE/DEPIS e Relatório de Projeção Populacional*

Como podemos observar no Gráfico 15, há uma tendência, ao longo do tempo, de que as pensões sejam concedidas para as famílias de segurados em grupos de idades cada vez mais elevados, refletindo a tendência de envelhecimento da população brasileira. Como o número médio de dependentes por grupo de idade do segurado é maior nos grupos de idade intermediário (Gráfico 1), a concentração das concessões das pensões nos grupos etários mais elevados fará com que o número médio de dependentes por pensão seja menor. De fato, o número médio de dependentes de pensão estimado para 2010, mantendo o mesmo número médio de dependentes por grupo etário de 2005, seria de 1,74; de 2015, 1,72; e, de 2020, 1,70.

5. Conclusões

Neste trabalho tentou-se avaliar o impacto nas pensões das mudanças nas regras de sua concessão desde 1973, frente à mudança na composição dos dependentes previdenciários, à mudança na estrutura etária dos segurados e à mudança na mortalidade. Os anos escolhidos para as análises foram 1985, 1995 e 2005 e a base de dados utilizada foi a PNAD. Além disso, foi projetado o número de pensões a serem concedidas em 2010, 2015 e 2020, e analisado o efeito da mudança na distribuição etária da população brasileira na distribuição etária dos segurados e seu efeito sobre o número médio de beneficiários de pensão.

Para a consecução deste trabalho foi necessário identificar os dependentes por segurado, ou seja, a família para fins de pensão. As principais mudanças observadas na composição dos dependentes previdenciários por segurado entre 1985 e 2005 estão listadas

a seguir. Os segurados que não possuem dependentes para fins previdenciários aumentaram no decorrer das décadas. Há um aumento na proporção de segurados cuja família é constituída por casais sem filhos. Da mesma forma, há um aumento na proporção de segurados com apenas 1 filho concomitantemente à redução no número de casais com mais de 2 filhos. O mesmo pode ser dito das categorias dos segurados com filhos, mas que não moram com o cônjuge. A proporção de segurados que têm 1 ou 2 pais como dependentes é bem expressiva e corresponde a aproximadamente 20% do total dos segurados.

Foi verificado que ao se avaliar o impacto do tamanho da família no custo médio das pensões, principalmente se for novamente adotado um sistema que considera o número de dependente para estabelecer o valor da pensão, é importante que ela seja composta somente pelos dependentes para fins previdenciários. Isto porque essas famílias são bem menores do que aquelas que consideram todos os componentes.

Pode-se também constatar que apesar do número máximo de beneficiários, em termos médios, ter sido de 3,39, em 1985, de 2,88, em 1995, e de 2,35, em 2005, esses beneficiários receberam uma fração de aposentadoria a título de pensão de 85% em 1985, e de 100% nos dois outros anos, dados os critérios de concessão à época. Assim sendo, a diminuição do número médio de pessoas na família dos segurados não se reverteu em diminuição dos valores das pensões.

Observou-se uma tendência de envelhecimento da distribuição por grupo de idades dos segurados. Como os valores mais altos de número médio de dependentes estão entre as idades de 30 a 54 anos, a distribuição por grupo de idade mais envelhecida dos segurados fará com que o número médio de dependentes da população de segurados aumente, dado a maior proporção de pessoas em grupos de idades mais elevadas. Assim, caso se adote uma sistemática de determinação de pensão conforme o número de beneficiários, a queda no número de dependentes que já se observa, poderá não se refletir totalmente no valor pago como pensão, pelo menos com o envelhecimento ainda em curso.

O impacto do aumento da mortalidade por causas violentas, sobre o número das pensões concedidas em decorrência da morte segurados em idades entre 15 e 40 anos, em 1995¹⁵, foi avaliado em um crescimento da ordem de 10% e, em 2005, de 3,4%.

A mudança na composição da população brasileira prevista para o período entre 2005 e 2020 deverá ocasionar um envelhecimento na população de segurados, caso sejam mantidas constantes as taxas específicas por segurado (TES). Este comportamento, mesmo sem nenhuma alteração no número médio de dependentes por grupo de idade do segurado, deverá resultar em queda da família média total, considerando todas as faixas etárias.

¹⁵ Considerando a estrutura de mortalidade de 1985.

V. Referências bibliográficas

Anuário Estatístico da Previdência Social – AEPS 2005. Brasília, DF: MPS/DATAPREV/INSS, v.14, 2007.

Bowers, N.L. **Actuarial mathematics**. 2nd ed. Schaumburg, Ill.: **Society of Actuaries**, 1997. 753p

CELADE (Organização). **Metodos para proyecciones demograficas**. Santiago, Chile: CELADE, 1984. 254p

Decreto nº 3.048, artigo 39 – de 06 de maio de 1999 – DOU de 7/5/99 – publicado em 12/05/99 e atualizado em Fevereiro/2007 <http://www010.dataprev.gov.br/sislex/paginas/23/1999/3048.htm>, acesso em 29/07/2007

Decreto nº 72.771, artigo 50 – de 6 de setembro de 1973 – DOU de 10/9/73 – revogado <http://www81.dataprev.gov.br/sislex/paginas/23/1973/72771.htm>, acesso em 29/07/2007

IBGE/DEPIS 2006- **Estimativas preliminares de tabelas de sobrevivência para as UF's** (1991 -2000) Circulação restrita

IBGE. **Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílio. PNAD**. Rio de Janeiro: IBGE, 1985, 1995, 2000.

Lei nº 8.213, artigo 75 – de 24 de julho de 1991 – Versão original publicada no DOU de 25/07/91 <http://www81.dataprev.gov.br/sislex/paginas/42/1991/8213.htm> acesso em 29/07/2007

Medeiros, M.; Osório, R. **Mudança nas famílias brasileiras**: a composição dos arranjos domiciliares no Brasil 1978 a 1998. Brasília: IPEA, 2002 (Texto para Discussão, 886) Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/rev_inf/vol17_n1e2_2000/vol17_n1e2_2000_4artigo_67_85.pdf>. Acesso em: 10 jun. 2007.

Preston, S. H., Heuveline, P., Guillot, M. **Demography: measuring and modeling population processes**. Malden, MA: Blackwell, 2000. 291p

Wajnman, Simone; Carvalho, José Alberto Alberto Magno de (Coords.). **Estudos sobre previdência social e demografia**: atualização analítica: produto 3; metodologia e resultados de projeção populacional para o Brasil, Regiões e Unidades da Federação, desagregada por idade simples, sexo e situação de domicílio, 2000-2050, cenário Básico. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2007 (Pesquisa em andamento)

Winklevoss, H. E. **Pension mathematics with numerical illustrations**. 2nd ed. Philadelphia, PA: University of Pennsylvania, 1993. 307 p

Lei nº 8.213, artigo 75 – de 24 de julho de 1991 – Versão original publicada no DOU de 25/07/91 <http://www81.dataprev.gov.br/sislex/paginas/42/1991/8213.htm> acesso em 29/07/2007

Os argumentos de proteção social e equidade individual no debate sobre previdência e gênero no Brasil

Cássio M. Turra *
Izabel G. Marri **
Simone Wajnman ***

I. Introdução

A previdência social no Brasil é uma história de sucesso no combate à pobreza nas idades avançadas. Nas últimas duas décadas, a consolidação do sistema permitiu que grupos antes excluídos, como os trabalhadores rurais e uma parte das mulheres, passassem a ser cobertos pelos benefícios previdenciários. O risco de perda de renda na transição da vida ativa para velhice, que no passado era minimizado somente através da família e, em menor escala, através dos mercados, é agora dividido entre diferentes instituições, em um sistema de seguridade mais amplo. No entanto, ao mesmo tempo em que os ganhos sociais tornaram-se evidentes e o sistema se consolidou, acirrou-se o debate sobre o futuro da previdência e sua capacidade de permanecer solvente em um cenário de envelhecimento populacional acelerado e de baixo nível de adesão. Neste contexto, uma política previdenciária que promova o equilíbrio entre proteção social e equidade individual é desejável como forma de assegurar, de um lado, as conquistas sociais de cobertura do sistema, com benefícios adequados e justos socialmente e, de outro, de incentivar o crescimento do número de contribuintes através de uma correspondência atuarial mais justa entre os benefícios recebidos e o histórico de contribuições (American Academy of Actuaries 2004).

Embora os argumentos de equidade individual e proteção social devessem ser apresentados de forma sinérgica, há quase sempre uma polarização no seu uso, que é feita por grupos interessados em manter ou reformar as regras do sistema em vigor, com destaque, no Brasil, para o debate sobre os diferenciais de gênero na previdência social. Com base no critério da equidade individual, alega-se, contra as mulheres, que as mesmas possuem privilégios no cálculo do valor das aposentadorias, e necessitam de menor tempo de trabalho para se aposentarem. Estes privilégios resultam em contribuições significativamente menores ao longo do ciclo de vida que, aliadas à sua maior longevidade, lhes dá ganhos substancialmente maiores que os dos homens do ponto de vista atuarial.

* Professor do Departamento de Demografia – CEDEPLAR/UFMG

** Doutoranda do CEDEPLAR/UFMG

*** Professora do Departamento de Demografia – CEDEPLAR/UFMG

Em contrapartida, o argumento da proteção social suporta que a existência de critérios de elegibilidade distintos para cada gênero tem como função compensar parte das desigualdades do mercado de trabalho e a menor capacidade contributiva das mulheres ao longo de sua vida laboral.

Além de ignorar o equilíbrio entre equidade individual e proteção social, o debate sobre previdência e gênero quase sempre desconsidera possíveis interações destas duas dimensões com as demais instituições seguradoras, principalmente, com a família. Esta preocupação justifica-se por, pelo menos, duas razões. Goldani (2004, p.216), citando Esping-Andersen *et al* (2002, p.13) aponta que no mundo real o bem estar dos indivíduos é o produto entre o mercado, o Estado e as famílias, os chamados ‘pilares do bem estar’, de forma que, se um dos pilares não funciona, os outros dois passam a absorver toda responsabilidade. Neste sentido, a família tem uma função cuidadora importante ao lado do Estado, mas não poderá continuar a cuidar de seus dependentes sem a ajuda deste último. Ao decidir o que privilegiar – equidade individual ou proteção social – o Estado deve considerar o papel desempenhado pelas famílias e as mudanças que têm ocorrido em sua estrutura, principalmente o fato das mulheres se tornarem, cada vez mais, um recurso escasso no cuidado dos dependentes, na medida em que avançam sua participação no mercado de trabalho e que acabam sendo sobrecarregadas com os trabalhos no mercado de trabalho e no âmbito doméstico.

Outra justificativa para incluir a família neste debate, é o fato do bem-estar dos indivíduos não depender exclusivamente de sua renda, mas também das transferências que ocorrem dentro da família. Este é o caso, por exemplo, dos jovens em idade escolar e das donas de casa, que mesmo sem auferir renda no mercado de trabalho não podem ser considerados pobres se fazem parte de uma família que garante seu nível de consumo. Ou seja, não é possível discutir as consequências de mudanças nas prioridades da política previdenciária sem considerar a composição domiciliar em todos os seus possíveis arranjos (Camarano *et al* Kanzo e Mello, 2004; Saad, 2004).

As próximas sessões deste artigo têm como objetivo examinar e contrapor as dimensões de proteção social e equidade individual na questão sobre gênero e previdência social. Considerando os efeitos de composição familiar, pretende-se, de um lado, avaliar a importância da previdência social na redução do risco de cada gênero à pobreza. De outro lado, o objetivo é examinar em que medida esta proteção é assegurada por transferências líquidas entre homens e mulheres ao longo do ciclo de vida. Embora este trabalho não pretenda propor soluções para o debate sobre previdência e gênero, esperamos que os resultados contribuam para uma discussão mais objetiva sobre o tema, levando em conta os papéis que a previdência desempenha na sociedade.

II. Uma breve caracterização dos diferenciais de gênero na Previdência Social

Como já bastante documentado, apesar do grande avanço das mulheres no mercado de trabalho desde a década de 60, seus níveis de atividade e ocupação ainda são inferiores aos masculinos, assim como seus rendimentos médios (Wajnman, 2006; Barros *et al*, 2001; Leme e Wajnman, 2001, Lavinás e Dain, 2005). A menor dedicação das mulheres ao mercado de trabalho está relacionada à divisão sexual do trabalho que, se não retira as mulheres da força de trabalho, como no passado, as direciona para ocupações que oferecem jornadas de trabalho mais reduzidas, permitindo-lhes conciliar emprego e responsabilidades domésticas (Lavinás e Dain, 2005, p. 32, citando Sorj, 2004).

Dado que o mercado de trabalho absorve e remunera de forma diferente homens e mulheres, é natural que haja diferenças nos benefícios previdenciários médios entre os grupos, já que os benefícios são resultado, principalmente, da história da vida laboral do indivíduo. As regras de elegibilidade ao sistema e os critérios para cálculo dos benefícios é que irão determinar se o sistema reproduz as desigualdades encontradas entre os gêneros no mercado de trabalho. Neste sentido, em reformas do sistema de pensão com implantação de regras que fortalecem a relação entre contribuições e benefícios, isto é, a equidade individual (tendência em quase todas as reformas ocorridas em vários países do mundo), as mulheres, como um grupo, se encontram mais vulneráveis à perda de renda.

No Brasil, as mulheres contam com algumas vantagens em relação aos homens, para o cálculo das aposentadorias. Elas podem se aposentar com um bônus de 5 anos tanto para aposentadoria por tempo de contribuição (30/35 mulheres/homens), quanto por idade mínima (60/65 mulheres/homens da área urbana e 55/60, na área rural). A sobrevivência feminina em relação à masculina não é considerada no cálculo dos benefícios das mulheres, uma vez que se utiliza a tábua de vida unisex no fator previdenciário. Além disso, os professores do ensino básico, fundamental e médio ainda possuem um bônus de 5 anos para aposentadoria por tempo de contribuição ou idade, fazendo com que as professoras (a grande maioria desses) gozem de um desconto de 10 anos em relação aos demais trabalhadores (ou 5 em relação às demais trabalhadoras) (MPAS, 2007).

Apesar do sistema de previdência no país ser desigual no tratamento entre os gêneros, beneficiando as mulheres (Silva e Shwarzser, 2002, p. 36), os diferenciais de gênero no mercado de trabalho ainda são um fator preponderante nos diferenciais dos benefícios tornando, na média, aqueles concedidos às mulheres menores que os dos homens, como pode ser visto na Tabela 1.

Tabela 1. Valor médio dos benefícios ativos e distribuição dos benefícios entre os sexos. Brasil, 2005

Espécie	% benefícios		Valor médio (R\$)		Razão valor benefícios H/M
	Mulheres (M)	Homens (H)	Mulheres (M)	Homens (H)	
Aposentadorias por Idade	31%	24%	323,49	362,00	1,12
Aposentadorias por Tempo de Contribuição	7%	29%	826,22	1.035,23	1,25
Pensões*	39%	7%	439,00	439,19	1,00
Amparo ao Idoso e ao Portador de Deficiência	9%	12%	300,00	300,00	1,00
Outros**	15%	28%	409,69	555,57	1,36
Total / média ponderada	100%	100%	412,49	611,58	1,48

Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

* O valor médio das pensões se refere ao valor médio total não desagregado por sexo do beneficiário

** Se refere a: Auxílio-Doença, Auxílio-Reclusão, Auxílio-Acidente, Salário-Maternidade, Auxílio-Doença Acidentário, Auxílio-Acidente e Suplementar Acidentário, Aposentadorias Acidentárias, Rmv Invalidez

Fonte: Anuário Estatístico da Previdência Social, – INFOLOGO. <http://creme.dataprev.gov.br/infologo2005/inicio.htm>

Por não possuir os requisitos mínimos de aposentadoria por tempo de contribuição, um terço das mulheres (31%) se aposenta pelo critério de idade mínima, comparado com 24% dos homens. Em média, os homens recebem benefícios 1,48 vezes maiores do que as mulheres, o que reflete tanto o excesso de aposentadorias por idade entre as mulheres, quanto os menores valores pagos a elas qualquer que seja o benefício de aposentadoria considerado. Por exemplo, o valor do benefício por tempo de contribuição masculino é cerca de 25% maior que o benefício feminino, e o benefício por idade, cerca de 12% maior. Quase 40% das mulheres recebem pensões, o que reforça o caráter não contributivo dos benefícios femininos. Apesar dos valores das pensões, desagregados por gênero, não serem divulgados pelo Ministério da Previdência, sabe-se que as pensões dadas às mulheres tendem a ser maiores, uma vez que refletem os salários dos seus maridos, na média maiores que seus próprios, e as diferenças de idade entre os cônjuges.

Ao mesmo tempo em que recebem benefícios menores, as mulheres apresentam maior dependência em relação a renda previdenciária, comparativamente aos homens. Cerca de 79% da renda total da mulheres com mais de 60 anos se refere a benefícios da previdência social, como demonstra a Tabela 2. Entre os homens idosos, a dependência é menor – cerca de 59% – em função de sua maior renda do trabalho. Soma-se a isto, o fato de 14% das idosas não terem nenhum tipo de rendimento, contra apenas 3% dos homens.

Como apontado anteriormente, a principal razão da maior dependência das idosas em relação à renda previdenciária é sua menor capacidade contributiva ao Sistema durante a vida ativa. Segundo a Tabela 2, 48% das mulheres de 20 a 59 anos (às quais, neste trabalho, chamaremos de “adultas”) não possuem rendimentos do trabalho. Além disso, 33% das mulheres adultas não possui renda de qualquer fonte, contra 12% dos homens. A menor participação das mulheres adultas no mercado de trabalho, reduz seu rendimento

médio para R\$ 354 (15% maior que o salário mínimo vigente na época da pesquisa), que é igual a menos da metade do rendimento médio masculino.

Um exercício simples que comprova a vulnerabilidade da renda das mulheres em relação à renda da previdência social é o cálculo da proporção de pobres considerando a renda individual total com e sem renda da previdência (Tabela 2)¹. Considerando como linha de pobreza o valor de 1/2 salário mínimo (ou R\$ 150)², a proporção de pobres (P0) entre as mulheres adultas é bem superior à dos homens: 44 contra 16%. Além disso, como esperado, entre os adultos, a proporção de pobres não sofre grandes mudanças quando se desconsidera a renda da previdência, relativamente ao que ocorre com os idosos. Entre os idosos, o papel da previdência se torna ainda mais evidente quando são estimadas as proporções de pobres com e sem a renda previdenciária: os percentuais de pobres por gênero passam de 16 e 4%, para idosas e idosos, para 84 e 64%, respectivamente.

Tabela 2. Renda média individual de todos os trabalhos, renda total, renda da Previdência, participação na renda total, percentual de pessoas com renda zero e proporção de pobres, segundo grupo de idade e sexo. Brasil, 2005

Renda individual	Renda média de todos os trabalhos *		Renda média da Previdência Social		Renda média total**	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
20 a 59 anos						
Média (R\$)	354,6	793,6	51,5	50,7	441,4	873,6
Participação na renda total	80%	91%	12%	6%	100%	100%
Pessoas com renda zero	48%	17%	92%	95%	33%	12%
P0 renda total					43,94	15,82
P0 renda total menos renda previdencia					49,36	19,23
60 anos e mais						
Média (R\$)	69,7	340,7	451,6	612,0	574,9	1.045,5
Participação na renda total	12%	33%	79%	59%	100%	100%
Pessoas com renda zero	89%	64%	24%	20%	14%	3%
P0 renda total					15,55	3,95
P0 renda total menos renda previdencia					83,82	63,51

Fonte: IBGE, PNAD 2005

* As rendas médias incluem as pessoas que possuem renda zero.

** A renda total se refere à renda de todas as fontes, que inclui além da renda do trabalho e da Previdência, renda de aluguel, abonos, BPC, entre outras.

¹ A simulação de uma situação hipotética, requer o forte pressuposto de que, inexistindo a renda da Previdência, as demais rendas individuais, e os níveis de atividade e ocupação permaneceriam constantes.

² A não diferenciação de linhas de pobreza para os dois grupos de idade em análise (adultos e idosos) se baseia na dificuldade de se considerar variações nas necessidades de consumo e nos bens e serviços utilizados diferentemente por estes dois grupos, como, por exemplo nos serviços de saúde. De acordo com Barros et. al. (1999, p. 3), “a arbitrariedade incorrida em qualquer tentativa de determinar linhas de pobreza distintas para idosos e não-idosos poderia levar a limitações ainda maiores”. Assim, como “pobre” considerou-se os indivíduos com renda inferior à linha de pobreza, definida como 1/2 salário mínimo, vigente na época da pesquisa (setembro de 2005), ou R\$ 150,00.

A descrição feita até aqui não considera o papel da estrutura familiar, que como apontado na introdução deste artigo, é um fator determinante do nível de bem estar individual. De acordo com Camarano *et al.* (2004), mudanças expressivas ocorridas nos arranjos familiares – queda da fecundidade, maior participação das mulheres no mercado de trabalho, grande número de divórcios e coabitações e o aumento da proporção de mulheres que nunca se casaram ou não tiveram filhos (Camarano, Kanso e Mello, 2004, p.53), tendem a fragilizar o apoio dado pela família aos idosos, que passam, cada vez mais, a requerer (ou a depender) de políticas sociais que garantam seu bem estar. Por outro lado, devido à instabilidade financeira proporcionada pelas condições do mercado de trabalho, ou pelo maior período da vida despendido na escola, ou ainda pela fragilidade das relações afetivas, o tempo que os filhos (e netos) vivem como economicamente dependentes dos pais (e avós), em geral idosos, tem aumentado em quase todo o mundo. Cria-se a partir daí, uma relação de ajuda e dependência mútua entre as gerações, e certo empoderamento dos idosos, determinado em grande medida, pelos rendimentos recebidos pelos integrantes da família (Camarano e Pasinato, 2002, p. 25; Camarano, Kanso e Mello, 2004, p.53).

Lavinas e Dain (2005) mostram com dados da PNAD de 2003 que o número de famílias com idosos aumentou 10% nas últimas duas décadas. Onde havia idosos eles eram na grande maioria os chefes familiares e as mulheres eram responsáveis por 39% destas famílias. Além disso, a presença de idosos na família está associada a um maior nível de renda familiar per capita. Sabe-se, por exemplo, que as famílias com idosos se concentram menos na extremidade inferior da distribuição de renda brasileira (Barros *et al.*, p.9,1999; PNAD 2005). A importância da presença de idosos para a renda familiar é evidenciada na Tabela 3 que compara, com base nos dados da PNAD de 2005, a renda familiar total e per capita segundo quatro tipos de famílias: sem idosos, com presença de idoso somente do sexo feminino, somente do sexo masculino, e com idosos dos dois sexos. A renda total de famílias com idosos, qualquer que seja o gênero, é sempre superior à renda de famílias sem idosos. Além disso, a análise por gênero sugere que a renda per capita média das famílias só com idosas é superior à das famílias só com idosos (R\$ 644 contra R\$ 639). Isto ocorre, porque as famílias com presença de idosas têm um tamanho menor, além de menor proporção de dependentes, aqui entendida como a proporção de membros com renda menor do que a renda familiar per capita.

Tabela 3. Algumas características das famílias, segundo presença do idoso. Brasil, 2005

Média	Sem idoso	Com idosa	Com idoso	Com idoso e idosa
Renda familiar (R\$)	1.353,9	1.367,3	1.563,8	1.764,4
Renda fam per capita (R\$)	489,9	643,6	638,8	681,2
Número de pessoas	3,3	2,5	3,0	2,8
Proporção de dependentes (%)	0,52	0,36	0,43	0,44

Fonte: IBGE, PNAD 2005

Em razão do menor número de dependentes co-residindo com idosas, a diferença na renda individual de homens e mulheres com mais de 60 anos, que foi descrita anteriormente na Tabela 2, praticamente desaparece no cálculo da renda familiar *per capita* (ver Tabela 4). O mesmo acontece entre os adultos. Estes resultados mostram o quanto as estruturas familiares são importantes para elevar o nível de renda das mulheres e da mesma forma, reduzir o nível de renda dos homens.

A Tabela 4 também mostra que a diferença na proporção de pobres passa a ser favorável às mulheres quando se considera a renda familiar per capita. Entre as pessoas com mais de 60 anos: 7% das mulheres são pobres contra 9% dos homens. Segundo os resultados simulados, na ausência de renda da previdência social, a diferença na proporção de pobres entre os sexos seria menor do que o estimado anteriormente com base apenas na renda individual, passando de 6,6% para 56% entre as mulheres e de 9% para 55% entre os homens, o que sugere a importância da interação entre estrutura previdenciária e composição domiciliar na redução, principalmente, da pobreza feminina.

A relação entre o montante de renda acumulado pelos 10% mais ricos, e os 40% mais pobres, ou entre o 1% mais rico da população, contra os 50% mais pobres, indicam a importância da renda da previdência também na redução da desigualdade entre mulheres e homens, nos dois grupos de idade em análise (Tabela 4). Excluindo a renda da Previdência, a desigualdade sobe sobretudo entre as mulheres idosas.

Tabela 4. Renda média familiar per capita, intensidade da pobreza (P0), e indicadores de desigualdade, por tipo de renda, para homens e mulheres, segundo grupos de idade. Brasil, 2005

Indicador	Renda total		Renda total menos Renda Previdenciária		% da população	
	Mulheres (M)	Homens (H)	(M)	(H)	(M)	(H)
20 a 59 anos						
Média (R\$)	486,4	513,3	417,0	454,5	51,9	48,2
P0	26,7	24,2	34,4	31,0		
10+/40- (%)	4,9	4,5	5,9	5,6		
1+/50- (%)	0,86	0,85	1,1	1,1		
60 anos e mais						
Média (R\$)	660,3	664,6	276,5	314,1	56,3	43,7
P0 (%)	6,6	9,2	56,8	55,5		
10+/40- (%)	2,9	3,2	185,3	59,3		
1+/50- (%)	0,69	0,78	6,1	5,6		

Fonte: IBGE, PNAD 2005

III. A importância da proteção social: testes usando um modelo logístico

A descrição apresentada na seção anterior sugere que embora a previdência social não corrija todas desigualdades entre os gêneros no mercado de trabalho, tem um forte componente de proteção social, com impacto, principalmente, sobre o bem estar das mulheres idosas. O objetivo desta seção é medir se esta associação é, de fato, significativa, na presença simultânea de vários controles. Para isto, são utilizados dados da PNAD de 2005 e uma regressão logística para modelar a probabilidade de ser pobre, medida segundo a posição de cada entrevistado em relação à linha de pobreza (renda familiar per capita inferior a $\frac{1}{2}$ salário mínimo).

O modelo inclui variáveis *dummy* para mulheres, para pessoas com mais de 60 anos e para beneficiários da previdência social. Além disso, para sintetizar o efeito da estrutura familiar sobre a probabilidade de ser pobre, o modelo controla pela proporção de adultos (pessoas de 20 a 59 anos) no domicílio. Como o objetivo é explorar prováveis associações entre gênero, seguridade social, família e idade na determinação da pobreza, o modelo considera também uma série de interações entre essas dimensões, como será apresentado mais adiante. Outras variáveis de controle que são, em geral, reconhecidas como determinantes do nível de renda familiar foram incorporadas ao modelo, mas seus efeitos não serão discutidos nesta seção por não serem o foco da análise. São elas: educação, medida através de categorias de anos de estudo (0-3, 4-7, 8-11, 12-14 e 15+ anos de estudo, cor (branco/não branco), situação censitária (rural/urbano) e grandes regiões de residência (SE, NE, SU, NO, CO). A Tabela 7 com a descrição das variáveis do modelo é apresentada no Apêndice 1.

Os coeficientes da regressão são apresentados na Tabela 5. Em razão do plano amostral complexo da PNAD foi estimado um modelo sem pesos amostrais que incorpora a opção cluster do Stata 8.2 (StataCorp 2003) para se obter erros-padrão corrigidos por Unidades da Federação. A amostra é limitada às pessoas com mais de 20 anos.

A variável de gênero (*Mulher*) demonstra, como esperado, que comparativamente aos homens, as mulheres têm uma probabilidade significativamente maior de ser pobre; mas esta desvantagem é menor entre as idosas vis a vis às mulheres adultas (coeficiente negativo para *Mulher x Idoso*; $p < 0,001$). Além disso, o coeficiente negativo e estatisticamente diferente de zero para *Beneficiário da Previdência* mostra o papel protetor da previdência social para ambos os sexos. Este papel é maior entre as mulheres como indicado pelo sinal negativo da interação entre *Mulher e Beneficiário da Previdência Social* ($p < 0,001$).

Além do Estado, o suporte familiar, representado pela proporção de adultos no domicílio, contribui significativamente para a redução da pobreza ($p < 0,001$). O efeito combinado de proporção de adultos e gênero, por sua vez, indica que a presença de outros adultos no domicílio reduz a probabilidade de ser pobre das mulheres em relação aos homens ($p > 0,001$). Interessante notar, no entanto, que o efeito da estrutura familiar é significativamente maior para as mulheres com menos de 60 anos em relação às mais velhas, como mostra o sinal positivo do coeficiente para a interação tripla entre *Mulher, Proporção de Adultos e Idoso*.

O cálculo da probabilidade de ser pobre com base nos coeficientes do modelo da Tabela 5 evidencia que as mulheres adultas, particularmente aquelas que não são beneficiárias da previdência, ou seja, sua grande maioria, são as que mais dependem da renda de outros membros da família para não ficarem abaixo da linha de pobreza. Por exemplo, assumindo um indivíduo jovem, branco, residente na zona urbana do SE, com 8 a 11 anos de estudo e que não é beneficiário da previdência social, estimamos que a diferença na probabilidade de ser pobre entre homens e mulheres é praticamente nula se a proporção de adultos é de 80%, mas aumenta para 0,08 se a proporção de adultos é reduzida para 20%.

Dado que os resultados apresentados na Tabela 5 consideram possíveis efeitos de confundimento, controlados através de uma série de variáveis socioeconômicas e demográficas, não há como contestar o alto de grau de proteção social oferecido pela previdência, principalmente às mulheres idosas. No entanto, não é possível determinar com base apenas neste modelo, se o nível de proteção social garantido pela previdência social está, em relação as demais funções que a previdência social tem que desempenhar, no patamar desejado. Para relativizar esta discussão, a seção seguinte procura medir os custos para os homens, dos diferenciais de proteção social oferecidos entre os gêneros.

Tabela 5. Coeficientes estimados através do modelo logístico para a probabilidade de ser pobre, segundo a renda familiar per capita dos indivíduos acima de 20 anos de idade. Brasil, 2005

Covariáveis	Coeficientes
Variáveis Demográficas	
Mulher	0,4183* [0,0254]
Idoso (maior que 60 anos)	-3,1992* [0,0749]
Beneficiário da Previdência Social	-1,3620* [0,0596]
Proporção de Adultos no Domicílio (20-59 anos)	-3,5233* [0,1430]
Interações	
Mulher X Proporção de Adultos no Domicílio	-0,3435* [0,0423]
Idoso X Proporção de Adultos no Domicílio	4,2647* [0,1332]
Mulher X Beneficiário da Previdência Social	-0,3054* [0,0545]
Mulher X idoso	-0,6189* [0,0785]
Mulher X idoso X Proporção de Adultos no Domicílio	0,4772* [0,1256]
Constante	2,1052* [0,1658]
N	252.254
Pseudo R2	0,284

Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

Notas: – O modelo controla por educação, cor, situação censitária, grandes regiões geográficas e idade; – Desvio padrão apresentado entre colchetes; – * $P < 0,001$

IV. O financiamento da proteção social: as transferências inter-gêneros no ciclo de vida

Para proteger os grupos da população de maior vulnerabilidade à pobreza, incluindo as mulheres, a previdência social transfere recursos dos grupos com maior capacidade contributiva para aqueles em desvantagem no mercado de trabalho. O objetivo desta seção é mensurar a magnitude das transferências entre homens e mulheres ao longo do ciclo de vida. A medida escolhida para examinar as transferências inter-gêneros é a razão entre o valor esperado de benefícios e o valor esperado de contribuições (RBC) (EBRI, 1996). Esta medida é calculada trazendo a uma determinada idade (normalmente o nascimento ou a idade típica de entrada no mercado de trabalho), o valor de todos os benefícios e contribuições a serem feitos ao longo do ciclo de vida. Os valores esperados são estimados segundo uma taxa de desconto e as probabilidades de sobrevivência em cada idade.

Neste artigo, são medidas as transferências inter-gêneros para uma coorte hipotética que entrou no mercado de trabalho aos 20 anos de idade em 2005. O primeiro passo para calcular a RBC é estimar os valores médios, por idade e gênero, de contribuições e benefícios para a coorte em estudo. Em virtude da inexistência de dados de coorte no Brasil, foram utilizados os valores de contribuições e benefícios observados no ano de 2005, como forma de simular a trajetória de vida da coorte. Os valores médios dos benefícios foram obtidos em dados oficiais da Previdência Social (AEPS, 2005). No entanto, a construção da curva de contribuições por idade e gênero foi uma tarefa menos trivial. Não é possível determinar, sem o uso de inúmeros pressupostos, de que forma os impostos e contribuições, que são responsáveis pelo financiamento dos gastos previdenciários, são distribuídos entre homens e mulheres. A solução adotada foi, portanto, utilizar as curvas de renda do trabalho como *proxy* para a capacidade contributiva total de cada sexo e, a partir daí, alocar as receitas da previdência social de 2005 (AEPS b, 2005), obtendo a contribuição média *per capita* por sexo³ (para aplicações similares, ver Lee e Lapkoff, 1988).

Em seguida, os valores das contribuições médias foram projetados segundo três cenários prováveis para o crescimento real dos salários: ausência de crescimento real, crescimento de 1,5% ao ano e crescimento de 3,0% ao ano⁴. Além disso, os valores médios de contribuições e benefícios foram projetados até 2070, com base em projeções da população brasileira, por grupo de idade quinquenal e gênero, preparadas pelo Cedeplar⁵. Assumiu-se, que a cada ponto no tempo, as contribuições médias são ajustadas,

³ Para o cálculo dos valores médios de contribuições e benefícios foi utilizado, como denominador, a população total por grupo de idade e gênero. A adoção desta estratégia deve-se ao fato de que a previdência social não é um sistema fechado e portanto, toda a população está sujeita ao risco de contribuir para seus gastos (através do pagamento da CPMF, por exemplo) e de receber benefícios mesmo não tendo contribuído ao longo da vida laboral (veja o caso do BPC, por exemplo).

⁴ Os cenários são os mesmos para homens e mulheres.

⁵ Projeções realizadas no âmbito deste projeto. Assumiu-se uma estrutura etária constante a partir de 2050.

proporcionalmente em todas as idades, de forma a manter o equilíbrio entre receitas e despesas totais. Com base nos valores projetados, foi possível descrever a trajetória hipotética da coorte em estudo, no que tange a suas contribuições e benefícios.

O passo seguinte para o cálculo da RBC foi estimar as curvas de sobrevivência de homens e mulheres, por idade, para a coorte em estudo, para o cálculo do valor esperado⁶ dos benefícios futuros. Neste caso, foram utilizados os dados de mortalidade projetados por Fernandes (1995) para o Brasil. Além disso, o cálculo do valor presente de contribuições e benefícios requer o uso de uma taxa de desconto. De forma a incorporar incertezas sobre o futuro, foram adotados três cenários com taxas que variam entre 2.5 e 7.5%.

Os resultados apresentados na Tabela 6 confirmam que há transferências líquidas de homens para mulheres no sistema de previdência social. Assumindo como base o cenário de crescimento real dos salários de 1.5% ao ano e uma taxa de desconto de 5%, observa-se que a razão entre os benefícios e contribuições esperados é quase o dobro para as mulheres em relação aos homens: 1,12 contra 0,61. Além disso, a razão menor do que 1 para os homens indica que estes esperam transferir um volume de recursos para o sistema bem acima do que esperam receber. Isto é, para cada real transferido, os homens devem receber cerca de apenas 0,60 real. As mulheres, ao contrário, recebem transferências líquidas do sistema. A situação desfavorável dos homens torna-se mais amena no cenário de crescimento mais intenso dos salários e de taxa de desconto mais baixa, mas ainda assim, as mulheres teriam ganhos substancialmente maiores, do ponto de vista atuarial: 2,24 contra 1,17. Do ponto de vista de equidade individual, esta é uma situação típica de ausência de correspondência atuarial justa entre as contribuições realizadas e os benefícios recebidos ao longo do ciclo de vida.

Parte da vantagem feminina decorre de sua maior probabilidade de sobrevivência às idades acima de 60 anos, que são as idades de recebimento dos benefícios da previdência. Para destacar o papel da mortalidade é apresentada na Tabela 6 uma simulação da razão entre os benefícios e contribuições esperados dos homens, assumindo que estes tivessem o mesmo risco de morte por idade das mulheres. Não é surpresa notar, nos resultados simulados, que há uma redução na desvantagem masculina. No cenário básico, a razão entre os benefícios e contribuições esperados aumentaria para 0,73 para os homens, mas ainda assim, a diferença entre os ganhos atuariais de cada gênero permaneceria elevada.

Este resultado comprova que as transferências líquidas entre os gêneros decorrem, principalmente, do maior poder contributivo dos homens e da natureza distributiva dos benefícios da previdência social. Além disso, fica claro pelos números apresentados, que a proteção social oferecida às mulheres é, em grande medida, mantida através de perdas atuariais impostas aos homens, ao longo do ciclo de vida.

⁶ A curva de sobrevivência incorpora no cálculo a chance do indivíduo sobreviver à uma certa idade, e portanto de receber seu benefício.

Tabela 6. Razão entre o valor esperado de benefícios e contribuições, para a coorte nascida em 1990-1995, por sexo e diferentes cenários econômicos. Brasil.

		Não há aumento real de salários	Salários crescem 1.5% a.a. Ganhos NÃO são incorporados aos benefícios	Salários crescem 3.0% a.a. Ganhos NÃO são incorporados aos benefícios
Homens				
	Taxas de Desconto			
	2,5%	0,73	0,94	1,17
	5,0%	0,50	0,61	0,73
	7,5%	0,38	0,45	0,51
Mulheres				
	Taxas de Desconto			
	2,5%	1,48	1,85	2,24
	5,0%	0,93	1,12	1,30
	7,5%	0,66	0,77	0,87
Simulação para os homens assumindo mortalidade das mulheres				
	Taxas de Desconto			
	2,5%	0,88	1,15	1,44
	5,0%	0,59	0,73	0,88
	7,5%	0,43	0,52	0,60

Fonte dados básicos: PNAD, 2005; AEPS, 2005; Fernandes, 2005

V. Considerações finais

Este artigo procurou examinar e contrapor os argumentos de proteção social e equidade individual à luz do debate sobre previdência e gênero no Brasil. Considerando que a previdência social desempenha, ao mesmo tempo, funções de natureza social e seguro individual, é desejável que haja um equilíbrio entre estes papéis como forma de reduzir a vulnerabilidade social no país e manter a saúde financeira do sistema, garantindo sua existência para as próximas gerações.

Os resultados apresentados demonstraram que a previdência cumpre de alguma forma, o seu papel de proteção social no que se tange à redução da pobreza entre homens e mulheres idosas. Sua importância é significativamente maior para as mulheres, dado que estas têm menor acesso ao mercado de trabalho nas idades avançadas e menor capacidade contributiva e de poupança ao longo da vida laboral, como resultado da dupla jornada de trabalho, da maternidade e da precariedade da trajetória da vida ativa (Camarano e Pasinato, 2002; Beltrão *et al*, 2002). As simulações indicaram também que a proteção garantida às mulheres implica, como contrapartida, em um volume considerável de transferências de renda entre os gêneros, com perdas atuariais não triviais para os homens.

No limite, a equiparação dos benefícios recebidos por homens e mulheres através, exclusivamente, de critérios de elegibilidade que compensassem parcialmente a discriminação no mercado de trabalho sem aumentar a adesão das mulheres neste mercado, traria graves prejuízos ao princípio de equidade individual, necessário a qualquer programa de seguros, cuja arrecadação depende da adesão e manutenção de contribuintes. Por outro lado, regras iguais para homens e mulheres, em observação ao princípio da equidade, que fortalecessem o vínculo entre contribuição e valor do benefício, tenderiam a eliminar parte importante do papel redistributivo desejável de um sistema público de previdência social. Está claro, portanto, que o equilíbrio deve sempre prevalecer e as diversas funções da Previdência social devem ser ponderadas de forma a atender, minimamente, a todos.

Outra contribuição relevante deste artigo foi demonstrar que embora a estrutura familiar favoreça as mulheres idosas, em função da menor proporção de dependentes em suas famílias, seu efeito protetor é significativamente maior entre as mulheres mais jovens, que não dispõem de um seguro social que lhes garanta um nível de bem-estar mínimo, como a Previdência, e que se encontram fora do mercado de trabalho ou recebendo mais baixos salários.

Frente a estes resultados, a pergunta que se coloca é se os níveis atuais de proteção social e equidade individual se encontram em seu patamar mais eficiente do ponto de vista econômico e social. Do ponto de vista exclusivamente técnico, a resposta para esta pergunta dependeria de simulações que considerassem, simultaneamente, os efeitos de mudanças no mercado de trabalho, na estrutura familiar e nos critérios de elegibilidade da previdência sobre diferentes medidas de proteção social e equidade individual. As simulações não poderiam considerar apenas efeitos de primeira ordem, mas também efeitos de interação entre estas dimensões, principalmente de mudanças de comportamento no mercado de trabalho. Dado que os modelos nunca conseguirão capturar todas as idiosincrasias das relações de gênero nos diferentes mercados e sistemas analisados, as discussões sobre a reforma da previdência precisam levar em conta, também, o nível desejado pela sociedade de proteção social e equidade individual a ser oferecido pela previdência social.

VI. Referências bibliográficas

AEPS(2005) Infologo – Base de dados históricos do Anuário Estatístico da Previdência Social. Disponível em: <http://creme.dataprev.gov.br/infologo2005/inicio.htm>

AEPS(2005 b.) Anuário Estatístico da Previdência Social, Seção XII, Tabela 41.4. Disponível em: http://www.mpas.gov.br/AEPS2005/14_01_11.asp

American Academy of Actuaries. **Social Adequacy and Individual Equity in Social Security**. Issue Brief, January, 2004.

Barros, R. P., Mendonça R., Santos, D. **Incidência e natureza da pobreza entre idosos no Brasil**. Ipea. Texto para discussão no. 686. Rio de Janeiro, 1999.

Barros, R.P., Corseuil, C. H., Santos, D.D., Firpo. **Inserção no mercado de trabalho: diferenças pro sexo e conseqüências sobre o bem-estar**. Texto para Discussão nº 796. Rio de Janeiro, junho de 2001.

Beltrão, K.I., Novellino, M.S., Oliveira, F.E.B., Medici, A.C. **Mulher e previdência social: o Brasil e o mundo.** Rio de Janeiro: IPEA, 2002. 30p. (Texto para discussão, 867) Disponível em: < http://getinternet.ipea.gov.br/pub/td/2002/td_0867.pdf>

Camarano, A.A., Kanso S., Mello, J.L. Como vive o idoso brasileiro? In Camarano, A. A.(Org). Os novos idosos brasileiros: muito alem dos 60? Rio de Janeiro: IPEA, 2004. p.25-73. 594p.

Camarano, A.A., Pasinato, M.T. **Envelhecimento, condições de vida e política previdenciária. como ficam as mulheres?** In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 13, 2002, Ouro Preto, MG. **Anais.** Belo Horizonte: ABEP, 2002. 30p. <Disponível em: http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2002/GT_TRB_ST10_Camarano_texto.pdf>

EBRI – Employee Benefit Research Institute. A Framework for Comparing Social Security Reform Proposals: an introduction by Dallas L. Salisbury.1996. <http://www.ebri.org/research/SSProject/index.cfm?fa=Framework>

Goldani, A.M. **Relações intergeracionais e reconstrução do Estado de Bem Estar. Porque se deve repensar essa relação para o Brasil?** In Camarano, A. A.(Org). Os novos idosos brasileiros: muito alem dos 60? Rio de Janeiro: IPEA, 2004. p.211-250. 594p.

Giambiagi, F. Mendonça, J.L.O., Beltrão, K.I., Ardeo, V. L. **Diagnóstico da previdência social no Brasil: o que foi feito e o que falta reformar?** Rio de Janeiro: IPEA, 2004. 51p. (Texto para Discussão, 1050) Disponível em: < Diagnóstico da previdência social no Brasil: o que foi feito e o que falta reformar?>

Hoffmann R. **Pobreza, insegurança alimentar e desnutrição no Brasil.** Estudos Avançados 9 (24), 1995.

Hoffmann, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza.** Editora da Universidade de São Paulo. 1988

Hoffmann R, Kageyama, A. **Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional.** Economia e Sociedade, Campinas, v.15, no.1 (26), p. 79-112. 2006

IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2005. Rio de Janeiro.

IPEA (2006). Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil. Nota Técnica. Março, 2007. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/NTquedaatualizada.pdf>

Lavinias, L. Dain, S. **Proteção social e justiça redistributiva: como promover a igualdade de gênero.** Rio de Janeiro, 2005. 83p. Disponível em:< http://www.ie.ufrj.br/aparte/pdfs/versao_final_texto_lena_e_sulamis.pdf?PHPSESSID=539375efc5acf4b47ec4b92462e0c145>

Lee, R.D., Lapkoff, S. **Intergenerational flow of time and goods, and consequences of slowing population growth.** The Journal of Political economy, v.96, n.3. p 618-651, June 1988

Leme, M.C.S., Wajnman, S. Diferenciais de rendimentos por gênero. In: Lisboa, M.B., Menezes Filho, N.A. **Microeconomia e sociedade no Brasil.** Rio de Janeiro: Contra Capa: FGV/EPGE, 2001. 470 p

MPAS. Ministério da Previdência Social (2007). Disponível em: http://www.mpas.gov.br/pg_secundarias/beneficios.asp

Silva, E.R., Schwarzer, H. **Proteção social, aposentadorias, pensões e gênero no Brasil.** Brasília: IPEA, 2002. 61p. (Texto para discussão, 934) Disponível em:< http://www.ipea.gov.br/pub/td/2002/td_0934.pdf>

SORJ, B. **Trabalho e Responsabilidades Familiares: um estudo sobre o Brasil.** ILO, Geneva., 2005, apud:LAVINAS, L. DAIN, S. **Proteção social e justiça redistributiva: como promover a igualdade de gênero.** Rio de Janeiro, 2005. 83p. Disponível em :< http://www.ie.ufrj.br/aparte/pdfs/versao_final_texto_lena_e_sulamis.pdf?PHPSESSID=539375efc5acf4b47ec4b92462e0c145>

Tafner, P. **Simulando o Desempenho do Sistema Previdenciário e Seus Efeitos Sobre pobreza sob mudanças nas regras de pensão e aposentadoria.** Rio de Janeiro: IPEA, 2007. 39P. (Texto para discussão, 1264). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td_1264.pdf

Wajnman, S. **Mulheres na Sociedade e no Mercado de Trabalho Brasileiro: avanços e entraves.** In: Porto, M. Olhares femininos. Rio de Janeiro. SEESC, 2006.

VII. Anexo

Tabela 7. Descrição estatística das variáveis utilizadas na regressão logística

Variável	Média ou percentual (desvio-padrão)	
	Pop 20+ (N=252254)	
Características demográficas		
Mulher (%)	0,53	(0,499)
Idade	41,42	(15,944)
Branco** (%)	0,48	(0,500)
Urbano (%)	0,85	(0,358)
Grandes Regiões:		0,000
Sudeste (%) (omitida)	0,30	(0,460)
Nordeste (%)	0,31	(0,462)
Sul (%)	0,16	(0,364)
Norte (%)	0,12	(0,326)
Centro-Oeste (%)	0,11	(0,309)
Proporção de Adultos no Domicílio	0,59	(0,270)
Características socio-econômicas		0,000
Pobre*** (%)	0,24	(0,429)
Escolaridade:		0,000
0_3 anos de estudo (%) (omitida)	0,26	(0,438)
4_7 anos de estudo (%)	0,26	(0,441)
8_11 anos de estudo (%)	0,36	(0,480)
12_14 anos de estudo (%)	0,05	(0,211)
15 ou mais anos de estudo (%)	0,07	(0,256)
Beneficiário* (%)	0,17	(0,374)

Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

Notas: * Beneficiário: aposentado ou pensionista

** Branco: brancos e amarelos; não brancos: pretos, pardos e indígenas

*** Pobre: renda familiar per capita menor que 1/2 salário mínimo (R\$150)

A desigualdade racial nos rendimentos da Previdência Social no Brasil¹

Simone Wajzman *

Paola La Guardia Zorzín **

Cassio Maldonado Turra ***

I. Introdução

A desigualdade racial no Brasil pode ser examinada de diversas maneiras. Uma face pouco explorada é a disparidade de condições de vida entre brancos e negros na velhice. Como os benefícios de aposentadoria formam a parcela mais significativa da composição da renda dos idosos (Camarano *et al*/2004, p. 68), identificar como se dão os diferenciais por raça destes rendimentos, ou seja, mensurá-los e identificar suas origens, parece ser um bom começo para essa discussão. O debate que se segue é sobre como (e se) é possível introduzir elementos redistributivos numa possível reforma da Previdência Social, visando minorar, na velhice, as desigualdades de oportunidades vivenciadas pelos negros ao longo de suas vidas produtivas.

O valor dos benefícios de aposentadoria e pensão depende da estrutura e condições de elegibilidade do sistema previdenciário, mas estão fortemente atrelados às características da vida produtiva das pessoas. Desse modo, as condições desiguais de inserção no mercado de trabalho, que por sua vez resultam, dentre outras coisas, das diferentes condições de acesso à formação do capital humano (sobretudo escolaridade), além da discriminação pura e simples, resultam em níveis de cobertura e benefícios diferenciados para brancos e negros. No entanto, a previdência social, através de seus critérios de concessão dos benefícios pode, ao invés de apenas reproduzir essas diferenças, atenuá-las ou, por outro lado, amplificá-las.

Segundo dados da PNAD de 2005, os brancos adultos (20 a 59 anos) têm uma renda média de duas vezes o valor recebido pelos negros, considerando a totalidade da renda, que, na vida adulta, é determinada sobretudo pelos salários. Entre os idosos (acima de 60 anos), essa diferença se reduz, e os brancos recebem, não mais 100%, mas cerca de 82% a mais do que os negros. Como os benefícios previdenciários correspondem a aproximadamente 70% do total da renda dos idosos, e como os diferenciais raciais da renda proveniente do trabalho são mais severos na velhice, conclui-se que a previdência social, de alguma forma, cumpre um papel redistributivo, atenuando as diferenças raciais entre os idosos.

* Professora do Departamento de Demografia do CEDEPLAR/UFMG

** Mestranda em Demografia do CEDEPLAR/UFMG.

*** Professor do Departamento do CEDEPLAR/UFMG.

¹ Os autores agradecem o apoio dos bolsistas de Iniciação Científica Rodrigo Zacharias Neves, Daniela Pinheiro Guedes e Luisa Pimenta Terra.

Por outro lado, como a família é uma das instituições mais importantes e eficientes na determinação do bem-estar dos indivíduos, já que distribui rendimentos entre seus membros, e faz a intermediação entre o Estado e o indivíduo, redistribuindo direta ou indiretamente os benefícios recebidos (Camarano *et al*, 2004, p. 52), é fundamental que se avalie os diferenciais de benefícios percebidos por brancos e negros na perspectiva de suas rendas familiares. A organização dos arranjos domiciliares, que significa tamanho, composição etária, por sexo e raça distintos, cumpre o papel de redistribuir de formas variadas os rendimentos auferidos pelos indivíduos, eventualmente compensando as desigualdades sofridas por brancos e negros no mercado de trabalho e na previdência social.

Na seção seguinte deste trabalho, apontamos as características que marcam distintamente os ciclos de vida de brancos e negros e se refletem posteriormente nos benefícios previdenciários (pensões e aposentadorias). Discutimos então em que medida a previdência é capaz de atenuar, na velhice, os diferenciais vivenciados durante a vida produtiva. Posteriormente, verificamos como os arranjos familiares (tamanho e composição das famílias) interferem na redistribuição dos recursos, determinando resultados distintos em termos de bem-estar. Por fim, como conclusão, tecem-se alguns comentários acerca das possibilidades de combate às desigualdades raciais através da previdência social.

Neste trabalho, seguindo grande parte da literatura nacional sobre o tema, denominamos *negros* os grupos dos pretos e os pardos que assim se auto-declaram nas pesquisas domiciliares conduzidas pelo IBGE. No grupo de *brancos*, reúnem-se os que se declaram brancos e também os amarelos, uma vez que tende a haver maior similaridade nas condições sócio-econômicas destes últimos.²

II. Diferenciais de oportunidades e de resultados no mercado de trabalho

Indicadores educacionais básicos evidenciam o acesso e o nível desigual de educação entre negros e brancos no Brasil. O analfabetismo, um importante indicador do grau de exclusão social, era de 16% entre os negros, e de 7% entre os brancos, em 2004. Neste mesmo ano, enquanto a proporção de jovens de 7 a 14 anos que freqüentavam a escola era de 98,1% para a população branca, e 96,3% para a negra, a proporção de jovens de 15 a 17 anos que freqüentavam o ensino médio era de 56,5% entre os brancos e de apenas 34,4% entre os negros. Mas é no ensino superior que os diferenciais educacionais são mais gritantes. Também em 2004, a proporção de jovens de 18 a 24 anos cursando este nível era de 16,4% dentre os brancos e de meros 5,1% dentre os negros (IPEA, 2006, pp.47-49).

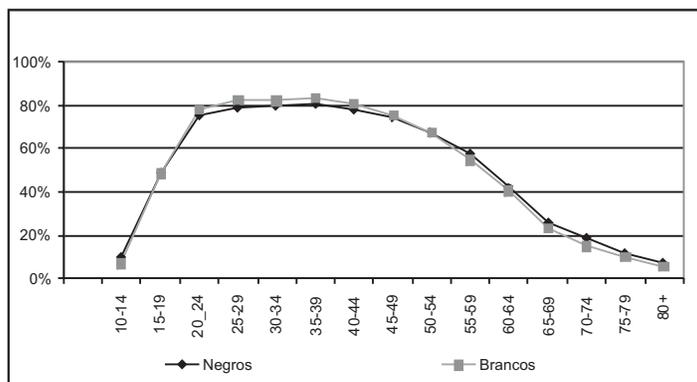
Adicionalmente, por estarem mais concentrados nas camadas sociais mais baixas, os negros são os que mais sofrem com a precária qualidade do ensino público no Brasil. São vários os fatores responsáveis por essa baixa qualidade do ensino público, como infra-estrutura

² Ver Schwartzman (2004:11).

física deficiente, professores mal-remunerados, baixo nível educacional dos pais e pouco ou nenhum acesso a meios de comunicação e veiculação de conhecimento e necessidade da criança conciliar trabalho com estudo (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, módulo Educação, 2006, p.46). Dados de 2001 mostram que a participação no mercado de trabalho das crianças negras com idades de 10 a 15 anos chegava a ser 85% superior à dos brancos, o que inevitavelmente interfere no seu processo de aprendizagem, e, posteriormente, nas suas oportunidades de trabalho (Ministério da Previdência Social, 2003, p. 3).

Entre adultos, as diferenças de resultados entre brancos e negros no mercado de trabalho são bem conhecidas. Conforme se verifica na Figura 1, não são grandes disparidades entre os níveis de atividade³ de brancos e negros que determinam os piores resultados dos negros; embora seja digno de nota o fato de que nas faixas etárias em que os indivíduos tendem a ser mais produtivos e os salários, conseqüentemente, mais elevados, os brancos tenham taxa de participação superior, tendência esta que se inverte a partir dos 55 anos, quando a produtividade dos trabalhadores torna-se declinante e a permanência na atividade econômica tende a se associar às formas de inserção mais precárias.

Figura 1: Nível de atividade para brancos e negros segundo grupos quinquenais – Brasil, 2005



Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

Também não é o nível de ocupação⁴ o principal determinante das desvantagens dos negros no mercado de trabalho, já que, apesar de mais reduzida, a taxa de ocupação dos negros – 89% em 2005 – não é muito discrepante da dos brancos – 91%. Mas é no nível de formalidade que as diferenças raciais, que posteriormente refletem-se nos benefícios de aposentadoria, se tornam realmente contundentes: segundo a PNAD de 2005, 55% dos indivíduos brancos ocupados estão inseridos no mercado formal de

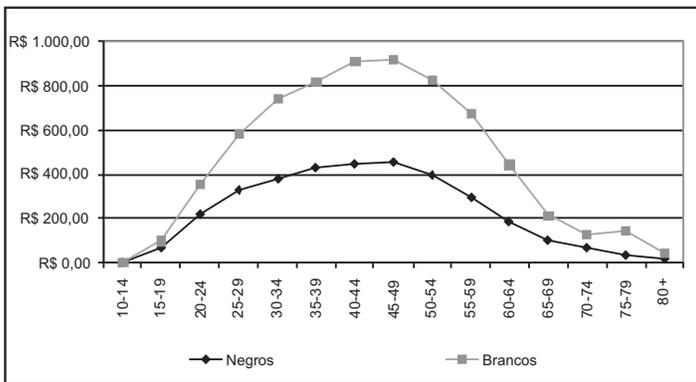
³ Medidos pela razão entre a população economicamente ativa e a população em cada grupo etário.

⁴ Medido pela razão entre os ocupados e os economicamente ativos.

trabalho – estando, portanto, protegidos pela previdência social -, enquanto que apenas 40% dos negros têm essa mesma condição.

As desvantagens de oportunidades de formação de capital humano, bem como de se inserir em postos de trabalho de melhor qualidade penalizam os negros, não só deixando-os menos protegidos pelo sistema de seguridade, mas também, através dos menores salários, o que também se refletirá nos benefícios da previdência. Assim, a Figura 2 mostra que, como resultado do menor nível educacional, da inserção em trabalhos mais precários e também da discriminação, o nível salarial dos trabalhadores negros é sistemática e persistentemente inferior ao dos brancos, ao longo de todo o ciclo de vida, mas mais marcadamente na fase mais produtiva da vida adulta.

Figura 2: Renda média do trabalho principal para brancos e negros segundo grupos quinquenais – Brasil, 2005



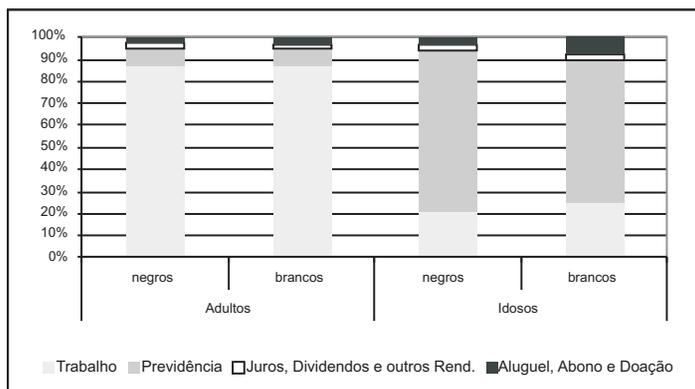
Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

A literatura nacional já tratou de mensurar o peso de cada um dos principais determinantes da diferença salarial entre brancos e negros, evidenciando a grande responsabilidade dos diferenciais educacionais, mas também o inequívoco papel da discriminação racial (Schwartzman, 2004, pp.111-113; Soares, 2000; Biderman e Guimarães, 2004; Arias, Yamada e Tejerina, 2004). Biderman e Guimarães (2004), por exemplo, tratando separadamente homens e mulheres, mostram que os rendimentos-hora dos homens negros correspondiam, em 1999, a cerca de 48% do rendimento dos homens brancos. Da mesma forma, as mulheres negras obtinham um salário médio pouco menor do que 50% do salário das brancas. Conforme mostram os autores, grande parte dessas diferenças se explica pelas disparidades nos níveis de escolaridade, que resultam nas diferenças em oportunidades, caracterizando o que os autores chamam de “ante-sala da discriminação”. No entanto, há também a componente discriminatória propriamente dita que, em 1998, explicava 27% do diferencial entre homens brancos e negros e 53% da diferença entre mulheres negras e homens brancos (Soares, 2000).

III. Diferenciais nos benefícios previdenciários

A renda proveniente do trabalho corresponde ainda a uma parcela significativa do rendimento total dos idosos brasileiros, mas a parcela referente aos benefícios previdenciários tem aumentado (Camarano *et al* 2004, p. 68). Em 2005, conforme se observa na Figura 3, enquanto entre os adultos (indivíduos de 20 a 59 anos de idade), os rendimentos do trabalho representavam aproximadamente 87% da renda total, tanto de brancos quanto de negros, entre os idosos (60 anos e mais), a participação da renda do trabalho cai para 21,3 e 25,3% da renda total de brancos e negros, respectivamente. Note-se que, apesar do nível de atividade dos negros idosos ser mais elevado do que a dos brancos, os seus salários mais baixos implicam numa menor participação dos salários em sua renda total. Da mesma forma, entre os idosos, a parcela de ganhos correspondente a “aluguéis, abono e doação” é também bem menor para os negros do que para os brancos (respectivamente, 3,8 e 8,3%, da renda total), também devido ao menor valor recebido nesses itens. Os benefícios previdenciários, por sua vez, representam a parcela mais significativa dos ganhos entre os idosos, mas há clara discrepância no grau de dependência dessa fonte de renda para negros e brancos: 72,7% da renda dos idosos negros é formada por esses benefícios, enquanto esse percentual é de 64,6% para brancos, o que significa que os negros dependem mais do rendimento da previdência do que os brancos, certamente como resultado dos baixos valores obtidos com as outras alternativas de renda.

Figura 3: Composição da renda total dos brancos e negros segundo tipo de renda e grupo de idade – Brasil, 2005

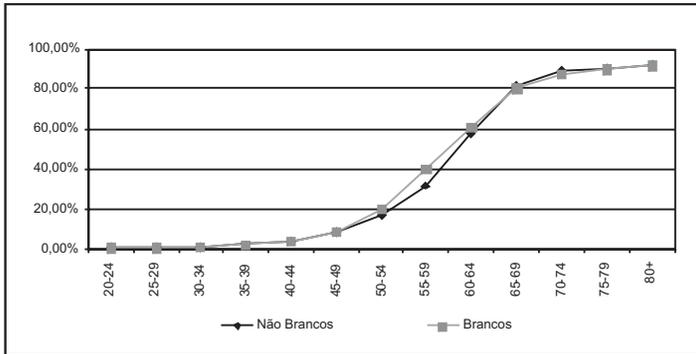


Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

Como se constata através da Figura 4, embora o percentual de beneficiários negros e brancos seja igualmente crescente com a idade e não apresente diferenças significativas do perfil segundo a cor, há que se notar que o percentual de brancos é maior do que de negros entre os 50 e 64 anos, sugerindo haver uma maior prevalência de aposentadorias

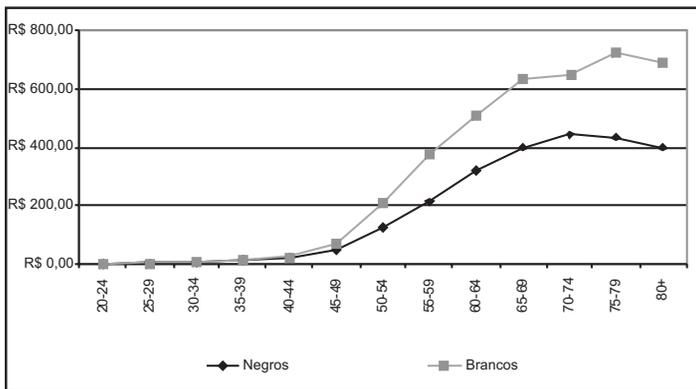
por tempo de contribuição entre os brancos.⁵ Pela Figura 5, constatamos que o diferencial do valor médio dos benefícios cresce sistematicamente com a idade, dando uma forte vantagem para os brancos. O crescimento deste diferencial com a idade pode ser explicado pelo efeito de seleção da mortalidade. Entre os brancos deve haver maior heterogeneidade com relação ao status socioeconômico, refletido no valor dos benefícios. Nesse caso, a sobrevivência dos menos favorecidos afeta o valor do benefício médio, aumentando-o com a idade. Entre os negros, é provável haver menor heterogeneidade tanto do nível sócio-econômico quanto do valor dos benefícios, o que implica menor efeito de seleção.

Figura 4: Percentual de brancos e negros que recebem benefício da Previdência Social – Brasil, 2005



Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

Figura 5: Valor médio dos benefícios para brancos e negros segundo grupos quinquenais – Brasil, 2005



Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

⁵ As informações nas PNADs não permitem checar esses dados por não fazer distinção entre os tipos de aposentadoria. Por outro lado, a inexistência de dados específicos de benefícios ou contribuintes por raça/cor, por parte do Ministério da Previdência Social, impede a utilização dos dados do Ministério neste estudo.

IV. O efeito da cor nos indicadores de pobreza e desigualdade entre adultos e idosos

Os benefícios da aposentadoria refletem (ainda que indiretamente) a forma de inserção dos indivíduos no mercado de trabalho, já que a história produtiva e contributiva de cada um determina em que medida ele estará protegido pelo sistema, qual será seu tipo de benefício e também seu valor.⁶ Assim, em grande parte, o diferencial racial nos benefícios da Previdência Social apenas reproduz os diferenciais verificados no mercado de trabalho. Uma vez que (i) há uma maior porcentagem de trabalhadores brancos do que negros nas atividades formais, (ii) que os salários-base para a contribuição dos brancos tendem a ser mais elevados e que, ainda, (iii) os brancos são mais prováveis de se aposentar por tempo de contribuição (e não por idade), devido à sua maior capacidade de comprovação da história contributiva, seus benefícios serão mais elevados.

Entretanto, embora a previdência social não distinga seus segurados por cor e não tenha, portanto, qualquer mecanismo explícito de proteção aos negros, ao proteger os mais pobres através de um piso mínimo de benefício e minimizar grandes disparidades salariais através de um teto, acaba por desempenhar um papel redistributivo, atenuando as disparidades raciais acumulada nas idades produtivas. Da análise dos indicadores de pobreza e de desigualdade para adultos e idosos segundo a raça depreende-se esse resultado, conforme se verifica nas tabelas que se seguem.

Tabela 1: Indicadores de pobreza para adultos e idosos segundo a cor – Brasil, 2005

Grupo de Idade	Indicador de Pobreza	Negros	Brancos	Total
Adultos (25 a 59)	P0	34,51%	26,51%	30,40%
	P1	29,15%	24,17%	26,59%
	P2	27,07%	23,27%	25,11%
Idosos (60 e +)	P0	10,19%	10,77%	10,53%
	P1	9,23%	10,36%	9,89%
	P2	8,85%	10,20%	9,64%

Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

⁶ Note-se, entretanto, que os benefícios previdenciários referidos neste trabalho reúnem as aposentadorias e também as pensões, sendo que estas últimas refletem o passado produtivo não do indivíduo propriamente mas de seus cônjuges.

Tabela 2: Theil-L relativo à renda do trabalho e renda da Previdência Social (aposentadorias e pensões) para adultos e idosos – Brasil, 2005

Grupos Etários por cor	Renda do Trabalho Principal (1)		Renda da Previdência (2)	
	Theil L	% renda zero	Theil L	% renda zero
Adultos (20 a 59 anos)				
Total	0,493	32,94	0,330	93,46
Branços	0,496	31,03	0,341	92,64
Negros	0,393	34,95	0,280	94,34
Inter grupos raciais (1)	0,0430		0,014	
Intra grupos raciais (2)	0,443		0,313	
Inter grupos sobre total	8,7%		4,2%	
Idosos (60 anos e mais)				
Total	0,937	78,23	0,391	22,03
Branços	0,955	79,57	0,452	21,31
Negros	0,700	76,34	0,244	23,03
Inter grupos raciais (1)	0,091		0,025	
Intra grupos raciais (2)	0,830		0,359	
Inter grupos sobre total	9,7%		6,5%	

Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

A Tabela 1 mostra os indicadores de pobreza calculados a partir das variáveis de renda total dos adultos e dos idosos, segundo a PNAD de 2005. As medidas de pobreza são os índices de Foster, Greer e Thorbecke (1984), que incluem a proporção de pobres (P0), o grau de insuficiência de renda (P1), além de P2, que considera conjuntamente a extensão e a intensidade da pobreza.⁷ Assim, em 2005, a proporção de pobres (P1) entre os adultos brasileiros era de, respectivamente, 34,5% para os negros e 26,5% para os brancos.⁸ Entre os idosos, a proporção de pobres cai consideravelmente, atestando o papel de proteção social na velhice conferido pelos benefícios da previdência. Do ponto de vista dos diferenciais entre brancos e negros, o papel da previdência é ainda mais surpreendente: as proporções de pobres (P1) são praticamente idênticas entre negros e brancos (10,2 e 10,8% respectivamente). Isso significa que, apesar de salários e benefícios previdenciários terem valores médios menores para os idosos negros, a previdência social de fato tira grande parte dos idosos da pobreza e, nesse sentido, atinge mais os negros do que os brancos.

⁷ Para medidas de pobreza, ver Hoffmann (1987) ou Foster Et. Al (1984). Para o cálculo dessas medidas, utilizou-se como linha de pobreza o valor de R\$150, referente a 1/2 salário mínimo vigente na época da pesquisa.

⁸ Quando ponderada pela distância da rendas dos pobres em relação à linha de pobreza (intensidade da renda) essa medida (P1) assumia os valores de 29,2% para negros e 24,2% para brancos. Ponderando-se ainda pela desigualdade entre as rendas dos pobres, calculando-se então P2, a medida de pobreza é de 27,1% para negros e 23,3% para brancos.

A desigualdade da distribuição da renda entre adultos idosos, por outro lado, foi medida pelo índice de Theil-L, que assume valores crescentes, na medida em que a desigualdade aumenta. Na Tabela 2, estão calculados os índices de desigualdade para a população adulta (20 a 59 anos) e para a idosa (acima de 60 anos). Como o trabalho é a principal fonte de renda para os adultos e os benefícios previdenciários, a principal fonte de renda para os idosos, a comparação mais interessante para os propósitos desse trabalho é entre os indicadores de desigualdade da renda do trabalho para os adultos e da renda previdência para os idosos. Temos então que, entre a população adulta, a desigualdade da distribuição da renda do trabalho entre os brancos (0,496) é significativamente superior à dos negros (0,393). Entre os idosos, conforme se esperava, dado o papel redistributivo da previdência, a desigualdade total dos rendimentos de previdência é bem menor (0,391, contra 0,493 para os rendimentos do trabalho dos adultos), mas, no entanto, a disparidade racial entre os níveis de desigualdade da renda da previdência é ainda maior: 0,452 para brancos e 0,244 para negros, o que reflete o maior gradiente de valores dos benefícios para os brancos.

O índice de desigualdade de Theil pode ser também decomposto nas parcelas da desigualdade de renda do trabalho e da aposentadoria, entre brancos e negros, que pode ser explicada pela desigualdade existente dentro de cada um dos grupos raciais (desigualdade intra-grupo) e a desigualdade existente entre os dois grupos (inter-grupos). A decomposição do índice de Theil L pode ser escrita como:⁹

$$T = \underbrace{f_i \log \frac{f_i}{x_i}}_{\text{Pr oporção inter -grupo (não explicada)}} + \underbrace{f_i L_i}_{\text{Pr oporção inter -grupos (explicada)}, \text{ em que}}$$

L_i = índice Theil L, no subgrupo i

f_i = proporção de indivíduos no subgrupo i

x_i = proporção de renda no subgrupo i

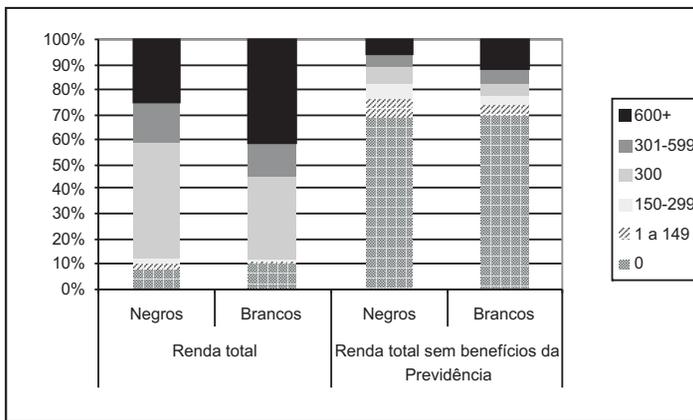
Por esta decomposição, constata-se que, entre os adultos, 8,7% da desigualdade total da renda do trabalho é explicada pelos diferenciais salariais entre brancos e negros. Entre os rendimentos previdenciários dos idosos, a parcela de desigualdade explicada pela desigualdade racial reduz-se para 6,5%. Esses resultados significam que os benefícios da previdência são mais bem distribuídos do que os rendimentos do trabalho e que a previdência atenua, em parte, os diferenciais de renda entre brancos e negros.

Outra maneira de se analisar o papel protetor da previdência social é analisar a Figura 6, que mostra a distribuição da renda total dos idosos segundo faixas de renda individual para negros e brancos e mostra também como seria essa distribuição na ausência dos benefícios previdenciários (nas duas colunas à direita). Vê-se, então, que o benefício previdenciário provê renda para uma enorme percentual de idosos que não tem qualquer

⁹ Ver Hoffmann (1987), Anand (1946).

outra fonte de renda, e isso vale tanto para brancos quanto para negros, embora o grau de pobreza na ausência do benefício seja maior para os negros, o que faz com que eles dependam mais da previdência do que os brancos. Constata-se também que, com o benefício da previdência, a distribuição da renda total entre os brancos concentra uma parcela muito maior de idosos na maior faixa de renda (acima de R\$ 600,00/mês) o que ajuda a entender o porquê do maior índice de desigualdade entre os brancos nos rendimentos da previdência social.

Figura 6: Distribuição da população idosa por faixas de rendimento individual, segundo cor e renda total e renda total excluindo a renda da previdência – Brasil, 2005



Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

V. O papel dos arranjos familiares na redistribuição dos rendimentos de brancos e negros

Nessa seção discute-se como as estruturas familiares em que se inserem idosos brancos e negros contribuem para diluir ou para reforçar as diferenças de rendimentos individuais de brancos e negros.

Embora até aqui a discussão sobre os diferenciais raciais dos rendimentos previdenciários tenha focado exclusivamente os rendimentos individuais, se, em última instância, o que interessa é o bem-estar dos indivíduos, então a unidade receptora de renda mais adequada a este tipo de análise é a família, devido às intensas trocas existentes entre seus membros. Sendo assim, o tamanho e a composição dos arranjos familiares têm papel decisivo na redistribuição das rendas individuais, e determinam a distribuição da renda familiar per-capita.

Tabela 3: Diferenciais raciais de rendimento segundo unidade recipiente – Brasil, 2005

Unidade de renda	Diferencial de renda entre brancos e negros	
	adultos	idosos
Renda Individual	1,97	1,82
Renda Fam. Per Capita	2,08	2,02

Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

Através da Tabela 3 verificamos que o diferencial da renda familiar per capita entre brancos e negros é ainda maior do que o diferencial das rendas individuais, tanto para adultos quanto para idosos. Enquanto a renda dos indivíduos brancos adultos é 97% maior do que dos negros, a renda familiar per-capita dos brancos adultos é 108% superior a dos negros. No caso dos idosos, a escolha da família como unidade receptora de renda implica numa diferença racial ainda maior: 102% ao invés dos 82%, quando se toma a renda individual ao invés da familiar per-capita. O que isso significa é que a redistribuição da renda internamente às famílias não atenua o diferencial racial da renda, mas, ao contrário, o eleva. Além disso, a redistribuição na família é ainda mais desfavorável aos negros (relativamente aos brancos) entre os idosos.

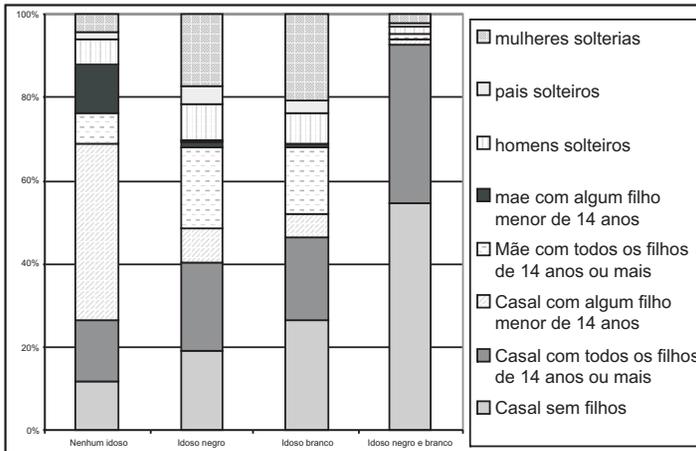
Para entender porque isso ocorre é preciso examinar algumas características das famílias com idosos brancos e negros. Do total de famílias brasileiras, em 76% delas não há nenhum idoso, em 13,2% há pelo menos um idoso branco, em 9,6 há pelo menos um idoso negro e em apenas 1,2% há idosos brancos e negros, o que sugere não haver, através do processo de formação das famílias, um forte mecanismo de redistribuição de renda entre brancos e negros, uma vez que eles misturam-se pouco inter-racialmente.¹⁰ Além disso, examinando-se o tamanho médio das famílias com idosos negros e brancos, verificamos que as famílias com negros tendem a ser maiores do que a dos brancos, tendo em média 2,94 membros, contra 2,55 das famílias com idosos brancos. Outro dado que nos explica o resultado encontrado acima é um indicador de razão de dependência que mede o percentual de membros da família com renda inferior à renda familiar per-capita. Segundo esse indicador, nas famílias com idosos brancos, 39% dos membros tem renda inferior à média familiar, enquanto que nas famílias com negros este percentual sobe para 41%.

¹⁰ Ou, pelo menos, se brancos e negros misturam-se através do casamento, esse efeito não permanece na velhice, possivelmente devido à maior mortalidade dos negros, que implica na maior prevalência de idosos negros viúvos.

A Figura 7 fornece ainda outras pistas. Através dela, verifica-se que a composição das famílias com idosos negros tende a ser mais desfavorável, do ponto de vista da formação da renda, do que a dos idosos brancos, sobretudo pela maior proporção de mães solteiras e de casais com crianças (menores ou maiores que 14 anos de idade, que são os tipos de família com a menor renda familiar per-capita). Como resultado de todas essas características mais adversas para as famílias com idosos negros do que para as com brancos, a redistribuição dos rendimentos individuais internamente às famílias tende a exacerbar os diferenciais raciais entre as rendas individuais.

Finalmente, a Figura 8 é bastante elucidativa ao mostrar que: (i) de um modo geral, as famílias com idosos estão mais bem posicionadas em termos de renda do que as famílias sem idosos e estão especialmente concentradas no sexto décimo da distribuição, que corresponde a famílias cuja renda familiar per capita era igual ao salário mínimo em 2005;¹¹ (ii) as famílias com idosos brancos estão mais concentradas à direita da distribuição, enquanto que as famílias com idosos negros concentram-se à esquerda, ou seja, são mais pobres.

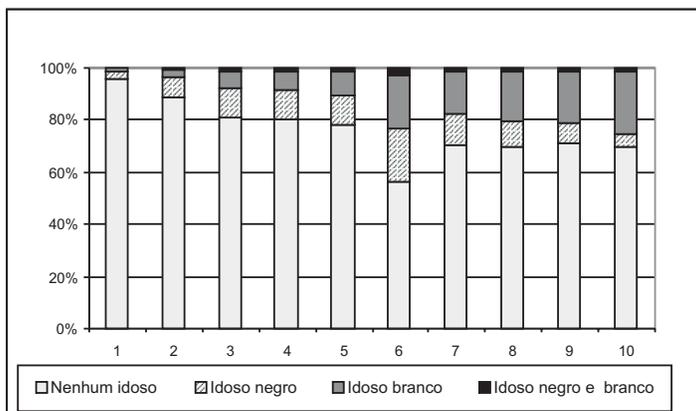
Figura 7: Distribuição relativa das famílias com e sem idosos por tipo de família – Brasil – 2005



Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

¹¹ A maior parte dessas famílias são unipessoais, sendo formadas pelos idosos que recebem o benefício previdenciário no valor do salário mínimo.

Figura 8: Distribuição da renda familiar per capita por décimos segundo a presença de idosos brancos e negros nas famílias – Brasil – 2005



Fonte: PNAD, 2005 – IBGE

VI. Discussão: A Previdência Social brasileira compensa as desvantagens experimentadas pelos negros ao longo de suas vidas?

As características das vidas produtivas de negros e brancos refletem-se necessariamente na Previdência Social, uma vez que a existência e o valor dos benefícios previdenciários estão atrelados a estas características. Assim, aqueles com participação mais informal no mercado de trabalho, empregos menos estáveis, pior remunerados, dentre os quais, a maioria é negra, têm necessariamente benefícios inferiores.

Cabe lembrar que, em relação aos indivíduos com menor participação no mercado de trabalho, a Previdência Social concede às mulheres, independente da cor ou raça, condições especiais de elegibilidade (idade mais nova para aposentadoria), assim como regras de cálculo dos benefícios que, em tese, as compensaria do maior tempo despendido no cuidado com filhos e família. Mecanismos análogos de compensação para as diferenças em oportunidades e resultados auferidos pelos negros são, sem dúvida, de mais difícil implementação.

No entanto, conforme se constatou nas seções anteriores desse trabalho, a previdência social, mesmo sem diferenciar os indivíduos pela cor, ao proteger os idosos mais pobres, indiretamente acaba por reduzir as disparidades raciais entre os idosos. Como se constatou, o benefício previdenciário, além de reduzir drasticamente a pobreza entre os idosos, praticamente elimina a diferença entre a proporção de pobres negros e brancos. Reduz também o grau de desigualdade existente entre os brancos e entre os negros, e reduz a parcela da desigualdade total explicada pelas disparidades raciais. Contudo, o rendimento da previdência reduz mais a desigualdade entre os negros do que entre os brancos, já que os

negros tendem a receber valores mais próximos do piso e os brancos se distribuem por um espectro mais amplo de benefícios, em média mais elevados. Como se verificou, também, apesar dos benefícios da previdência desempenharem papel decisivo na redução das disparidades raciais, a composição dos arranjos familiares novamente prejudica os negros idosos, que tendem a compor famílias mais numerosas e com maior número de dependentes.

Ainda estabelecendo um paralelo entre as desigualdades de gênero e de raça na previdência social, ambas geradas, ao longo do ciclo de vida, nas etapas anteriores à aposentadoria, devemos considerar que, além das desvantagens no grau de cobertura e no valor dos benefícios, os negros têm menor esperança de vida que os brancos, o que reduz seu tempo médio de gozo do benefício, ampliando as distorções. O Atlas Racial Brasileiro mostrou que: “em 1950, os brancos tinham uma esperança de vida de 7,5 anos a mais do que os negros. Mais de meio século depois, (...), a diferença entre eles não foi muito alterada: de 7,5 anos para 5,3” (PNUD,2004). Isso faz com que os negros usufruam os benefícios da previdência social por menos tempo que os brancos. No entanto, estimando as razões entre benefícios e contribuições de brancos e negros ao longo do ciclo de vida, Zorzin (2008) conclui que, apesar da sobremortalidade dos negros, esta razão ainda é mais elevada entre eles, comparativamente aos brancos, devido ao menor volume das contribuições efetuadas durante a vida produtiva.

Assim, quer se considere a população de idosos num período, ou os ciclos de vida individuais, a previdência social redistribui renda favorecendo os negros, não porque persiga diretamente este objetivo, mas porque protege os indivíduos mais pobres. Impor regras explícitas de proteção aos negros implica incorrer em todas as dificuldades conhecidas para a identificação da cor do beneficiário. O critério sócio-econômico, muito mais fácil de ser implementado, por outro lado, consegue focalizar os negros provavelmente de forma mais eficiente do que uma política de discriminação racial positiva. Por outro lado, o combate às causas da pior inserção dos negros no mercado de trabalho afeta as desigualdades raciais em todas as etapas do ciclo de vida e não apenas na velhice. Nesse sentido, investimentos na educação e na saúde básica, inclusive através de políticas pró-ativas voltadas para a criança negra, assim como o combate à discriminação no mercado de trabalho seriam formas mais eficientes do estado intervir nas disparidades raciais, afetando também, no longo prazo, os resultados medidos pelos benefícios da previdência. Os idosos atuais também seriam afetados pela maior equidade racial nas etapas precedentes à aposentadoria, através das melhores condições de composição de suas rendas familiares.

Cabe notar que, neste trabalho, consideraram-se apenas os benefícios de aposentadoria e pensão, sem mencionar os efeitos de outras transferências sociais de renda, notadamente o Benefício da Prestação Continuada (BPC) que, por ter como público alvo os idosos pobres, acentua os efeitos redistributivos da Previdência Social. Ao estender o benefício no valor de um salário mínimo a todos os idosos cuja renda familiar per capita seja inferior à 1/4 s.m., independentemente de seu passado contributivo, reforça-se o mecanismo de proteção ao idoso que enfrentou, ao longo de sua vida produtiva, maior adversidade na construção das condições de elegibilidade para a aposentadoria.

VII. Referências bibliográficas

ANAND, S. *Inequality and poverty in Malaysia: measurement and decomposition*. New York : Oxford University, 1946.

ARIAS, O, YAMADA G. e TEJERINA, L. Education, family background and racial earnings inequality in Brazil. *International Journal of Manpower*. Vol. 25 nº 3/4, pp. 355-374, 2004.

BIDERMAN, C. GUIMARÃES, N. A. *Na ante-sala da discriminação: o preço dos atributos de sexo e cor no Brasil*. *Estudos Feministas*, Florianópolis, 12(2): 264, maio-agosto/2004.

CAMARANO, A. A., KANSO, S., MELLO, J. *Como vive o idoso brasileiro?* In: Camarano, Ana Amélia. Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros. Rio de Janeiro, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2004.

FOSTER, J, GREER, J, THORBECKE, E. A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, Vol. 52, No. 3, pp. 761-766. (May, 1984).

IPEA. *Radar Social. Módulos Educação e Trabalho*, 2006. Disponível em: http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/livros/radar2006/03_educacao.pdf

http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/livros/radar2006/01_trabalho.pdf. Acesso em 07 de maio de 2007.

HOFFMANN, R. *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. Editora da Universidade de São Paulo. 1987

MENEZES-FILHO, N. *A Evolução da Educação no Brasil e seu Impacto no Mercado de Trabalho*. Instituto Futuro Brasil, Rio de Janeiro, 2001. Disponível em: http://www.ifb.com.br/arquivos/artigo_naercio.pdf .Acesso em 07 de maio de 2007.

MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL e SECRETARIA DE PREVIDÊNCIA SOCIAL. *Previdência Social e a População Negra*. 2003. Disponível em: http://www.mps.gov.br/docs/powerpoint/dia_abolicao.ppt. Acesso em 07 de maio de 2007.

SCHWARTZMAN, SIMON. *As causas da pobreza*. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2004.

SOARES, S. *O perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras*. IPEA, Texto para discussão n. 769, novembro de 2000.

ZORZIN, P. *Previdência social e distribuição de renda entre negros e brancos no Brasil*, CEDEPLAR, dissertação de mestrado, outubro de 2008.

Os impactos da previdência rural na oferta de trabalho e nas condições de vida do setor rural no Brasil

Bernardo Lanza Queiróz *

I. Introdução

A elaboração de políticas públicas demanda o conhecimento dos possíveis impactos que a estrutura e a generosidade do programa terão no comportamento dos indivíduos afetados por ela. Há uma grande discussão sobre os impactos dos programas de transferência de renda, mais notadamente os sistemas de previdência públicos, sobre a oferta de trabalho das pessoas mais idosas. Entretanto, essas políticas podem influenciar outras esferas do comportamento individual e familiar, por exemplo, os arranjos domiciliares.

A discussão sobre os efeitos dos programas de seguridade social no mercado de trabalho, oferta de trabalho e decisão de aposentadoria, nos países desenvolvidos é extensa. A evidência empírica mostra um declínio da participação dos idosos no mercado de trabalho desde 1920. Há diversos estudos que buscaram entender e estimar o impacto dos programas de previdência, tanto públicos como privados, na decisão de aposentar. Gruber & Wise (1999, 2004) argumentam que a emergência dos programas de seguridade tiveram um papel fundamental no declínio da oferta de trabalho dos idosos. Costa (1998) mostra que o declínio começou antes da emergência dos programas devido às melhorias socioeconômicas, modernização da economia e aumento das oportunidades de lazer. Todavia, Costa (1998) argumenta que os programas de seguridade parecem ter acelerado o ritmo de queda da oferta de trabalho.

A discussão dos impactos dos programas de previdência social nos países em desenvolvimento ainda é escassa (Legrand, 1995; Carvalho-Filho, 1999, 2008; Lam et. al, 2005; Queiroz, 2005; Queiroz, 2007). O acelerado processo de envelhecimento da população nos países menos desenvolvidos traz preocupações em relação às condições de vida dos idosos (arranjos domiciliares, saúde, etc), principalmente em um momento no qual a modernização da economia e da sociedade reduziu o papel das famílias no cuidado com os idosos e um sistema de seguridade social universal inexistente. Se por um lado, os programas de seguridade social podem ter de cumprir um papel para o qual ainda não estão preparados, por outro lado a criação e a expansão desses programas podem trazer várias conseqüências para as decisões individuais e dos domicílios. Em especial, a previdência social pública pode criar distorções no mercado de trabalho, reduzindo a oferta de trabalho das pessoas mais idosas.

* Professor do Departamento de Demografia – CEDEPLAR/UFMG

Neste trabalho, nós investigaremos os efeitos da mudança na legislação da previdência rural brasileira ocorrida em 1988 bem como os atuais impactos dessa política na decisão dos indivíduos de trabalhar e nos arranjos domiciliares. Em 1988, a constituição brasileira reduziu a idade mínima, em 5 anos, para obtenção do benefício rural, aumentou o piso do benefício para um salário mínimo e permitiu que mais de um membro da família recebesse o benefício. Os trabalhos de Carvalho-Filho (1999; 2008) e Assunção & Feres (2007) usam essa mudança na política para investigar a oferta de trabalho e o nível de pobreza usando um modelo de diferenças-em-diferenças. A estrutura do programa, com uma quebra clara em uma determinada idade (60 para homens e 55 para mulheres) nos dá a oportunidade de usar a análise de regressão descontínua para estudar os efeitos da política no comportamento do mercado de trabalho, nos arranjos domiciliares e níveis sócio-econômicos gerais da população afetada.

O fato de a política ser específica na idade de implementação permite superar alguns obstáculos enfrentados nos outros trabalhos que estudaram o tema: não é necessário estudar o efeito da reforma propriamente dita (Constituição de 1988), mas sim a descontinuidade existente na política. As vantagens que esta análise proporciona são: a) não precisamos nos preocupar com outras políticas e situações que possam afetar o resultado observado; b) não há necessidade de se fazer pressupostos sobre os grupos de controle e tratamento, nem temos a necessidade de nos preocupar em encontrar um grupo controle que não foi afetado de forma alguma pela reforma; c) a redução na idade mínima de aposentadoria e no valor do benefício é grande suficiente para nos permitir observar mudanças no comportamento dos indivíduos.

O objetivo principal do artigo é estudar os efeitos da mudança da política de seguridade social dos trabalhadores rurais na decisão de oferta de trabalho e arranjos domiciliares dos indivíduos afetados pela reforma da Constituição de 1988. A análise dos efeitos da política será feita logo após a implementação da mesma, ao redor de 1988, e em anos mais recentes buscando analisar o impacto atual da política na oferta de trabalho e arranjo domiciliar.

O trabalho ainda possui diversos objetivos específicos:

- Analisar o histórico das mudanças do sistema de previdência para os trabalhadores rurais;
- Analisar a evolução do grau de cobertura dos benefícios, a evolução do valor desses benefícios e comparar os impactos da previdência rural sobre o bem-estar social (pobreza, desigualdade) desse grupo em relação aos trabalhadores do setor urbano;
- Analisar a evolução do emprego rural nos últimos anos como forma de fornecer subsídios para o número futuro de potenciais beneficiários do programa. Investigar como a evolução da economia rural pode afetar o sistema de previdência dos trabalhadores rurais.

II. Antecedentes

O sistema de seguridade social no Brasil é composto por três segmentos principais: o sistema geral (trabalhadores do setor privado), o sistema dos servidores públicos e diversos sistemas de capitalização privados. A maioria dos sistemas de seguridade segue o modelo PAYGO. Além disso, o país também tem um grande sistema não-contributivo com elegibilidade determinada pelo nível de renda das pessoas (*means-tested*) que provê benefícios para a população de renda baixa. As regras gerais do sistema rural e urbano, antes e depois da reforma de 1988, são apresentadas na Quadro 1.

Os servidores públicos no Brasil têm o seu próprio sistema de seguridade social do tipo PAYGO com benefício definido. Apesar de ser pequeno em números absolutos quando comparado com o sistema único (geral), os gastos da previdência dos servidores é relativamente alto, atingindo cerca de 4,7% do PIB em 2002 (Médici, 2004). De acordo com Médici (2004), o programa é uma complexa cadeia de sistemas federais, estaduais e locais incluindo programas especiais para servidores em diferentes categorias. Os benefícios são mais generosos do que os do sistema geral (trabalhadores da iniciativa privada): a taxa de reposição é mais alta e o período de contribuição para receber 100% dos benefícios é mais curto. O déficit do programa é alto e vem crescendo nos últimos anos atingindo cerca de 3,6% do PIB em 2004 (Giambiagi, 2004).

1. O sistema previdenciário

O sistema de previdência pública para os trabalhadores do setor privado no Brasil (sistema geral) funciona no esquema *Pay-As-You-Go* (PAYGO), ou seja, é um sistema não capitalizado de benefícios definidos. Na literatura há algum debate sobre o início do programa no Brasil. Em 1888, algumas medidas foram tomadas para prover benefícios previdenciários para os trabalhadores dos correios e da imprensa oficial. Nos anos seguintes novas categorias foram incluídas: empregadores da rede ferroviária federal, do Ministério da Fazenda, da Casa da Moeda e das Forças Armadas. Em 1923, a Lei Elói Chaves foi aprovada e propunha regular o sistema de seguridade social para os servidores públicos e trabalhadores da iniciativa privada. Esta lei descentralizou o sistema, deixando cada empresa responsável por gerir o programa para seus empregados. A primeira grande reforma do sistema brasileiro ocorreu em 1933, neste ano os programas foram unificados de acordo com categorias profissionais (Leite, 1983).

O sistema geral foi unificado apenas em 1966 com a aprovação da Lei Orgânica do Sistema de Seguridade Nacional. O Instituto Nacional de Previdência Social (INSS) incorporou todas as receitas e despesas dos programas específicos por categorias profissionais bem como suas dívidas e ativos. Uma outra grande mudança no mesmo período foi a mudança do sistema antigo, de capitalização, para o esquema PAYGO (Leite, 1983). Nos anos 70 o regime foi ampliado para inserir a grande maioria dos trabalhadores. O programa *Pró-Rural* foi criado em 1971 para a população residente na

Quadro 1 – Características do Sistema de Seguro Social Brasileiro antes e depois da Reforma de 1988 (não inclui regras pós 1988)

Ocupação	Tipo de Aposentadoria	O Sistema antes da Reforma (antes de 1988)	Mudanças com a Reforma (pós Constituição)
Trabalhadores Rurais	Idade	<p>Elegíveis com 65 anos ou mais e com comprovação de trabalho rural nos últimos 3 anos.</p> <p>Somente o cabeça da família tem direito ao benefício.</p> <p>O benefício é igual a 50% do salário mínimo.</p> <p>Não é necessário parar de trabalhar para receber o benefício.</p>	<p>Idade mínima de 60 anos para homens e 55 para mulheres.</p> <p>Sem limites para o número de beneficiários.</p> <p>Trabalhador Rural Empregado: benefício é 70% da média dos 36 últimos salários mais 1% para cada 12 salários com contribuição, até 100%. Benefício mínimo e 100% do salário mínimo.</p> <p>Segural Especial: benefício é igual a 100% do salário mínimo.</p>
	Tempo de serviço	Não existe para trabalhadores rurais.	Mesmas regras para trabalhadores urbanos.
Trabalhadores Urbanos	Idade	<p>Compulsória aos 70 anos para homens e 65 para mulheres.</p> <p>A aposentadoria é voluntária aos 65 anos para homens e 60 para mulheres.</p> <p>É necessário sair do emprego para receber o benefício.</p> <p>O piso (menor valor de benefício) é 90% do salário mínimo.</p>	<p>Foram mantidas as idades da aposentadoria compulsória e voluntária.</p> <p>Podem permanecer no emprego.</p> <p>O piso (benefício mínimo) é 100% do salário mínimo.</p>
	Tempo de serviço	<p>Elegível após 30 anos de serviço comprovados.</p> <p>Benefícios integrais após 35 anos de serviço comprovados.</p> <p>Para algumas ocupações o tempo mínimo é menor.</p> <p>Não existe idade mínima.</p> <p>Benefício determinado pelo tempo de serviço comprovado e pelos últimos salários.</p> <p>É necessário sair do emprego para receber o benefício.</p> <p>Piso é 90% do salário mínimo (menor valor do benefício).</p> <p>Bônus para quem continua trabalhando apesar de já ser elegível ao benefício.</p>	<p>Houve redução do tempo de serviço para mulheres, de 35 para 30 anos para obtenção do benefício integral e de 30 para 25 anos para obtenção de benefício proporcional.</p> <p>Benefício é 70% da média dos 36 últimos salários mais 6% para cada ano adicional depois de ser elegível ao benefício, até 100%.</p> <p>O piso (benefício mínimo) é 100% do salário mínimo.</p>

Fonte: Carvalho-Filho (1999) e Ministério da Previdência e Assistência Social

Nota: O quadro concentra-se apenas na comparação do período antes e depois da Constituição de 1988, não incorporando as reformas mais recentes.

área rural, provendo benefícios, inicialmente, para os empregadores e conta-própria e alguns grupos de trabalhadores da economia familiar, e em 1976 o programa foi estendido para os empregadores do setor rural.

A última grande reforma do sistema ocorreu na constituição de 1988, esta reforma estendeu a cobertura da previdência social para a maioria dos grupos antes excluídos, incluindo os trabalhadores rurais. Entretanto, a reforma não gerou aumento equivalente nas receitas de contribuição. Outras medidas tornaram o sistema mais generoso do que antes: estabelecimento do salário mínimo como piso, indexação de todos os benefícios ao salário mínimo e reduzindo a idade mínima de aposentadoria em alguns casos (Stephanes, 1998).

A reforma da Constituição de 1988 foi aprovada em Lei Ordinária em 1991, esta teve os maiores impactos sobre a Previdência Rural. As principais medidas da reforma foram a redução da idade mínima para aposentadoria de 65 para 60 anos para os homens, e de 60 para 55 anos para as mulheres. Além disso, os benefícios da previdência rural foram estendidos para os trabalhadores rurais que não eram chefes de domicílio, e o valor do piso do benefício foi aumentado para um (1) salário mínimo.

Os benefícios totais eram pagos, até 1998, a todos os trabalhadores que tivessem contribuído por pelo menos 10 anos para o sistema, tinham atingido a idade normal de aposentadoria para receber o benefício por idade (65 para homens e 60 para mulheres), ou podiam comprovar que estavam trabalhando por um certo número de anos dentro do programa de aposentadoria por tempo de serviço (35 anos para homens e 30 anos para mulheres). Além disso, benefícios proporcionais eram concedidos para trabalhadores com 30 e 25 anos de serviço, para homens e mulheres respectivamente. Os benefícios eram computados com base nos salários de contribuição dos últimos 36 meses (Brasil, 2002). O nível dos benefícios por aposentadoria é relativamente alto, beneficiários da aposentadoria por idade recebem em média 3 vezes o salário mínimo e os beneficiários por tempo de serviço recebem 2,5 vezes mais do que os aposentados por idade (Queiroz, 2005).

Em 1998, após grande debate, uma importante reforma foi aprovada com objetivo de ajudar a reduzir o desequilíbrio fiscal do programa. A principal mudança foi a introdução de uma nova metodologia de cálculo baseada em regras atuariais. A nova fórmula foi baseada no sistema nocional sueco. O sistema leva em consideração a história de rendimentos, a esperança de vida na idade de aposentadoria e introduz um coeficiente que reduz os incentivos para a aposentadoria precoce. Entretanto, uma idade mínima de aposentadoria ainda não foi aprovada para trabalhadores da iniciativa privada (Brasil, 2002).

O sistema geral foi criado quando o rápido crescimento da população e a baixa esperança de vida ajudavam a sustentabilidade do programa. Em anos recentes, entretanto, o sistema vem enfrentando problemas fiscais, o déficit vem aumentando gradativamente desde as reformas do final dos anos 80. De acordo com Giambiagi (2004), em 1996 o déficit do sistema era de 0,1% do PIB, mas aumentou para 1,7% em 2004. O débito implícito do sistema, uma medida de equilíbrio fiscal no longo-prazo, é muito alto e atinge um valor de 2 vezes o PIB (Bravo, 2001).

Um ponto que merece destaque no estudo da previdência social no Brasil e seus efeitos para a decisão de oferta de trabalho das pessoas e que não há nenhum mecanismo que incentive a retirada completa do trabalhador da força de trabalho, principalmente no setor rural. O sistema do setor rural não tem um mecanismo de “teste de rendimentos” e, ao contrário do setor urbano¹, não é preciso deixar o emprego atual para começar a receber os benefícios previdenciários. Ou seja, os indivíduos podem receber benefícios previdenciários e continuar trabalhando sem nenhuma restrição. Dessa forma, se a análise se focar apenas na oferta de trabalho no setor rural poderemos estar perdendo parte do efeito da reforma, sendo assim necessário discutir a evolução na tendência de horas trabalhadas antes e depois da reforma.

III. Dados e métodos

1. *Base de dados*

A análise é feita usando duas bases de dados: o Censo Demográfico e a Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD). Os dados do censo demográfico estão disponíveis no *Integrated Public Use Microdata Sample (IPUMS)*. Para os anos de 1960 a 1980 estão disponíveis amostras de 5% do tamanho da pesquisa, para 1991 está disponível uma amostra de 5,8% e para o Censo de 2000 a amostra é de 6%.

A segunda fonte de dados, PNAD, é uma pesquisa domiciliar realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) anualmente, exceto em anos de censos, com amostra de cerca de 90.000 domicílios. As PNADs contêm uma abrangente e comparável série de dados demográficos e socioeconômicos, incluindo informação detalhada sobre a participação no mercado de trabalho, setor de atividade, tipo de ocupação e sobre contribuição e recebimento de benefícios da previdência social.

A principal limitação em se usar pesquisas domiciliares na análise da previdência rural é a definição dos contribuintes e beneficiários do sistema. Infelizmente, a PNAD e o Censo identificam os contribuintes e beneficiários do sistema da previdência, mas não é possível identificar o setor (urbano e rural) nem o tipo de benefício recebido (urbano x rural, tempo de serviço x idade). Ao longo deste trabalho, usa-se o critério de residência rural e urbana para determinar o tipo de previdência na qual as pessoas estão inseridas. O problema ocorre, pois uma série de trabalhadores pode residir em uma área urbana e receber benefícios como trabalhador urbano, e vice-versa. Da mesma forma, é possível que diversos trabalhadores rurais (possíveis contribuintes) e beneficiários da aposentadoria rural residam em áreas urbanas. Ou seja, uma parcela dos trabalhadores e beneficiários não será considerada corretamente no grupo em que faz parte.

¹ Apesar dessa limitação os trabalhadores urbanos podem acumular benefícios previdenciários e salários sem prejuízo do valor da aposentadoria (não há *earnings test*).

Apesar de ser uma limitação importante, acredita-se que os resultados finais não serão fortemente afetados pela decisão, uma vez que diversos trabalhos na área usaram a mesma metodologia para classificar os trabalhadores entre rurais e urbanos em relação à previdência social no Brasil. Uma comparação entre o número total de beneficiários rurais utilizando dados do Ministério da Previdência e Assistência Social e das Pesquisas Domiciliares mostra um número total de beneficiários razoavelmente próximo.

2. Metodologia

Nesse trabalho utilizaremos o método de regressão descontínua (RDD). O método de regressão descontínua é uma alternativa muito interessante para considerar o efeito da legislação da previdência rural sobre o comportamento dos trabalhadores. A RDD é um método de comparação pré-pós teste muito usada em estudos de rendimento educacional. A RDD difere dos outros modelos de comparação de efeitos de políticas ao não requerer um experimento aleatório para definir os grupos de controle e tratamento. Nesse método, os indivíduos são definidos como controle e tratamento baseado em um ponto de corte. Nesse trabalho, a idéia é explorar a descontinuidade na concessão dos benefícios rurais aos 55 anos para as mulheres e aos 60 anos para os homens.

$$Y_{ia} = \beta_0 + \beta_1 TREAT_{ia} + \delta(a) + \varepsilon_{ia},$$

No modelo acima, Y é a variável resposta (oferta de trabalho e intensidade do trabalho) para a pessoa i com idade a . $TREAT$ é uma variável *dummy* que capta o efeito da concessão do benefício a partir de uma certa idade. A função $\delta(a)$ capta o efeito da idade das pessoas na variável resposta. A função δ é contínua, ou seja, o único efeito ao redor da idade é a possibilidade de receber o benefício previdenciário a partir das idades 55 (mulheres) e 60 (homens). O pressuposto mais importante do modelo é que a função δ é contínua. Isso significa que todas as demais variáveis têm uma tendência suave pelo ponto de corte. Isso significa que a mudança da legislação é o único efeito de descontinuidade sobre a variável de interesse. O modelo vai ser estimado com uma série de polinômios de diferentes ordens ao redor da idade de corte e assim podemos checar se os resultados são robustos aos polinômios de ordem superior. No caso da legislação ter o efeito esperado, a probabilidade irá aumentar (diminuir) significativamente na idade de corte.

$$Treat = 0 \text{ se a idade } < 60(55); TREAT = 1 \text{ se a idade } \geq 60(55)$$

De certa forma, a RDD é uma estratégia de comparação entre grupos de controle e tratamento, antes e depois da implementação de uma política, no caso a redução da idade previdenciária. Na RDD, o controle e tratamento são determinados baseado em um ponto de corte pré-definido, no nosso caso não precisaremos preocupar, pois o próprio sistema nos dá esse ponto (a idade de início da concessão dos benefícios). Dessa forma, ao contrário das outras estratégias existentes (diferenças em diferenças) não há necessidade de se identificar um potencial grupo de controle e tratamento para a avaliação da política.

Em outras palavras, a chance de receber o tratamento (seguridade social) muda descontinuamente em função de uma (idade) ou mais variáveis. Este *design* de pesquisa permite obter inferências mais corretas sobre os incentivos das políticas públicas.

IV. Análise descritiva

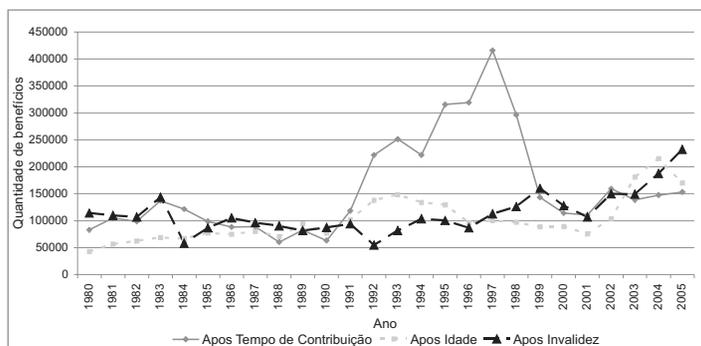
1. A evolução dos benefícios previdenciários rurais

No item “O Sistema Previdenciário” discutimos, brevemente, o sistema de previdência social no Brasil e as principais mudanças no regime dos trabalhadores rurais ao longo do tempo. A reforma da Constituição de 1988 foi aprovada em Lei Ordinária em 1991, e teve os maiores impactos sobre a Previdência Rural. As principais medidas da reforma foram a redução da idade mínima para aposentadoria, os benefícios foram estendidos para os trabalhadores rurais que não eram chefes de domicílio, e o valor do piso do benefício foi aumentado.

As mudanças da Constituição de 1988 afetaram homens e mulheres de forma distinta. As principais mudanças para os homens foram a redução da idade mínima de aposentadoria de 65 para 60 anos, o aumento do piso do benefício para 1 salário mínimo e o aumento das possibilidades de acesso aos benefícios por tempo de serviço. As mulheres foram afetadas pela redução da idade mínima de aposentadoria de 60 para 55 anos, pela possibilidade de não-chefes receberem o benefício da previdência rural e pelo aumento do piso do benefício (Quadro 1).

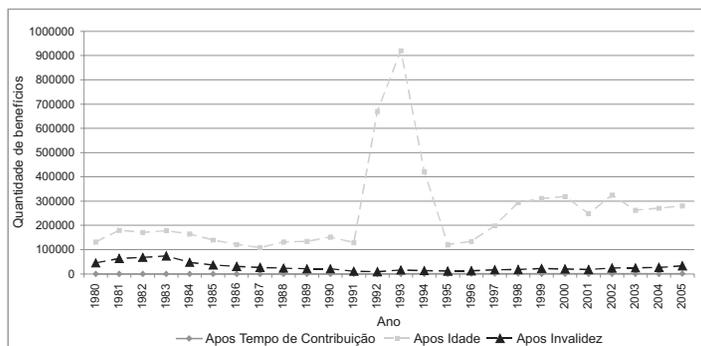
Os Gráficos 1 e 2 mostram a evolução do fluxo de benefícios rurais (novos benefícios concedidos) e urbanos, por tipo, a partir dos anos 80. Embora a reforma constitucional tenha ocorrido em 1988 e a legislação foi aprovada em 1991, não se observa uma grande mudança nos fluxos até 1993. Há um aumento significativo em 1993 e 1994 e depois desse período o fluxo de novos benefícios volta a níveis próximos aos anteriores à reforma. O Gráfico 2 mostra que o grande impacto das mudanças ocorridas em 1988 se deu para o setor rural. Há uma variação muito pequena na dinâmica dos benefícios urbanos no início dos anos 90. Por outro lado, observamos uma mudança significativa no fluxo de benefícios urbanos a partir de 1997 quando se iniciou a discussão e a implementação do fator previdenciário. Essas alterações sugerem que as mudanças, e mesmo a discussão de mudanças na legislação afetam a decisão de obter benefícios previdenciários tanto no setor urbano como no setor rural.

Gráfico 1 – Quantidade de benefícios concedidos por tipo para população urbana – 1980 a 2005



Fonte: Bases de Dados Históricas do Anuário Estatístico do Ministério da Previdência Social, 2007

Gráfico 2 – Quantidade de benefícios concedidos por tipo para população rural – 1980 a 2005



Fonte: Bases de Dados Históricas do Anuário Estatístico do Ministério da Previdência Social, 2007

A Tabela 1 e os Gráficos 3 e 4 mostram a evolução do estoque (benefícios mantidos), e a Tabela 2 mostra a evolução dos valores das aposentadorias rurais e urbanas por tipo de benefício (idade, tempo de serviço e invalidez). O perfil dos valores dos benefícios não apresenta grande variação: fica ao redor de $\frac{1}{2}$ salário-mínimo até 1991 e depois passa para 1 salário-mínimo. Os valores médios dos benefícios rurais são bem mais baixos do que os valores médios dos benefícios urbanos, refletindo as diferenças observadas nos rendimentos de trabalho (Tabela 3) e o diferente acesso aos benefícios previdenciários que trabalhadores rurais e urbanos têm ao sistema (Carvalho-Filho, 1999; 2008).

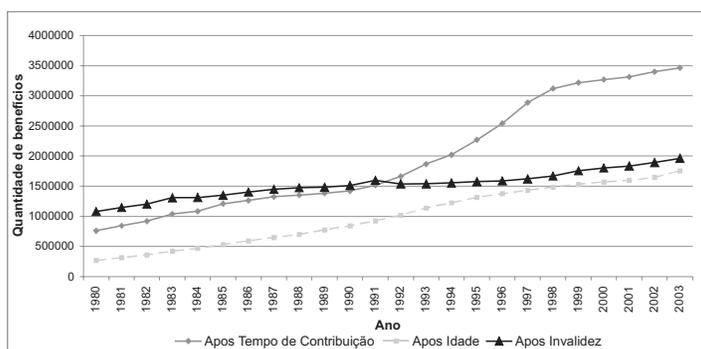
Tabela 1 – Benefícios Rurais Mantidos, Quantidades e Valores

Ano	Quantidade				Valores médios, em reais*			
	Total	Tempo de cont.	Idade	Invalidez	Total	Tempo de cont.	Idade	Invalidez
1988	2413869	0	1933745	480124	233,85	0,00	235,54	227,05
1989	2456103	0	1977720	478383	287,21	0,00	290,33	274,30
1990	2542240	0	2052339	489901	158,76	0,00	160,39	151,93
1991	2371737	0	1916038	455699	254,96	0,00	255,27	253,63
1992	3051005	83	2548282	502640	255,35	675,88	255,65	253,74
1993	3989298	280	3491626	497392	367,18	759,47	358,21	356,17
1994	4307202	547	3817606	489049	228,32	456,33	228,41	227,36
1995	4263917	1128	3787195	475594	283,51	622,57	283,54	282,46
1996	4237401	2026	3769648	465727	292,97	726,39	292,85	292,04
1997	4274747	3113	3810846	460788	291,86	763,16	291,52	291,55
1998	4416224	4229	3954100	457895	311,28	813,22	310,69	311,79
1999	4590973	5026	4126872	459075	272,24	705,95	271,50	274,08
2000	4769911	5625	4305040	459246	273,15	679,51	272,30	276,14
2001	4871103	6031	4408080	456992	291,36	657,35	290,50	294,81
2002	5043993	6528	4578678	458787	262,48	580,66	261,61	266,69
2003	4825517	6881	4399563	419073	286,76	632,71	285,60	293,19

Fonte: Anuário Estatístico Ministério da Previdência Social

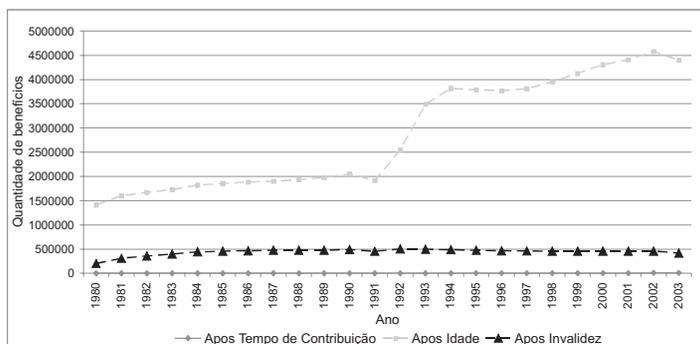
* Valores atualizados através do Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas

Gráfico 3 – Quantidade de benefícios mantidos por tipo para população urbana – 1980 a 2003



Fonte: Bases de Dados Históricas do Anuário Estatístico do Ministério da Previdência Social, 2007

Gráfico 4 – Quantidade de benefícios mantidos por tipo para população rural – 1980 a 2003



Fonte: Bases de Dados Históricas do Anuário Estatístico do Ministério da Previdência Social, 2007

Tabela 2 – Valor Médio do Benefício da Previdência Social, homens e mulheres, Brasil, 1997-2005

Painel A: Aposentadoria por Idade				
Ano	Urbano		Rural	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
1997	683,28	480,39	289,75	283,90
1998	739,26	527,29	306,91	302,68
1999	681,21	482,61	268,91	265,72
2000	705,59	475,64	267,98	265,21
2001	711,82	498,60	280,60	278,35
2002	651,25	468,64	258,43	255,96
2003	495,09	420,99	278,74	275,40
2004	471,20	404,50	273,72	270,53
2005	538,78	472,42	304,48	300,51

Painel B: Aposentadoria por Tempo de Serviço				
Ano	Urbano		Rural	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
1997	683,28	480,39	289,75	283,90
1998	739,26	527,29	306,91	302,68
1999	681,21	482,61	268,91	265,72
2000	705,59	475,64	267,98	265,21
2001	711,82	498,60	280,60	278,35
2002	651,25	468,64	258,43	255,96
2003	495,09	420,99	278,74	275,40
2004	471,20	404,50	273,72	270,53
2005	538,78	472,42	304,48	300,51

Fonte: Base de Dados Históricas do Anuário Estatístico do Ministério da Previdência Social (<http://creme.dataprev.gov.br/infologo2005/inicio.htm>)

Tabela 3 – Rendimento médio mensal domiciliar (2004)

Brasil e regiões	Urbano	Rural
Norte	1.168	788
Nordeste	1.002	462
Sudeste	1.660	850
Sul	1.690	1.035
Centro-Oeste	1.637	846
Brasil	1.487	707

Fonte: PNAD

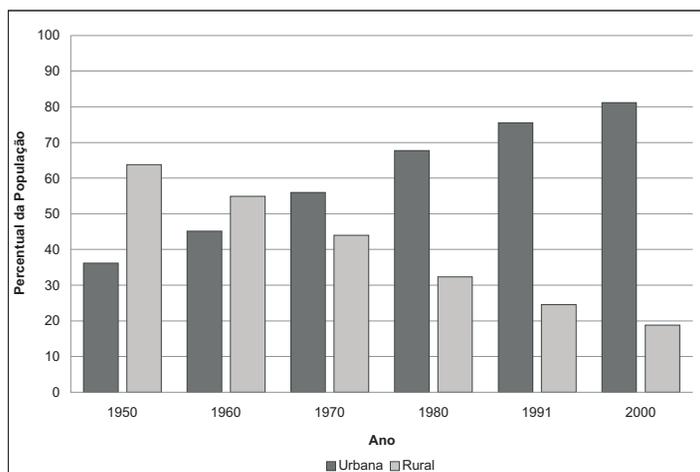
Na Tabela 1, observamos um grande salto dos benefícios rurais por idade, o aparecimento de benefícios por tempo de serviço e uma queda na participação relativa dos benefícios por invalidez. O número de benefícios por tempo de contribuição é baixo devido à dificuldade dos trabalhadores rurais em apresentar a documentação necessária para se obter esse tipo de aposentadoria. A queda na participação dos benefícios por invalidez, com o aumento dos benefícios por idade, sugere que esses benefícios podem funcionar como substitutos entre si para o grupo de trabalhadores afetados pela reforma de 1988 (Carvalho-Filho, 1999).

2. A evolução do emprego na economia rural

O sistema previdenciário brasileiro, como visto anteriormente, existe desde o início do século XX, e atingiu grande parte da população urbana a partir da unificação dos programas existentes em 1966. A previdência do setor rural (e trabalhadores agrícolas) é um fenômeno mais recente e a sua universalização é marcada pela reforma da Constituição de 1988. A reforma de 1988, com os trabalhadores tendo acesso aos benefícios a partir de 1993, passou a inserir todos os trabalhadores do setor rural e os trabalhadores da agricultura familiar no plano de benefícios do Regime de Previdência Geral do país (Delgado, 1997). O estudo da população ocupada em agricultura familiar é de extrema importância pois esse foi um grupo que se beneficiou significativamente da reforma da previdência em 1988. Entretanto, a escassez de dados sobre grupo nos impossibilita realizar um estudo mais detalhado sobre eles.

Um dos processos mais marcantes da população brasileira no século passado é a acelerada urbanização do país. O processo de urbanização no Brasil é relativamente recente, apenas nos anos 70 observa-se a população urbana com percentual maior do que o da população rural (ver Gráfico 5). O rápido processo de industrialização e a concentração da economia industrial em algumas áreas do país potencializaram o processo de urbanização (Brito, Horta & Amaral, 2001).

Gráfico 5 – Percentual da população por situação de domicílio, 1950-2000, Brasil



Fonte: Censo Demográfico (1950-2000)

Os anos noventa marcam uma mudança no padrão de ocupação no setor rural e das atividades agrícolas no Brasil (Laurenti & Del Grossi, 1999). Ao longo do século XX, a redução do número de pessoas ocupadas em atividades agrícolas era, em grande medida, explicada pelo processo de êxodo rural e acelerada urbanização da população brasileira. Nos anos noventa, a mudança no padrão de ocupação do setor rural deveu-se ao aumento expressivo das atividades não-agrícolas no meio rural, o que aproximou ainda mais o perfil ocupacional das áreas rurais com das áreas urbanas (Laurenti & Del Grosso, 1999). Os autores identificam um crescimento acelerado de pessoas residentes em áreas rurais empregados em atividades não-agrícolas, como empregados e conta-própria.

Tabela 4 – Evolução do número de pessoas ocupadas (1000 pessoas)

	1981	1990	1998	2001	2004
Empregados	4.874	5.236	4.187	4.473	4.722
Conta Própria	4.048	4.372	4.370	4.193	4.230
Empregadores	462	660	458	500	516
Não Remunerados	3.916		4.342	3.847	3.832
Tab. Consumo Próprio			2.978	2.904	3.179

Fonte: PNAD

Laurenti & Del Grossi (1999) estimam a taxa de crescimento das ocupações agrícolas e não-agrícolas para o Brasil e apenas para o setor rural nos anos 80 e 90. Os autores mostram que o número de pessoas ocupadas em atividades agrícolas nos anos 80 cresceu a uma taxa de 1% e 0,4% ao ano no Brasil e no Brasil rural, respectivamente.

Já nos anos 90 observa-se uma reversão dessa tendência. As taxas de crescimento do emprego agrícola no Brasil foram de -2,1% e no setor rural de -1,7% ao ano. Por outro lado, observou-se um aumento significativo de ocupações não-agrícolas entre os residentes rurais, cerca de 2,3% ao ano durante a década de 90 (segundo dados da PNAD).

Os resultados da PNAD de 2004 mostram que há 16 milhões e 500 mil pessoas ocupadas em atividades agrícolas, sendo esse o grupo de potenciais beneficiários do regime de previdência nos próximos anos. Em 2004, cerca de 25% dos ocupados em atividades agrícolas eram empregados e outros 25% empregados por conta-própria. Há um número relativamente pequeno de empregadores (cerca de 0,03%) e o restante dos ocupados eram não-remunerados e/ou trabalhando para consumo próprio. Nós acreditamos que boa parte desses últimos sejam grupos de agricultura familiar.

Entretanto, o número de contribuintes para o instituto de previdência ocupada em atividades agrícolas é muito baixo. Apenas 14,5% dos homens e 4,9% das mulheres ocupadas contribuem para o sistema, de acordo com a PNAD de 2004. Esse número é bem menor do que o número de trabalhadores com carteira assinada nas atividades agrícolas, que poderiam ser um potencial grupo de contribuintes. Os resultados da PNAD de 2004 mostram que há 31,5% de homens e 33,4% de mulheres com carteira assinada no setor. A discrepância entre ocupados com carteira assinada e ocupados contribuintes é um elemento importante na discussão da reforma da previdência. Há um grupo potencial de contribuintes que não estão incorporados ao sistema. Esse fato prejudica, além do sistema de seguridade brasileiro, os próprios trabalhadores ocupados em atividades agrícolas.

3. A qualidade da mão-de-obra e o nível de educação no Brasil rural

Apesar das mudanças recentes nas ocupações agrícolas, o setor rural ainda possui características peculiares que o torna bastante diferente do setor urbano (e dos empregos não-agrícolas urbanos). As duas principais características que tem maior efeito sobre a previdência social são: o nível de educação e a qualificação da mão-de-obra que afeta a produtividade.

Os níveis de educação e acesso à educação da população rural são bem mais baixos do que o restante da população brasileira e não foi observada uma redução dessa diferença ao longo da última década. Em 1991 cerca de 40% da população rural, com idade superior a 15 anos, era analfabeta enquanto que na população urbana o percentual era de 13%. Em 2000, o percentual de analfabetos no meio rural cai para 29% e o da população urbana 10% (ver Tabela 5).

Tabela 5 – Anos de estudo e taxa de analfabetismo população acima de 15 anos, Brasil e regiões, 2000

Regiões	Anos de Estudo	
	Urbano	Rural
Norte	6,40	3,30
Nordeste	5,80	2,60
Sudeste	7,50	4,10
Sul	7,30	4,60
Centro-Oeste	7,00	4,10
Brasil	7,00	3,40

Regiões	Taxa de Analfabetismo	
	Urbano	Rural
Norte	11,20	29,90
Nordeste	19,50	42,70
Sudeste	7,00	19,30
Sul	6,50	12,50
Centro-Oeste	9,40	19,90
Brasil	10,30	29,80

Fonte: Censo Demográfico, 2000

As altas taxas de analfabetismo da população se refletem nos baixos anos de estudo da população rural. Em 2000, a média de anos de estudo da população brasileira era cerca de sete anos de estudo, já a população rural tinha média de 3,4 anos. A diferença é ainda maior quando analisamos as distintas regiões do Brasil. Por exemplo, a educação média da população rural do Nordeste é de apenas 2,1 anos de estudo, o mais baixo do Brasil, comparada com a média de 7,5 anos de estudo do Sudeste urbano.

A situação educacional e da qualidade da mão-de-obra na zona rural ainda continuará sendo um problema nos próximos anos. Os baixos anos de estudo observados atualmente podem ser efeitos das gerações mais velhas que tiveram menos acesso à escola. Todavia, dados das PNADs mostram que apenas cerca de 60% das crianças de 10 a 14 anos das zonas rurais freqüentam a escola, em relação a mais de 90% da zona urbana. Além disso, a distorção idade-série na zona rural é muito maior do que a observada nas áreas urbanas (Riani, 2005).

O nível educacional da populacional tem relação direta com o nível de rendimento, o tipo de ocupação e a condição socioeconômica geral dos indivíduos. Esses três fatores também podem afetar o comportamento dos indivíduos em relação à oferta de trabalho nas idades mais avançadas e a situação de vida na aposentadoria (Costa, 1998; Smith, 1999). Há evidência na literatura de que pessoas com menor nível de educação (qualificação) têm pior acesso aos meios adequados de aposentadoria e, quando se aposentam, têm benefícios mais baixos e por menos tempo (Legrand, 1995; Carvalho-Filho, 1999).

O rendimento médio da população ocupada residente em áreas rurais é bem mais baixo do que o da população ocupada em áreas urbanas. A média de rendimentos rurais no Brasil é cerca de 47% do que as pessoas na zona urbana recebem, a diferença é menor na região Sul e maior no Nordeste. Em relação à distribuição de renda, quase 60% das pessoas ocupadas no setor rural recebem menos do que 2 salários-mínimos. Nas áreas urbanas cerca de 40% dos ocupados recebem até 2 salários-mínimos.

V. Resultados

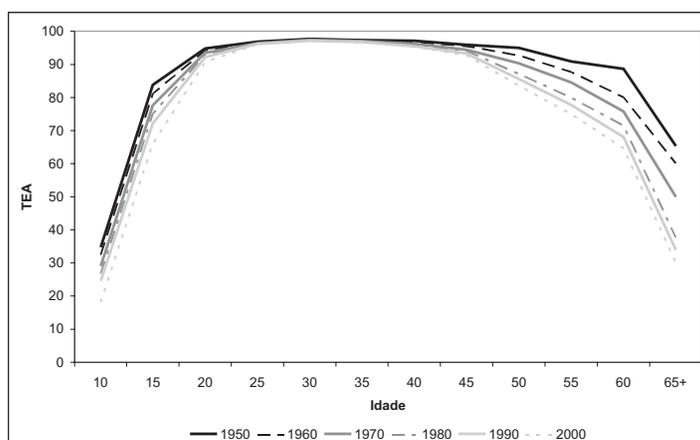
1. *Análise gráfica*

Em primeiro lugar é importante avaliar a evolução das taxas de atividade econômica no Brasil nas últimas décadas. A taxa de atividade econômica (TEA) é calculada como a razão entre a população econômica ativa e a população em idade ativa. A população econômica ativa (PEA) é definida como a população que está empregada ou procurando trabalho durante o período de referência. A base de dados utilizada, IPUMS, utiliza critérios de definição constantes para definir a PEA nos censos brasileiros.

A tendência da participação de homens e mulheres no mercado de trabalho no Brasil mudou significativamente nas últimas décadas. O Gráfico 6 mostra que a duração do período de vida de trabalho dos homens diminuiu significativamente ao longo do tempo. A taxa de participação dos mais jovens declinou devido ao aumento da escolaridade e da frequência a escola da população. Queiroz (2005) mostra que 95% da população com idade entre 10-14 anos freqüentava a escola em 2000 comparada com apenas 54% em 1960. A taxa de participação também declinou significativamente para os trabalhadores mais velhos. Em 1950 cerca de 90% da população com idade entre 60 e 64 estava na força de trabalho, esse percentual caiu para 65% em 2000. A mesma taxa de declínio é observada para os trabalhadores do grupo etário entre 55 e 59 anos. A queda na taxa de atividade é ainda maior para os homens com idade acima de 65 anos. Nesse grupo etário, apenas 30% estava na força de trabalho em 2000 comparados com mais de 60% em 1950.

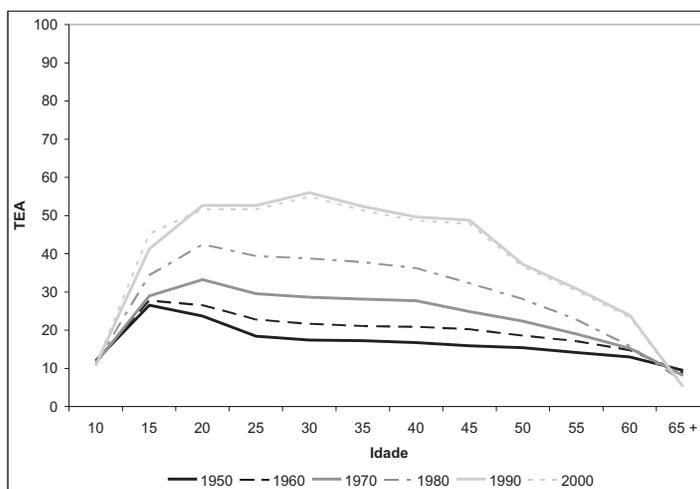
A evolução da atividade feminina, no Gráfico 7, mostra uma tendência bastante diferente da masculina no mesmo período de tempo. A principal mudança na participação das mulheres no mercado de trabalho foi o rápido aumento das taxas das mulheres na “prime-age”, aquelas entre 20 e 60 anos de idade. Não se observa grandes mudanças nas taxas de participação das mulheres mais jovens e mais idosas nas últimas décadas. Um ponto que chama a atenção, entretanto, é que a taxa de atividade das mulheres com idade entre 50 e 60 anos é mais alta em 1991 e 2000 do que em qualquer um dos anos anteriores.

Gráfico 6 – Taxa econômica de atividade, homens, Brasil, 1950-2000



Fonte: Censo Demográfico (1950-2000)

Gráfico 7 – Taxa econômica de atividade, mulheres, Brasil, 1950-2000

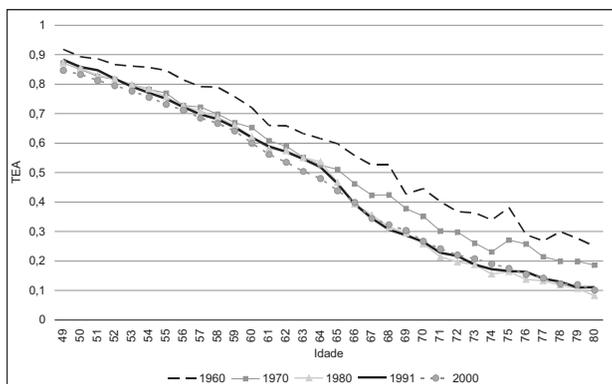


Fonte: Censo Demográfico (1950-2000)

Em segundo lugar, mostraremos evidências sobre o efeito da legislação de aposentadoria rural sobre a oferta de trabalho desses indivíduos no Brasil na segunda metade do século passado. É muito importante verificar se os dados brutos confirmam a premissa básica que há uma quebra na oferta de trabalho e no recebimento de benefícios previdenciários a partir das idades de corte, antes e depois da implementação da nova regra.

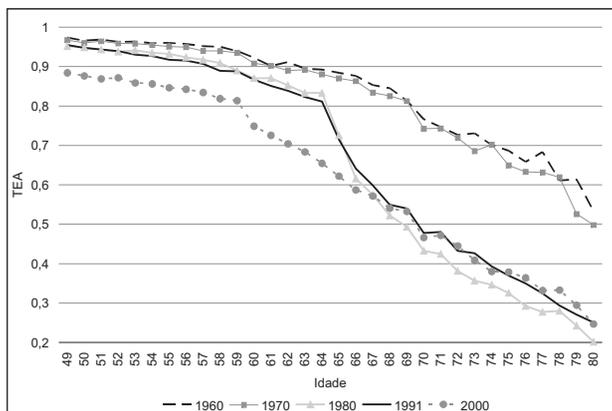
O Gráfico 8 mostra as taxas de atividade econômica para o Brasil rural de 1960 até 2000, para homens entre as idades 49 e 80. O Gráfico 9 mostra a mesma informação para os homens do setor urbano no Brasil. O Gráfico 10 mostra as taxas de atividade para as mulheres no meio urbano e rural nos dois últimos censos demográficos. O ponto que mais chama a atenção nos gráficos apresentados é que a taxa de atividade no meio rural, para todas as idades, é mais alta do que a taxa observada no meio urbano. Além disso, notamos que a proporção de pessoas que recebe benefício previdenciário e continua trabalhando no setor rural é muito mais alta que esse percentual no meio urbano. Esse fenômeno pode sugerir duas coisas: o valor do benefício é baixo e impossibilita a pessoa de sair do mercado de trabalho completamente ou a idade de aposentadoria é muito baixa indicando que a pessoa iria continuar trabalhando independente de receber o benefício ou não.

Gráfico 8 – Taxa econômica de atividade para homens por idade, Brasil urbano, 1960-2000



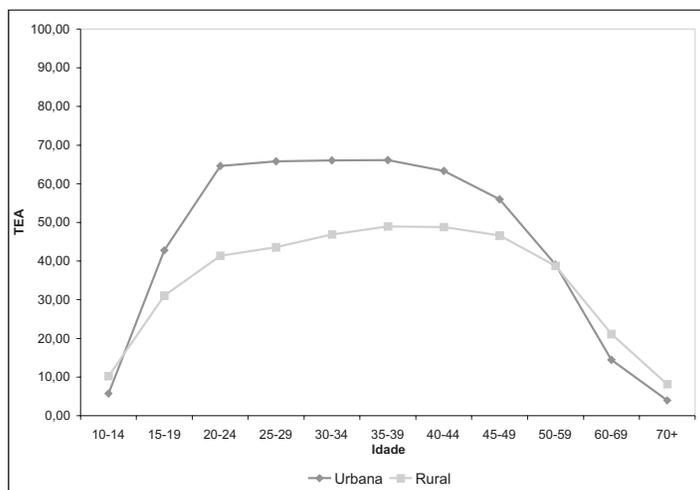
Fonte: Censo Demográfico (1950-2000)

Gráfico 9 – Taxa econômica de atividade para homens por idade, Brasil rural, 1960-2000



Fonte: Censo Demográfico (1950-2000)

Gráfico 10 – Taxa econômica de atividade, mulheres, por área de residência, Brasil, 2000



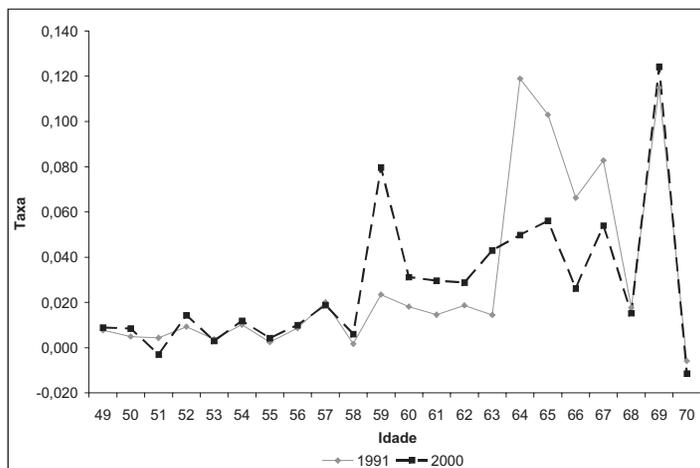
Fonte: Censo Demográfico (1950-2000)

Os resultados apresentados anteriormente mostram que a taxa de atividade dos homens declinou significativamente ao longo do tempo no Brasil. Além disso, os resultados sugerem que há uma importante quebra da taxa de atividade no mercado de trabalho rural nas idades em que os trabalhadores se tornam elegíveis aos benefícios previdenciários. Uma forma mais útil de se observar a idade preferida de aposentadoria e a sua mudança no tempo é calculando uma pseudo-taxa de aposentadoria.

A taxa de aposentadoria mostra a chance de sair da força de trabalho em uma determinada idade, condicional em estar na força de trabalho na idade anterior. A taxa de aposentadoria mostra se há uma idade preferida de aposentadoria e nos ajuda a entender os efeitos do sistema de seguridade social nos padrões de aposentadoria. No caso desse trabalho, as taxas são estimadas a partir de dados de período, ou seja, não representam a transição da mesma pessoa no mercado de trabalho. Entretanto, o uso das taxas calculadas com dados de período é bastante difundido na literatura (Hurd, 1996; Costa, 1998). Nesse caso, a taxa de aposentadoria é simplesmente a queda percentual na proporção de indivíduos no mercado de trabalho entre as idades x e $x+1$ em um ano particular.

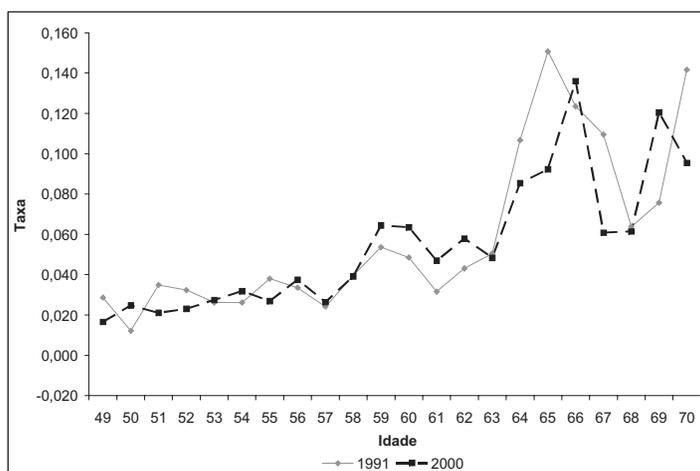
Os Gráficos 11 e 12 mostram a taxa de aposentadoria para trabalhadores dos setores rural e urbano. Para os trabalhadores do setor rural os efeitos da reforma da Constituição de 1988 que reduziu a idade mínima de aposentadoria ficam bem claros. Há um único pico de aposentadoria aos 60 anos em 2000, enquanto observamos um pico aos 65 anos de idade em 1980 e 1991. Os picos para as mulheres são menos proeminentes, mas também observamos uma mudança na idade do pico de 60 para 55 anos de idade entre 1991 e 2000.

Gráfico 11 – Pseudo-taxa de aposentadoria para homens por idade, Brasil rural, 1991-2000



Fonte: Censo Demográfico (1950-2000)

Gráfico 12 – Pseudo-taxa de aposentadoria para homens por idade, Brasil urbano, 1991-2000



Fonte: Censo Demográfico (1950-2000)

Nesse trabalho nos concentramos apenas nas análises da reforma da constituição em variáveis de mercado de trabalho. Conforme discutido na literatura os efeitos da descontinuidade, na idade, da política de assistência social no Brasil fornece uma interessante possibilidade teórica. Entretanto, pesquisas futuras podem utilizar a mesma descontinuidade para examinar os impactos da política de bem-estar nos arranjos domiciliares e em variáveis de saúde das pessoas afetadas pela legislação.

2. *Análise econométrica*

Nesta seção exploramos os modelos de regressão descontínua (RDD) apresentados anteriormente no item “Metodologia”. Os modelos estimados consideram a oferta de trabalho, o número de horas trabalhadas e as “*take-up*” rates dos benefícios previdenciários. Nós decidimos por rodar todos os modelos usando apenas os dados dos censos demográficos de 1991 (antes da reforma) e 2000 (depois da reforma). A principal justificativa para essa escolha é o tamanho da amostra, da área rural, dos censos demográficos e o fato do censo cobrir todo o território em comparação com as PNADs (a base alternativa). Uma limitação é o fato de 2000 ser bem distante do pico da reforma da previdência rural, ou seja, os efeitos esperados nos resultados podem ser menores do que o que seria observado com dados mais próximos do período da mudança (1993-94).

Os resultados se concentram nos efeitos sobre os homens. A oferta de trabalho feminina e o comportamento em relação à aposentadoria das mulheres é mais difícil de ser analisada. O crescimento da atividade feminina, tanto urbana como rural, é muito grande e rápido. Com o envelhecimento das coortes mais jovens, elas terão uma história de trabalho e maior presença no mercado de trabalho em relação às coortes mais velhas. Esses elementos serão muito importantes para o comportamento das mulheres e são diferentes da situação encontrada por aquelas que hoje estão próximas da idade de aposentadoria.

- Evidência Preliminar

A primeira etapa do trabalho estima um modelo de regressão logística para estudar o estoque de aposentados rurais e a participação no mercado de trabalho nas zonas rurais usando dados do censo demográfico de 1991 e 2000.

O modelo geral é representado por:

$$\text{logit}(p_i) = \beta_0 + \beta_1 * X_i + \text{erro};$$

onde $\text{logit}(p_i)$ representa a probabilidade de estar recebendo benefícios da previdência rural (ou estar fora do mercado de trabalho), X é a matriz de variáveis explicativas e um termo de erro aleatório.

Nesse estudo, incluímos todos os homens de 45 a 70 anos de idade em 1991 e 2000 de todas as regiões brasileiras. Essa é uma das vantagens do censo demográfico, as PNADs dos anos 90 e início dos anos 2000 não incluem as zonas rurais do Norte brasileiro. As variáveis explicativas incluídas no modelo são idade, anos de estudo e local de residência das pessoas. Nós também realizamos testes com a renda domiciliar total.

O resultado, tabelas não apresentadas, mostra que tanto a probabilidade de estar fora do mercado e recebendo benefícios previdenciários aumenta monotonicamente com a idade. A direção e a magnitude dos coeficientes é a esperada, os homens mais velhos têm a menor chance de estar no mercado de trabalho e a maior chance de estar recebendo os benefícios da previdência.

O ponto que mais chama a atenção, e fornece subsídios para as análises seguintes, é a mudança brusca nas probabilidades em determinadas idades. A probabilidade de estar recebendo benefícios e estar fora do mercado de trabalho aumenta mais que 50% entre as idades 64 e 65 em 1991 e entre as idades 59 e 60 em 2000. Queiroz (2005) analisa os trabalhadores urbanos e das regiões metropolitanas e não observa uma mudança tão clara nas probabilidades. Os resultados sugerem que a possibilidade de aposentadoria por tempo de serviço afeta a curva de aposentadoria fora da zona rural.

Os efeitos da educação na chance de estar no mercado de trabalho têm os resultados esperados e os efeitos do local de residência (estados) não são muito claros. Os trabalhadores mais educados têm uma maior chance de estarem fora do mercado de trabalho do que trabalhadores com menos anos de estudo. Ao contrário das regiões metropolitanas onde se observa um U-invertido na relação educação e aposentadoria (Queiroz, 2007), nas zonas rurais a chance de estar fora do mercado de trabalho aumenta com a educação. No trabalho, não observamos grandes diferenças entre as chances de aposentadoria por local de residência, tanto nas regiões mais desenvolvidas como nas menos desenvolvidas as chances de estar fora do mercado de trabalho são bastante similares.

Em relação à probabilidade de estar recebendo benefício da previdência social observamos que ela aumenta a partir da idade em que o benefício torna-se disponível (60 em 2000 e 65 em 1991), e não há diferença significativa entre grupos de educação e região. O resultado sugere que a política teve o efeito esperado de atingir universalmente a população rural do Brasil.

- Efeitos na oferta de trabalho

As próximas duas seções exploram os resultados dos modelos de regressão descontínua. O fato de a política ser específica na idade de implementação nos permite superar alguns obstáculos enfrentados nos outros trabalhos que estudam o tema. A razão da vantagem é que não precisamos estudar o efeito da reforma propriamente dita (Constituição de 1988), mas a descontinuidade existente na política.

As Tabelas 6 e 7 mostram os resultados da oferta de trabalho no Brasil rural em 1991 e 2000, respectivamente. Os efeitos da oferta de trabalho são estimados com precisão em todos os modelos, mesmo no modelo mais rico (modelo 4). O modelo 4 inclui uma função cúbica para idade e inclui controle para educação e anos de estudo. Os resultados sugerem uma clara descontinuidade na oferta de trabalho na idade em que as pessoas se tornam elegíveis para os benefícios. O resultado é ainda mais interessante, pois há uma mudança na descontinuidade entre 1991 e 2000. Em 1991, a quebra na oferta de trabalho ocorre aos 65 anos de idade, em 2000 a quebra se dá aos 60 anos de idade.

Tabela 6 – Estimativas da regressão de descontinuidade, efeitos da legislação na oferta de trabalho masculina, Brasil rural, 1991

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Linear	-0.0128927 *** (.0042581)			
Quadrática		.0092044*** (.0042028)		
Cúbica			-.0109509*** (.0042611)	-.0112023*** (.0042762)
Educação	não	não	não	sim
Estado	não	não	não	sim

Fonte: Censo Demográfico

Nota: Efeito da Variável Controle (Dummy para Idade 60 anos)

*** Significativo a 5%

Tabela 7 – Estimativas da regressão de descontinuidade, efeitos da legislação na oferta de trabalho masculina, Brasil rural, 2000

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Linear	0.0246*** (.0041291)			
Quadrática		-0.0118*** (.0041764)		
Cúbica			-0.01336*** (.0042672)	-0.0112572 *** (.0043158)
Educação	não	não	não	sim
Estado	não	não	não	sim

Fonte: Censo Demográfico

Nota: Efeito da Variável Controle (Dummy para Idade 60 anos)

*** Significativo a 5%

Os resultados indicam que o modelo de RDD é apropriado ao estudo de mudanças em políticas públicas no Brasil e pode ser muito útil para investigar outros efeitos da mudança na legislação previdenciária, principalmente na zona rural.

- Efeitos nas Horas Trabalhadas

É importante fazer a análise com a intensidade do trabalho pois o sistema do setor rural não tem um mecanismo de “teste de rendimentos” e, ao contrário do setor urbano², não é preciso deixar o emprego atual para começar a receber os benefícios previdenciários.

² Apesar dessa limitação os trabalhadores urbanos podem acumular benefícios previdenciários e salários sem prejuízo do valor da aposentadoria (não há *earnings test*).

Ou seja, os indivíduos podem receber benefícios previdenciários e continuar trabalhando sem nenhuma restrição. Dessa forma, se a análise se focar apenas na oferta de trabalho no setor rural poderemos estar perdendo parte do efeito da reforma, sendo assim necessário discutir a evolução na tendência de horas trabalhadora antes e depois da reforma.

As Tabelas 8 e 9 mostram os mesmos modelos usando como variável resposta o número de horas trabalhadas. Para facilitar a análise criamos uma variável dicotômica a partir do número de horas trabalhadas: menor intensidade na oferta de trabalho são as pessoas que trabalham até 29 horas por semana, a maior intensidade são aqueles que trabalham mais de 30 horas por semana.

Tabela 8 – Estimativas da regressão de descontinuidade, efeitos da legislação nas horas trabalhadas, Brasil rural, 1991

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Linear	-.0239871 (.0286954)			
Quadrática		-.0392196 (.0287346)		
Cúbica			-.0881274 (.0295715)	-.0904844*** (.0299859)
Educação	não	não	não	sim
Estado	não	não	não	sim

Fonte: Censo Demográfico

Nota: Efeito da Variável Controle (Dummy para Idade 60 anos)

*** Significativo a 5%

Tabela 9 – Estimativas da regressão de descontinuidade, efeitos da legislação nas horas trabalhadas, Brasil rural, 2000

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Linear	.083538 (.0225478)			
Quadrática		-.0688678 (.02307)		
Cúbica			-.064195 (.0234566)	-.0493789 (.0239347)
Educação	não	não	não	sim
Estado	não	não	não	sim

Fonte: Censo Demográfico

Nota: Efeito da Variável Controle (Dummy para Idade 60 anos)

*** Significativo a 5%

Os resultados indicam que há um efeito da política pública na intensidade do trabalho das pessoas afetadas pela reforma. A quebra no número de horas trabalhadas, intensidade da oferta de trabalho, cai dos 65 anos de idade em 1991 para 60 anos de idade em 2000. A magnitude dos coeficientes é muito próxima em cada um dos anos, apenas a idade onde a descontinuidade ocorre varia. Esse resultado, robusto para todas as especificações, sugere que a política previdenciária tem um efeito muito importante no comportamento dos trabalhadores do meio rural.

A possibilidade de receber benefícios previdenciários faz com que as pessoas ofertem menos horas de trabalho mais jovens do que faziam antes. Esse fato é corroborado ao analisarmos o percentual de pessoas do meio rural que trabalham e recebem benefícios previdenciários em comparação ao meio urbano. Wajnman (2004) mostra que o percentual no meio rural é mais do que o dobro do observado no meio urbano. Os resultados podem estar sugerindo que o valor do benefício não é suficiente para a manutenção das famílias, mas também que as pessoas continuam trabalhando (mesmo que menos horas) pois se consideram muito jovens para sair do mercado de trabalho definitivamente.

VI. Conclusões

Este trabalho usa uma mudança significativa na legislação previdenciária brasileira que reduziu a idade mínima de aposentadoria para os trabalhadores rurais e aumentou o valor mínimo do benefício, para estudar diversos efeitos sobre o comportamento no mercado de trabalho. Há uma grande literatura sobre os efeitos da universalização da previdência rural sobre a qualidade de vida e as condições socioeconômicas dessas populações. Entretanto, pouco se sabe sobre os efeitos da reforma previdenciária sobre outras medidas de comportamento individual.

O nosso resultado mais significativo é que a redução na idade mínima tem um grande efeito sobre a oferta de trabalho na zona rural do Brasil nos anos 90. Os nossos resultados indicam que os novos beneficiários do regime reduzem a participação no mercado de trabalho e o número de horas trabalhadas. O nosso trabalho, usando uma metodologia e bases de dados diferentes, chega a resultados bastante próximos dos obtidos por outros autores anteriormente. Os resultados contribuem para uma literatura mais ampla que discute os efeitos dos programas de bem-estar social sobre os beneficiários do sistema. Esse tipo de estudo é importante, pois as políticas públicas não deveriam afetar o equilíbrio do mercado de trabalho e de outras variáveis.

Os resultados são limitados por algumas razões. Em primeiro lugar, não é possível identificar corretamente as pessoas que recebem benefícios da previdência rural e não é possível obter informações sobre a vida de trabalho (se trabalho agrícola ou não). Dessa forma, assumimos a área de residência como proxy para o tipo de ocupação. Em segundo lugar, usamos dados censitários para a nossa análise. Apesar de uma amostra maior e

mais abrangente, o censo de 2000 é um pouco distante de quando a reforma da previdência ocorreu (1988). Por último, nossos resultados são mais robustos para os homens. Isso pode ser explicado pela diferente evolução da participação feminina no mercado de trabalho, ou seja, as mulheres ainda têm participação mais baixa e mais flutuação no mercado de trabalho ao longo do ciclo de vida.

VII. Referências

ASSUNÇÃO, J. E. FERES, F. (2007) **Social Security and Rural Households in Brazil**. Trabalho apresentado no Seminário *Pobreza no Brasil Rural*, organizado pelo IPEA em Maio de 2007.

BELTRÃO, K.; OLIVEIRA, F. & PINHEIRO, S. 2000. “A População Rural e a Previdência Social no Brasil” Texto para Discussão do IPEA,

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Agrário. (2006) “Desenvolvimento Agrário como Estratégia”. Nacad, Porto Alegre. (referência das tabelas 3 e 4).

BRITO, F.; HORTA, C. & AMARAL, E. 2001. “A Urbanização Recente no Brasil e as Aglomerações Metropolitanas” Encontro da IUSSP, Salvador, Brasil.

CARVALHO-FILHO, I. 1999. **Old-Age Benefits and Retirement Decisions of Rural Elderly in Brazil**. Ph.D. thesis, Massachusetts Institute of Technology.

_____. 2008. Old-age benefits and retirement decisions of rural elderly in Brazil. **Journal of Development Economics**, 86(2008), 129-146.

COSTA, D. 1998. **The Evolution of Retirement: An American Economic History, 1880-1990**. The University of Chicago Press.

DELGADO, G. **Previdência rural: relatório de avaliação socioeconômica**. Brasília: IPEA, 1997. Texto para Discussão 477.

GRAZIANO, J. E DEL GROSSI, M. 2001. “Rural Nonfarm Employment and Incomes in Brazil: Patterns and Evolution” **World Development**, Volume 29, Number 3, March 2001, pp. 443-453(11)

GRUBER, J. & WISE, D. (eds.). 1999. **Social Security and Retirement Around the World**. The University of Chicago Press.

GRUBER, J. & WISE, D. 2001. “An International Perspective on Policies for an Aging Society.” **NBER Working Paper** No. 8103.

GRUBER, J. & WISE, D. 2002. “Social Security Programs and Retirement Around the World: micro estimation.” **NBER Working Paper** No. 9407.

GRUBER, J. & WISE, D. (eds.). 2004. **Social Security and Retirement Around the World: micro-estimation**. The University of Chicago Press.

LAM, D., LEIBBRANDT, M. & VIMAL RANCHHOD. 2005. “Labor Force Withdrawal of the Elderly in South Africa.” **In International Conference of the IUSSP**.

LAURENTI, A. & DEL GROSSI, M. 1999. “A Evolução dos Agravados de Pessoas Ocupadas nas Atividades Agrícolas e Não-Agrícolas nas Áreas Rurais do Brasil”. **Relatório de Pesquisa** – Departamento de Economia da Unicamp.

LEGRAND, T. 1995. "The Determinants of Men's Retirement Behavior in Brazil." **The Journal of Development Studies** 31:673:701.

QUEIROZ, B. (2005) **Labor Force Participation and Retirement Behavior in Brazil**. Tese de Doutorado, Departamento de Demografia, Universidade da Califórnia, Berkeley.

QUEIROZ, B. (2007). "The Determinants of Men's Retirement in Urban Brazil" **Nova Economia**, vol. 17, no. 1.

RIANI, J. (2005). "*Determinantes do resultado educacional no Brasil: família, perfil escolar dos municípios e dividendo demográfico numa abordagem hierárquica e espacial*" **Tese de Doutorado**, Departamento de Demografia, CEDEPLAR/UFMG.

SCHWARZER, H. **Impactos Socioeconômicos do Sistema de Aposentadorias Rurais no Brasil – evidências empíricas de um estudo de caso no Estado do Pará**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. Texto para Discussão 729.

WAJNMAN, S., OLIVEIRA, A.M.H.C., OLIVEIRA, E.L.. "Os Idosos no Mercado de Trabalho: Tendências e Conseqüências". In: Camarano, A.A.(org). **Os Novos Idosos Brasileiros Muito Além dos 60?** Rio de Janeiro:IPEA, 2004.

Ministério da
Previdência Social



www.previdencia.gov.br