

Melhor idade: evidências sobre a participação do idoso no mercado de trabalho brasileiro (1994/2000)

Regina Maria de Souza[§]
Ana Flávia Machado[§]

RESUMO

O presente estudo tem por objetivo analisar a inserção do idoso brasileiro, indivíduos com 60 anos ou mais, no mercado de trabalho, no período de 1994 a 2000. A fonte de dados são os microdados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME). São estimadas, por intermédio do modelo logístico, as probabilidades de participação na PEA e no setor formal. De maneira geral, os resultados obtidos indicam que, apesar da proporção crescente de idosos na população, a tendência é de declínio na taxa de participação desses indivíduos no mercado de trabalho. Este comportamento torna-se mais claro a partir de 1998, período que coincide com a reforma da previdência, o que demonstra a atitude preventiva dos indivíduos que procuram antecipar a aposentadoria com o intuito de escapar das novas regras. Os principais resultados dos modelos mostram que a probabilidade do idoso participar do mercado de trabalho formal é decrescente ao longo do período analisado, principalmente entre os anos de 1999 e 2000. Os idosos do sexo masculino, os chefes de família e os mais qualificados detêm probabilidades superiores de participarem da PEA.

Palavras-chave: mercado de trabalho, idoso, probabilidades de transição.

ABSTRACT

The present paper aims to analyze the participation of Brazilian old-aged, individuals with 60 years or more, in the labor market, in the period from 1994 to 2000. The database is the microdados of Pesquisa Mensal de Emprego (Employment Monthly Survey of Employment). It is estimate the probabilities of labor force participation in the formal sector and the probabilities of transition to inactivity from different origins. At a general form, the results obtained shows that, although of increasing proportion of old-aged in the population, the drift is of reduction in this individual participation in the labor market. This behavior became more clearly since 1998, period that coincide with Social Security reform, which proof the preventive attitude by the individual that look for anticipate the retirement, trying to escape of the new rules.

Key words: labor market, old-aged, probabilities.

JEL classification: J21, J26.

§ CEDEPLAR/FACE/UFMG.

§ CEDEPLAR/FACE/UFMG. e-mail:afmachad@cedeplar.ufmg.br

Recebido em junho de 2003. Aceito em março de 2004.

1 Introdução

Nos últimos quarenta anos o Brasil ingressou, de forma irreversível, num processo de envelhecimento populacional. A redução nas taxas de fecundidade, iniciada em meados dos anos 60, e o aumento na expectativa de vida são os principais responsáveis por essas transformações demográficas.

A participação das pessoas com mais de 60 anos no total da população brasileira passa de 4% em 1940 para 8% em 1996, e estima-se que esse percentual atinja 15% em 2020. (Camarano, 1999). Quando a ampliação da participação dos idosos na população total ocorre em consequência da queda da fecundidade, tem-se o envelhecimento pela base, hoje comum nos países em desenvolvimento. Quando o responsável é o aumento da longevidade, tem-se o envelhecimento pelo topo, próprio das populações que já atingiram a maturidade demográfica como muitos dos países desenvolvidos.

Se o envelhecimento da população brasileira é uma das principais características da transição demográfica, tem-se, por outro lado, mudanças institucionais processadas ou em curso que afetam a participação do idoso no mercado de trabalho. Em 1998, o Congresso Nacional aprova a Medida Provisória nº 20, conhecida como reforma da previdência, regulamentada, posteriormente, pela Lei 9.876 de 1999. Segundo Silva e Schwarzer (2002), o objetivo da reforma é fortalecer a relação contributiva e, para tanto, inclui no cálculo do benefício aspectos como a evolução demográfica e o montante de contribuição. Pode-se dizer que as principais mudanças introduzidas pela reforma são as alterações na fórmula de cálculo do valor do benefício, que deixa de corresponder à média dos últimos 36 meses e passa a considerar os 80% melhores meses de contribuição, e a introdução do fator previdenciário na apuração do valor das aposentadorias por idade e por tempo de contribuição.¹ Acredita-se que a reforma previdenciária tenha provocado importantes impactos entre os trabalhadores mais velhos, pois muitos desses trabalhadores provavelmente anteciparam sua aposentadoria com o intuito de se desviar das novas regras.

Nesse contexto, o objetivo desse artigo é analisar a inserção do idoso brasileiro no mercado de trabalho entre os anos de 1994 e 2000. Por meio do modelo logístico, procura-se estimar a probabilidade do idoso brasileiro pertencer à população economicamente ativa, e estando ocupado, objetiva-se verificar a probabilidade de pertencer aos setores formal e informal da economia. Além dessa introdução, o trabalho está organizado em

1 O fator previdenciário inclui, na fórmula de cálculo do benefício, a idade do segurado, a expectativa de sobrevivência e o tempo de contribuição.

mais quatro seções. Na seção a seguir, realiza-se uma breve revisão da literatura. Na terceira seção, apresenta-se a base de dados empregada, o modelo teórico e a descrição do comportamento das variáveis selecionadas. Na quarta seção, analisam-se os principais resultados dos modelos e, finalmente, na última seção, são relatadas as principais conclusões do trabalho.

2 Participação dos idosos no mercado de trabalho: breve análise da literatura

Concomitante ao aumento da participação de idosos na população total dos países que passaram pela transição demográfica, tem-se observado declínio da taxa de participação do idoso na força de trabalho e, nos países desenvolvidos, essa redução é excessivamente grande, sendo explicada não só pelo declínio nos rendimentos do trabalho como também pelos programas de aposentadoria, que influenciam na determinação da idade ótima de aposentar.

Vários são os modelos de alocação de tempo que buscam explicar a decisão do indivíduo sobre participar da força de trabalho no ciclo de vida. Lazear (1986), recorrendo a um modelo de ciclo de vida, demonstra que a aposentadoria é um importante fenômeno nas decisões referentes à participação no mercado de trabalho. Kingston (1999) conduz uma investigação teórica, com base no modelo do ciclo de vida, onde procura determinar a data ótima de retirada do mercado de trabalho. Dentre outras pressuposições, o modelo assume um agente com expectativa racional e informação completa. A data da morte é conhecida, e uma vez que o agente se retira do mercado de trabalho, não é mais capaz de retornar.

Primeiramente, o autor deriva uma solução interior para o problema de quando se aposentar, tendo por base uma função utilidade isoelástica e constante. Os resultados do exercício de estática comparativa mostram que a decisão do indivíduo quanto a se retirar mais cedo do mercado de trabalho² está positivamente relacionada à quantidade de ativos que possui e à desutilidade do trabalho e inversamente relacionada encontra-se o salário e a expectativa de vida do trabalhador.

Depois, buscando derivar uma fórmula mais simples, o autor assume uma função de utilidade logarítmica. O modelo prediz que a data ótima da aposentadoria é proporcional

2 Por retirada mais cedo entende-se a saída do mercado de trabalho que ocorre antes do tempo necessário para se aposentar com o benefício integral.

à razão entre os ativos e os salários vigentes à época da retirada, com o fator de proporcionalidade sendo dado pela desutilidade do trabalho.

As evidências empíricas sumariadas a seguir têm por referência esse arcabouço teórico, porém o emprego desse modelo sofre limitações, principalmente a disponibilidade de informações atinentes às variáveis de modelos de alocação de tempo no ciclo de vida.

Na literatura internacional, a extensão dos programas de aposentadoria é apontada como o principal fator de incentivo para que os indivíduos se retirem para a inatividade. Fatores como a saúde, a expectativa de vida, dentre outros, também fazem parte da agenda de estudos.

Gruber e Wise (1998) comparam as evidências apresentadas em 11 *papers* de países industrializados.³ Em todos os países, os autores constatam, por meio de estimativas da função risco, que os programas de aposentadoria contribuem para o declínio da taxa de participação dos idosos no mercado de trabalho. Na idade mínima exigível para o recebimento do benefício⁴ ocorre um salto na taxa de saída da força de trabalho. Ademais, o seguro-desemprego e a pensão saúde, em muitos países, atuam como programas que antecipam a retirada da força de trabalho.

Dahl *et al.* (2000) estudam o padrão de retirada dos trabalhadores noruegueses, com idade entre 56 e 61 anos em 1989, aplicando um modelo logit multinomial sobre os dados do KIRUT (*Cientes into and through the Social Insurance System*). São estimadas as probabilidades de transição para diferentes destinos, entre os anos de 1989 e 1995, tais como saída definitiva para a inatividade, saídas para o desemprego e saídas por auxílio-doença. Segundo os autores, os dois últimos benefícios têm funcionado como uma espécie de pensão para os noruegueses que se retiram cedo da força de trabalho.

Em um trabalho posterior, Dahl *et al.* (2002) utilizam a mesma metodologia e a mesma fonte de dados, contudo exploram melhor as informações oferecidas pela base de dados. No primeiro trabalho, os autores consideram apenas as informações do início e do final do intervalo de tempo. No outro estudo, fazem uso das informações anuais. De maneira geral, os resultados apresentam a mesma tendência do estudo anterior, ou seja, as mulheres possuem menor probabilidade de se retirarem mais cedo do mercado de trabalho comparativamente aos homens.

3 Os 11 países analisados nos respectivos artigos são a Bélgica, Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Espanha, Suécia, Inglaterra e Estados Unidos.

4 Idade mínima exigível corresponde à idade onde os benefícios se tornam disponíveis, embora o trabalhador não receba o benefício integral. Este último se torna disponível na idade considerada normal.

Friedman *et al.* (2001) examinam o comportamento do trabalho e da aposentadoria entre os idosos no Vietnã com base em duas pesquisas, uma realizada na região norte e outra na região sul do país, entre os anos de 1996 e 1997. Por meio de regressões logísticas, os autores estimam a probabilidade do idoso com 60 anos ou mais participar da força de trabalho. Para o contingente que permanece trabalhando, calculam a probabilidade de possuir um trabalho em tempo integral *versus* um trabalho em tempo parcial. Os resultados obtidos mostram que tanto a probabilidade de trabalhar quanto a de possuir um trabalho com jornada integral estão negativamente relacionadas à idade e aos problemas de saúde. As pessoas casadas apresentam probabilidades maiores de estarem trabalhando e de possuírem um trabalho em tempo integral. Os trabalhadores agrícolas detêm maior probabilidade de estarem trabalhando, mas não em tempo integral. Não são encontradas diferenças de sexo entre os coeficientes de homens e mulheres, o que é comum, segundo os autores, entre as economias socialistas.

Hurd *et al.* (2002) analisam os efeitos da probabilidade de sobrevivência sobre a saída dos trabalhadores norte-americanos do mercado de trabalho e sobre os pedidos de benefícios de aposentadoria, com base no modelo do ciclo de vida. Nesse modelo, os indivíduos que possuem uma expectativa de vida longa se retiram mais tarde do mercado de trabalho, comparativamente àqueles que esperam morrer cedo, pois precisam acumular mais riqueza para financiar um período maior de aposentadoria. Mais ainda, esses indivíduos poderão achar vantajoso adiar a aposentadoria por alguns anos para obter incrementos no valor do benefício, que são estimados ser da ordem de 8% ao ano.

Com dados do HRS de 1992, 1994, 1996 e 1998 são estimadas, por meio de modelo probit, as probabilidades do indivíduo se retirar do mercado de trabalho como função da probabilidade de sobrevivência subjetiva, controlada por indicadores socioeconômicos e de saúde. Para os trabalhadores com mais de 62 anos de idade, os resultados confirmam o modelo do ciclo de vida: os que reportam baixa probabilidade de sobrevivência deixam a força de trabalho antes daqueles com moderada ou alta probabilidade de sobrevivência. A decisão de pedir a aposentadoria é analisada com o uso de modelos probit e tobit. De forma geral, os resultados mostram que os idosos que declaram uma probabilidade de sobrevivência igual a zero aos 85 anos estão sujeitos a níveis maiores tanto de retirada quanto de pedidos do benefício. Para as outras taxas de probabilidade de sobrevivência, não encontram um padrão bem definido de comportamento.

Kalemli-Ozcab e Weil (2002), apesar de considerarem a aposentadoria como a explicação mais óbvia para a queda na taxa de participação da força de trabalho dos idosos,

alertam para a existência de outros fatores. Consideram um modelo em que a escolha trabalho *versus* lazer é feita ao longo da vida, sujeita à incerteza sobre a data da morte.

Um decréscimo na mortalidade, ao fazer com que o indivíduo sobreviva nas idades mais avançadas, afeta a data da retirada do mercado de trabalho por meio de dois efeitos distintos. O primeiro é intitulado “efeito horizonte”, e prediz que uma vida mais longa poderia aumentar o número de anos de trabalho de um indivíduo, na medida em que mais tempo de vida significa que mais consumo precisa ser realizado. Atuando na direção oposta, tem-se o “efeito incerteza”. Quando a mortalidade é alta, um indivíduo que poupa para se retirar da força de trabalho defronta-se com um alto risco de morrer antes de desfrutar do seu lazer planejado. Nessa circunstância, o programa ótimo tende a ser continuar trabalhando até o final da vida. O aumento da expectativa de vida, ao reduzir a incerteza sobre a possibilidade de morrer antes de desfrutar da aposentadoria, torna ótimo planejar e poupar para se retirar do mercado de trabalho. Qual dos efeitos predomina depende de como a expectativa de vida cresce e da natureza do problema de otimização do indivíduo. Os autores simulam o modelo, com dados da tabela de vida dos Estados Unidos para o último século, e encontram que o “efeito incerteza” pode mais que compensar o “efeito horizonte”.

Boersch-Supan (2001) analisa os efeitos do envelhecimento populacional sobre o mercado de trabalho na Alemanha. Argumenta que a maioria dos estudos tem focalizado os problemas relacionados ao financiamento da aposentadoria; entretanto, as mudanças demográficas também induzem a profundas mudanças estruturais macroeconômicas nos mercados de trabalho, de capital e de bens e serviços.

No Brasil tem-se observado, também, uma tendência de declínio nas taxas de atividade dos idosos. Wajman *et al.* (1999) destacam que embora na dimensão eminentemente demográfica haja uma nítida tendência de crescimento da participação de pessoas cada vez mais velhas na População em Idade Ativa (PIA), a tendência é de declínio nas taxas de atividade desse segmento. Esses efeitos estão se compensando, de modo que o crescimento da PEA idosa não é ainda tão explosivo quanto as perspectivas meramente demográficas fariam supor. Com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNADs) de 1977 a 1997, verificam que a tendência nesse período é de queda nas taxas de participação dos idosos do sexo masculino, intensificada nos anos 90. Para as mulheres, a tendência é de estabilidade até 1990, quando apresenta elevação, embora esta deva ser mais creditada às mudanças metodológicas⁵ sofridas pela PNAD a partir de 1992.

5 Em 1991, ano do Censo Demográfico, a PNAD não foi realizada.

Wajnman *et al.* (1999) descrevem os diferenciais nas taxas de participação dos idosos a partir de diferentes atributos pessoais, com o uso da PNAD de 1997. Dentre os idosos mais disponíveis para o trabalho estão os homens, os chefes de família, os de menor renda familiar, os não aposentados e os trabalhadores de ocupações manuais. Todavia, são exatamente esses os trabalhadores que encontram as piores chances de permanecer no mercado, em virtude de seu nível de qualificação.

Por meio de regressões logísticas e dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) para o período entre dezembro de 1993 e dezembro de 1995, as autoras examinam as probabilidades de transições realizadas pelos idosos para dentro e para fora da força de trabalho e, com o uso de tabelas de vida ativa, estimam o tempo que se espera viver em cada um dos estados considerados. Os resultados mostram que as probabilidades de entrada na força de trabalho são superiores para os homens, enquanto as probabilidades de saída são mais elevadas para as mulheres. Os homens inativos, aos 60 anos, têm probabilidade igual a 11% de se tornarem ativos, e as mulheres, nessa mesma situação, possuem probabilidade de 5,2%. Para os ativos, a probabilidade de retirada é de 18,8% para os homens e 36% para as mulheres. Um homem ativo, aos 60 anos, ainda viverá 15,97 anos, dos quais 5,08 como ativo.

Carrera-Fernandez e Menezes (1999) analisam a participação dos idosos com 60 anos ou mais na força de trabalho da Região Metropolitana de Salvador. Os autores revisitam os aspectos teóricos que levam o trabalhador idoso a continuar ou reentrar na força de trabalho, por meio do modelo neoclássico de alocação ótima do tempo entre trabalho e lazer. Se a utilidade ao trabalhar for maior que a utilidade ao não trabalhar, o idoso decide se inserir no mercado de trabalho. A análise empírica é desenvolvida, por meio de um modelo logit, com dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego da Região Metropolitana de Salvador (PED-RMS) de julho de 1996 e dezembro de 1998. Os resultados mostram que a decisão do idoso ofertar trabalho está positivamente correlacionada com o salário que ele pode auferir no mercado de trabalho, o que confirma a inclinação positiva da curva de oferta de trabalho do idoso. A renda exógena (renda não-vinculada ao trabalho atual) tanto pode reforçar quanto restringir a oferta de trabalho. Os idosos do sexo masculino são os mais propensos a participar do mercado de trabalho e a idade afeta negativamente a probabilidade do idoso trabalhar.

Afonso e Schor (2001) estudam a oferta de trabalho de indivíduos com idade superior a 50 anos no Brasil por intermédio dos dados da PNAD. São estimados modelos probit, para 1992 e 1999, com o objetivo de calcular a probabilidade de o indivíduo trabalhar e usam variáveis explicativas como sexo, cor, anos de estudo, posição na família, idade,

valor do benefício previdenciário, valor da renda domiciliar *per capita* (com exceção da renda do trabalho do indivíduo), número de pessoas na família, recebimento ou não do benefício e as regiões do País.

Os resultados são semelhantes para os dois anos considerados e mostram que os homens e os não brancos têm maior probabilidade de trabalhar. O coeficiente do benefício previdenciário é negativo e estatisticamente significativo, indicando que este atua como estímulo para que os indivíduos deixem o mercado de trabalho. Ressaltam, porém, que seu valor é muito pequeno, o que indica que o valor do benefício tem pouca influência na decisão de trabalhar. A idade se relaciona negativamente à probabilidade do indivíduo trabalhar, talvez reflexo da menor oferta de trabalho dos mais velhos, devido à redução de seu vigor físico ou à maior dificuldade em encontrar trabalho com o avanço da idade. A educação contribui de maneira positiva, o que leva à inferência de que quanto menor a escolaridade maior a dificuldade de se obter uma ocupação no mercado de trabalho. A posição de chefe de família está negativamente correlacionada à oferta de trabalho, o que pode ser explicado pelo fato desse indivíduo já ter alcançado a elegibilidade para a aposentadoria, pois como responsável pelo sustento da família deve ter trabalhado nos anos anteriores. O coeficiente do número de pessoas no domicílio não é significativo, e a renda *per capita*, apesar de significativa, apresenta coeficiente com valor muito baixo.

Em síntese, assim como na literatura internacional, no Brasil existem indicações de um declínio da taxa de atividade de idosos. Os idosos do sexo masculino e os chefes de família são os mais propensos ao trabalho e, inclusive, auferem rendimentos estatisticamente superiores. O rendimento do trabalho do idoso contribui expressamente para a sua renda e de sua família, sendo que a escolaridade é a principal variável na determinação do nível de renda. Ademais, o rendimento total dos idosos, principalmente os proventos da aposentadoria, permite a diminuição do nível de pobreza em muitas famílias.

Os trabalhos citados nessa revisão de literatura já permitem traçar um perfil bem completo das características econômicas dos idosos brasileiros. Contudo, vale destacar que o período referente à reforma parcial do regime previdenciário, ocorrida em dezembro de 1998, não é contemplado na maioria dos estudos. Assim, uma primeira contribuição do presente trabalho é a extensão da cobertura temporal que, provavelmente, permitirá verificar os impactos iniciais dessa reforma.

3 Fonte de dados e metodologia

A base de dados utilizada é a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), de responsabilidade do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PME é uma pesquisa do-

miciliar realizada em seis regiões metropolitanas: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Salvador e Recife. Segundo o IBGE, os domicílios selecionados pela PME formam um painel, que é dividido em quatro remessas. A cada mês uma dessas remessas é substituída por outra, de forma que cada domicílio seja pesquisado por quatro meses consecutivos, retirado da amostra por oito meses e, depois desse período, volta a ser pesquisado por mais quatro meses.

Nesse trabalho, a PME é utilizada para o cálculo da probabilidade do idoso participar da PEA (População Economicamente Ativa)⁶ e do setor formal da economia,⁷ no período de 1994 a 2000. Ressalta-se que, com o intuito de evitar problemas de autocorrelação dos resíduos, opta-se por selecionar apenas as informações referentes à primeira entrevista do indivíduo.

A participação do idoso com 60 anos ou mais no mercado de trabalho brasileiro é descrita segundo características individuais, tais como idade, sexo, condição na família, nível de escolaridade, características do posto de trabalho, por região metropolitana e período.

As principais medidas de participação adotadas nesse trabalho se originam dos conceitos de PEA e de setores formal e informal. A idade dos idosos, por sua vez, é dividida em cinco grupos diferentes: os que possuem entre 60 e 64 anos; 65 a 69 anos; 70 a 74 anos; 75 a 79 anos e os que têm mais de 80 anos.

A condição na família é agrupada em três categorias distintas: chefes de família, cônjuges e uma categoria que inclui filhos, outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico e parente do empregado doméstico.

A variável anos de estudos é dividida em seis grupos de escolaridade: sem instrução e menos de um ano de estudo (analfabetos); de um a quatro anos de estudo (primário incompleto/completo); de cinco a oito anos (1º grau incompleto/completo); de nove a onze anos (2º grau incompleto/completo); de doze a quinze anos (superior incompleto/completo) e mais de quinze anos de estudo (superior completo).

6 A definição de PEA é dada pela soma daquelas pessoas que trabalharam, tinham trabalho, mas por algum motivo não trabalharam, e as pessoas que procuraram trabalho na semana de referência. Os inativos englobam os demais indivíduos, isto é, os aposentados e pensionistas, os estudantes, as pessoas que cuidam dos afazeres domésticos e uma categoria denominada outra, constituída por aqueles que não se enquadram em nenhuma das situações anteriores.

7 A definição de setor formal adotada consiste da soma dos empregados com carteira assinada e dos empregadores. O setor informal, por sua vez, é definido como o conjunto das pessoas que trabalham sem carteira assinada, os conta própria e os indivíduos que trabalham sem remuneração.

Os ramos de atividade são divididos em oito classes: agricultura (categoria de referência), construção civil, comércio de mercadorias, indústria de transformação, serviços para empresas, serviços para famílias, administração pública e outros.

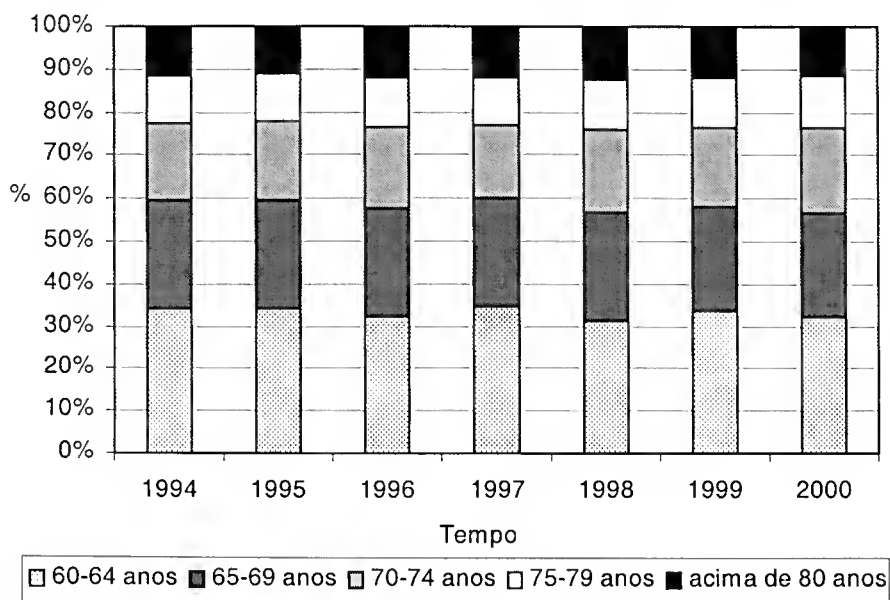
Para as faixas de renda, o agrupamento é o seguinte: até um salário mínimo (categoria de referência); acima de um até dois salários mínimos; acima de dois até três salários mínimos; acima de três até cinco salários mínimos; acima de cinco até dez salários mínimos, e acima de dez salários mínimos.

Ressalta-se aqui uma deficiência da PME, que restringe a informação sobre renda apenas ao rendimento no trabalho principal. Como a amostra utilizada consiste de idosos, cuja renda geralmente provém da aposentadoria, o uso dessa variável torna-se inviável em alguns dos modelos.

3.1 Análise descritiva

No Brasil Metropolitano, a idade média da amostra pesquisada (169.729 indivíduos) é de 69,3 anos, com um desvio padrão da ordem de 7,8. O comportamento das séries ao longo do período é mostrado no Gráfico 1.

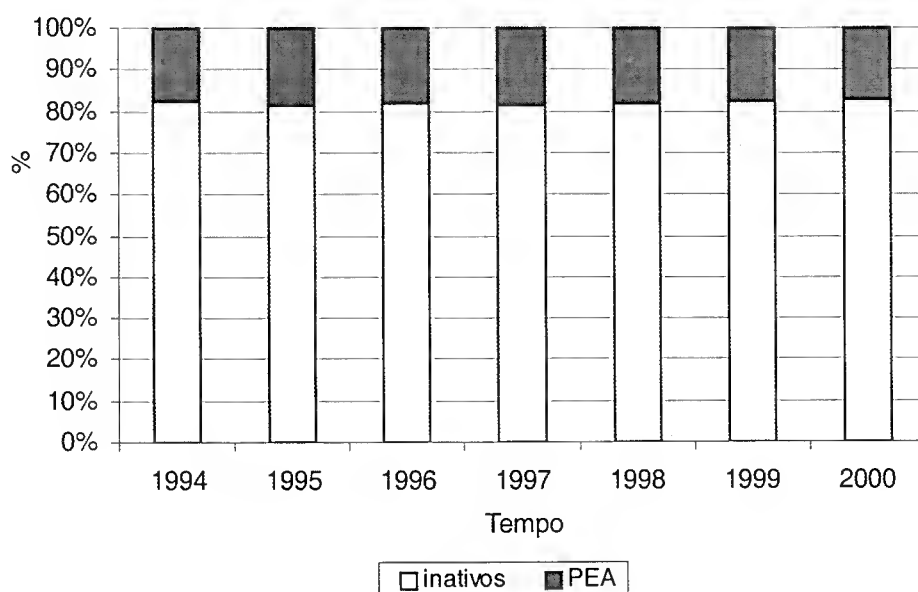
Gráfico 1
Proporção de Idosos Segundo o Grupo Etário – 1994/00



Em média, 33,05% de todos os idosos da amostra utilizada possuem entre 60 e 64 anos. Nessa faixa etária, obviamente, encontra-se a maior proporção de idosos, pois com o avanço da idade tem-se uma incidência maior da mortalidade. No grupo etário de 65 a 69 anos, verifica-se uma tendência ligeiramente decrescente, com uma proporção média de 25,3% no período de 1994 a 2000. Nas demais faixas etárias há alguns sinais de crescimento, o que reflete o aumento da expectativa de vida dos idosos brasileiros.

Os inativos, evidentemente, formam a maioria entre os idosos, figurando com um percentual médio de 81,9% da amostra, durante o período de 1994 a 2000 (Gráfico 2).

Gráfico 2
Proporção de Idosos na PEA –1994/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

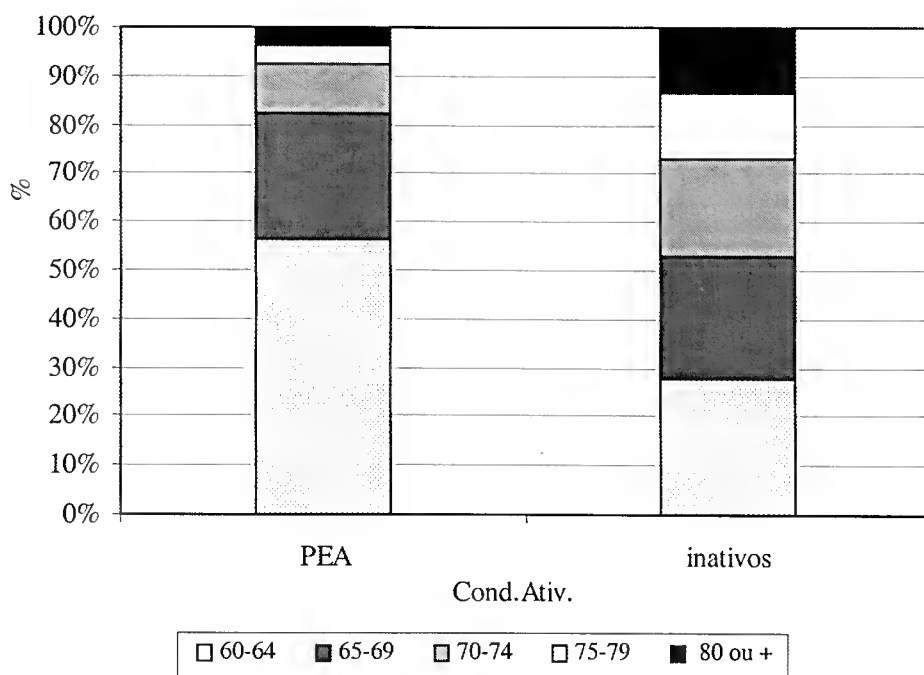
Pode-se notar uma variação muito pequena no percentual de inativos entre os anos de 1994 e 1997, ano em que esse percentual atinge o menor valor observado durante todo o período analisado (81,1%). A partir desse ponto, a tendência é de crescimento da proporção de inativos, chegando, em 2000, com um percentual de 83% dos idosos.

Logicamente, para os idosos economicamente ativos, a tendência é oposta, ou seja, cresce de um percentual de 17,9% para 17% entre os anos de 1994 e 2000, o que representa uma diminuição de 5,3%.

Provavelmente, a reforma da previdência iniciada no final de 1998 é o principal fator na explicação das tendências expostas acima, pois a maioria dos trabalhadores, receosa das mudanças, opta por se aposentar assim que se torna elegível para aquisição do benefício, mesmo que seja em regime de aposentadoria parcial. No entanto, é importante destacar que a aposentadoria não implica, necessariamente, saída do mercado de trabalho. A aposentadoria pode incentivar e não determinar a saída do indivíduo do mercado de trabalho.

O Gráfico 3 apresenta a idade dos idosos, separadamente, para a população economicamente ativa e para os inativos.

Gráfico 3
Condição na Atividade por Grupos Etários – Média 94/00



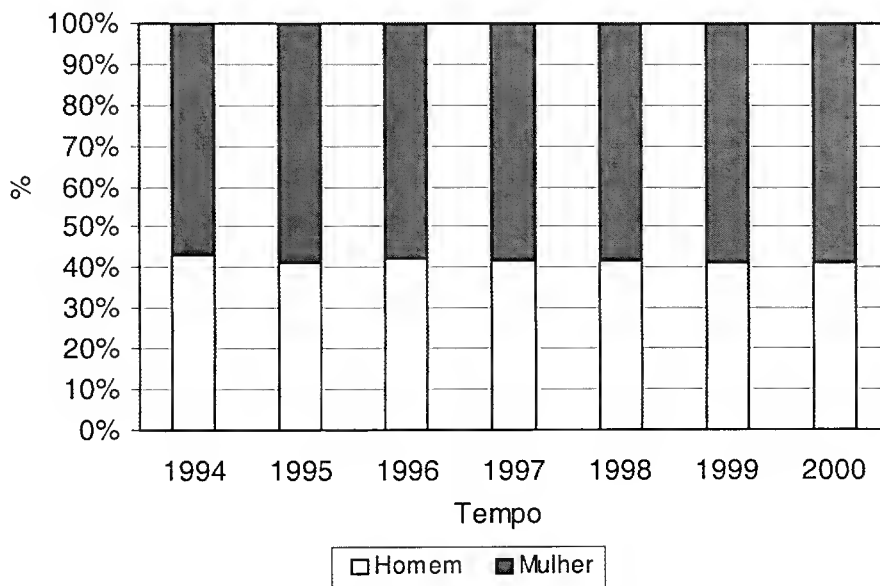
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Pode-se perceber que mais da metade da PEA idosa é composta por indivíduos com idade entre 60 e 64 anos. Entre os inativos, o percentual de idosos nesse grupo etário é bem inferior, sendo da ordem de 28%. Tanto na PEA quanto na inatividade a porcentagem de idosos do grupo etário de 65 a 69 anos se situa em torno dos 25%. Para a faixa etária seguinte, o percentual de idosos economicamente ativos cai para 10% e para me-

nos de 4% nos dois últimos grupos. Entre os inativos, os decréscimos nos percentuais são bem mais suaves. Vale a pena destacar que a trajetória decrescente dos percentuais de idosos quando se consideram grupos etários mais velhos, principalmente entre os inativos, reflete o impacto da mortalidade, que se torna maior à medida que a população envelhece.

A distribuição por sexo (Gráfico 4) mostra que, em média, 41,8% dos idosos são do sexo masculino, enquanto 58,2% são do sexo feminino.

Gráfico 4
Proporção de Idosos Segundo o Sexo – 1994/00

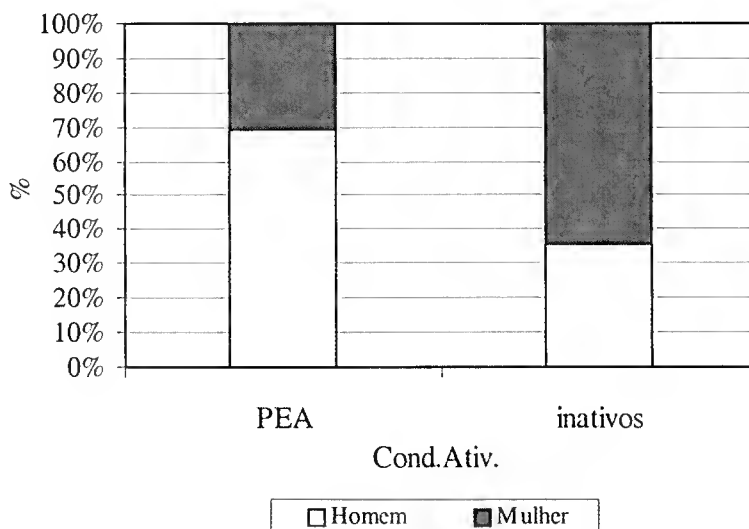


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Vale ressaltar que a maior proporção de mulheres em comparação aos homens confirma a existência do diferencial de mortalidade por sexo, favorecendo as mulheres desde os primeiros anos de vida. Dada a ampliação na expectativa de vida, acompanhada por aumento no diferencial de mortalidade entre homens e mulheres, pode-se esperar uma intensificação do processo de feminização do envelhecimento. (Moreira, 2001).

A análise por condição na atividade aponta que, na PEA, expressiva parcela (69,4%) constitui-se de homens, ao passo que esse percentual é de 30,6% para as mulheres (Gráfico 5). A comparação entre a PEA e a inatividade mostra que para os inativos a situação é inversa, com um percentual de 64,4% para as mulheres e 35,65% para os homens.

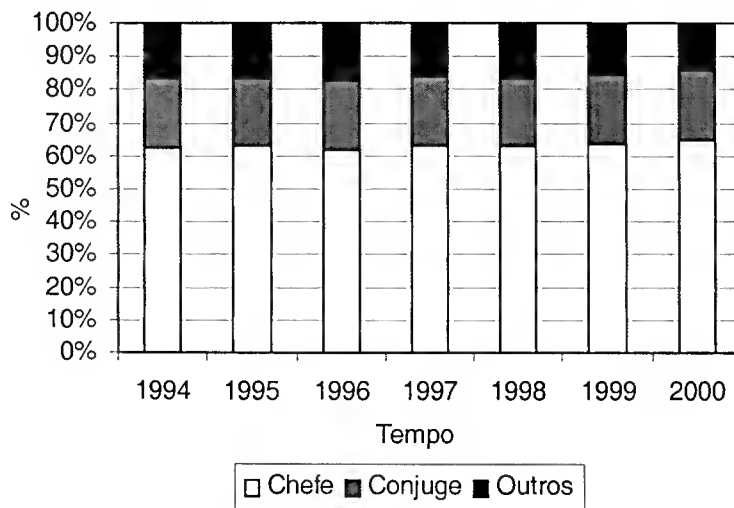
Gráfico 5
Condição na Atividade por Sexo – Média 94/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

A menor presença das idosas no mercado de trabalho reflete o histórico dessas coortes mais velhas, ainda submetidas a um regime no qual a mulher limitava-se a cuidar dos afazeres domésticos. A proporção de idosos por condição na família é apresentada no Gráfico 6, a seguir:

Gráfico 6
Proporção de Idosos por Condição na Família – 1994-00

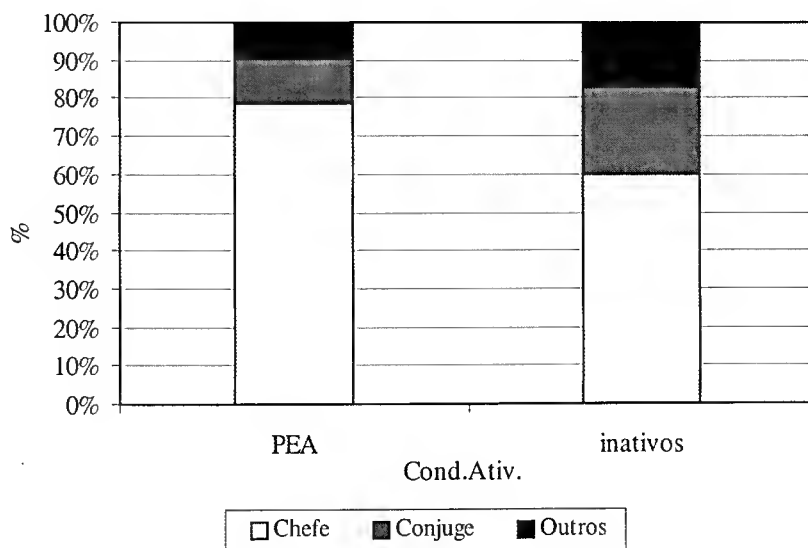


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Além da maioria dos idosos classificar-se como chefes de família, com uma média de 63% no período analisado, observa-se que esse comportamento apresenta uma tendência crescente. Pode-se relacionar essa tendência ao aumento da proporção de famílias chefiadas por idosos, que passa de 36,54% em 1994 para 41,43% em 2000, ao passo que para os homens esse percentual decresce de 63,46% para 58,57% no mesmo período. Para os cônjuges, a proporção é praticamente constante ao longo do tempo, enquanto para a categoria que inclui as demais classificações percebe-se uma tendência declinante.

O Gráfico 7 mostra que tanto na PEA quanto entre os inativos predominam os idosos que se classificam como chefes de família, sendo que na PEA o percentual de chefes é superior ao encontrado entre os inativos. Para os cônjuges e a categoria “outros”, a participação de inativos é maior.

Gráfico 7
Condição na Atividade por Condição na Família – Média 94/00

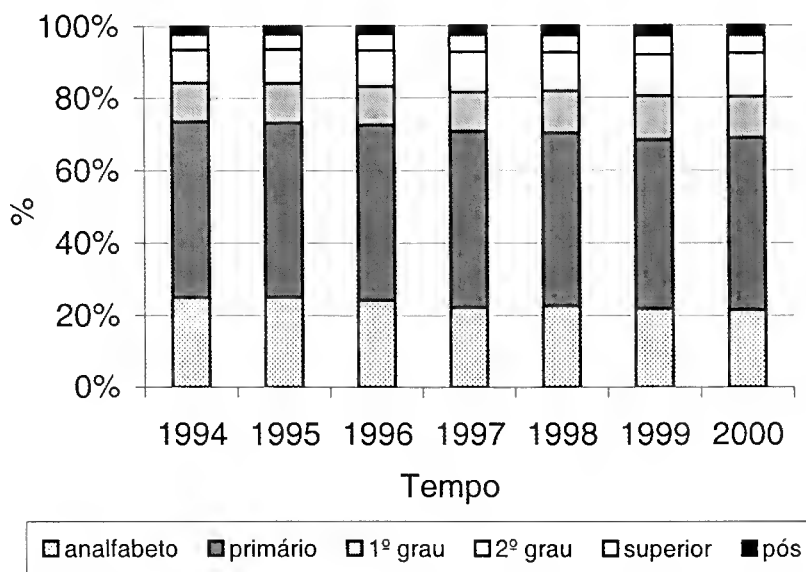


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Esses resultados corroboram o argumento de Camarano *et al.* (1999) no que diz respeito ao crescimento da proporção de famílias que têm idosos como chefes e filhos morando juntos, possivelmente devido a crises econômicas que levam os filhos a saírem de casa mais tarde e a retornarem depois de casados.

A média de anos de estudos entre os idosos brasileiros ainda é muito baixa, da ordem de 4,7 anos, com um desvio padrão de 4,4, sendo que para toda a população ocupada nessas metrópoles a escolaridade média atinge cerca de 7 anos de estudo nos anos 90. A proporção de idosos por grau de escolaridade é apresentada no Gráfico 8.

Gráfico 8
Proporção de Idosos por Grau de Escolaridade – 1994/00

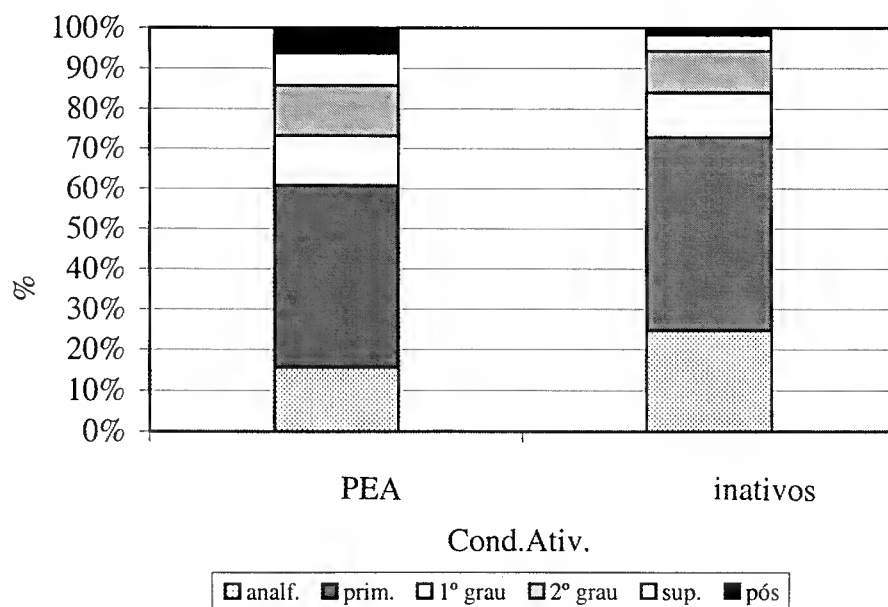


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Pode-se notar que a maioria dos idosos (47,8%) possui o primário incompleto/completo. A seguir, figuram os idosos analfabetos, destacando-se, porém, que essa proporção vem decrescendo ao longo do tempo, ao passar de 24,9% em 1994 para 21,5% em 2000. Todos os demais grupos apresentam uma tendência ligeiramente crescente, com participação média de 11,2%, 10,6%, 4,6% e 2,6% para os que possuem, respectivamente, primeiro grau, segundo grau, superior incompleto/completo e superior completo.

O Gráfico 9 relaciona os grupos de escolaridade com a condição na atividade dos idosos.

Gráfico 9
Condição na Atividade por Grupo de Escolaridade – Média 94/00

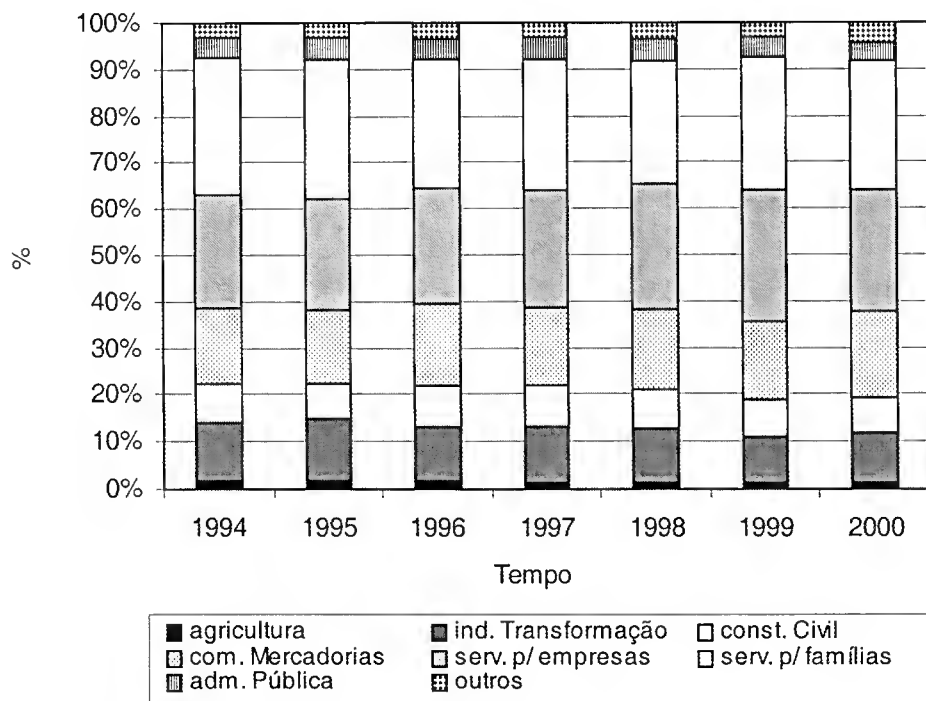


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

É interessante observar que entre os inativos a proporção de idosos menos qualificados (analfabetos e primário) é maior do que a proporção observada na PEA. Para os que possuem educação igual ou superior ao 1º grau incompleto, a situação se inverte, ou seja, verifica-se uma proporção maior de idosos com esses níveis de escolaridade nos ativos. Conforme exposto por Wajnman *et al.* (1999), apesar de estarem em maior proporção na população, os trabalhadores menos qualificados detêm as menores oportunidades de se manterem ocupados, pois dependem, sobretudo, de sua força física. Dessa forma, esses trabalhadores tendem a deixar o mercado de trabalho mais rapidamente do que os mais qualificados.

No que tange à distribuição por ramo de atividade (Gráfico 10), percebe-se que os dois ramos que mais empregam os idosos são os de serviços para famílias e serviços para empresas, algo também verificado para os demais trabalhadores (mais de 50% dos ocupados encontram-se no setor de serviços no Brasil Metropolitano).

Gráfico 10
Proporção de Idosos por Ramo de Atividade – 1994/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

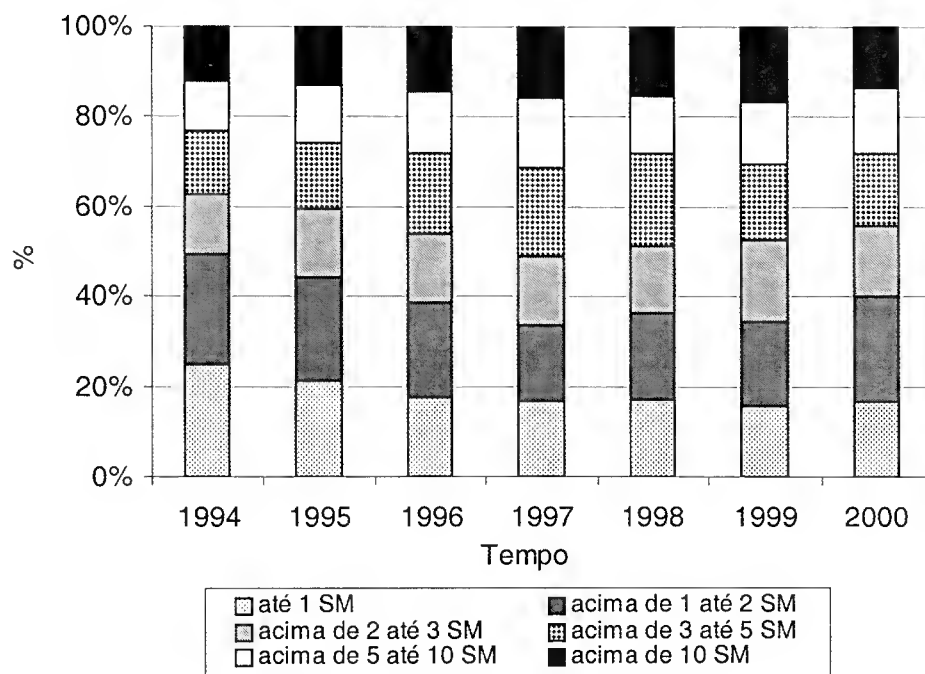
Empregando, em média, 28,2% dos trabalhadores com 60 anos ou mais, o ramo de serviços para famílias é o mais importante mercado de trabalho para esses indivíduos. O ramo de serviços prestados a empresas também se destaca como um importante empregador e vem apresentando tendência crescente ao atingir 24,9% em 1994, passar por um pico de 28,4% em 1999, e terminar o ano de 2000 com um percentual de 26,2%.

No comércio de mercadorias, a tendência é o aumento da taxa de participação dos idosos, ao passo que a indústria de transformação vem empregando uma menor proporção de idosos ao longo do período analisado. No ramo da construção civil, a tendência é ligeiramente declinante, o que também se verifica no ramo da administração pública. A reduzida participação dos idosos trabalhando na agricultura se deve à característica da base de dados, que só cobre regiões metropolitanas.

A distribuição dos idosos por faixas de renda é apresentada no Gráfico 11. É importante lembrar que, em virtude da PME só registrar o rendimento do trabalho principal, a presente análise só se aplica aos indivíduos que estão no mercado de trabalho. O rendi-

mento médio dos idosos, desde a implantação do Plano Real até o final do ano 2000, é de R\$ 769,00 com um desvio padrão bastante alto de 1.532,00. Para o último ano considerado, a média é de R\$ 894,60 e o desvio padrão é de 1.719,60 (em termos nominais).

Gráfico 11
Proporção de Idosos por Faixa de Rendimento – 1994/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

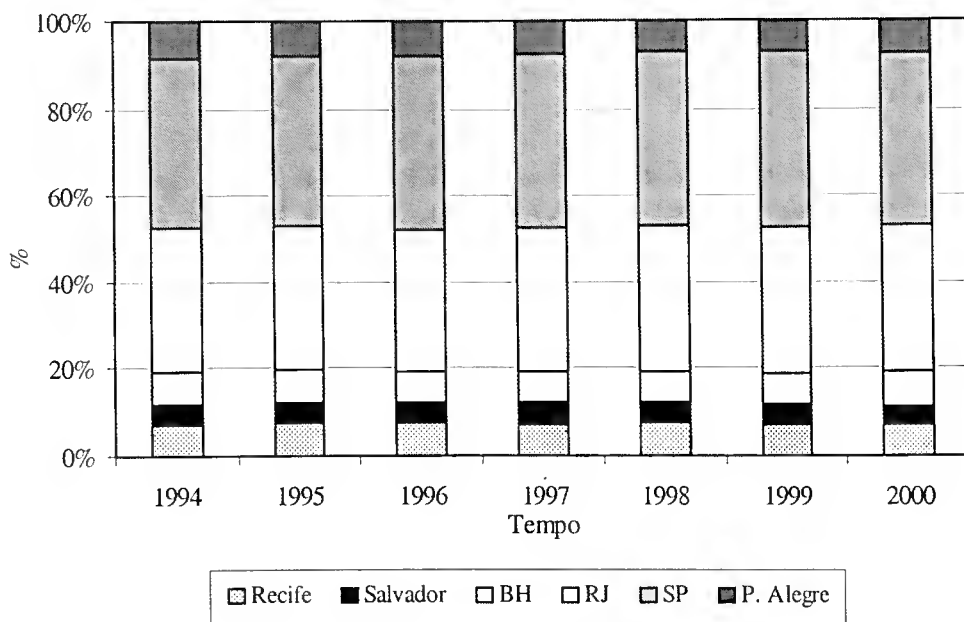
Pode-se observar que, durante o período analisado, embora em momentos diferentes, ocorre um decréscimo no percentual dos idosos presentes em cada uma das faixas de rendimento consideradas. Possivelmente essa oscilação se deve aos ciclos econômicos que atingem de maneira distinta os vários grupos de renda. Para as duas primeiras faixas, agregam-se, em média, de 39,7% da amostra dos idosos que trabalham, a tendência é declinante até 1997, ou seja, diminui o percentual de idosos que ganham até dois salários mínimos, enquanto aumenta o percentual nas outras faixas de rendimento.

Em 1998, cresce o percentual dos idosos que ganham até dois salários mínimos e daqueles que ganham acima de três até cinco salários. Em 1999, acontece exatamente o oposto do ocorrido em 1998. Em 2000, as faixas de renda de até dois salários e daqueles que ganham entre cinco (exclusive) e dez salários mínimos contam com uma proporção

maior de trabalhadores em relação ao ano anterior. Provavelmente o efeito de antecipação de aposentadorias, principalmente do setor público, depois das mudanças no regime previdenciário pode ser uma explicação para tal evidência.

No que se refere à distribuição por região metropolitana (Gráfico 12), a maior proporção de idosos está em São Paulo, seguida do Rio de Janeiro que, juntas, respondem por uma média de 73% da amostra utilizada. Recife, Porto Alegre e Belo Horizonte possuem participações médias em torno de 7%, ao passo que Salvador figura com apenas 4,6%.

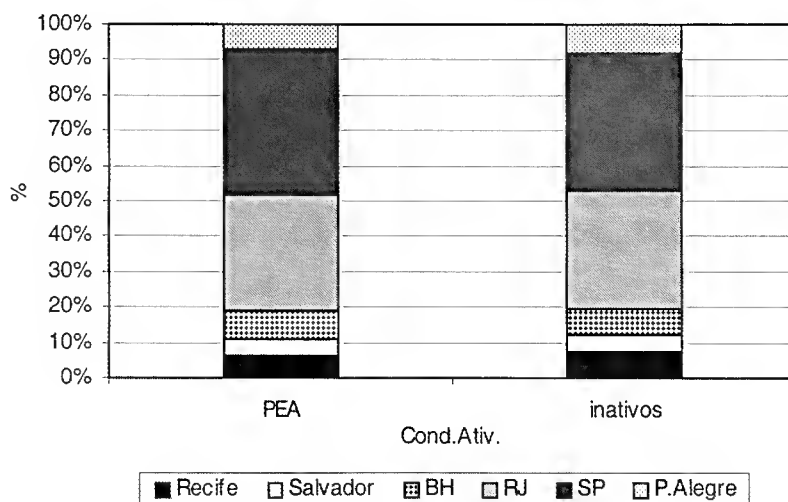
Gráfico 12
Proporção de Idosos por Região Metropolitana – Média 94/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

As regiões metropolitanas de São Paulo e Belo Horizonte contam com, respectivamente, 41,4% e 7,8% dos idosos economicamente ativos, ao passo que, dentre os inativos, os percentuais destinados a essas regiões são de, respectivamente, 39,2% e 7,3%, ou seja, nessas regiões a proporção de idosos na PEA é ligeiramente superior aos percentuais observados entre os inativos, com o inverso ocorrendo em Recife, Porto Alegre e Salvador. No Rio de Janeiro, as participações são praticamente iguais (Gráfico 13).

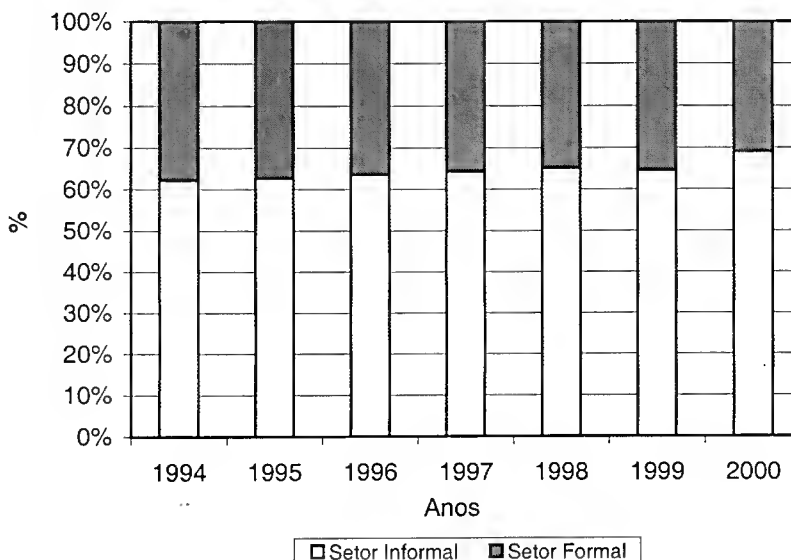
Gráfico 13
Condição na Atividade por Região Metropolitana – Média 94/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Especificamente para os que estão trabalhando, o Gráfico 14 ilustra a distribuição entre os setores formal e informal da economia.

Gráfico 14
Proporção de Idosos por Setor da Economia - 1994/00



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME.

Verifica-se que a grande parte dos idosos trabalha no setor informal da economia, em média, 64,5% no período analisado. O mais interessante é observar que essa é uma tendência cada vez maior, fato que fica claro ao analisar-se o comportamento da série entre os anos de 1999 e 2000. Em 1994, 62,2% dos trabalhadores idosos encontram-se no setor informal, e em 2000 esse percentual atinge 69,1%.

Entre os anos de 1994 e 2000 empregam-se no setor formal, em média, 35,5% dos idosos. No primeiro ano da amostra, o setor formal responde por 37,8% dos empregos, ao passo que no último ano considerado essa porcentagem diminui para 30,9%. Essa tendência de declínio é intensificada no ano de 2000.

Esse comportamento se justifica na medida em que muitos dos trabalhadores da terceira idade possuem qualificação mais baixa e, portanto, detêm maiores chances de obtenção de um trabalho no setor informal, em que, na maioria dos casos, o nível de qualificação exigido é bem menor do que no setor formal. O preconceito em relação ao trabalho do idoso, em alguns setores da economia formal como a indústria, também contribui para que esses indivíduos procurem ocupação no mercado informal. Soma-se a esses fatores o uso do setor informal como porta de reentrada dos aposentados no mercado de trabalho, devido à necessidade de complementar a renda familiar e o próprio benefício individual.

4 Resultados

Esta seção tem por objetivo analisar a inserção do idoso no mercado de trabalho brasileiro, ou seja, sua participação na PEA e no setor formal, por meio do cálculo de probabilidades estimadas mediante o modelo logístico.

Um indivíduo decide participar da PEA quando a utilidade de trabalhar excede a desutilidade do trabalho:

$$U_{i,t+1}^T - U_{i,t+1}^{NT} > 0 \quad (1)$$

Onde:

$U_{i,t+1}^T$ = utilidade de trabalhar;

$U_{i,t+1}^{NT}$ = utilidade de não trabalhar;

i = indivíduo;

t = período;

T = ativo;

NT = inativo.

Assim, a probabilidade do indivíduo participar da PEA é dada por:

$$\Pr(PEA_{i,t} = 1) = \Pr(U_{i,t}^T - U_{i,t}^{NT} > 0) \quad (2)$$

Onde:

PEA = condição de atividade.

A utilidade de trabalhar depende das preferências dos indivíduos, de sua renda e características pessoais mensuráveis e não-mensuráveis. Por outro lado, a utilidade de não trabalhar depende dessas variáveis como também do seu esforço nulo no mercado de trabalho.

Em virtude de ausência de informações mais abrangentes sobre a força de trabalho na fonte de dados utilizada,⁸ considera-se que a decisão de trabalhar do idoso depende de atributos pessoais, aspectos regionais e de período. A especificação do modelo que visa explicar a relação entre essas variáveis pode ser apresentada da seguinte forma:

$$\Pr(PEA_{i,t} = 1) = \beta_1 id_{i,t} + \beta_2 sx_{i,t} + \beta_3 cf_{i,t} + \beta_4 esc_{i,t} + \beta_5 rg_{i,t} + \beta_6 ano_{i,t} + \varepsilon \quad (3)$$

Onde:

$(PEA_{i,t} = 1)$ = idoso economicamente ativo;

β_j = vetor de coeficientes que refletem o impacto de mudança na variável explicativa j sobre a probabilidade de ocorrência do evento;

Id = *dummies* para faixas etárias;

⁸ Como já mencionado, a variável rendimento individual na PME só se refere ao rendimento do trabalho principal, sendo assim, não é possível incluir na estimação, embora a renda auferida pelo indivíduo seja na forma de salários, de outros rendimentos do trabalho ou de benefícios previdenciários e de outras rendas interfere na decisão do indivíduo de participar ou não da PEA.

Sx = *dummy* para sexo;

Cf = *dummies* para condição na família;

Esc = *dummies* para níveis de escolaridade;

Rg = *dummies* para região metropolitana;

ano = *dummies* referente ao ano;

ε = termo de erro estocástico.

As seguintes *dummies* são utilizadas como categorias de referência na interpretação dos modelos: indivíduos com idade entre 60 e 64 anos, mulheres, cônjuges, analfabetos, região metropolitana de Recife e o período referente a janeiro de 1994.

A variável PEA é uma *dummy* construída de forma que as pessoas economicamente ativas recebam valor um e os inativos recebam valor zero.

A associação esperada entre as faixas de idade e a probabilidade dos indivíduos participarem da PEA é negativa, refletindo, entre outras coisas, a perda de atributos produtivos com o avanço da idade.

A covariada sexo é incluída com o objetivo de captar as diferenças existentes no mercado de trabalho para homens e mulheres. Espera-se que a probabilidade de pertencer à PEA seja superior para o sexo masculino, comparativamente ao sexo feminino, pois a taxa de participação das mulheres no mercado de trabalho, embora crescente, é ainda menor que a dos homens, principalmente no caso dos idosos, como já evidenciado na análise descritiva.

O efeito esperado da variável chefe de família é ambíguo. Por um lado, pode-se esperar uma associação positiva entre o fato de ser chefe de família e a probabilidade de estar ativo, pois os chefes, mesmo idosos, tendem a ser responsáveis pelo sustento do lar. Por outro lado, a posição de chefe pode ter contribuído para que o indivíduo tenha começado a trabalhar mais cedo e, portanto, retirar-se do mercado de trabalho também mais cedo comparativamente aos demais membros do domicílio.

O efeito esperado da escolaridade sobre a probabilidade de participar da PEA é positivo e crescente. Como colocado por Schwarzer (1999), os trabalhadores mais qualificados

têm um perfil de salários crescentes até pelo menos os 65 anos, diferentemente daqueles não qualificados cujos rendimentos já estão em queda após os 50 anos. Posto isso, o custo de oportunidade de se aposentar é muito alto, o que leva essas pessoas a se manterem no mercado de trabalho.

Em relação às *dummies* referentes às regiões metropolitanas e às anuais, a intenção é identificar se a probabilidade de se tornar ativo em cada metrópole e em cada ano é maior ou menor do que a dos idosos residentes em Recife e no ano de 1994.

A Tabela 1 contém as razões de chances estimadas com o uso do modelo logístico.⁹ Como todas as variáveis explicativas são binárias, as razões de chances mostram a diferença na probabilidade do evento ocorrer em relação à categoria de referência.

Por meio das variáveis explicativas relacionadas aos grupos etários pode-se observar que os coeficientes são decrescentes, o que leva à inferência de que a probabilidade do idoso participar da PEA torna-se cada vez menor à medida que a idade avança. A título de ilustração, a razão de chance estimada de 0,49 reporta que a probabilidade de um indivíduo com idade entre 65 e 69 anos participar da PEA é 51% menor em relação a um indivíduo na faixa etária de 60 a 64 anos. Essa probabilidade passa a ser 87% menor quando se analisam os indivíduos com mais de 70 anos. Como esperado, esse resultado reflete a perda de atributos produtivos, como, por exemplo, a redução de força física, à medida que a idade avança, e a conseqüente necessidade de se retirar da força de trabalho.

A análise da variável sexo revela que homens e mulheres possuem comportamentos distintos no que se refere à decisão entre participar ou não do mercado de trabalho. Os idosos do sexo masculino detêm uma probabilidade de participação bem superior às idosas. Um dos argumentos para explicar essa conduta é de que as mulheres idosas têm menor probabilidade de trabalhar hoje como reflexo da menor probabilidade que existia no passado. Da população idosa economicamente ativa, 69,4% são homens e apenas 30,6% são mulheres.

⁹ Todas as regressões apresentadas são expandidas por meio do comando *pweight* do software econométrico Stata, que considera o desenho amostral e pondera pelo inverso da probabilidade da observação estar incluída na amostra.

Tabela 1
Modelo para a Probabilidade de Participar da PEA

PEA	Razão de Chance	Desvio Padrão	Z	P>z
65-69 anos	0,49	0,01	-37,80	0,00
70-74 anos	0,23	0,01	-57,33	0,00
75-79 anos	0,14	0,01	-52,71	0,00
80 anos ou mais	0,13	0,01	-51,64	0,00
Homens	3,41	0,07	62,99	0,00
Chefe	1,47	0,04	14,29	0,00
Outros	1,38	0,05	9,53	0,00
Prim. Inc/Comp.	1,14	0,03	5,78	0,00
Ginásio Inc/Comp.	1,36	0,04	10,14	0,00
IIº grau Inc/Comp.	1,42	0,04	11,50	0,00
Superior Inc/Comp.	2,13	0,08	19,95	0,00
Superior Completo	3,24	0,14	26,89	0,00
AS	1,06	0,03	2,11	0,04
BH	1,14	0,03	5,17	0,00
RJ	1,06	0,03	2,47	0,01
SP	1,16	0,03	6,09	0,00
POA	0,90	0,02	-3,95	0,00
1995	1,08	0,03	2,57	0,01
1996	1,06	0,03	1,90	0,06
1997	1,07	0,03	2,07	0,04
1998	1,07	0,03	2,03	0,04
1999	0,99	0,03	-0,32	0,75
2000	0,97	0,03	-1,10	0,27

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME e do software Stata 7.0.

A condição de chefe de família acresce a probabilidade de o idoso estar economicamente ativo em 47%, relativamente aos cônjuges. Ratifica-se, então, a explicação de que os chefes de família são mais dispostos ao trabalho, em virtude de sua condição de prove-

dor. Ademais, os chefes de família representam 80% da PEA, dos quais 60% são homens e, como dito anteriormente, os homens detêm maiores probabilidades de participarem da PEA. Acredita-se, também, que os chefes de família participem mais do mercado de trabalho ao longo de todo o ciclo de vida ativa e, conseqüentemente, a maior experiência adquirida ao longo dos anos contribui para que, quando idoso, detenha maior probabilidade de participar do mercado de trabalho.

Os idosos que se classificam como filhos, outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico e parente do empregado doméstico figuram com uma probabilidade superior, em relação aos cônjuges, de participarem da PEA.

Para as variáveis relacionadas à educação, a tendência é de que níveis de escolaridade mais elevados proporcionem probabilidades crescentes para o idoso estar economicamente ativo. Esse resultado indica que a qualificação permite que se permaneça mais tempo no mercado de trabalho. Provavelmente, os rendimentos mais elevados (entre os idosos com superior incompleto e completo 51% ganham acima de 10 salários mínimos) tornam o custo de oportunidade de se retirar do mercado de trabalho mais alto para os idosos qualificados. Além disso, pode-se inferir que os menos qualificados encontram maiores dificuldades de colocação no mercado de trabalho, ou seja, a baixa demanda por mão-de-obra menos qualificada contribui para que esses indivíduos se mantenham inativos.

As *dummies* regionais mostram que os idosos das regiões metropolitanas de Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro e São Paulo apresentam probabilidades superiores de estarem ativos comparativamente a Recife. Por outro lado, em Porto Alegre os idosos apresentam menor probabilidade de participar da PEA. É provável que, nessa região, por apresentar condições de desenvolvimento menos desiguais do que nas demais metrópoles,¹⁰ o idoso não precise permanecer trabalhando para assegurar a sua sobrevivência e de sua família. Com as *dummies* de período, verifica-se que a probabilidade do idoso participar da PEA nos anos de 1995 a 1998 é maior que a observada em 1994.

Considerando-se apenas a amostra dos que estão trabalhando (24.756 indivíduos), o modelo logístico é utilizado para verificar a probabilidade de o idoso possuir um emprego no setor formal. A inserção do idoso no mercado de trabalho formal pode indicar, entre outras coisas, qualidade do posto de trabalho desse contingente, traduzida pela garantia dos direitos legais, inclusive aposentadoria. O modelo a ser ajustado é especificado da seguinte forma:

10 De acordo com o IDH-M de 2000, entre as seis regiões metropolitanas, Porto Alegre é a que apresenta maior valor para o Índice de Desenvolvimento Humano (0,865), situando-se em 11º no *ranking* nacional, ao passo que Rio de Janeiro ocupa 60º lugar, São Paulo, o 68º, Belo Horizonte, o 80º lugar, Salvador, 471º lugar e Recife, 626º.

$$\begin{aligned} \Pr(SF_{i,t} = 1) = & \beta_1 id_{i,t} + \beta_2 sx_{i,t} + \beta_3 cf_{i,t} + \beta_4 esc_{i,t} + \beta_5 rm_{i,t} + \beta_6 fr_{i,t} + \\ & + \beta_7 rg_{i,t} + \beta_8 ano_{i,t} + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

Onde:

$(SF_{i,t} = 1)$ = idoso que trabalha no setor formal;

β_j = vetor de coeficientes que refletem o impacto de mudança na variável explicativa j sobre a probabilidade de ocorrência do evento;

Id = *dummies* para faixas etárias;

Sx = *dummy* para sexo;

Cf = *dummies* para condição na família;

Esc = *dummies* para níveis de escolaridade;

Rm = ramo de atividade;

Fr = faixa de renda;

Rg = *dummies* para região metropolitana;

ano = *dummies* referente ao ano;

ε = termo de erro estocástico.

A variável dependente é uma *dummy* que assume valor um quando o idoso pertence ao setor formal e zero no caso de trabalhar no setor informal.

Com o aumento da idade, espera-se que a probabilidade de pertencer ao setor formal seja cada vez menor. Muitos idosos se aposentam ou se retiram do mercado de trabalho devido a dificuldades físicas, e dentre os aposentados que permanecem na força de trabalho têm-se aqueles que migram para o setor informal.

Espera-se que a probabilidade de pertencer ao setor formal seja superior para os homens comparativamente às mulheres. As idosas, em virtude da menor qualificação, provavelmente ocupam postos de trabalho mais precários, que são mais comuns no setor informal. Além disso, as mulheres com mais de 60 anos, no Brasil, tendem a trabalhar menos do que os homens, conforme já evidenciado.

No caso da variável condição na família, a posição de chefe pode tanto aumentar quanto diminuir a probabilidade de trabalhar no setor formal. Por um lado, os chefes, por serem responsáveis pelo sustento do lar, podem estar mais sujeitos a aceitar um trabalho, mesmo que no setor informal. Por outro lado, por possuírem maior experiência no mercado de trabalho, possivelmente consigam, com mais facilidade, um emprego formal.

Quanto à escolaridade, acredita-se que esta possua uma relação direta com a probabilidade de pertencer ao setor formal, visto que nesse setor encontram-se os melhores empregos em termos salariais e, conseqüentemente, onde se exige um maior nível de qualificação.

Estudos sobre mercado de trabalho setorial mostram que é expressiva a participação do setor informal nos ramos da agricultura, construção civil, comércio e serviços para famílias e, portanto, espera-se que o trabalho nesses setores esteja inversamente relacionado com a probabilidade de pertencer ao setor formal.

Quanto à renda, espera-se que quanto maior o rendimento, maior a probabilidade de estar no setor formal, pois, conforme dito anteriormente, é nesse setor que se encontram os melhores empregos. As *dummies* para região metropolitana e para os períodos de tempo têm as mesmas funções apresentadas no modelo anterior.

O modelo apresentado na Tabela 2 permite verificar como as variáveis consideradas influenciam na probabilidade do idoso se empregar em um ou outro setor da economia.

As razões de chances estimadas para os coeficientes das faixas etárias implicam probabilidades cada vez menores de participação no setor formal à medida que o indivíduo envelhece, com exceção do último grupo, que compreende os idosos com idade acima de 80 anos. Os trabalhadores do setor formal, por contribuírem regularmente para a previdência, têm maiores chances de se aposentar por tempo de serviço, ao contrário dos trabalhadores do setor informal, que possivelmente se aposentam apenas por idade ou nem se aposentam formalmente.

Os idosos com 80 anos ou mais que permanecem trabalhando possuem uma probabilidade maior de estarem no setor formal. Provavelmente esses indivíduos são empregadores, e assim permanecem até o final da vida. Vale ressaltar a tendência crescente na proporção de empregadores quando se analisa a posição na ocupação dos idosos durante o período analisado, cujo percentual passa de 3,6% em 1994 para 11,08% em 2000.

Tabela 2
Modelo para a Probabilidade de Participar do Setor Formal

Setor Formal	Razão de Chance	Desvio Padrão	Z	P>z
65-69 anos	0,84	0,03	-4,56	0,00
70-74 anos	0,88	0,05	-2,23	0,03
75-79 anos	0,80	0,07	-2,56	0,01
80 anos ou mais	1,26	0,11	2,66	0,01
Homens	1,07	0,05	1,56	0,12
Chefe	1,01	0,06	0,11	0,91
Outros	1,62	0,12	6,48	0,00
Prim. Inc/Comp.	0,89	0,04	-2,37	0,02
Ginásio Inc/Comp.	0,85	0,06	-2,42	0,02
IIº grau Inc/Comp.	0,86	0,06	-2,12	0,03
Superior Inc/Comp.	0,60	0,05	-5,89	0,00
Superior Completo	0,48	0,05	-7,51	0,00
1-2 SM	2,46	0,14	16,02	0,00
2-3 SM	3,56	0,22	20,21	0,00
3-5 SM	4,01	0,25	21,88	0,00
5-10 SM	4,41	0,31	21,35	0,00
>10 SM	8,11	0,63	27,09	0,00
Ind. Transf.	2,47	0,33	6,85	0,00
Const. Civil.	0,55	0,08	-4,31	0,00
Com. Merc.	0,83	0,11	-1,42	0,16
Serv. Emp.	1,24	0,16	1,70	0,09
Serv. Fam.	0,92	0,12	-0,65	0,52
Adm. Pub.	0,59	0,09	-3,51	0,00
Outros	0,48	0,08	-4,56	0,00
SA	1,18	0,07	2,61	0,01
BH	1,11	0,06	1,99	0,05
RJ	0,88	0,05	-2,43	0,02
SP	0,83	0,04	-3,43	0,00
POA	1,08	0,06	1,47	0,14
1995	0,94	0,06	-0,97	0,33
1996	0,88	0,06	-1,95	0,05
1997	0,80	0,05	-3,49	0,00
1998	0,81	0,05	-3,14	0,00
1999	0,78	0,05	-3,74	0,00
2000	0,68	0,04	-6,30	0,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME e do software Stata 7.0.

Entre os idosos ocupados, a diferença por sexo não se mostra estatisticamente significativa aos níveis convencionais de significância. Somente a 12% de significância, os homens apresentam uma probabilidade ligeiramente superior de trabalhar no setor formal. Dos idosos que trabalham nesse setor, 74% são homens e 26% são mulheres. No setor informal, as proporções são de 66,7% de homens e 33,3% de mulheres.

A condição de chefe na família *vis-à-vis* aos cônjuges também não apresenta um coeficiente estatisticamente significativo. Comparando com o resultado do modelo anterior, pode-se inferir que essas categorias de condição na família são fatores importantes na decisão entre participar ou não do mercado de trabalho, mas uma vez tomada decisão a favor da participação, não são estatisticamente importantes para a determinação do setor da economia. Os demais idosos figuram com uma probabilidade superior, em relação aos cônjuges, de participarem do setor formal.

A análise por níveis de escolaridade indica uma tendência contrária à esperada: os idosos mais educados apresentam menor probabilidade de participar no setor formal. Possivelmente, os trabalhadores mais escolarizados tendem a ter uma experiência no mercado de trabalho menos sujeita à rotatividade, sendo assim, atingem o tempo necessário à aposentadoria e optam pelo benefício. De qualquer maneira, é um resultado que surpreende, em virtude do obtido no exercício sobre participação na PEA.

A variável relacionada ao rendimento do trabalho principal mostra que faixas de renda maiores se relacionam com probabilidades crescentes do idoso estar empregado no setor formal da economia. Esse resultado confirma que os melhores rendimentos pertencem ao setor formal, e que o setor informal, em sua maioria, é composto por atividades mais precárias e rendimentos menores.

Os idosos com ocupações nos ramos da indústria de transformação e de serviços para empresas figuram com probabilidades superiores de estarem formalmente empregados, quando comparados aos trabalhadores idosos que se encontram no setor agrícola, algo já esperado, em virtude do maior grau de formalização nesses setores.¹¹

Os trabalhadores da construção civil possuem uma probabilidade 45% menor de trabalharem no setor formal relativamente aos trabalhadores agrícolas. De fato, 75,6% dos trabalhadores da construção civil estão no setor informal.

¹¹ Na agricultura, 37% dos trabalhadores estão no setor formal, ao passo que entre os trabalhadores da indústria de transformação esse percentual é de 59%. Para os idosos que prestam serviços para as empresas, 41,5% o fazem no setor formal.

O resultado para o ramo da administração pública deve ser analisado com cautela, uma vez que os servidores públicos estão classificados como pertencentes ao setor informal.¹² O último ramo engloba todas as atividades não classificadas nos ramos anteriores. Para esses trabalhadores, a probabilidade de pertencerem ao setor formal é menor do que aquela obtida pelos trabalhadores agrícolas.

Os idosos que trabalham nas regiões metropolitanas de Salvador e de Belo Horizonte detêm maiores probabilidades de estarem empregados no setor formal do que os idosos de Recife. Para os trabalhadores das regiões metropolitanas do Rio de Janeiro e de São Paulo, a probabilidade de se empregarem no setor formal é menor.

As *dummies* de período indicam que, no período analisado, a informalização aumenta. A probabilidade dos idosos se empregarem no setor formal torna-se cada vez menor. Em 1996, a probabilidade de o idoso participar do setor formal é 12% menor do que em 1994. Em 2000, essa probabilidade torna-se 32% menor em relação à mesma base. Os períodos recessivos, aliados às reestruturações de diversos setores, são alguns fatores que ajudam a explicar a menor probabilidade de emprego no setor formal e destaca o papel amortecedor do setor informal. Esse resultado também sugere a hipótese levantada anteriormente de que a reforma previdenciária de 1998, com a instauração do fator previdenciário, contribui para que as pessoas antecipem a aposentadoria tanto quanto podem e, no caso da opção por continuar trabalhando, o fazem no setor informal.

A amostra utilizada (referente apenas aos ocupados idosos no setor formal) pode não ser representativa de toda a população, havendo, portanto, um viés de seleção que conduz a problemas de estimação dos parâmetros. Para corrigir tal problema, recorreu-se ao procedimento de Heckman, estimando em dois estágios um *probit*. Na primeira fase, buscou-se responder à pergunta referente à probabilidade do idoso participar do mercado de trabalho, controlando por sexo, faixa de idade, níveis de escolaridade, região e período. A variável de seleção é a condição na família, porque esta se mostrou, na análise anterior, que ser chefe de família, dado a sua natureza de provedor do lar, afeta a decisão de trabalhar, mas não a decisão de trabalhar no formal. No segundo estágio, estimou-se a probabilidade do idoso estar no setor formal, dado que está ocupado, controlando por sexo, faixas de idade e de escolaridade, ramos e faixas de rendimento, além dos efeitos fixos de região e período.

12 Os servidores públicos estão classificados como setor informal, uma vez que não possuem registro em carteira, critério utilizado para separar trabalhadores assalariados formais dos informais.

Os resultados encontram-se na Tabela 3. O modelo é robusto, haja vista a estatística de Wald ($\text{Chi}^2 = 1870,33$). O teste de independência das equações (LR) justifica a hipótese de que há viés de seleção, porque o coeficiente ρ ($= -0,21661$), que mede o grau de correlação entre os termos de erro (ε) nos dois estágios, ficou no intervalo válido de $[-1, 1]$. Na amostra de 164.648 observações, 139.892 foram censuradas.

Ao se comparar os resultados referentes aos efeitos marginais de cada uma das covariadas no modelo probit corrigido (Tabela 4) com os resultados obtidos no logit sem correção (Tabela 2), observa-se que a variável de seleção, condição na família, é estatisticamente significativa e tanto os chefes quanto a condição outros apresentam probabilidade maior de estarem ativos (Tabela 3). Embora a probabilidade de estar no formal aumente à medida que o indivíduo envelhece, a variável não é estatisticamente significativa aos níveis convencionais. No entanto, ao se considerar a probabilidade de estar ocupado (Tabela 3 – equação de seleção), a covariada idade se apresenta com significância estatística, algo não verificado no modelo de probabilidade de participar da PEA (Tabela 1) e com relação inversa entre a probabilidade de ser ativo e o avanço da idade do idoso. Os homens apresentam maior probabilidade de estarem ativos, porém menor probabilidade de estarem ocupados no setor formal, seja no modelo sem correção (Tabela 2) seja no corrigido (Tabela 4), sendo que em ambos não há evidências de significância estatística. A educação do idoso, no caso do modelo com correção (Tabela 4), não sugere uma relação monotônica entre probabilidade de estar ocupado no formal e nível de escolaridade, ao contrário do modelo sem correção, onde há uma relação inversa entre estas duas variáveis. Quanto às demais covariadas, os sinais são os mesmos, com perda de significância estatística em algumas regiões metropolitanas e períodos (Tabela 4), diferente do obtido no modelo sem correção (Tabela 2).

Tabela 3
Modelo para a Probabilidade de Participar do Setor Formal com Correção
do Viés de Seleção - Resultados da Equação de Seleção

PEA	Efeitos Marginais	Desvio Padrão	Z	P>z
65-69	0.649967	0.010031	-42.95	0
70-74 anos	0.430673	0.013534	-62.25	0
75-79 anos	0.339919	0.018946	-56.95	0
80 anos ou mais	0.322546	0.020433	-55.38	0
homens	1.917463	0.010899	59.73	0
Chefes	1.281186	0.014989	16.53	0
Outros	1.241275	0.025371	8.52	0
Prim. Inc/Comp.	1.052814	0.011508	4.47	0
Ginásio Inc/Comp.	1.154291	0.015818	9.07	0
IIº grau Inc/Comp.	1.131871	0.01641	7.55	0
Superior Inc/Comp.	1.381123	0.020224	15.97	0
Superior Completo	1.730196	0.022609	24.25	0
SA	1.037477	0.015667	2.35	0.019
BH	1.115179	0.013595	8.02	0
RJ	1.039146	0.012795	3	0.003
SP	1.115297	0.012859	8.49	0
POA	0.962452	0.014162	-2.7	0.007
1995	1.04138	0.016116	2.52	0.012
1996	1.043756	0.017102	2.5	0.012
1997	1.055073	0.01683	3.19	0.001
1998	1.044506	0.01703	2.56	0.011
1999	1.005606	0.016815	0.33	0.74
2000	0.994627	0.015349	-0.35	0.726
const	0.275277	0.020511	-62.89	0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME e do software Stata 7.0.

Tabela 4
Modelo para a Probabilidade de Participar do Setor Formal com Heckman

Setor Formal	Efeitos Marginais	Desvio Padrão	Z	P>z
65-69	0.96701	0.122122	-0.27	0.784
70-74 anos	1.076255	0.237762	0.31	0.757
75-79 anos	1.079715	0.311776	0.25	0.806
80 anos ou mais	1.4623	0.309817	1.23	0.22
homens	0.889903	0.206002	-0.57	0.571
Prim. Inc/Comp.	0.926897	0.030136	-2.52	0.012
Ginásio Inc/Comp.	0.897093	0.049351	-2.2	0.028
IIº grau Inc/Comp.	0.914563	0.047854	-1.87	0.062
Superior Inc/Comp.	0.710105	0.084673	-4.04	0
Superior Completo	0.599436	0.12863	-3.98	0
1-2 SM	1.666205	0.04582	11.14	0
2-3 SM	2.071851	0.059477	12.25	0
3-5 SM	2.20686	0.062831	12.6	0
5-10 SM	2.330935	0.068381	12.38	0
>10 SM	3.335358	0.086039	14	0
Ind. Transf.	1.752701	0.084898	6.61	0
Const. Civil.	0.709979	0.084121	-4.07	0
Com. Merc.	0.897034	0.077865	-1.4	0.163
Serv. Emp.	1.152102	0.077221	1.83	0.067
Serv. Fam.	0.968231	0.076204	-0.42	0.672
Adm. Pub.	0.748799	0.089724	-3.22	0.001
Outros	0.659684	0.096105	-4.33	0
SA	1.094246	0.039772	2.26	0.024
BH	1.051	0.045255	1.1	0.272
RJ	0.930071	0.030795	-2.35	0.019
SP	0.887628	0.037759	-3.16	0.002
POA	1.068452	0.034809	1.9	0.057
1995	0.959175	0.038409	-1.09	0.278
1996	0.921589	0.039825	-2.05	0.04
1997	0.866199	0.039134	-3.67	0
1998	0.878637	0.039461	-3.28	0.001
1999	0.861824	0.039678	-3.75	0
2000	0.792741	0.039058	-5.95	0
_cons	0.654261	0.630511	-0.67	0.501

5 Considerações finais

O envelhecimento de uma população provoca impactos em várias áreas, como a saúde, a previdência social e o mercado de trabalho. No presente estudo destaca-se esse último aspecto.

A teoria de alocação de tempo afirma que o idoso decide participar de uma atividade produtiva quando o valor do trabalho é superior ao valor do lazer. Um salário alto impõe um elevado custo de oportunidade na opção pelo lazer, atuando como um incentivo para que o indivíduo se mantenha na força de trabalho ou retorne ao mercado, no caso de estar inativo. Ao mesmo tempo, pode implicar um aumento na demanda por lazer, o que, para a população idosa, pode ser traduzido em uma antecipação da aposentadoria. Por outro lado, quando os proventos da aposentadoria tornam-se disponíveis, o indivíduo somente se mantém no mercado de trabalho se o valor presente dos benefícios crescer com anos adicionais de trabalho. Caso contrário, a opção pelo lazer proporcionará maior utilidade ao indivíduo.

O Brasil, assim como outros países em desenvolvimento, passa a vivenciar a tendência do envelhecimento populacional já experimentada pela maioria dos países desenvolvidos. O processo de envelhecimento brasileiro assume feições importantes, em virtude do tamanho de sua população e da rapidez em com que vem se processando.

Embora a tendência seja o aumento da participação de idosos na população, as conclusões desse trabalho apontam para um declínio na taxa de participação desses indivíduos no mercado de trabalho brasileiro, evidências também encontradas por outros estudos como Wajnman *et al.* (1999).

Em todos os modelos considerados neste trabalho, mais uma vez confirma-se a relação negativa entre idade e participação no mercado de trabalho, o que retrata, entre outras coisas, a maior cobertura previdenciária e as condições de saúde dos idosos.

Os modelos de probabilidade de participação mostram que os idosos do sexo masculino, os chefes de família e os mais qualificados detêm uma probabilidade superior de participarem da PEA. As explicações para esses resultados se baseiam no fato dos homens ainda serem maioria no mercado de trabalho. Acredita-se que os chefes de família, compostos, em sua maioria, por homens, embora a proporção de mulheres nessa condição venha aumentando, passam mais tempo no mercado de trabalho para assegurar o sustento da família. A variável educação se sobressai como um fator de diferenciação também entre os indivíduos da terceira idade. Os idosos da região metropolitana de Porto Alegre,

provavelmente em virtude das melhores condições de desenvolvimento, apresentam menores probabilidades de participarem da PEA, ao passo que nas demais regiões (Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro) verificam-se comportamentos inversos.

A análise da participação do idoso no setor formal *vis-à-vis* ao setor informal aponta para uma probabilidade cada vez menor do idoso possuir um emprego formal, principalmente entre os anos de 1999 e 2000. A reforma previdenciária de dezembro de 1998 ajuda a explicar esse comportamento na medida em que os indivíduos procuram antecipar sua aposentadoria para fugir das novas regras.

Como a nova reforma pretende fortalecer ainda mais a relação contributiva, vale ressaltar o alerta de Silva e Schwarzer (2002) de que, no caso da aposentadoria por tempo de contribuição, quanto mais forte a relação entre contribuição e valor do benefício, mais facilmente as desigualdades geradas no mercado de trabalho são reproduzidas na velhice. Em termos de políticas públicas de proteção há o risco de diversos segurados preferirem aposentar-se mais cedo, apesar das taxas de reposição bastante reduzidas, e virem a constituir um problema assistencial posteriormente.

Finalmente, ressalta-se a necessidade de mais estudos sobre a participação do idoso no mercado de trabalho, porque a tendência, no médio prazo, é de reversão na redução da taxa de participação do idoso, dada a ampliação do limite de idade para se aposentar por tempo de serviço e a possível taxação dos inativos. Além disso, no médio prazo, quando as coortes de mulheres já sujeitas a um padrão de atividade econômica mais intensa estiverem com sessenta anos e mais, deve ocorrer ampliação no tempo de permanência de idosos no mercado de trabalho, porque as mulheres vivem, em média, mais do que os homens.

Assim, estudos sobre o perfil de participação de idosos brasileiros constituem-se em importante ferramenta de auxílio na formulação das políticas necessárias para atender às novas situações que surgirão com o envelhecimento populacional e às novas regras da Seguridade Social.

Referências bibliográficas

- Afonso, L. E.; Schor, A. Oferta de trabalho dos indivíduos com idade superior a 50 anos: algumas características da década de 90. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28, 2001, Salvador. *Anais*. Salvador: ANPEC, 2001. (Disponível em CD-ROM)

- Barros, R. P.; Mendonça, R.; Santos, D. Incidência e natureza da pobreza entre idosos no Brasil. *In: Camarano, A. A. (org.), Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros*. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. p. 221-249
- Bivar, W. S. B. *Aspectos da estrutura do desemprego no Brasil: composição por sexo e duração*. Rio de Janeiro: BNDES, 1993. 101p. (17º Prêmio BNDES de Economia).
- Blau, David M. Labor force dynamics of older men. *Econometrica*, v. 62, n. 1, p. 117-156, Jan. 1994.
- Boersch-Supan, Axel. *Labor market effects of population aging*. Cambridge: NBER, 2001. (Working paper; 8640) Disponível em: <<http://papers.nber.org/papers/W8640>> Acesso em 18 dez. 2002.
- Borjas, G. L. *Labor economics*. New York: McGraw-Hill, 1996. 488p.
- Camarano, A. A. Como vive o idoso brasileiro. *In: Camarano, A. A. (org), Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros*. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. p. 19-71.
- Carrera-Fernandez, J; Menezes W. F. A participação do idoso na força de trabalho: uma abordagem a partir da região metropolitana de Salvador. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 27, 1999, Belém. Anais*. Belém: ANPEC, 1999. p. 1973-1990.
- Chan, S.; Stevens, H. Employment and retirement following a late-career job loss. *American Economic Review*, v. 89, n. 2, p. 211-216, May 1999.
- Clark, R. L.; York, E. A.; Anker, R. *Economic development and labor force participation among older persons*. North Carolina: North Carolina State University, 1997. Disponível em: <http://www2.ncsu.edu/ncsu/grad/econ_grad_pgm/working_papers.html> Acesso em 20 dez. 2002.
- Dahl S.A.; Nilsen, O. A.; Vaage, K. Work or retirement? Exit routes for Norwegian elderly. *Applied Economics*, v. 32, n. 14, p. 1865-1876, 2000.
- _____. *Gender differences in early retirement behaviour*. Bonn: IZA, 2002. (Discussion Paper; 522) Disponível em: <http://www.iza.org/en/webcontent/publications/papers/viewAbstract?dp_id=522> Acesso em 20 jan. 2003.
- Domeij, D.; Flodén, M. *The labor-supply elasticity and borrowing constraints: why estimates are biased*. Stockholm: Stockholm School of Economics, 2001. (Working paper series in economics and finance; 480) Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/hhs/hastef/0480.html>> Acesso em 15 jan. 2003.
- Friedman, J. *et al.* Work and retirement among the elderly in Vietnam. *Research on Aging*. v. 2, n. 23, p. 209-232, Mar. 2001.

- Greene, W. H. *Econometric analysis*. 4.ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2000. 1004 p.
- Gruber, J.; Wise, D. Social security and retirement: an international comparison. *American Economic Review*, v. 88, n. 2, p. 158-163, May 1998.
- Gujarati, D. *Econometria básica*. 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- Hurd, M. D., Smith, J. P., Zissimopoulos, J. M. *The effects of subjective survival on retirement and social security claiming*. Cambridge: NBER, 2002. (Working paper; 9140) Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w9140>> Acesso em 20 dez. 2002.
- IBGE. *Para compreender a PME: um texto simplificado*. Rio de Janeiro: IBGE, 1991. 42p.
- Kalemli-Ozcab, S.; Weil, D. N. *Mortality change, the uncertainty effect, and retirement*. Cambridge: NBER, 2002. (Working paper; 8742) Disponível em: <<http://papers.nber.org/papers/W8742>> Acesso em 18 dez. 2002.
- Kingston, G. H. *Efficient timing of retirement*. South Wales: School of Economics University of New South Wales, 1999. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/red issued/v3y2000i4p831-840.html>> Acesso em 20 jan. 2003.
- Lazear, E. P. Retirement from the labor force. In: Ashenfelter, O.; Layard, R. *Handbook of labor economics*. Amsterdam: North Holland, 1986. v. 1, cap. 5 p. 305-355.
- McGarry, K. *Health and retirement: do changes in health affect retirement expectations?* Cambridge: NBER, 2002. (Working paper; 9317).
- Moreira, M. M. Envelhecimento da população brasileira: aspectos gerais. In: Wong, L. L. R. (org.), *O envelhecimento da população brasileira e o aumento da longevidade*. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar: ABEP, 2001. p. 25-56.
- Nelissen, J. H. M. *Early retirement*. Amsterdam: Tinbergen Institute, 2002. Disponível em: <<http://www.tinbergen.nl>> Acesso em 20 dez. 2002.
- Pencavel, J. Labor supply of men: a survey. In: Ashenfelter, O.; Layard, R. *Handbook of labor economics*. Amsterdam: North Holland, 1986. v. 1, cap. 1, p. 3-102.
- Samorodov, A. *Ageing and labour markets for older workers*. Geneva: Employment and Training Department International Labour Office, 1999. Disponível em: <<http://www.ilo.org/public/english/employment/strat/publ/etp33.htm>> Acesso em 20 dez. 2002.
- Schwarzer, H. Perfis da remuneração média do trabalho por idade, posição na ocupação, gênero e escolaridade no Brasil, 1997, e sua relação com a regra de cálculo do salário de benefício no regime geral de previdência social. *Conjuntura Social*. v. 10, n. 4, p. 101-121, out./dez 1999.

Silva, E. R.; Schwarzer, H. *Proteção social, aposentadorias, pensões e gênero no Brasil*. Brasília: IPEA, 2002. (Texto para discussão; 934).

Wajzman, S.; Oliveira, A. M. H. C.; Oliveira E. L. A atividade econômica dos idosos no Brasil. *In*: Camarano, A. A. (org.), *Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros*. Rio de Janeiro: IPEA, 1999, p. 181-220.