

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1115

APOSENTADORIA, PRESSÃO SALARIAL E DESEMPREGO POR NÍVEL DE QUALIFICAÇÃO

**José Márcio Camargo
Maurício Cortez Reis**

Rio de Janeiro, setembro de 2005

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1115

APOSENTADORIA, PRESSÃO SALARIAL E DESEMPREGO POR NÍVEL DE QUALIFICAÇÃO

José Márcio Camargo*
Maurício Cortez Reis**

Rio de Janeiro, setembro de 2005

* Da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

** Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA.

mcreis@ipea.gov.br

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Ministro – Paulo Bernardo Silva

Secretário-Executivo – João Bernardo de Azevedo Bringel



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Glauco Arbix

Diretora de Estudos Sociais

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Diretor de Administração e Finanças

Celso dos Santos Fonseca

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Luiz Henrique Proença Soares

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Marcelo Piancastelli de Siqueira

Diretor de Estudos Setoriais

João Alberto De Negri

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Paulo Mansur Levy

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL J23, J26, J64

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo IPEA e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 1

2 EFEITOS DA APOSENTADORIA SOBRE O DESEMPREGO E A PARTICIPAÇÃO: TEORIA 4

3 DADOS 9

4 ANÁLISE DESCRITIVA 10

5 METODOLOGIA 18

6 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA OS EFEITOS DA APOSENTADORIA DOMICILIAR *PER CAPITA* SOBRE O DESEMPREGO 21

7 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA AS TAXAS DE PARTICIPAÇÃO E DE NÃO-EMPREGO 31

8 CONCLUSÕES 36

APÊNDICE 37

BIBLIOGRAFIA 44

SINOPSE

Durante os anos 1990 ocorreu um crescimento significativo da taxa de desemprego no Brasil. Nesse período, também foi observado um aumento do valor da aposentadoria domiciliar *per capita* (a renda da aposentadoria dos domicílios dividida pelo número de moradores desses domicílios). Essas mudanças foram mais intensas para os trabalhadores com baixo nível de qualificação. De acordo com o argumento proposto neste artigo, a maior renda decorrente da aposentadoria subiu o salário de reserva dos trabalhadores, ainda que os benefícios fossem recebidos por outros membros do domicílio que não os participantes da população economicamente ativa (PEA). O salário de reserva mais elevado, por sua vez, teria gerado uma elevação da pressão salarial, levando a maiores taxas de desemprego, assim como à maior incidência de desemprego de longo prazo. Os resultados, usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1981 a 1999, mostram que maiores aposentadorias estão relacionadas a taxas mais altas de desemprego e de desemprego de longo prazo para os trabalhadores não-qualificados.

ABSTRACT

During the 90's the unemployment rate and the household retirement income per capita rose sharply in Brazil. It happened in a more intense way for the unskilled workers than for the other groups. According to the argument of this paper, the increase in household retirement income could have affected workers reservation wage, augmenting their wage pressure. In this way, wage pressure changes could have implied in higher unemployment and long-term unemployment rates. The empirical evidence, using the Brazilian National Household Sample Survey [Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)] data from 1981 to 1999, shows that the household retirement income has a positive effect on the unemployment rate and on the long-term unemployment rate for unskilled workers.

1 INTRODUÇÃO

Ao longo dos anos 1990, houve um importante aumento da taxa de desemprego aberto no Brasil. Dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para indivíduos entre 25 e 59 anos nas áreas urbanas mostram que a taxa de desemprego aberto subiu de 3,1% para 8,6% da população economicamente ativa (PEA) entre 1990 e 1999. Além de a taxa de desemprego aberto ter crescido significativamente, a proporção dos desempregados com mais de um ano, nessa condição, que chamaremos de desempregados de longo prazo, passou de 0,97% para 4,5% da PEA. Enquanto em 1990, 31% dos desempregados estavam nessa condição há mais de um ano, em 1999 essa percentagem havia atingido 52% dos desempregados.

Os aumentos, tanto da taxa de desemprego quanto de sua duração, foram mais acentuados entre os trabalhadores menos qualificados, com menores salários, do que entre os mais qualificados. Enquanto a taxa de desemprego dos trabalhadores qualificados cresceu 4,4 pontos percentuais (p.p.), entre 1990 e 1999, a taxa dos não-qualificados aumentou 6,64 p.p.¹ A taxa de desemprego de longo prazo dos não-qualificados subiu de 0,73% para 4,4%, e a dos qualificados passou de 0,91% para 4,1%.

O crescimento mais intenso da taxa de desemprego para os trabalhadores com níveis mais baixos de qualificação pode, pelo menos em parte, ser explicado pelo intenso processo de incorporação de novas tecnologias que se seguiu à abertura da economia brasileira no início dos anos 1990. Como essas são tecnologias mais intensivas em trabalhadores qualificados, a demanda relativa por trabalho não-qualificado deve ter caído ao longo do período. Como a estrutura da oferta varia mais lentamente, o resultado é mais desemprego para esse grupo de trabalhadores. Porém, como este é também o segmento mais flexível do mercado de trabalho, ou seja, a legislação trabalhista é menos efetiva e tem baixa capacidade de organização sindical, a pergunta é por que os salários reais não se ajustaram para evitar essa elevação da taxa de desemprego. O comportamento do rendimento médio do trabalho principal sugere que efeitos relacionados à pressão salarial devem ter tido um papel importante nesse sentido. Apesar de os trabalhadores não-qualificados terem experimentado o maior aumento na taxa de desemprego, seus rendimentos cresceram em relação aos semiqualificados e qualificados.

Um segundo fato estilizado importante, e que tem despertado menos atenção dos estudiosos, foi o aumento do valor da aposentadoria domiciliar *per capita* (ou seja, da renda da aposentadoria dos domicílios dividida pelo número de moradores desses mesmos domicílios). Esse aumento ocorreu ao mesmo tempo em que o rendimento do trabalho principal sofreu forte redução. De acordo com a PNAD, para os indivíduos com idade entre 25 e 59 anos, membros da PEA, em 1999 o valor da aposentadoria domiciliar *per capita* era 60% maior que em 1990, enquanto o rendimento médio do trabalho principal diminuiu, no mesmo período, cerca de

1. Os trabalhadores são divididos em três grupos de qualificação, com base no nível de escolaridade: não-qualificados (indivíduos que não completaram o primário), semiqualificados (definidos como os indivíduos com o segundo grau incompleto) e qualificados (com pelo menos o segundo grau completo).

13%. O resultado foi que a participação das aposentadorias na renda domiciliar *per capita* cresceu 78% na década de 1990.² Ainda que todos os grupos tenham tido aumento no valor das aposentadorias, entre os não-qualificados esse ganho foi da ordem de 95%, contra 45% dos semiquualificados e 42% entre os qualificados.

Neste artigo, afirmamos que esses dois fenômenos estão intimamente interligados. Nosso argumento é que a maior renda decorrente da aposentadoria aumentou o salário de reserva dos trabalhadores, ainda que os benefícios fossem recebidos por outros membros do domicílio que não os participantes da PEA, supondo que essa renda fosse distribuída entre os membros dos domicílios. O aumento do salário de reserva, por sua vez, gerou uma elevação da pressão salarial, o que teria levado a maiores taxas de desemprego e à maior incidência de desemprego de longo prazo. Os aumentos no salário reserva também podem ter influenciado as decisões de participação dos trabalhadores. Dessa maneira, os efeitos dos aumentos na aposentadoria domiciliar *per capita* sobre o mercado de trabalho seriam bastante intensos, reduzindo a taxa de participação e ampliando a de desemprego.

Para conciliar as evidências empíricas com o argumento proposto no artigo, os efeitos da aposentadoria sobre o comportamento dos trabalhadores devem ter sido mais fortes para os não-qualificados. Com o aumento do salário de reserva proporcionado pelas maiores aposentadorias, esses trabalhadores teriam passado a recusar ofertas de emprego consideradas insatisfatórias, que seriam aceitas com uma renda alternativa mais baixa. Conseqüentemente, se, por um lado, isso teria levado a elevações nos rendimentos do trabalho principal em termos relativos, por outro, contribuiria para o aumento mais intenso do desemprego desse grupo.

Existe uma literatura bastante extensa que estuda a relação entre a renda alternativa e o desemprego. Essa renda alternativa, que pode ser decorrente tanto de benefícios quanto de riqueza acumulada, pode influenciar as decisões dos trabalhadores quanto às suas demandas salariais e à intensidade na busca de emprego. Embora a maior parte dessa literatura se concentre nos efeitos de benefícios concedidos aos desempregados,³ alguns artigos enfatizam o papel de outras transferências de renda, ou mesmo da renda acumulada.⁴

As evidências empíricas encontradas na literatura são favoráveis à hipótese de que aumentos na riqueza levam a crescimentos no desemprego e no desemprego de longo prazo. Bloeman (1994) encontra uma relação negativa entre poupança e probabilidade de emprego na Holanda. Bloeman e Stancanelli (2001), também com dados para a Holanda, mostram que maiores riquezas individuais influenciam positivamente o salário de reserva e reduzem a probabilidade de emprego.

2. A aposentadoria domiciliar *per capita* passou de R\$ 15,60 para R\$ 24,90, a preços de 1999, entre 1990 e 1999, enquanto a participação da aposentadoria na renda domiciliar *per capita* aumentou de 3,7% para 6,7% no mesmo período.

3. Vários artigos mostram que diferenças entre as taxas de desemprego dos países podem ser explicadas por benefícios generosos, além de outras instituições no mercado de trabalho [Layard, Nickell e Jackman (1991), Nickell (1997 e 1998) e Layard e Nickell (1999)]. Outros trabalhos, com dados por indivíduo, encontram evidências de que benefícios generosos aos desempregados aumentam a duração do desemprego [Nickell (1979) e Meyer (1990)].

4. Gruber (2000) mostra que, em média, grande parte da perda salarial com o desemprego é compensada pela renda acumulada pelos trabalhadores, embora exista uma grande heterogeneidade entre os indivíduos na parcela dos salários que é compensada pela renda acumulada.

Arulampalam e Stewart (1995) encontram evidências para o Reino Unido de que trabalhadores desempregados com rendas mais elevadas permanecem mais tempo no desemprego.

Usando dados da PNAD de 1995, Fernandes e Picchetti (1999) mostram evidências para o Brasil de que a renda familiar líquida dos rendimentos do trabalho reduz a probabilidade de desemprego dos indivíduos. Esse resultado, porém, é contrário aos reportados na literatura internacional. Esses autores mostram também que rendas familiares mais altas aumentam a probabilidade de inatividade.

O objetivo deste trabalho é investigar os possíveis impactos dos aumentos na aposentadoria domiciliar sobre as trajetórias da taxa de desemprego e do desemprego de longo prazo no Brasil. Pretende-se, também, analisar de que forma esses efeitos foram diferenciados entre os grupos de qualificação, para ajudar a explicar os comportamentos relativos do desemprego e dos rendimentos. Os efeitos da aposentadoria domiciliar, que constituem uma parte da renda domiciliar, sobre o desemprego são estimados com dados da PNAD para o período 1981-1999. São analisados os impactos sobre três variáveis de desemprego: a taxa de desemprego, a taxa de desemprego de longo prazo e a proporção de desempregados de longo prazo no total desses indivíduos. Nessas regressões, implementadas separadamente para trabalhadores não-qualificados, semiqualeificados e qualificados, são usados dados de *cross-sections* repetidas para coortes de nascimento. Também são estimados, com dados individuais, os efeitos da aposentadoria domiciliar sobre as probabilidades de desemprego e de desemprego de longo prazo. O artigo pretende, também, investigar os efeitos de aumentos na aposentadoria domiciliar *per capita* sobre a taxa de participação no mercado de trabalho e a de não-emprego, onde são classificados como não-empregados os inativos e os desempregados.

De acordo com os resultados, maiores aposentadorias estão diretamente relacionadas a taxas mais altas de desemprego para os trabalhadores não-qualificados. Para esses trabalhadores também são encontradas evidências de que maiores aposentadorias aumentaram a taxa de desemprego de longo prazo, assim como a proporção de desempregados de longo prazo. No caso dos semiqualeificados, algumas especificações sugerem que os aumentos das aposentadorias contribuíram para taxas mais elevadas de desemprego de longo prazo. Para os trabalhadores qualificados, no entanto, não são encontradas evidências de que as aposentadorias influenciaram o aumento do desemprego desse grupo. Os resultados também mostram que os aumentos na aposentadoria domiciliar *per capita* contribuíram para a redução da taxa de participação e o crescimento da taxa de não-emprego, principalmente para os trabalhadores não-qualificados.

O artigo está dividido em sete seções, além desta introdução. A Seção 2 procura desenvolver a abordagem teórica relacionando a renda da aposentadoria com o desemprego e a participação, através do impacto sobre a pressão salarial. A Seção 3 apresenta os dados utilizados no trabalho e a Seção 4 descreve as trajetórias do desemprego, da participação e da aposentadoria durante as décadas de 1980 e 1990. A Seção 5 mostra as estratégias empíricas adotadas para estimar os efeitos da aposentadoria sobre o desemprego e a participação. A Seção 6 contém os resultados

estimados para o desemprego, e na Seção 7 são revelados os resultados para as taxas de participação e de não-emprego. A Seção 8 expõe as conclusões do trabalho.

2 EFEITOS DA APOSENTADORIA SOBRE O DESEMPREGO E A PARTICIPAÇÃO: TEORIA

Esta seção desenvolve o argumento teórico através do qual a aposentadoria domiciliar está relacionada ao desemprego e à taxa de participação. Embora vários artigos na literatura mostrem como aumentos na renda dos indivíduos provenientes do seguro-desemprego levam a um maior salário de reserva [ver Layard, Nickell e Jackman (1991)], a abordagem utilizada, em geral, supõe que os indivíduos são neutros ao risco. Nesse caso, variações na renda não condicionadas ao fato de o trabalhador estar empregado ou não, como é o caso da aposentadoria domiciliar, não têm efeito sobre o salário de reserva [Bloeman e Stancanelli (2001)].

Para descrever como a aposentadoria domiciliar *per capita* pode influenciar a taxa de desemprego, é considerado um modelo de uma economia com fluxos de entrada e saída de indivíduos do desemprego para o emprego. A Subseção 2.1 analisa os efeitos da aposentadoria sobre a taxa de desemprego. Usando a mesma estrutura da economia, a Subseção 2.2 mostra como mudanças na renda de aposentadoria influenciam a decisão de participação dos indivíduos no mercado de trabalho.

2.1 APOSENTADORIA E DESEMPREGO

De acordo com o argumento principal do modelo, o efeito da aposentadoria sobre o desemprego ocorre através do aumento no salário de reserva, que faz com que o salário barganhado pelos trabalhadores seja maior e tenha como conseqüência o crescimento da taxa de desemprego. A solução do modelo resulta em uma taxa de desemprego de equilíbrio que é função, entre outros parâmetros, da renda no domicílio advinda da aposentadoria. A partir desse resultado podem ser feitas inferências sobre os efeitos no desemprego de aumentos da aposentadoria.

O funcionamento da economia é semelhante ao descrito no modelo-padrão de Pissarides (2000),⁵ em que empregos são criados e destruídos continuamente. A cada instante de tempo uma fração exógena s dos empregos, ocupados ou vagos, se torna não-produtiva e é fechada. Quando os empregos estão preenchidos, eles geram um nível de produção igual a y a cada instante de tempo. A força de trabalho é normalizada para 1, sendo que u indivíduos estão desempregados e $n = (1-u)$ estão empregados. As vagas oferecidas nessa economia são representadas por v , e a cada instante de tempo h trabalhadores são contratados. O processo através do qual vagas e trabalhadores são encaixados é representado através da função *matching*: $h_t = m(u, v)$; onde $m_u \geq 0$ e $m_v \geq 0$, e $m(u, v)$ tem retornos constantes de escala. Essa função resume as heterogeneidades, fricções e informações imperfeitas no mercado de trabalho, que fazem com que recursos sejam gastos na aquisição de informação e retreinamento de empregados, por exemplo. Nessa função estão representados os

5. Para uma análise dos efeitos provocados pela inclusão de rendas não provenientes do trabalho em um modelo de *matching*, ver Blanchard (1998 a e b).

resultados dos investimentos de recursos pelas firmas e pelos trabalhadores nesse processo.

A dinâmica do desemprego nessa economia é descrita por:

$$\dot{u} = s(1-u) - h \quad (1)$$

O consumo dos trabalhadores é igual à renda corrente e não há poupança. A utilidade dos trabalhadores em cada instante de tempo é uma função da renda recebida nesse mesmo período. Trabalhadores empregados recebem um salário igual a w , além de uma renda A , que pode ser proveniente da aposentadoria do próprio trabalhador ou de outro membro da família no domicílio.⁶ Não são consideradas questões relativas à distribuição da renda da aposentadoria entre membros da família.⁷ Apenas estamos supondo que essa renda é distribuída entre eles e, portanto, afeta o comportamento dos membros desses domicílios que pertencem à PEA. Um trabalhador empregado, recebendo um salário w , tem utilidade igual a $g(w+A)$, onde $g'(\bullet) > 0$ e $g''(\bullet) < 0$. A utilidade de um trabalhador desempregado é dada por $g(A)$.⁸ O valor presente esperado da utilidade do indivíduo, caso esteja empregado, é representado por V_E , caso esteja desempregado, é V_U . Em equilíbrio V_E e V_U são constantes, e devem satisfazer as seguintes condições de arbitragem:

$$rV_E = g(w+A) + s(V_U - V_E) \quad (2)$$

$$rV_U = g(A) + \frac{h}{u}(V_E - V_U) \quad (3)$$

onde $\frac{h}{u}$ é a taxa na qual trabalhadores desempregados encontram emprego, ou seja, a taxa de saída do desemprego ou *hazard rate* e r é a taxa de juros. Considerando um emprego como um ativo, de acordo com a equação (2), o custo de oportunidade de estar empregado (rV_E) deve igualar o retorno desse ativo, que é a utilidade de estar inicialmente empregado mais a diferença entre os valores presentes descontados das utilidades de desempregados e empregados multiplicada pela probabilidade de o emprego terminar (s). Na equação (3), o custo de oportunidade de estar desempregado deve ser igual à utilidade do desempregado mais a diferença entre V_E e V_U multiplicada pela probabilidade de o indivíduo desempregado encontrar emprego.

A diferença entre as equações (2) e (3) fornece o valor presente esperado da utilidade excedente de um trabalhador por estar empregado. Essa diferença diminui se a probabilidade de encontrar emprego, $\frac{h}{u}$, é maior, e aumenta à medida que a utilidade instantânea de um empregado é ampliada em relação a um desempregado, como a equação (4) mostra:

6. Esse termo A também poderia ser usado para representar outras rendas não-oriundas do trabalho.

7. Os benefícios da aposentadoria podem ser diferentes, se o próprio indivíduo recebe a aposentadoria ou não. Ou ainda, é possível que as rendas da aposentadoria sejam destinadas aos membros do domicílio desempregados.

8. As implicações do modelo não são alteradas se incluímos na utilidade do desemprego uma renda proveniente do seguro-desemprego.

$$V_E - V_U = \frac{1}{r + s + h/u} [g(w + A) - g(A)] \quad (4)$$

As firmas são neutras ao risco e há livre entrada na economia; qualquer firma pode abrir uma vaga a um custo constante igual a k . Os valores de um emprego preenchido e um vago são representados por V_F e V_V , respectivamente. O produto de um emprego preenchido é igual a y , enquanto um vago produz 0. No primeiro caso, a firma tem um custo igual a w , que é o salário pago ao trabalhador. Como s é a probabilidade de o emprego ou da vaga ser destruída e $\frac{h}{v}$ é a probabilidade de uma vaga ser preenchida, em equilíbrio devemos ter:

$$rV_F = (y - w) - sV_F \quad (5)$$

$$rV_V = 0 + \frac{h}{v}(V_F - V_V) - sV_V \quad (6)$$

Portanto, a diferença entre os valores presentes esperados das utilidades para a firma de um emprego ocupado e um vago é dada por:

$$V_F - V_V = \frac{1}{r + s + h/v} (y - w) \quad (7)$$

O salário é determinado através de uma barganha de Nash, ou seja, w deve ser escolhido de maneira a maximizar $[(V_E - V_U)^\beta (V_F - V_V)^{1-\beta}]$, onde β representa o poder de barganha dos trabalhadores, e é tal que $0 \leq \beta \leq 1$. Pela solução da barganha de Nash:

$$V_E - V_U = \beta S \text{ e } V_F - V_V = (1 - \beta)S$$

onde $S = V_E - V_U + V_F - V_V$ é o excedente total gerado pela relação entre a firma e o trabalhador. Com isso,

$$V_E - V_U = \frac{\beta}{1 - \beta} (V_F - V_V)$$

Podemos notar que $\frac{h}{v}$ e $\frac{h}{u}$ são inversamente relacionados, pois dividindo a função *matching* por h , temos: $1 = m\left(\frac{v}{h}, \frac{u}{h}\right)$. Apenas para simplificar, iremos supor que a função *matching* é descrita por uma Cobb-Douglas simétrica com retornos constantes de escala,⁹ $h/v = m^2/(h/u)$, onde m é um parâmetro da função *matching*. Nesse caso, a utilidade excedente de um trabalhador empregado é a seguinte:

$$[g(w + A) - g(A)] = \frac{\beta}{1 - \beta} \frac{(r + s + h/u)}{\left[r + s + \left(m^2/(h/u)\right)\right]} (y - w) \quad (8)$$

9. Blanchard e Diamond (1989) adotam exatamente essa forma funcional para os Estados Unidos. Outras especificações não alterariam as conclusões principais do modelo.

O custo de criar um novo emprego para cada firma é igual a uma constante k . No estado estacionário, a condição de livre entrada implica $V_v = k$. Usando esse resultado junto com as equações (5) e (6), temos a equação de salário:

$$w = y - \left[\frac{(r+s)(h/u)}{m^2} + 1 \right] (r+s)k \quad (9)$$

Substituindo $(y-w)$ da equação (9) na equação (8), temos:

$$[g(w+A) - g(A)] = \frac{\beta}{1-\beta} \frac{(r+s+h/u)}{m^2} (h/u)(r+s)k \quad (10)$$

Através dessa equação, podemos encontrar o efeito de um aumento na aposentadoria (A) sobre a taxa de saída do desemprego (h/u):

$$[g'(w+A) - g'(A)]dA = \left\{ g'(w+A) \left[\frac{(r+s)^2 k}{m^2} \right] + \frac{\beta}{1-\beta} \frac{[(r+s+2(h/u))] (r+s)k}{m^2} \right\} d(h/u) \quad (11)$$

Pelas características da função $g(\bullet)$, o termo do lado esquerdo é negativo.¹⁰ Como o termo entre parênteses do lado direito é positivo, um aumento na aposentadoria está associado a uma redução na taxa de saída dos trabalhadores do desemprego (h/u).

Em equilíbrio, o fluxo de contratações deve igualar a entrada de trabalhadores no desemprego, ou seja, $\dot{u} = 0$. Isso implica $h = s(1-u)$ na equação (1), de tal forma que o desemprego de equilíbrio pode ser representado por:

$$u^* = \frac{s}{s + (h/u)^*} \quad (12)$$

Portanto, a redução em (h/u) sobe a taxa de desemprego de equilíbrio. De acordo com o modelo, um aumento na renda da aposentadoria no domicílio leva a um crescimento no salário de reserva dos trabalhadores, que se tornam mais seletivos em relação às propostas de emprego. Esse aumento no salário de reserva faz com que a pressão salarial se torne maior. Com isso, o incentivo para a criação de vagas por parte das firmas diminui, já que devem pagar salários mais altos para os trabalhadores. Como consequência, a taxa de saída do desemprego diminui, provocando elevações na taxa de desemprego de equilíbrio, assim como na duração do desemprego.

2.2 APOSENTADORIA E PARTICIPAÇÃO

Para descrever o efeito da aposentadoria sobre a decisão de cada indivíduo de participar do mercado de trabalho, são acrescentadas algumas hipóteses ao modelo. Seguindo Pissarides (2000), supomos que os trabalhadores fora da força de trabalho recebem uma utilidade l_0 proveniente do lazer. O efeito do lazer sobre a utilidade varia entre os indivíduos por diferenças nas preferências,¹¹ onde l_0 segue uma

10. Pode-se perceber que se a função utilidade dos trabalhadores fosse linear em w e A , variações em A não teriam nenhum efeito sobre a taxa de saída do desemprego.

11. Pissarides (2000) justifica a hipótese de o lazer para indivíduos que não participam ser maior do que para os desempregados pelos custos de busca e pela indivisibilidade do tempo para algumas atividades de lazer.

distribuição com densidade acumulada $H(l_0)$. Supomos, também, que essa utilidade com o lazer é complementar à renda do indivíduo.

A utilidade de um indivíduo que não participa do mercado de trabalho é $l_0 g(A)$, onde $l_0 > 1$. Portanto, um indivíduo prefere participar do mercado de trabalho se $rV_U > l_0 g(A)$, o que é equivalente à condição: $\frac{(r+s)g(A) + (h/u)g(w+A)}{(r+s) + (h/u)} > l_0 g(A)$.

A regra que define a participação de um indivíduo com utilidade do lazer igual a l_0 é dada por:

$$P = \frac{(r+s)g(A) + (h/u)g(w+A)}{(r+s) + (h/u)} - l_0 g(A) \quad (13)$$

Se $P > 0$, o indivíduo participa. Caso contrário, ele prefere não participar do mercado de trabalho. O efeito de uma variação na aposentadoria sobre essa decisão pode ser avaliado pela derivada abaixo:

$$\frac{\partial P}{\partial A} = \frac{\left[\left[(1-l_0)g'(A)(r+s) \right] + \left[g(w+A) - g(A) \right] \left[\left(\frac{r+s}{D} \right) \frac{\partial(h/u)}{\partial A} + \left(\frac{h}{u} \right) g'(w+A) \left[1 + \frac{\partial w}{\partial(h/u)} \frac{\partial(h/u)}{\partial A} \right] - l_0 g'(A) \left(\frac{h}{u} \right) \right]}{D} \quad (14)$$

onde:

$$D = [r+s + (h/u)] > 0$$

O primeiro termo é negativo, pois $(1-l_0) < 0$. O segundo termo também é negativo, já que $[g(w+A) - g(A)] > 0$ e $\frac{\partial(h/u)}{\partial A} < 0$. Pelas equações (8) e (9), sabemos

também que $\left[\frac{\partial w}{\partial(h/u)} \frac{\partial(h/u)}{\partial A} \right] > 0$. Pelas características da função $g(\bullet)$, que fazem com

que $[g'(w+A) < g'(A)]$, e pelo fato de que $l_0 > 1$, a soma do terceiro com o quarto termo deve ser negativa, exceto se a variação no salário proporcionada pelo aumento na aposentadoria for suficientemente elevada. Portanto, uma aposentadoria maior incentiva a não-participação através da redução na taxa de saída do desemprego para o emprego, e pelo fato de o lazer e a renda da aposentadoria serem complementares. Por outro lado, o aumento no salário de equilíbrio contribui para reduzir esse efeito. É importante notar que, pelas características do modelo, com retornos constantes de escala para a função de produção e a função *matching*, mudanças na participação não influenciam os resultados para a taxa de desemprego.

Os resultados desta seção mostram que aumentos na aposentadoria levam a taxas de desemprego de equilíbrio mais altas e podem conduzir a menores taxas de participação na força de trabalho. Esses dois efeitos, portanto, contribuiriam para um crescimento do não-emprego.

3 DADOS

Os dados usados na análise são da PNAD realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A amostra utilizada inclui todos os indivíduos entre 25 e 59 anos, residentes nas áreas urbanas. São usados dados para todos os anos de 1981 a 1999, exceto 1991 e 1994 quando a pesquisa não foi realizada.

Para cada indivíduo são coletadas informações sobre as suas características, como idade, escolaridade, região de residência e gênero. Além de dados sobre o rendimento médio do trabalho principal, também são obtidas informações sobre a participação na PEA. Utilizando a semana como período de referência, os trabalhadores pertencentes à PEA são classificados como empregados ou desempregados. A PNAD permite que entre os indivíduos desempregados sejam identificados aqueles há mais de 1 ano sem emprego, embora não existam informações sobre a busca por emprego dessas pessoas, ou seja, se estiveram o período todo desempregados ou se passaram parte do tempo fora da força de trabalho. Esses trabalhadores desempregados na semana de referência que não tinham emprego há mais de 1 ano são classificados como desempregados de longo prazo.¹²

Para definir o nível de qualificação é usado o número máximo de anos de estudo completado por cada indivíduo. São classificados como não-qualificados os trabalhadores com até o primário incompleto (entre 0 e 3 anos de estudo), como semiqualficados, aqueles com até o segundo grau incompleto (entre 4 e 10 anos de estudo), e como qualificados, os que, pelo menos, completaram o segundo grau (11 anos ou mais de estudo).

Algumas variáveis são construídas para os domicílios. Nesse caso, são incluídos todos os indivíduos residindo em domicílios ocupados por pessoas entre 25 e 59 anos, nas áreas urbanas. A aposentadoria domiciliar *per capita* é calculada através da razão entre o total da renda com aposentadoria e o número de pessoas em cada domicílio. Também são calculadas a renda domiciliar *per capita* total, o número de crianças com 10 anos ou menos, a escolaridade média dos adultos com 18 anos ou mais, a situação dos aposentados no mercado de trabalho, e a relação de parentesco entre o aposentado e o participante da PEA.

Na análise empírica também são utilizadas algumas variáveis macroeconômicas, como o Produto Interno Bruto (PIB) e a inflação. O PIB é o calculado pelo IBGE e a taxa de inflação é a fornecida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), que é calculado todo mês, também pelo IBGE, com um período de coleta que vai do dia 1 ao dia 30 de cada mês. A variável utilizada nas regressões é o INPC do mês de setembro de cada ano, que é o período em que é realizada a PNAD.

12. Embora o critério de 1 ano seja o mais utilizado para definir desemprego de longo prazo, essa classificação é diferente da usada normalmente na literatura, em que se pergunta aos indivíduos desempregados há quanto tempo estão procurando emprego. É importante destacar que também existem problemas com variáveis desse tipo pelo alto grau de erros de medida e pelo fato de um único dia fora do desemprego fazer com que a duração do desemprego volte a ser 0 [Machin e Manning (1999)].

4 ANÁLISE DESCRITIVA

Esta seção descreve os comportamentos do desemprego, da renda de aposentadoria e da taxa de participação, durante as décadas de 1980 e 1990. Essas análises são implementadas tanto em termos agregados como para cada nível de qualificação separadamente, procurando identificar diferenças nas trajetórias entre esses grupos.

4.1 DESEMPREGO

A Tabela 1 apresenta dados relativos ao desemprego agregado entre 1981 e 1999. Nota-se, pela primeira coluna, que durante a década de 1990 ocorreu um grande aumento na taxa de desemprego, que passou de 3,12%, em 1990, para 8,58%, em 1999. Como mostra a segunda coluna, também a partir de 1990, sobe substancialmente o desemprego de longo prazo. A taxa de desemprego de longo prazo passou de 0,97%, em 1990, para 4,48%, em 1999. Entre 1990 e 1999 a percentagem dos desempregados que estavam sem emprego há 1 ano ou mais cresceu de 31% para 52%. Contrastando com essas evidências para os anos 1990, na década anterior não se nota qualquer tendência específica para essas três variáveis.

TABELA 1
TAXAS DE DESEMPREGO — 1981-1999
[em %]

Ano	Taxa de desemprego	Taxa de desemprego de longo prazo	Desempregados há mais de 1 ano sem emprego
	(1)	(2)	(3)
1981	3,35	1,05	31,39
1982	3,01	0,87	28,94
1983	4,23	1,22	28,85
1984	3,37	1,22	36,08
1985	2,67	0,98	36,75
1986	1,82	0,62	33,92
1987	2,80	0,79	28,14
1988	2,95	1,00	33,83
1989	2,49	0,79	31,90
1990	3,12	0,97	31,13
1992	5,94	2,39	40,24
1993	5,48	2,39	43,60
1995	5,31	2,04	38,35
1996	6,18	2,81	45,46
1997	6,90	3,11	45,06
1998	7,70	3,89	50,44
1999	8,58	4,48	52,22
Δ (1999-1981)	5,23	3,43	20,83
Δ (1999-1990)	5,46	3,51	21,09

Fonte: PNAD.

Notas: A amostra é formada pelos indivíduos residentes nas áreas urbanas entre 25 e 59 anos que participam da PEA. Os desempregados de longo prazo são definidos como os indivíduos desempregados na semana de referência sem emprego há pelo menos 1 ano.

As trajetórias das variáveis de desemprego para cada nível de qualificação são apresentadas na Tabela 2. Apesar de a taxa de desemprego ter crescido para todos os grupos na década de 1990, a variação foi mais acentuada para os não-qualificados (6,64 p.p. entre 1990 e 1999). Os aumentos para os semiquualificados e os qualificados, nesse mesmo intervalo de tempo, foram de 5,71 e 4,43 p.p., respectivamente.

O aumento da taxa de desemprego de longo prazo também foi decrescente com o nível de qualificação. Para os não-qualificados foi registrada uma elevação de 0,73% para 4,42% entre 1990 e 1999, enquanto para os semiquualificados a taxa de desemprego de longo prazo subiu de 1,15% para 4,78% e para os qualificados de 0,91% para 4,08%. A proporção de desempregados sem emprego há mais de 1 ano também ampliou para os três grupos, mas as variações foram semelhantes. A proporção entre os não-qualificados aumentou em 21 p.p., e entre os semiquualificados e qualificados, respectivamente, 20 p.p. e 22 p.p. Em 1999, 46% dos não-qualificados, 51% dos semiquualificados e 60% dos qualificados desempregados estavam na condição de não-empregados há pelo menos 1 ano. Como no caso das taxas agregadas, a tendência de aumento para essas variáveis é iniciada na década de 1990, enquanto nos anos 1980, são observadas apenas flutuações cíclicas.

TABELA 2
TAXAS DE DESEMPREGO POR QUALIFICAÇÃO — 1981-1999
[em %]

Ano	Taxa de desemprego			Taxa de desemprego de longo prazo			Desempregados há mais de 1 ano sem emprego		
	Não-qualificados	Semiquualificados	Qualificados	Não-qualificados	Semiquualificados	Qualificados	Não-qualificados	Semiquualificados	Qualificados
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
1981	3,47	3,68	2,43	0,83	1,12	1,25	23,96	30,41	51,43
1982	2,80	3,60	2,19	0,61	0,97	1,10	21,68	27,06	50,11
1983	4,01	4,90	3,32	0,87	1,38	1,44	21,69	28,12	43,33
1984	3,12	3,98	2,58	0,84	1,45	1,29	27,06	36,52	49,88
1985	2,31	3,19	2,19	0,64	1,08	1,23	27,72	33,77	56,34
1986	1,57	2,06	1,70	0,43	0,63	0,81	27,70	30,64	47,45
1987	2,59	3,24	2,28	0,57	0,88	0,86	22,21	27,27	37,58
1988	2,92	3,35	2,34	0,73	1,07	1,15	24,95	32,00	49,31
1989	2,48	2,94	1,78	0,63	0,86	0,84	25,63	29,17	47,43
1990	2,95	3,69	2,38	0,73	1,15	0,91	24,84	31,01	38,42
1992	6,30	6,58	4,65	2,12	2,58	2,35	33,60	39,29	50,59
1993	5,70	6,23	4,08	2,14	2,66	2,16	37,45	42,79	52,93
1995	5,81	5,83	4,07	1,86	2,15	2,00	32,01	36,81	49,06
1996	7,00	6,87	4,56	2,76	3,06	2,47	39,42	44,50	54,23
1997	7,50	7,78	5,28	3,12	3,39	2,71	41,66	43,59	51,37
1998	8,35	8,68	5,96	3,65	4,32	3,45	43,74	49,71	57,83
1999	9,59	9,40	6,81	4,42	4,78	4,08	46,11	50,88	59,97
Δ (1999-1981)	6,11	5,72	4,38	3,59	3,66	2,84	22,15	20,47	8,54
Δ (1999-1990)	6,64	5,71	4,43	3,69	3,64	3,17	21,27	19,86	21,55

Fonte: PNAD.

Notas: A amostra é formada pelos indivíduos residentes nas áreas urbanas entre 25 e 59 anos que participam da PEA. Os desempregados de longo prazo são definidos como os indivíduos desempregados na semana de referência sem emprego há pelo menos 1 ano.

4.2 APOSENTADORIA E RENDA DOMICILIAR *PER CAPITA*

A Constituição de 1988 instituiu uma série de mudanças no sistema previdenciário brasileiro. Como resultado dessas reformas, os gastos com aposentadoria aumentaram, consideravelmente, nos anos 1990, principalmente pela ampliação do número de beneficiados [Giambiagi e Além (1997) e Najberg e Ikeda (1999)]. A renda domiciliar *per capita* advinda de aposentadoria (que daremos o nome de aposentadoria domiciliar *per capita*) aumentou a partir de 1990 para os indivíduos entre 25 e 59 anos que participavam da PEA, tanto para o conjunto dos indivíduos, quanto se eles forem divididos por seu nível de qualificação (Tabela 3). Entre 1990 e 1999 essa variável aumentou no total de R\$ 15,6, em 1990, para R\$ 24,9, em 1999.¹³ Em todos os grupos de qualificação são observadas trajetórias de crescimento na aposentadoria domiciliar *per capita* durante os anos 1990. Para os não-qualificados, foi registrado um aumento de R\$ 4,7 para R\$ 9,3 entre 1990 e 1999, e para os semiquualificados e qualificados as variações nesse mesmo período foram de R\$ 9,7 para R\$ 14,1 e de R\$ 34,7 para R\$ 49,2, respectivamente.¹⁴ A variação percentual foi maior para os não-qualificados (quase 100%), enquanto para os outros dois grupos as elevações foram em torno de 40%.

TABELA 3

APOSENTADORIA DOMICILIAR *PER CAPITA*^a PARA OS INDIVÍDUOS ENTRE 25 E 59 ANOS NA PEA
[em R\$ de 1999]

Ano	Não-qualificados (1)	Semiquualificados (2)	Qualificados (3)	Total (4)
1981	5,74	11,95	35,14	14,80
1982	5,62	12,03	33,22	14,40
1983	4,46	10,09	30,61	12,94
1984	4,66	9,66	27,25	12,16
1985	5,23	10,36	32,85	14,37
1986	7,11	13,18	44,89	19,53
1987	4,65	10,22	31,64	14,25
1988	5,28	9,39	28,16	13,42
1989	5,06	10,74	34,35	15,87
1990	4,74	9,69	34,70	15,63
1992	6,33	9,48	31,22	14,86
1993	6,58	9,97	32,55	15,68
1995	7,33	11,86	41,34	19,57
1996	7,69	12,41	43,18	20,94
1997	8,15	12,40	44,19	21,76
1998	8,67	14,32	48,80	24,57
1999	9,29	14,07	49,15	24,90
Δ (1999-1981)	62,0	17,7	39,9	68,3
Δ (1990-1981)	-17,3	-18,9	-1,3	5,6
Δ (1999-1990)	95,8	45,2	41,7	59,4

Fonte: PNAD.

Nota: A amostra é formada pelos indivíduos residentes nas áreas urbanas entre 25 e 59 anos que participam da PEA.

^a A aposentadoria domiciliar *per capita* é a razão entre a soma das aposentadorias recebidas por todos os membros da família no domicílio e o número de pessoas no domicílio.

13. Valores em reais de 1999.

14. Deve-se notar que esses valores são médias para toda a amostra de domicílios com pessoas na PEA, com idade entre 25 e 59 anos. Muitos desses domicílios não possuem indivíduos recebendo aposentadoria.

Na Tabela 4 são mostrados os valores médios das aposentadorias para cada um dos grupos de qualificação. Esses valores são calculados para todos os indivíduos que recebem alguma renda de aposentadoria, independentemente da idade e da participação no mercado de trabalho. Para os não-qualificados a aposentadoria média em 1999 é praticamente a mesma de 1981. Nesse mesmo período, os valores médios das aposentadorias diminuíram para os indivíduos semiqualeificados e qualificados em 17% e 9%, respectivamente. Considerando apenas a década de 1990, as aposentadorias aumentaram para os não-qualificados (34%), e diminuíram ligeiramente para os qualificados (8%), permanecendo estáveis para os semiqualeificados.

TABELA 4
APOSENTADORIA: VALOR MÉDIO E PORCENTAGEM DOS INDIVÍDUOS QUE RECEBEM RENDA DE APOSENTADORIA

Ano	Valor médio das aposentadorias (R\$ de 1999)			Indivíduos com renda de aposentadoria (%)		
	Não-qualificados (1)	Semiqualeificados (2)	Qualificados (3)	Não-qualificados (4)	Semiqualeificados (5)	Qualificados (6)
1981	192	510	1.363	17,4	9,6	6,8
1982	192	521	1.495	17,6	9,5	7,1
1983	173	463	1.219	15,6	9,6	7,6
1984	162	418	1.189	18,3	9,9	7,4
1985	176	477	1.369	18,8	10,0	7,7
1986	214	551	1.783	19,6	10,6	7,9
1987	137	387	1.310	19,3	10,2	7,8
1988	144	389	1.212	20,0	10,1	7,8
1989	162	466	1.355	20,2	10,1	8,0
1990	147	431	1.343	20,5	10,2	8,0
1992	201	424	1.056	19,9	9,6	8,6
1993	190	407	1.113	22,2	10,2	8,9
1995	195	420	1.309	22,7	10,7	10,1
1996	185	419	1.225	24,2	11,3	10,7
1997	189	409	1.234	23,9	11,6	11,1
1998	202	447	1.235	24,4	12,1	11,9
1999	197	424	1.238	25,5	12,2	11,8
Δ (1999-1981)	2,6	-17,0	-9,1	45,9	27,7	73,2
Δ (1990-1981)	-23,6	-15,5	-1,4	17,5	6,5	16,8
Δ (1999-1990)	34,3	-1,8	-7,8	24,1	20,0	48,3

Fonte: PNAD.

Notas: A amostra é formada pelos indivíduos residentes nas áreas urbanas com mais de 25 anos. As médias são calculadas apenas para pessoas que recebem alguma renda de aposentadoria.

A Tabela 4 mostra, também, que a proporção de indivíduos com 25 anos ou mais recebendo aposentadoria cresceu, continuamente, entre 1981 e 1999, resultado fortemente influenciado pelas mudanças demográficas, já que ocorreu um envelhecimento da população nesse período. Nota-se que os aumentos mais acentuados verificaram-se na década de 1990, e que foram maiores para os não-qualificados. Enquanto esse grupo ampliou em 5 p.p. a percentagem de indivíduos com renda de aposentadoria, entre os semiqualeificados e os qualificados os aumentos foram de 2 p.p. e 3,8 p.p., respectivamente. Portanto, para os não-qualificados ocorreram elevações tanto no valor médio das aposentadorias quanto na proporção de indivíduos recebendo esse benefício. Para os semiqualeificados e qualificados os aumentos ocorreram basicamente devido à maior proporção de pessoas recebendo aposentadoria.¹⁵

Para analisar a evolução das características das pessoas que receberam renda de aposentadoria entre 1981 e 1999, são definidas na Tabela 5 três categorias: indivíduos entre 25 e 59 anos que participam da PEA, indivíduos, nessa mesma faixa de idade, que não participam da PEA e pessoas com 60 anos ou mais. No primeiro desses grupos as proporções dos que receberam aposentadoria são muito pequenas nos três níveis de qualificação. Embora tenham ocorrido aumentos ao longo do tempo, as magnitudes dessas variações também são relativamente baixas.

Para os indivíduos entre 25 e 59 anos que não participam da PEA as proporções dos que receberam aposentadoria aumentaram para os três grupos de qualificação durante a década de 1990, mas, principalmente, para os qualificados. Os não-qualificados experimentaram um crescimento de 1,6 p.p., semiqualeificados de 2 p.p. e qualificados um aumento bem maior, de 7,8 p.p., passando de 15,7% para 23,5%, entre 1990 e 1999. Esse resultado parece revelar que, entre os trabalhadores qualificados, a elevação da percentagem de pessoas recebendo aposentadorias pode ter levado a uma redução da taxa de participação na força de trabalho, efeito que não parece ser verdadeiro para os não-qualificados.

Os maiores aumentos na proporção de pessoas que receberam aposentadoria foram verificados para aqueles com 60 anos ou mais. Os não-qualificados registraram um crescimento de 6,4 p.p. entre 1990 e 1999, após um aumento de apenas 2 p.p. na década anterior. Para os semiqualeificados as proporções de pessoas nesse grupo recebendo aposentadoria subiu 3,9 p.p. na década de 1980 e 5,5 p.p. na década de 1990, enquanto, para os qualificados, as variações nessas duas décadas foram de 5,5 p.p. e 8,3 p.p., respectivamente.

O rendimento médio do trabalho principal diminuiu entre 1981 e 1999; na década de 1980 a queda foi de 8,6% e na de 1990 a redução foi de 13,4%. Os três grupos de qualificação apresentaram tendências muito semelhantes durante os anos de 1980, com os rendimentos caindo em torno de 18%. Na década de 1990, no entanto, as diferenças no comportamento dessa variável foram mais marcantes. As menores reduções ocorreram para os não-qualificados, 15,9%, e as maiores para os semiqualeificados, 22,2%. O rendimento médio do trabalho principal dos trabalhadores qualificados baixou 18% nos anos 1990.

15. Não se pode fazer uma relação direta entre os resultados das Tabelas 3 e 4 pelo fato de, em um mesmo domicílio, os indivíduos poderem apresentar qualificações diferentes e, por exemplo, a aposentadoria domiciliar *per capita* de um indivíduo qualificado ser proveniente da aposentadoria recebida por um não-qualificado.

TABELA 5

PERCENTAGEM DOS QUE RECEBEM APOSENTADORIA POR GRUPOS DE IDADE E PARTICIPAÇÃO NA PEA

[em %]

Ano	Indivíduos entre 25 e 59 anos na PEA			Indivíduos entre 25 e 59 anos que não participam da PEA			Indivíduos com 60 anos ou mais		
	Não-qualificados	Semiqua- lificados	Qualificados	Não-qualificados	Semiqua- lificados	Qualificados	Não-qualificados	Semiqua- lificados	Qualificados
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
1981	2,1	2,1	1,8	12,3	10,9	11,8	53,7	48,7	60,5
1982	2,2	2,0	1,6	12,0	10,9	12,3	55,1	49,4	64,3
1983	1,9	2,1	1,9	11,1	10,8	15,2	47,8	49,0	63,1
1984	1,9	1,9	1,9	12,8	11,4	14,7	54,8	52,2	66,3
1985	2,3	1,9	1,9	12,6	11,7	16,2	55,8	51,6	67,7
1986	2,6	2,1	2,0	12,7	11,8	15,9	56,5	54,4	67,4
1987	2,5	2,5	2,0	12,5	10,4	15,5	55,3	53,8	65,2
1988	3,0	2,2	1,9	12,2	10,5	16,0	55,7	54,3	66,4
1989	2,4	2,1	2,0	13,1	10,7	15,5	55,1	52,8	66,4
1990	2,4	2,1	2,1	12,4	10,4	15,7	55,7	52,6	66,0
1992	2,0	1,8	2,3	11,7	9,7	16,8	55,7	55,7	69,2
1993	2,5	1,9	2,4	13,4	10,4	18,5	59,1	56,7	70,5
1995	2,4	2,4	3,0	12,4	10,4	20,6	60,5	57,5	72,2
1996	2,7	2,6	3,4	13,0	10,4	20,6	62,3	58,2	72,8
1997	2,8	2,7	3,7	13,3	10,9	22,8	60,8	58,8	72,3
1998	2,7	3,0	4,1	13,8	12,1	23,7	61,0	57,7	74,0
1999	2,8	2,9	3,9	14,0	12,4	23,5	62,1	58,1	74,3
Δ (1999-1981)	0,67	0,80	2,07	1,71	1,42	11,75	8,48	9,40	13,82
Δ (1990-1981)	0,35	-0,01	0,33	0,14	-0,58	3,90	2,08	3,87	5,46
Δ (1999-1990)	0,33	0,81	1,75	1,57	2,00	7,85	6,40	5,53	8,35

Fonte: PNAD.

Nota: A amostra é formada pelos indivíduos residentes nas áreas urbanas com mais de 25 anos.

Com o crescimento da aposentadoria domiciliar *per capita* e a queda dos rendimentos, a participação da aposentadoria na renda domiciliar *per capita* aumentou, consideravelmente, na década de 1990. Entre 1990 e 1999, a participação da aposentadoria subiu de 3,1% para 6,5% da renda domiciliar *per capita* para os indivíduos não-qualificados. No caso dos semiqua-*lificados*, a participação da aposentadoria durante esse período aumentou de 3,4% para 5,9%, enquanto para os qualificados ocorreu uma elevação de 4,1% para 7%.

TABELA 6
RENDIMENTO MÉDIO DO TRABALHO PRINCIPAL E PARTICIPAÇÃO DA APOSENTADORIA NA RENDA DOMICILIAR

Ano	Rendimento médio do trabalho principal (R\$ de 1999)				Participação da aposentadoria na renda domiciliar <i>per capita</i> (%)			
	Não-qualificados	Semiqua- lificados	Qualificados	Total	Não-qualificados	Semiqua- lificados	Qualificados	Total
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1981	353,0	630,1	1544,6	731	3,3	3,6	3,6	3,5
1982	343,2	630,9	1554,4	731	3,3	3,6	3,3	3,4
1983	278,7	508,6	1235,8	599	3,2	3,7	3,8	3,7
1984	272,8	492,1	1198,9	587	3,5	3,7	3,5	3,5
1985	307,2	562,1	1393,3	690	3,3	3,4	3,5	3,5
1986	480,2	821,5	1935,0	1007	2,9	3,0	3,5	3,2
1987	335,5	567,6	1417,2	724	2,6	3,2	3,3	3,2
1988	281,0	513,8	1355,0	681	3,5	3,3	3,1	3,2
1989	320,0	576,9	1454,1	755	3,0	3,4	3,5	3,4
1990	287,2	513,5	1253,1	668	3,1	3,4	4,1	3,7
1992	239,4	408,1	948,1	518	4,9	4,4	5,3	5,0
1993	233,7	399,1	1018,1	538	5,2	4,6	5,1	4,9
1995	277,2	480,1	1221,2	653	4,8	4,5	5,1	4,9
1996	289,5	487,3	1197,2	664	4,8	4,6	5,5	5,2
1997	277,3	460,4	1177,5	652	5,2	4,7	5,7	5,4
1998	263,5	435,0	1141,3	633	5,7	5,7	6,3	6,1
1999	241,6	399,3	1027,2	579	6,5	5,9	7,0	6,7
Δ (1999-1981)	-31,6	-36,6	-33,5	-20,9	95,2	64,8	96,5	87,8
Δ (1990-1981)	-18,6	-18,5	-18,9	-8,6	-7,4	-6,2	13,3	5,6
Δ (1999-1990)	-15,9	-22,2	-18,0	-13,4	110,9	75,8	73,4	77,8

Fonte: PNAD.

Nota: A amostra é formada pelos indivíduos residentes nas áreas urbanas entre 25 e 59 anos que participam da PEA.

4.3 TAXA DE PARTICIPAÇÃO

Entre 1981 e 1999 a taxa de participação na força de trabalho dos indivíduos entre 25 e 59 anos aumentou de 65% para 75%, como mostra a Tabela 7. Esse crescimento foi distribuído igualmente entre as décadas de 1980 e 1990. Aumentos na taxa de participação também foram observados para os três grupos de qualificação separadamente.¹⁶ A taxa de participação dos não-qualificados elevou-se em 8 p.p. entre 1981 e 1999, enquanto para os semiqua-
 lificados e os qualificados os aumentos foram de 8,5 p.p. e 2 p.p., respectivamente.

16. As Tabelas A.1 e A.2 do Apêndice mostram que esse aumento foi influenciado, nos três grupos de qualificação, pelo comportamento das mulheres. A taxa de participação dos homens diminuiu durante os anos 1980 e 1990.

Outro fato que pode ser verificado pela Tabela 7 é que os aumentos na taxa de participação dos semiquualificados e qualificados foram maiores na década de 1990 do que na de 1980. Por outro lado, a maior parte da variação na participação dos não-qualificados ocorreu durante a década de 1980. Portanto, o ritmo de crescimento na taxa de participação de trabalhadores não-qualificados na força de trabalho diminuiu nos anos 1990.

TABELA 7
TAXA DE PARTICIPAÇÃO POR QUALIFICAÇÃO — 1981-1999
[em %]

Ano	Não-qualificados (1)	Semiquualificados (2)	Qualificados (3)	Total (4)
1981	57,36	64,91	81,60	64,92
1982	59,64	65,99	82,52	66,46
1983	59,37	65,61	82,07	66,37
1984	59,36	66,17	82,14	66,77
1985	60,20	66,88	82,73	67,86
1986	59,71	67,37	83,07	68,10
1987	61,85	68,60	82,85	69,51
1988	62,06	68,40	83,02	69,83
1989	61,18	68,94	82,91	69,78
1990	62,57	68,87	82,05	70,30
1992	63,80	71,05	83,57	72,06
1993	63,44	71,28	83,70	72,23
1995	64,58	72,87	84,17	73,52
1996	62,90	71,48	83,22	72,46
1997	63,62	72,10	84,08	73,40
1998	63,94	72,23	83,86	73,61
1999	65,35	73,43	83,50	74,58
Δ (1999-1981)	8,00	8,52	1,91	9,66
Δ (1990-1981)	5,21	3,96	0,45	5,38
Δ (1999-1990)	2,79	4,55	1,45	4,28

Fonte: PNAD.

Nota: A amostra é formada pelos indivíduos residentes nas áreas urbanas entre 25 e 59 anos.

4.4 CONCLUSÃO

De acordo com as evidências apresentadas nesta seção, a aposentadoria domiciliar *per capita* aumentou nos domicílios ocupados por indivíduos entre 25 e 59 anos, participando da força de trabalho. Com a redução no rendimento médio do trabalho principal, a importância da aposentadoria na renda domiciliar *per capita* foi bastante ampliada durante a década de 1990. Durante esse período também ocorreram elevações substanciais na taxa de desemprego e no desemprego de longo prazo,

principalmente para os trabalhadores não-qualificados. As evidências também mostram que a taxa de participação dos trabalhadores não-qualificados apresentou um crescimento mais baixo durante os anos 1990.

Na Seção 6 são apresentados os resultados empíricos procurando avaliar o papel desempenhado por essas variações na aposentadoria para as trajetórias do desemprego de cada grupo de qualificação. A Seção 7 mostra os resultados estimados para os efeitos da aposentadoria sobre a taxa de participação e o não-emprego.

5 METODOLOGIA

A análise empírica implementada para investigar o impacto das aposentadorias sobre o desemprego, a participação e o não-emprego é baseada em informações de *cross-sections* repetidas para 17 edições da PNAD. Os dados da PNAD não permitem que os mesmos indivíduos sejam seguidos ao longo do tempo. No entanto, pode-se seguir coortes definidas por algumas características pelas quais os indivíduos podem ser identificados. Então, através das amostras aleatórias de cada coorte, em cada período de tempo, pode-se construir uma base de dados como se os dados em painel estivessem disponíveis [Deaton (1985) e Browning, Irish e Deaton (1985)].

Para definir as coortes são usados o ano de nascimento e o nível de qualificação dos indivíduos. Dessa maneira, em cada ano da pesquisa as pessoas são divididas em três grupos de qualificação, e em cada um desses, em mais um subgrupo para cada ano de nascimento. Portanto, para cada período são obtidas 105 observações, já que a amostra inclui indivíduos entre 25 e 59 anos. Nos 17 anos de PNAD utilizados, tem-se então 1.785 observações.

Um problema com essa metodologia é que os indivíduos em uma coorte são diferentes de um período de tempo para outro. Em cada coorte as médias das variáveis podem ser usadas para aproximar as verdadeiras médias populacionais das coortes, que não são observadas. Entretanto, como ressaltado por Deaton (1985), essas médias baseadas nas amostras apenas podem estimar as verdadeiras coortes populacionais com erros de medida, o que pode levar a estimativas inconsistentes. Nesse caso, todas as variáveis, exceto as *dummies*, estão sujeitas a erros.

Se o tamanho amostral das coortes é suficientemente grande, os erros amostrais tendem para 0, e as verdadeiras médias das coortes podem ser substituídas pelas médias amostrais.¹⁷ Embora possa parecer inferior, esse método apresenta algumas vantagens em relação ao uso de dados em painel, pois, como a representatividade das coortes é constante, não há problema de atrito. Outra vantagem é que os erros de medida são minimizados quando as médias amostrais são usadas como estimativas das médias populacionais.

A Tabela A.3 do Apêndice apresenta informações sobre o número de observações da PEA em cada coorte. A menor coorte, entre todas as 1.785 utilizadas nesse caso, tem 53 observações. Nas coortes mais antigas de trabalhadores qualificados há um número

17. Esse é o método normalmente empregado na literatura [Baltagi (1995)]. Caso as médias amostrais não sejam uma boa aproximação para as verdadeiras médias populacionais, Deaton (1985) propõe um método de correção para os erros de medida utilizando dados individuais para estimar a variância do erro.

menor de observações. Excetuando esses casos, a grande maioria das coortes apresenta tamanho mínimo superior a 300 observações. Como cada coorte apresenta um número de observações bastante grande, as médias amostrais devem ser boas aproximações das verdadeiras médias populacionais, permitindo estimar o modelo com *cross-sections* repetidas como se tivéssemos dados em painel. Para ter mais garantias de que essa hipótese é satisfeita, as regressões também são estimadas excluindo as coortes de indivíduos com 55 anos ou mais, evitando os números mais baixos de observações nas coortes de trabalhadores qualificados com mais idade. De uma forma geral, os resultados são bastante semelhantes aos encontrados quando são utilizados os trabalhadores entre 25 e 59 anos.

Usando dados de indivíduos pertencentes à PEA, são calculadas, em cada coorte, as taxas de desemprego total e de longo prazo e a razão entre desempregados de longo prazo e o total de trabalhadores desempregados. Também em cada uma das células é calculada a média da aposentadoria domiciliar *per capita*,¹⁸ e as evidências empíricas são baseadas nos efeitos dessa variável sobre o desemprego.

Vários controles são incluídos nas regressões. Como as gerações mais novas encontraram taxas de desemprego cada vez mais altas, os efeitos fixos devem captar essa tendência de aumento, com coeficientes maiores para as coortes mais novas. O desemprego também varia entre grupos de idade pelos efeitos da experiência no mercado de trabalho sobre a produtividade, e pelas diferenças na intensidade de busca e no salário de reserva.¹⁹ A idade é representada nas regressões por variáveis *dummies* ou por polinômios.²⁰

As condições macroeconômicas também devem influenciar o desemprego de todos os grupos em cada período de tempo. Aumentos no nível de atividade devem levar a uma redução da taxa de desemprego, e para captar esses efeitos são incluídas as variações do logaritmo do PIB entre dois períodos de tempo. Maiores taxas de inflação podem tornar os salários mais flexíveis, levando a uma redução do desemprego [Card e Hyslop (1996)]. Conseqüentemente, a estabilização da inflação após o Plano Real pode ter contribuído para uma taxa de desemprego maior, ao aumentar a rigidez salarial. Esse efeito é captado pela taxa de inflação, que, assim como o PIB, é igual para todas as coortes em um mesmo período de tempo.

A especificação básica adotada para estimar a relação entre renda de aposentadoria e taxa de desemprego é a seguinte:

$$u_{ct} = \alpha_c + I_{ct} + \beta(\Delta PIB_t) + \eta(Inflação_t) + \gamma(A_{ct}) + \varepsilon_{ct} \quad (15)$$

18. Embora a razão entre a aposentadoria *per capita* e o rendimento médio seja uma representação melhor da importância da aposentadoria para o salário de reserva dos indivíduos, deve haver endogeneidade dessa variável em relação à taxa de desemprego. De acordo com as evidências empíricas para a curva de salário [Blanchflower e Oswald (1994)], maiores taxas de desemprego estão associadas a menores rendimentos. Dessa maneira, maiores taxas de desemprego levam a uma redução dos rendimentos e, conseqüentemente, a uma razão entre aposentadoria e rendimentos maior.

19. Para mais evidências no caso brasileiro de diferenças na taxa de desemprego entre grupos de idade, ver Camargo e Reis (2005).

20. Pelo fato de variáveis para coorte e idade terem sido incluídas, a utilização de *dummies* de tempo não permitiria identificar o modelo [Deaton e Paxson (1994)]. Por isso, os efeitos temporais são captados por variáveis macroeconômicas, como o PIB e a inflação.

onde:

u_{ct} = taxa de desemprego na coorte c no período t ;

α_c = efeito fixo da coorte c ;

I_{ct} = *dummies* ou polinômios de idade;

ΔPIB_t = variação no logaritmo do PIB entre os períodos t e $t-1$;

$Inflação_t$ = taxa de inflação no período t medida pelo INPC de setembro; e

A_{ct} = aposentadoria. Essa variável é representada pelo logaritmo da média da aposentadoria domiciliar *per capita* em cada célula.

A equação (15) é estimada separadamente para cada um dos grupos de qualificação. Os efeitos da aposentadoria sobre a taxa de desemprego também são estimados usando dados de todos os grupos de qualificação, mas os coeficientes da idade, da renda da aposentadoria e os efeitos fixos são específicos de cada grupo, através de interações entre essas variáveis e *dummies* para os grupos de qualificação. Todas as regressões são implementadas pelo método de mínimos quadrados ponderados, em que o número relativo de indivíduos na força de trabalho em cada célula é utilizado como peso.

Maiores aposentadorias podem ter efeito também sobre a taxa de desemprego de longo prazo (u_{ct}^{LP}), pois, aumentando o salário de reserva, os trabalhadores se tornam mais seletivos na escolha do emprego, preferindo um período maior de desemprego para tentar obter um salário mais alto. Para testar a hipótese de que maiores rendas provenientes de aposentadoria levam a aumentos no desemprego de longo prazo, é estimada a seguinte equação:

$$u_{ct}^{LP} = \alpha_c + I_{ct} + \beta(\Delta PIB_t) + \eta(Inflação_t) + \gamma(A_{ct}) + \varepsilon_{ct} \quad (16)$$

A aposentaria também pode influenciar a participação dos desempregados de longo prazo no desemprego total. Usando como variável dependente a proporção dos desempregados que estão sem emprego há mais de 1 ano em cada coorte, em cada período de tempo (P_{ct}^{LP}), esse efeito é testado estimando a seguinte equação:

$$P_{ct}^{LP} = \alpha_c + I_{ct} + \beta(\Delta PIB_t) + \eta(Inflação_t) + \gamma(A_{ct}) + \varepsilon_{ct} \quad (17)$$

Para testar a robustez dos resultados, são estimadas algumas especificações alternativas. A taxa de desemprego, normalmente, apresenta uma alta persistência ao longo do tempo, de maneira que a inclusão de um componente auto-regressivo da taxa de desemprego pode ser importante. A dificuldade de estimar um modelo dinâmico desse tipo com *cross-sections* repetidas é que, como os dados são extraídos de amostras independentes em diferentes períodos de tempo, os valores defasados da variável dependente não são observados, pois os indivíduos, em uma coorte, não são os mesmos nos diferentes períodos. Moffitt (1993) sugere substituir a variável dependente defasada pelo valor previsto através de uma regressão auxiliar, usando como instrumentos variáveis para coorte, fixas no tempo, e funções do período. Moffitt (1993), porém, não permite a inclusão de efeitos fixos para as coortes.

Verbeek e Vella (2002) sugerem um estimador muito mais simples, incluindo um conjunto de *dummies* de coorte diretamente no modelo estimado. Agregando os dados em médias por coorte, o modelo dinâmico pode ser estimado aplicando mínimos quadrados, já que o uso de dados agrupados é equivalente a usar variáveis instrumentais. Estimando o modelo como se tivéssemos dados em painel:

$$u_{c(t),t} = \alpha u_{c(t),t-1} + X'_{c(t),t-1} \beta + Z'_{c(t)} \lambda + \eta_{c(t),t} \quad (18)$$

onde $Z'_{c(t)}$ representa as *dummies* de coorte e o subscrito $c(t)$ destaca o fato de que as amostras das coortes são diferentes em cada período. Os parâmetros α e β são estimados de forma consistente desde que todas as variáveis exógenas apresentem variação no tempo e entre coortes.²¹

Outros resultados são obtidos a partir das estimativas das probabilidades de desemprego e de desemprego de longo prazo com dados individuais. Dividindo os indivíduos por qualificação, essas probabilidades são estimadas através de um *logit* com *dummies* para as coortes de nascimento:

$$Prob(y_{it} = 1) = F(\alpha_i, I_{it}, \Delta PIB, \text{Inflação}, A_{it}, X_{it}, \omega_{it}) \quad (19)$$

onde a variável y_{it} assume o valor 1 no caso do trabalhador i se encontrar desempregado e 0, caso contrário. X_{it} é uma matriz de características individuais e ω_{it} é o erro da regressão, que tem distribuição logística.

As mesmas estratégias descritas anteriormente são utilizadas para estimar os efeitos da aposentadoria domiciliar *per capita* sobre as taxas de participação e de não-emprego. Nesses casos, as variáveis em cada coorte são calculadas usando todos os indivíduos entre 25 e 59 anos.

6 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA OS EFEITOS DA APOSENTADORIA DOMICILIAR *PER CAPITA* SOBRE O DESEMPREGO

Os resultados empíricos para os efeitos da aposentadoria sobre o desemprego são apresentados em três subseções. Primeiramente, são mostrados os resultados básicos correspondentes às equações (15), (16) e (17). A segunda subseção contém os resultados para algumas especificações alternativas, que consistem na inclusão da variável dependente defasada e na utilização de toda a amostra com interações entre as *dummies* de qualificação e a aposentadoria domiciliar *per capita*. Na subseção seguinte são revelados os resultados estimados com dados individuais.

6.1 RESULTADOS BÁSICOS

A Tabela 8 mostra os resultados estimados usando a equação (15) para os trabalhadores não-qualificados. Na coluna (i) são usados como variáveis de controle os efeitos fixos para as coortes, as *dummies* de idade, a taxa de inflação e a variação no

21. Modelos dinâmicos com dados em painel geram estimadores viesados. Verbeek e Vella (2002) ressaltam que o modelo dinâmico com dados em painel gera um viés bem maior do que com estimadores baseados nas médias das coortes.

logaritmo do PIB em relação ao ano anterior. Na coluna (ii), a taxa de inflação é substituída por uma *dummy*, que é igual a 1 para o período posterior ao Plano Real, com a inflação estabilizada, e 0, no período anterior. A diferença da coluna (iii) em relação à primeira é que a idade é representada por um polinômio de terceiro grau e são usados controles regionais, representados pelas proporções de trabalhadores com a qualificação analisada em cada uma das regiões do país. Na regressão apresentada na coluna (iv) os indivíduos que recebem diretamente aposentadoria são excluídos da amostra.

TABELA 8
EFEITOS DA APOSENTADORIA SOBRE A TAXA DE DESEMPREGO (NÃO-QUALIFICADOS)
[variável dependente: taxa de desemprego]

	(i)	(ii)	(iii)	(iv) ^c
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,011 (3.73)	0,010 (3.68)	0,009 (3.28)	0,011 (4.35)
Inflação	-0,0002 (3.39)		-0,0002 (3.43)	-0,0002 (3.32)
<i>Dummy</i> : estabilização da inflação ^a		0,012 (4.36)		
Δ PIB	-0,142 (7.13)	-0,142 (7.69)	-0,140 (7.53)	-0,140 (6.97)
Intercepto	-0,059 (8.7)	-0,035 (3.65)	-0,039 (3.29)	-0,057 (8.13)
Efeitos fixos para as coortes	x	x	x	x
<i>Dummies</i> de idade	x	x		x
Polinômio de terceiro grau para a idade			x	
Controles regionais ^b			x	
R^2	0,80	0,80	0,80	0,80
Número de observações	595	595	595	595

Fonte: PNAD.

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como ponderador.

As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

^a A *dummy* para estabilização da inflação é igual a 1 para períodos posteriores a 1994 e 0, caso contrário.

^b Os controles regionais são as proporções de trabalhadores não-qualificados em cada região.

^c Os indivíduos que recebem diretamente renda de aposentadoria são excluídos.

Em todas as especificações os coeficientes da aposentadoria domiciliar *per capita* são positivos e significativamente diferentes de 0. De acordo com esses resultados, portanto, aumentos na aposentadoria estão associados a aumentos na taxa de desemprego para os trabalhadores não-qualificados. Quanto aos resultados para outras variáveis, aumentos no PIB e na taxa de inflação têm o efeito de reduzir a taxa

de desemprego, como se esperava. A variável *dummy* para o período de estabilização apresenta coeficientes significativamente positivos.

Na Tabela 9 são apresentados os resultados usando a amostra de trabalhadores semiquualificados. Nas quatro especificações adotadas, a aposentadoria domiciliar *per capita* revela coeficientes positivos, mas em nenhum caso significativo para o nível de 10%. Os resultados para o PIB e a inflação são semelhantes aos da Tabela 8.

TABELA 9
EFEITOS DA APOSENTADORIA SOBRE A TAXA DE DESEMPREGO (SEMIQUALIFICADOS)
[variável dependente: taxa de desemprego]

	(i)	(ii)	(iii)	(iv) ^c
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,004 (1.37)	0,004 (1.39)	0,004 (1.21)	0,002 (0.78)
Inflação	-0,0002 (3.1)		-0,0002 (3.59)	-0,0002 (3.19)
<i>Dummy</i> : estabilização da inflação ^a		0,010 (3.41)		
Δ PIB	-0,120 (5.64)	-0,123 (6.21)	-0,124 (6.26)	-0,117 (5.48)
Intercepto	-0,029 (3.47)	-0,010 (0.91)	-0,075 (5.91)	-0,020 (2.72)
Efeitos fixos para as coortes	x	x	x	x
<i>Dummies</i> de idade	x	x		x
Polinômio de terceiro grau para a idade			x	
Controles regionais ^b			x	
R^2	0,85	0,85	0,86	0,86
Número de observações	595	595	595	595

Fonte: PNAD.

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como ponderador.

As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

^a A *dummy* para estabilização da inflação é igual a 1 para períodos posteriores a 1994 e 0, caso contrário.

^b Os controles regionais são as proporções de trabalhadores semiquualificados em cada região.

^c Os indivíduos que recebem diretamente renda de aposentadoria são excluídos.

A Tabela 10 mostra os resultados estimados para os trabalhadores qualificados. As conclusões são bem parecidas com as obtidas no caso dos trabalhadores semiquualificados. Os efeitos da aposentadoria domiciliar *per capita* sobre a taxa de desemprego também não são significativos.

De acordo com os resultados das Tabelas 8, 9 e 10, portanto, apenas para os trabalhadores não-qualificados são encontradas evidências de que maiores aposentadorias levam a aumentos na taxa de desemprego em todas as regressões. Para os demais grupos, não são encontrados resultados significativos.

TABELA 10
EFEITOS DA APOSENTADORIA SOBRE A TAXA DE DESEMPREGO (QUALIFICADOS)
 [variável dependente: taxa de desemprego]

	(i)	(ii)	(iii)	(iv) ^c
Aposentadoria	-0,0005	0,0010	-0,0006	-0,0012
domiciliar <i>per capita</i>	(0.25)	(0.48)	(0.31)	(0.67)
Inflação	-0,0002		-0,0002	-0,0002
	(3.76)		(4.2)	(3.65)
<i>Dummy</i> : estabilização da inflação ^a		0,006		
		(2.75)		
Δ PIB	-0,072	-0,076	-0,075	-0,068
	(3.86)	(4.31)	(4.33)	(3.65)
Intercepto	0,007	0,013	0,004	0,034
	(0.84)	(1.24)	(0.44)	(5.25)
Efeitos fixos para as coortes	x	x	x	x
<i>Dummies</i> de idade	x	x		x
Polinômio de terceiro grau para a idade			x	
Controles regionais ^b			x	
R^2	0,84	0,84	0,84	0,85
Número de observações	595	595	595	595

Fonte: PNAD.

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como ponderador.

As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

^a A *dummy* para estabilização da inflação é igual a 1 para períodos posteriores a 1994 e 0, caso contrário.

^b Os controles regionais são as proporções de trabalhadores qualificados em cada região.

^c Os indivíduos que recebem diretamente renda de aposentadoria são excluídos.

Os efeitos da aposentadoria sobre a taxa de desemprego de longo prazo, obtidos a partir da equação (16), são representados na Tabela 11. De acordo com os resultados, aumentos na aposentadoria domiciliar *per capita* levam a elevações nas taxas de desemprego de longo prazo dos trabalhadores não-qualificados e semiquilificados, nas colunas (i) e (ii). Para os qualificados, porém, o coeficiente dessa variável não é significativamente diferente de 0 [coluna (iii)]. Aumentos na inflação e no PIB reduzem as taxas de desemprego de longo prazo para todos os grupos de trabalhadores.

TABELA 11

EFEITOS DA APOSENTADORIA SOBRE A TAXA DE DESEMPREGO DE LONGO PRAZO

[variável dependente: taxa de desemprego de longo prazo (desempregados há mais de 1 ano sem emprego)]

	Não-qualificados	Semiquualificados	Qualificados
	(i)	(ii)	(iii)
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,0056 (3.76)	0,0062 (3.62)	0,0005 (0.32)
Inflação	-0,0001 (3.82)	-0,0001 (2.24)	-0,0001 (3.61)
Δ PIB	-0,042 (4.50)	-0,049 (4.36)	-0,034 (2.60)
Intercepto	-0,044 (9.49)	-0,045 (8.73)	-0,013 (2.32)
Efeitos fixos para as coortes	x	x	x
<i>Dummies</i> de idade	x	x	x
R^2	0,76	0,83	0,76
Número de observações	595	595	595

Fonte: PNAD.

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como ponderador.

As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

A Tabela 12 mostra os resultados estimados para a equação (17), em que a variável dependente é a proporção de desempregados de longo prazo no total de trabalhadores desempregados. Pode-se notar, pelas colunas (i) e (ii), que aumentos na aposentadoria domiciliar *per capita* levam ao crescimento da proporção de desempregados de longo prazo para os não-qualificados e os semiquualificados. O resultado para os trabalhadores qualificados não é significativamente diferente de 0. A taxa de inflação apresenta resultados não-significativos e o coeficiente do PIB passa a ser positivo e significativamente diferente de 0. Esse resultado para o PIB está de acordo com o argumento de Blanchard e Diamond (1994) de que nos períodos de recuperação da economia as firmas preferem contratar os trabalhadores há menos tempo desempregados, e com isso, ocorre um aumento na proporção de desempregados de longo prazo no total de trabalhadores desempregados.

Portanto, de acordo com os resultados estimados, aumentos na aposentadoria levam a elevações na taxa de desemprego dos trabalhadores não-qualificados. Esses resultados são válidos para as diferentes especificações adotadas. Para os trabalhadores semiquualificados e qualificados os efeitos da aposentadoria sobre a taxa de desemprego não se mostraram significativos. Os resultados também revelam que maiores aposentadorias têm como consequência o crescimento das taxas de desemprego de longo prazo de não-qualificados e semiquualificados. As proporções de desempregados de longo prazo nesses dois grupos também parecem aumentar como resultado de aposentadorias mais elevadas.²²

22. Replicando as regressões para uma amostra de trabalhadores entre 25 e 54 anos, os resultados encontrados são basicamente os mesmos apresentados anteriormente.

TABELA 12
EFEITOS DA APOSENTADORIA SOBRE A PROPORÇÃO DE DESEMPREGADOS DE LONGO PRAZO
 [variável dependente: proporção dos desempregados há mais de 1 ano sem emprego]

	Não-qualificados	Semiquualificados	Qualificados
	(i)	(ii)	(iii)
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,048 (2.29)	0,057 (2.67)	0,011 (0.29)
Inflação	-0,0003 (0.79)	-0,0004 (1.14)	0,0002 (0.32)
Δ PIB	0,233 (1.53)	0,002 (0.01)	0,397 (1.68)
Intercepto	-0,129 (1.79)	-0,308 (4.03)	-0,014 (0.09)
Efeitos fixos para as coortes	x	x	x
<i>Dummies</i> de idade	x	x	x
R^2	0,38	0,45	0,19
Número de observações	595	593	548

Fonte: PNAD.

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como ponderador.

As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

6.2 OUTRAS ESPECIFICAÇÕES

Para testar a robustez dos resultados encontrados na subseção anterior, são estimadas algumas regressões com especificações alternativas. Primeiramente, um termo auto-regressivo é incluído para captar a persistência da taxa de desemprego em cada coorte ao longo do tempo. A taxa de desemprego defasada é positiva e significativa em todas as regressões estimadas, como a Tabela 13 mostra. A aposentadoria domiciliar *per capita* continua apresentando um efeito significativo sobre a taxa de desemprego dos trabalhadores não-qualificados.

A Tabela 14 repete a análise anterior, usando como variável dependente a taxa de desemprego de longo prazo. Mais uma vez, o componente auto-regressivo se mostra altamente significativo. A aposentadoria domiciliar *per capita* apresenta efeitos significativamente positivos sobre as taxas de desemprego de longo prazo de trabalhadores não-qualificados e semiquualificados. Portanto, os resultados dessa subseção mostram que a inclusão de um termo auto-regressivo para as taxas de desemprego não altera as conclusões obtidas na subseção anterior.

A Tabela 15 mostra os resultados estimados usando informações dos três grupos de qualificação nas regressões. Através da interação entre *dummies* de qualificação e aposentadoria são feitas comparações entre os grupos com relação aos impactos da aposentadoria domiciliar sobre as variáveis de desemprego. Os efeitos fixos de coorte são específicos de cada grupo de qualificação, assim como as tendências de idade.

TABELA 13

EFEITOS DA APOSENTADORIA SOBRE A TAXA DE DESEMPREGO — MODELO AUTO-REGRESSIVO

	Não-qualificados	Semiquualificados	Qualificados
	(i)	(ii)	(iii)
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,0054 (2.47)	0,0018 (0.97)	0,0016 (1.04)
Taxa de desemprego em ($t - 1$)	0,508 (13.07)	0,679 (21.39)	0,478 (10.76)
Intercepto	-0,036 (5.66)	-0,030 (4.55)	-0,024 (2.67)
Efeitos fixos para as coortes	x	x	x
<i>Dummies</i> de idade	x	x	x
R^2	0,838	0,917	0,863
Número de observações	544	544	544

Fonte: PNAD.

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como ponderador.

As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

TABELA 14

EFEITOS DA APOSENTADORIA SOBRE A TAXA DE DESEMPREGO DE LONGO PRAZO: MODELO AUTO-REGRESSIVO

	Não-qualificados	Semiquualificados	Qualificados
	(i)	(ii)	(iii)
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,0034 (2.58)	0,0036 (2.88)	0,0011 (1.03)
Taxa de desemprego de longo prazo em ($t - 1$)	0,364 (8.73)	0,578 (13.05)	0,425 (8.80)
Intercepto	-0,034 (8.76)	-0,028 (6.38)	-0,029 (4.94)
Efeitos fixos para as coortes	x	x	x
<i>Dummies</i> de idade	x	x	x
R^2	0,783	0,881	0,782
Número de observações	544	544	544

Fonte: PNAD.

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como ponderador.

As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

TABELA 15
EFEITOS DA APOSENTADORIA SOBRE O DESEMPREGO COM A AMOSTRA COMPLETA

Variáveis dependentes	Taxa de desemprego	Taxa de desemprego de longo prazo	Proporção de desempregados de longo prazo
	(i)	(ii)	(iii)
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,010 (3.71)	0,006 (4.04)	0,051 (2.44)
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i> x (não-qualificados)			
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i> x (semiquualificados)	-0,006 (1.54)	0,000 (0.06)	0,010 (0.34)
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i> x (qualificados)	-0,010 (3.09)	-0,005 (2.51)	-0,047 (1.17)
Inflação	-0,0002 (5.45)	-0,0001 (4.87)	-0,0002 -0,81
Δ PIB	-0,114 (9.28)	-0,043 (6.47)	0,171 1,78
Intercepto	0,032 (2.02)	-0,005 (0.60)	0,118 1,49
Efeitos fixos para as coortes	x	x	x
Polinômio de terceiro grau para a idade	x	x	x
R^2	0,84	0,80	0,47
Número de observações	1785	1785	1736

Fonte: PNAD.

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como ponderador.

As estatísticas-t são mostradas entre parênteses. A *dummy* para estabilização da inflação é igual a 1 para períodos posteriores a 1994 e 0, caso contrário.

Os efeitos fixos e os polinômios de idade são específicos de cada grupo de qualificação.

Usando a taxa de desemprego como variável dependente, os resultados na coluna (i) revelam que a aposentadoria domiciliar *per capita* aumenta o desemprego. As interações entre as *dummies* de qualificação e a aposentadoria domiciliar *per capita* mostram que, para os trabalhadores qualificados, o efeito é significativamente menor do que para os não-qualificados, que é o grupo de referência. As mesmas conclusões são válidas usando a taxa de desemprego de longo prazo, na coluna (ii). O efeito da aposentadoria sobre a proporção de desempregados de longo prazo também é significativamente positivo, e não são encontradas diferenças entre os grupos nesse caso.

6.3 RESULTADOS COM DADOS INDIVIDUAIS

Os resultados das regressões *logit* para a probabilidade de desemprego, conforme a equação (19), são mostrados na Tabela 16. Como variáveis de controle são incluídos controles para idade, região, gênero, variações do PIB, inflação e *dummies* de coorte.

TABELA 16
REGRESSÕES LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE DESEMPREGO

	Não-qualificados		Semiquualificados		Qualificados	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,0014 (6.11)	0,012	0,0011 (8.80)	0,006	0,0005 (15.03)	0,002
Idade	-0,147 (2.21)	-1,192	-0,2514 (4.82)	-1,488	-0,306 (3.78)	-1,150
Idade ²	0,005 (2.70)	0,036	0,0060 (4.40)	0,035	0,006 (2.94)	0,024
Idade ³	0,000 (2.44)	0,000	0,0000 (3.39)	0,000	0,000 (1.66)	0,000
Gênero	0,242 (12.68)	1,955	0,3663 (26.96)	2,168	0,406 (20.19)	1,528
Nordeste	0,137 (3.80)	1,109	0,2606 (9.54)	1,542	0,091 (2.47)	0,343
Sudeste	0,250 (6.93)	2,027	0,1129 (4.35)	0,668	-0,048 (1.34)	-0,179
Sul	0,236 (5.80)	1,907	-0,1599 (5.51)	-0,946	-0,385 (9.22)	-1,449
Centro-Oeste	0,129 (3.10)	1,048	-0,0840 (2.69)	-0,497	-0,356 (8.08)	-1,340
PIB	-3,551 (12.43)	-28,743	-2,8343 (12.8)	-16,777	-2,413 (7.00)	-9,073
Inflação	-0,003 (3.71)	-0,026	-0,0032 (5.07)	-0,019	-0,004 (4.12)	-0,015
Intercepto	-4,678 (4.65)	-37,871	-1,9993 (2.40)	-11,835	-1,118 (0.86)	-4,203
<i>Dummies</i> de coorte	x		x		x	
Observações	362837		600616		384758	
Log verossimilhança	-66123		-121948		-60234	
Pseudo-R ²	0,0406		0,041		0,0467	

Fonte: PNAD.

Notas: As estatísticas-t são mostradas entre parênteses.

Os efeitos marginais são calculados para o grupo de referência formado por homens de 40 anos, na região Sudeste, nascidos em 1960. Para o PIB e a inflação, são utilizadas as médias para todo o período. A aposentadoria domiciliar *per capita* é a média de todo o período para cada grupo de qualificação.

Para os três grupos de qualificação são encontradas evidências de que maiores aposentadorias aumentam a probabilidade de desemprego. A partir dos resultados estimados, são calculados os efeitos marginais de aumentos na aposentadoria sobre a probabilidade de desemprego em cada um dos três grupos de qualificação. Para isso, são definidos grupos de referência formados por homens, de 40 anos, residentes na região Sudeste, nascidos em 1960, em cada grupo de qualificação. A aposentadoria domiciliar *per capita*, o PIB e a taxa de inflação de referência são as médias em todo o período. Os

efeitos marginais são bem mais elevados para os trabalhadores não-qualificados.²³ De acordo com os resultados, um aumento em R\$ 100 na aposentadoria domiciliar *per capita* deve aumentar a probabilidade de desemprego dos trabalhadores não-qualificados em 1,2 p.p. Para os semiqualeificados o aumento é de 0,7 p.p. e para os qualificados o crescimento estimado é de apenas 0,2 p.p.

No Apêndice são apresentados resultados de regressões que incluem algumas características do domicílio e do indivíduo que recebe a aposentadoria. Para os três grupos de qualificação, a probabilidade de desemprego diminui, quando a proporção de crianças no domicílio é maior, já que isso deve reduzir o salário de reserva dos trabalhadores. A probabilidade de desemprego de um trabalhador também diminui, se a escolaridade média dos outros adultos no domicílio é alta. Esse resultado parece associado ao fato de que pessoas mais escolarizadas devem possuir mais informações, facilitando a colocação do membro do domicílio no mercado de trabalho. O efeito da aposentadoria domiciliar *per capita* sobre a probabilidade de desemprego é mais alto para os filhos dos aposentados, sugerindo que esses são favorecidos na distribuição da aposentadoria domiciliar entre os membros da residência. Em todas essas especificações são mantidos os resultados da Tabela 16 de que aumentos na aposentadoria domiciliar *per capita* aumentam a probabilidade de desemprego, principalmente para os trabalhadores não-qualificados.

A Tabela 17 mostra os resultados estimados para a probabilidade de desemprego de longo prazo. Maiores aposentadorias aumentam essas probabilidades nos três grupos de qualificação, e os efeitos marginais também mostram que o impacto é mais acentuado para os não-qualificados. Para os mesmos grupos de referência já definidos, um aumento em R\$ 100 na aposentadoria domiciliar *per capita* eleva a probabilidade de desemprego de longo prazo para os trabalhadores não-qualificados, semiqualeificados e qualificados em torno de 0,6 p.p., 0,35 p.p. e 0,1 p.p., respectivamente.

TABELA 17
REGRESSÕES LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE DESEMPREGO DE LONGO PRAZO

	Não-qualificados		Semiqualeificados		Qualificados	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,0022 (6.97)	0,018	0,0015 (8.37)	0,009	0,0006 (14.96)	0,002
Idade	-0,0996 (0.86)	-0,807	-0,1397 (1.73)	-0,827	-0,1705 (1.55)	-0,641
Idade ²	0,0040 (1.40)	0,033	0,0030 (1.41)	0,017	0,0025 (0.85)	0,009
Idade ³	0,0000 (1.13)	0,000	0,0000 (0.29)	0,000	0,0000 (0.35)	0,000

(continua)

23. Os valores da aposentadoria domiciliar dos trabalhadores qualificados são mais altos e também variaram mais em termos absolutos. Entretanto, a diferença dos efeitos marginais entre os não-qualificados e os qualificados é ainda mais acentuada. Entre 1981 e 1999 a variação na média da aposentadoria domiciliar *per capita* foi quatro vezes maior para os qualificados do que para os não-qualificados, enquanto os efeitos marginais são cerca de seis vezes maiores para os não-qualificados em comparação com os qualificados.

(continua)

	Não-qualificados		Semiqualficados		Qualificados	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais
Gênero	1,0386 (32.43)	8,408	1,1088 (51.63)	6,564	0,8457 (29.2)	3,180
Nordeste	0,0688 (1.22)	0,557	0,2392 (6.11)	1,416	0,0718 (1.49)	0,270
Sudeste	0,0927 (1.61)	0,750	-0,0823 (2.17)	-0,487	-0,1901 (4.04)	-0,715
Sul	-0,1078 (1.61)	-0,873	-0,5241 (11.88)	-3,103	-0,6202 (10.83)	-2,332
Centro-Oeste	-0,1366 (1.98)	-1,106	-0,3377 (7.18)	-1,999	-0,4887 (8.27)	-1,838
PIB	-2,5159 (4.68)	-20,367	-2,6916 (7.31)	-15,932	-2,0175 (4.24)	-7,587
Inflação	-0,0015 (1.01)	-0,012	-0,0019 (1.95)	-0,012	-0,0039 (2.95)	-0,015
Intercepto	-8,4662 (4.90)	-68,536	-6,1909 (4.57)	-36,646	-4,6988 (2.62)	-17,670
<i>Dummies</i> de coorte	x		x		x	
Observações	362837		600616		384758	
Log verossimilhança	-66123		-121948		-60234	
Pseudo- R^2	0,0406		0,041		0,0467	

Fonte: PNADs.

Notas: As estatísticas-t são mostradas entre parênteses.

Os efeitos marginais são calculados para o grupo de referência formado por homens de 40 anos, na região Sudeste, nascidos em 1960. Para o PIB e a inflação, são utilizadas as médias para todo o período. A aposentadoria domiciliar *per capita* é a média de todo o período para cada grupo de qualificação.

7 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA AS TAXAS DE PARTICIPAÇÃO E DE NÃO-EMPREGO

Nesta seção são apresentados os resultados estimados para o efeito da aposentadoria domiciliar *per capita* sobre a taxa de participação no mercado de trabalho e a taxa de não-emprego. A abordagem é a mesma utilizada para avaliar os efeitos sobre o desemprego, embora possam ser citados vários fatores que influenciam especificamente a decisão de participação, como doença ou incapacidade e as necessidades de cuidar de dependentes ou de realizar trabalhos domésticos sem remuneração.²⁴ Na Subseção 7.1 são mostradas as estimativas usando as médias por coorte, e na Subseção 7.2 são apresentados os resultados com dados individuais.

24. Para uma discussão sobre essas diferenças, ver Atkinson e Micklewright (1991).

7.1 RESULTADOS COM DADOS DE COORTES

A Tabela 18 apresenta os resultados para a taxa de participação. Pode-se notar que os efeitos da aposentadoria domiciliar *per capita* sobre a taxa de participação são negativos e significativos para os não-qualificados e os semiqualeificados, ou seja, aumentos na aposentadoria domiciliar *per capita* reduzem a taxa de participação. Para os qualificados, os coeficientes não são significativamente diferentes de 0. Os resultados também mostram que, para os não-qualificados, maiores taxas de inflação levam a crescimentos na participação, mas as variações no PIB não são significativas. Já para os semiqualeificados e os qualificados os coeficiente da taxa de inflação são não-significativos, enquanto as variações no PIB passam a apresentar efeitos positivos sobre a taxa de participação.

TABELA 18
EFEITOS DA APOSENTADORIA SOBRE A TAXA DE PARTICIPAÇÃO
[variável dependente: taxa de desemprego]

	Não-qualificados	Semiqualeificados	Qualificados
	(i)	(ii)	(iii)
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	-0,016 (3.10)	-0,012 (2.94)	0,0005 (0.15)
Proporção de indivíduos recebendo aposentadoria	-0,314 (4.18)	-0,32 (4.14)	-0,319 (5.14)
Inflação	0,0002 (2.51)	-0,00002 (0.29)	-0,00002 (0.27)
Δ PIB	0,021 (1.00)	0,046 (2.75)	0,088 (4.34)
Intercepto	0,525 (50.76)	0,588 (49.35)	0,905 (36.41)
Efeitos fixos para as coortes	x	x	x
<i>Dummies</i> de idade	x	x	x
R^2	0,95	0,968	0,954
Número de observações	595	595	595

Fonte: PNAD.

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como ponderador.

As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

Os resultados para a taxa de não-emprego, apresentados na Tabela 19, mostram que maiores aposentadorias aumentam o não-emprego para os não-qualificados e os semiqualeificados, enquanto os efeitos sobre os qualificados não são significativos.

TABELA 19
EFEITOS DA APOSENTADORIA SOBRE A TAXA DE NÃO-EMPREGO
 [variável dependente: taxa de desemprego]

	Não-qualificados	Semiquualificados	Qualificados
	(i)	(ii)	(iii)
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,024 (3.97)	0,015 (3.19)	-0,003 (0.70)
Proporção de indivíduos recebendo aposentadoria	0,240 (2.79)	0,330 (3.79)	0,339 (5.52)
Inflação	-0,0003 (3.66)	-0,0001 (1.52)	-0,0001 (2.14)
Δ PIB	-0,108 (4.39)	-0,128 (6.18)	-0,143 (6.46)
Intercepto	0,427 (40.44)	0,386 (27.93)	0,112 (4.36)
Efeitos fixos para as coortes	x	x	x
<i>Dummies</i> de idade	x	x	x
R^2	0,93	0,95	0,94
Número de observações	595	595	595

Fonte: PNAD.

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como ponderador.

As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

7.2 RESULTADOS COM DADOS INDIVIDUAIS

A Tabela 20 apresenta as regressões *logit* para a probabilidade de participação, incluindo como variáveis de controle idade, região, gênero, variações do PIB, inflação e *dummies* de coorte. De acordo com os resultados, a aposentadoria domiciliar *per capita* reduz a probabilidade de participação nos três grupos de qualificação.

Os efeitos marginais das variáveis são calculados usando o mesmo grupo de referência adotado nas Tabelas 16 e 17 para a taxa de desemprego. Os resultados mostram que um aumento de R\$ 100 na aposentadoria domiciliar *per capita* reduz a probabilidade de participação dos trabalhadores não-qualificados em 8,6 p.p. As reduções estimadas para os semiquualificados e os qualificados são de 2,3 p.p. e 0,4 p.p., respectivamente.

TABELA 20
REGRESSÕES LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE PARTICIPAR DA PEA

	Não-qualificados		Semiquualificados		Qualificados	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	-0,014 (55.99)	-0,09	-0,006 (55.46)	-0,02	-0,001 (36.68)	0,00
Idade	0,180 (6.68)	1,08	-0,059 (2.48)	-0,24	-0,016 (0.45)	-0,05
Idade ²	-0,002 (3.03)	-0,01	0,004 (7.13)	0,02	0,004 (4.27)	0,01
Idade ³	0,000 (0.27)	0,00	0,000 (11.13)	0,00	0,000 (8.42)	0,00
Gênero	-2,632 (299.7)	-15,80	-2,810 (344.49)	-11,50	-2,169 (165.31)	-6,88
Nordeste	-0,012 (0.85)	-0,07	-0,113 (8.47)	-0,46	-0,030 (1.44)	-0,10
Sudeste	-0,051 (3.71)	-0,31	-0,132 (10.79)	-0,54	-0,227 (11.59)	-0,72
Sul	0,013 (0.84)	0,08	0,048 (3.51)	0,19	-0,098 (4.46)	-0,31
Centro-Oeste	-0,074 (4.70)	-0,44	-0,034 (2.33)	-0,14	-0,064 (2.80)	-0,20
PIB	0,192 (1.86)	1,15	0,264 (2.80)	1,08	0,724 (4.67)	2,30
Inflação	0,001 (2.51)	0,01	0,000 (0.59)	0,00	0,000 (0.13)	0,00
Intercepto	-1,969 (5.25)	-11,82	1,399 (4.14)	5,73	2,599 (4.90)	8,24
<i>Dummies</i> de coorte	x		x		x	
Observações	587317		865430		462204	
Log verossimilhança	-290873		-393068		-175394	
Pseudo-R ²	0,25		0,26		0,16	

Fonte: PNAD.

Nota: As estatísticas-t são mostradas entre parênteses.

Os efeitos marginais são calculados para o grupo de referência formado por homens de 40 anos, na região Sudeste, nascidos em 1960. Para o PIB e a inflação são utilizadas as médias para todo o período. A aposentadoria domiciliar *per capita* é a média de todo o período para cada grupo de qualificação.

As regressões *logit* para a probabilidade de não-emprego são mostradas na Tabela 21. Nos três grupos de qualificação, os resultados estimados mostram que maiores aposentadorias aumentam a probabilidade de o indivíduo se encontrar sem emprego, desempregado ou não participando do mercado de trabalho. De acordo com os

resultados estimados, um aumento na aposentadoria domiciliar *per capita* de R\$ 100 eleva as probabilidades de não-emprego para não-qualificados, semiqualeificados e qualificados em 13,2 p.p., 4,1 p.p. e 0,7 p.p., respectivamente.

TABELA 21
REGRESSÕES LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE NÃO-EMPREGO

	Não-qualificados		Semiqualeificados		Qualificados	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,0134 (55.69)	0,132	0,0052 (56.14)	0,041	0,0012 (37.55)	0,007
Idade	-0,15 (5.57)	-1,43	0,01 (0.62)	0,11	-0,03 (0.94)	-0,18
Idade ²	0,00 (2.66)	0,02	0,00 (4.72)	-0,02	0,00 (2.67)	-0,01
Idade ³	0,00 (0.24)	0,00	0,00 (8.53)	0,00	0,00 (6.82)	0,00
Gênero	2,34 (293.72)	23,16	2,35 (338.1)	18,20	1,77 (159.52)	10,23
Nordeste	0,03 (2.51)	0,33	0,16 (12.36)	1,21	0,04 (2.10)	0,23
Sudeste	0,09 (6.56)	0,85	0,14 (11.81)	1,06	0,16 (9.22)	0,95
Sul	0,03 (1.70)	0,26	-0,07 (5.31)	-0,53	-0,01 (0.47)	-0,05
Centro-Oeste	0,09 (5.97)	0,89	0,01 (0.89)	0,09	-0,03 (1.61)	-0,19
PIB	-0,65 (6.56)	-6,46	-0,72 (8.13)	-5,61	-1,05 (7.32)	-6,10
Inflação	0,00 (5.30)	-0,02	0,00 (2.81)	-0,01	0,00 (2.66)	-0,01
Intercepto	1,16 (3.19)	11,41	-0,93 (2.96)	-7,22	-1,85 (3.76)	-10,71
<i>Dummies</i> de coorte	x		x		x	
Observações	587317		865430		462204	
Log verossimilhança	-309669		-437597		-201826	
Pseudo-R ²	0,22		0,21		0,13	

Fonte: PNAD.

Notas: As estatísticas-t são mostradas entre parênteses.

Os efeitos marginais são calculados para o grupo de referência formado por homens de 40 anos, na região Sudeste, nascidos em 1960. Para o PIB e a inflação são utilizadas as médias para todo o período. A aposentadoria domiciliar *per capita* é a média de todo o período para cada grupo de qualificação.

8 CONCLUSÕES

O comportamento dos trabalhadores no mercado de trabalho pode ser alterado pelo efeito da aposentadoria sobre a renda domiciliar *per capita*, mesmo que a aposentadoria seja recebida por outros membros da família no domicílio, que não participam da força de trabalho. Aumentos no valor da aposentadoria domiciliar podem influenciar o salário de reserva dos trabalhadores, fazendo com que esses se tornem mais seletivos com relação às propostas de emprego. Como consequência dessa mudança, a pressão salarial seria aumentada, levando a maiores taxas de desemprego, assim como a um desemprego de longo prazo maior. Além disso, aumentos no salário de reserva também poderiam levar alguns trabalhadores a decidirem não participar do mercado de trabalho.

Durante a década de 1990 a importância da aposentadoria na renda domiciliar aumentou substancialmente, principalmente nos domicílios com trabalhadores não-qualificados. Ao mesmo tempo, ocorreram elevações na taxa de desemprego, na taxa de desemprego de longo prazo e na proporção de desempregados de longo prazo. Para essas duas primeiras variáveis, os maiores aumentos foram registrados para os trabalhadores não-qualificados.

De acordo com o argumento proposto neste artigo, as maiores aposentadorias podem ter desempenhado um papel tanto no crescimento do desemprego nos anos 1990, quanto nas diferentes trajetórias entre os grupos de qualificação. Para avaliar os efeitos da aposentadoria domiciliar sobre as variáveis de desemprego foram estimadas regressões com *cross-sections* repetidas de coortes de nascimento e qualificação. Foram estimados, também, os impactos da aposentadoria sobre as probabilidades de desemprego e de desemprego de longo prazo. A análise empírica foi baseada nos dados da PNAD para o período 1981-1999.

De acordo com os resultados estimados, maiores aposentadorias têm efeitos positivos e significativos sobre o desemprego dos trabalhadores não-qualificados. Aumentos na aposentadoria domiciliar *per capita* nos anos 1990 parecem ter levado a elevações na taxa de desemprego, na taxa de desemprego de longo prazo e na proporção de desempregados de longo prazo para esses trabalhadores. No caso dos semiqualificados foram encontradas algumas evidências de que as aposentadorias influenciaram a taxa de desemprego de longo prazo desse grupo. Para os qualificados não foram encontrados resultados significativos. De acordo com as regressões com dados individuais, maiores aposentadorias domiciliares *per capita* ampliam as probabilidades de desemprego e de desemprego de longo prazo, principalmente para os não-qualificados. Os resultados também mostram que aumentos na aposentadoria domiciliar *per capita* reduziram a taxa de participação e subiram a taxa de não-emprego para os não-qualificados e os semiqualificados.

As evidências empíricas são favoráveis à hipótese de que os aumentos na aposentadoria influenciaram a trajetória do desemprego relativo dos trabalhadores não-qualificados. Embora o crescimento no desemprego relativo desse grupo também tenha sido afetado por mudanças na demanda relativa por trabalho, parte dele pode estar associada às aposentadorias domiciliares mais altas nos anos 1990. A maior pressão salarial dos trabalhadores não-qualificados, em função do salário de reserva mais alto, teria levado a um aumento nos rendimentos relativos desse grupo, mas

também a elevações nas taxas de desemprego e de desemprego de longo prazo, bem mais acentuadas do que para os semiqualeficados e qualificados. Esses resultados sugerem que o crescimento do desemprego ao longo dos anos 1990 pode ter tido efeitos do ponto de vista de bem-estar social dos trabalhadores menos qualificados, que são os mais pobres na distribuição da renda, muito menos deletérios do que inicialmente se supõe. Uma parte importante desse aumento decorre exatamente da melhoria da renda familiar *per capita* como resultado da crescente importância da renda da aposentadoria para a família.

APÊNDICE

TABELA A.1
TAXA DE PARTICIPAÇÃO DOS HOMENS POR QUALIFICAÇÃO — 1981-1999
[em %]

Ano	Não-qualificados (1)	Semiqualeficados (2)	Qualificados (3)	Total (4)
1981	89,43	93,06	95,28	92,14
1982	89,79	93,01	96,05	92,38
1983	89,51	92,87	95,46	92,21
1984	88,63	92,59	95,47	91,80
1985	89,42	92,91	95,79	92,39
1986	89,36	92,72	95,55	92,31
1987	89,97	93,88	96,03	93,19
1988	90,01	93,28	95,84	92,90
1989	89,06	93,04	96,09	92,62
1990	89,14	93,31	94,87	92,53
1992	88,88	92,44	95,21	92,10
1993	88,26	92,75	95,03	92,07
1995	87,68	92,90	94,99	92,04
1996	86,24	91,47	94,12	90,85
1997	86,95	91,71	94,32	91,24
1998	86,20	91,04	94,02	90,73
1999	86,51	91,42	93,75	90,94
Δ (1999-1981)	-2,91	-1,64	-1,54	-1,20
Δ (1990-1981)	-0,29	0,24	-0,42	0,40
Δ (1999-1990)	-2,62	-1,88	-1,12	-1,59

Fonte: PNAD.

Nota: A amostra é formada pelos homens residentes nas áreas urbanas entre 25 e 59 anos.

TABELA A.2
TAXA DE PARTICIPAÇÃO DAS MULHERES POR QUALIFICAÇÃO — 1981-1999
 [em %]

Ano	Não-qualificados (1)	Semiqualificados (2)	Qualificados (3)	Total (4)
1981	30,74	36,60	67,74	39,30
1982	34,35	39,07	68,95	42,18
1983	34,46	38,73	68,54	42,37
1984	34,99	39,98	68,90	43,40
1985	35,94	40,72	69,91	44,77
1986	36,16	42,71	70,85	46,09
1987	39,07	44,12	70,01	47,94
1988	38,93	44,80	71,07	48,89
1989	38,62	45,29	71,05	49,28
1990	40,42	45,42	70,49	50,12
1992	42,83	50,27	73,29	53,73
1993	42,15	50,68	73,73	54,05
1995	44,61	53,87	74,98	56,98
1996	42,63	52,72	73,92	55,97
1997	43,21	53,37	75,49	57,21
1998	44,31	54,55	75,18	58,23
1999	46,16	56,29	75,19	59,88
Δ (1999-1981)	15,43	19,69	7,44	20,58
Δ (1990-1981)	9,69	8,82	2,74	10,82
Δ (1999-1990)	5,74	10,87	4,70	9,76

Fonte: PNAD.

Nota: A amostra é formada pelas mulheres residentes nas áreas urbanas entre 25 e 59 anos.

TABELA A.3

NÚMERO DE OBSERVAÇÕES NAS COORTES

Ano de nascimento	Não-qualificados		Semiqualificados		Qualificados	
	Número médio de observações por célula	Número mínimo de observações por célula	Número médio de observações por célula	Número mínimo de observações por célula	Número médio de observações por célula	Número mínimo de observações por célula
1922	427	427	263	263	103	103
1923	404	379	287	271	80	79
1924	499	475	310	289	103	78
1925	521	448	326	259	110	89
1926	519	462	353	288	119	90
1927	534	233	357	158	127	53
1928	511	265	377	184	128	59
1929	507	272	388	161	129	54
1930	575	344	418	218	152	74
1931	491	288	391	193	149	77
1932	559	299	434	218	162	76
1933	515	305	412	209	167	81
1934	516	264	443	209	168	74
1935	587	317	514	240	200	97
1936	585	307	530	243	216	106
1937	583	305	520	256	220	111
1938	578	321	550	227	235	103
1939	583	322	576	293	247	121
1940	678	370	650	326	291	139
1941	571	357	596	309	288	146
1942	677	397	677	341	348	194
1943	630	408	710	403	355	177
1944	672	440	740	432	397	233
1945	673	418	806	495	467	314
1946	665	460	842	542	502	333
1947	688	466	911	530	568	351
1948	712	477	1.003	685	629	397
1949	691	511	1.015	690	681	482
1950	759	554	1.168	830	770	557
1951	692	501	1.173	822	790	599
1952	699	512	1.280	912	859	656
1953	670	498	1.324	975	921	725
1954	675	504	1.442	1.061	989	767
1955	676	442	1.481	1.145	1.033	796
1956	646	488	1.521	1.125	1.072	840
1957	618	412	1.553	1.117	1.091	864

(continua)

(continuação)

Ano de nascimento	Não-qualificados		Semiqualificados		Qualificados	
	Número médio de observações por célula	Número mínimo de observações por célula	Número médio de observações por célula	Número mínimo de observações por célula	Número médio de observações por célula	Número mínimo de observações por célula
1958	611	449	1.554	1.208	1.101	871
1959	548	432	1.513	1.205	1.094	894
1960	590	442	1.534	1.294	1.126	898
1961	507	409	1.381	1.235	1.031	873
1962	532	423	1.494	1.372	1.118	975
1963	561	421	1.570	1.401	1.191	1.059
1964	542	433	1.621	1.508	1.214	1.059
1965	541	432	1.661	1.527	1.229	1.086
1966	557	491	1.627	1.593	1.230	1.118
1967	510	475	1.605	1.501	1.163	992
1968	506	468	1.713	1.646	1.166	1.046
1969	504	437	1.696	1.625	1.172	1.084
1970	502	450	1.767	1.674	1.241	1.136
1971	447	409	1.691	1.655	1.214	1.100
1972	467	423	1.795	1.753	1.316	1.287
1973	460	437	1.748	1.735	1.368	1.350
1974	431	431	1.793	1.793	1.445	1.445

Fonte: PNAD.

Nota: A amostra é formada pelos indivíduos residentes nas áreas urbanas, com idades entre 25 e 59 anos e que participam da PEA.

TABELA A.4

REGRESSÕES LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE DESEMPREGO (NÃO-QUALIFICADOS)

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,001 (6.19)	0,012	0,002 (6.71)	0,008	0,001 (3.62)	0,005
Idade	-0,147 (2.20)	-1,19	-0,14 (2.10)	-0,70	-0,15 (2.18)	-0,54
Idade ²	0,0045 (2.70)	0,04	0,004 (2.63)	0,02	0,004 (2.67)	0,02
Idade ³	-0,00003 (2.43)	0,00	-0,00003 (2.39)	0,00	-0,00003 (2.4)	0,00
Gênero	0,241 (12.66)	1,95	0,23 (12.18)	1,15	0,26 (13.31)	0,95
Nordeste	0,137 (3.80)	1,11	0,12 (3.37)	0,60	0,14 (3.74)	0,50
Sudeste	0,250 (6.93)	2,03	0,25 (6.93)	1,23	0,25 (6.92)	0,93
Sul	0,236 (5.80)	1,91	0,24 (5.82)	1,17	0,24 (5.84)	0,88
Centro-Oeste	0,1294 (3.10)	1,05	0,13 (3.02)	0,62	0,13 (3.12)	0,48
PIB	-3,56 (12.46)	-28,81	-3,54 (12.39)	-17,39	-3,57 (12.48)	-13,22
Inflação	-0,003 (3.67)	-0,03	-0,003 (3.64)	-0,02	-0,003 (3.76)	-0,01
Intercepto	-4,69 (4.66)	-37,95	-4,74 (4.68)	-23,26	-4,72 (4.69)	-17,51
Aposentadoria do indivíduo	-0,000001 (1.78)			0,00		
Razão entre o número de crianças com menos de 10 anos no domicílio e o número de adultos			-0,15 (2.96)	-0,75		
Aposentados no domicílio que participam da PEA			-0,19 (2.73)	-0,95		
Escolaridade média dos outros membros do domicílio			-0,03 (7.88)	-0,13		
Filho do aposentado					0,003 (5.54)	0,01
Cônjuge do aposentado					-0,003 (2.39)	-0,01
<i>Dummies</i> de coorte	x		x		x	
Observações	362837		362837		362837	
Log verossimilhança	-66122		-66068		-66077	
Pseudo- R^2	0,04		0,04		0,04	

TABELA A.5
REGRESSÕES LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE DESEMPREGO (SEMIQUALIFICADOS)

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais	Coeficiente	Efeitos marginais
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,0011	0,0064	0,0011	0,0048	0,0009	0,0056
	8,68		8,1		3,58	
Idade	-0,25	-1,50	-0,21	-0,93	-0,25	-1,52
	-4,85		-3,96		-4,77	
Idade ²	0,01	0,04	0,01	0,02	0,01	0,04
	4,43		3,67		4,34	
Idade ³	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	-3,42		-2,76		-3,29	
Gênero	0,37	2,17	0,33	1,48	0,38	2,34
	26,98		24,18		28,04	
Nordeste	0,26	1,54	0,24	1,08	0,26	1,58
	9,53		8,92		9,47	
Sudeste	0,11	0,67	0,10	0,46	0,11	0,67
	4,35		3,97		4,25	
Sul	-0,16	-0,95	-0,16	-0,72	-0,16	-0,97
	-5,51		-5,58		-5,48	
Centro-Oeste	-0,08	-0,50	-0,09	-0,40	-0,08	-0,51
	-2,7		-2,86		-2,69	
PIB	-2,83	-16,74	-2,79	-12,34	-2,83	-17,32
	-12,78		-12,58		-12,79	
Inflação	0,00	-0,02	0,00	-0,01	0,00	-0,02
	-5,11		-4,86		-5,08	
Intercepto	-1,97	-11,69	-2,42	-10,69	-2,07	-12,65
	-2,36		-2,87		-2,48	
Aposentadoria do indivíduo	0,00			0,00		
	1,77					
Razão entre o número de crianças com menos de 10 anos no domicílio e o número de adultos			-0,29	-1,27		
			-7,75			
Aposentados no domicílio que participam da PEA			0,07	0,31		
			1,63			
Escolaridade média dos outros membros do domicílio			-0,04	-0,17		
			-18,77			
Filho do aposentado					0,00	0,01
					5,51	
Cônjuge do aposentado					0,00	-0,02
					-5,51	
<i>Dummies</i> de coorte		x		x		x
Observações		600616		600616		600616
Log verossimilhança		-121946		-121655		-121824
Pseudo-R ²		0,041		0,043		0,042

TABELA A.6
REGRESSÕES LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE DESEMPREGO (QUALIFICADOS)

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais	Coefficiente	Efeitos marginais
Aposentadoria domiciliar <i>per capita</i>	0,0005	0,0019	0,0005	0,0011	0,0005	0,0019
	14,86		13,01		10,86	
Idade	-0,31	-1,16	-0,21	-0,50	-0,31	-1,16
	-3,81		-2,57		-3,82	
Idade ²	0,01	0,02	0,00	0,01	0,01	0,02
	2,98		1,96		2,99	
Idade ³	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	-1,70		-0,89		-1,69	
Gênero	0,41	1,53	0,36	0,85	0,41	1,56
	20,20		17,44		20,58	
Nordeste	0,09	0,35	0,08	0,20	0,09	0,34
	2,50		2,28		2,42	
Sudeste	-0,05	-0,17	-0,04	-0,10	-0,05	-0,19
	-1,30		-1,18		-1,41	
Sul	-0,38	-1,45	-0,37	-0,88	-0,39	-1,45
	-9,19		-8,78		-9,24	
Centro-Oeste	-0,36	-1,34	-0,34	-0,81	-0,36	-1,34
	-8,06		-7,67		-8,08	
PIB	-2,39	-9,00	-2,34	-5,57	-2,41	-9,05
	-6,93		-6,79		-6,99	
Inflação	0,00	-0,02	0,00	-0,01	0,00	-0,01
	-4,22		-3,90		-4,13	
Intercepto	-1,06	-3,98	-2,06	-4,89	-1,11	-4,19
	-0,81		-1,55		-0,86	
Aposentadoria do indivíduo	0,00	0,00				
	4,14					
Razão entre o número de crianças com menos de 10 anos no domicílio e o número de adultos			-0,34	-0,80		
			-5,88			
Aposentados no domicílio que participam da PEA			0,21	0,50		
			5,88			
Escolaridade média dos outros membros do domicílio			-0,04	-0,10		
			-20,34			
Filho do aposentado					0,00	0,001
					2,98	
Cônjuge do aposentado					0,00	-0,003
					-4,16	
<i>Dummies</i> de coorte	x		x		x	
Observações	384758		384758		384758	
Log verossimilhança	-60225		-59896		-60204	
Pseudo-R ²	0,0468		0,0521		0,0472	

BIBLIOGRAFIA

- ARULAMPALAM, W., STEWART, M. The determinants of individual unemployment durations in era of high unemployment. *The Economic Journal*, v. 105, Mar. 1995.
- ATKINSON, A., MICKLEWIGHT, J. Unemployment compensation and labor market transitions: a critical review. *Journal of Economic Literature*, v. 29, n. 4, 1991.
- BALTAGI, B. *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons, 1995.
- BLANCHARD, O. *Unemployment benefits and unemployment*. 1998a, mimeo.
- _____. *Flows, bargaining and unemployment*. 1998b, mimeo.
- BLANCHARD, O., DIAMOND, P. The Beveridge curve. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 1-60, 1989.
- _____. Ranking unemployment duration and wages. *Review of Economic Studies*, v. 61, n. 3, 1994.
- BLANCHFLOWER, D., OSWALD, A. *The wage curve*. Cambridge, MA: MIT Press, 1994.
- BLOEMAN, H. *Estimating a model of saving and labor market transitions with dutch data*. 1994, mimeo.
- BLOEMEN, H., STANCANELLI, E. Individual wealth, reservation wages, and transitions into employment. *Journal of Labor Economics*, v. 19, n. 2, 2001.
- BROWNING, M., IRISH, M., DEATON, A. A profitable approach to labor supply on commodity demands over the life cycle. *Econometrica*, v. 53, p. 503-543, 1995.
- CAMARGO, J. M., REIS, M. C. Desemprego: o custo da desinformação. *Revista Brasileira de Economia*, 2005 (a sair).
- CARD, D., HYSLOP, D. *Does inflation "grease the wheels of the labor market"?* 1996 (NBER Working Paper, 5.538).
- DEATON, A. Panel data from a time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, v. 30, p. 109-126, 1985.
- DEATON, A., PAXSON, C. Saving, growth, and aging in Taiwan. In: WISE, D. (ed.). *Studies in the economics of aging*. Chicago: University of Chicago Press, 1994.
- FERNANDES, R., PICCHETTI, P. Uma análise da estrutura do desemprego e da inatividade no Brasil metropolitano. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 29, n. 1, 1999.
- GIAMBIAGI, F., ALÉM, A. C. *A despesa previdenciária no Brasil: evolução, diagnóstico e perspectivas*. BNDES, 1997 (Texto para Discussão, 57).
- GRUBER, J. *The wealth of the unemployed*. 2000, mimeo.
- LAYARD, R., NICKELL, S. Labor market institutions and economic performance. In: ASHENFELTER, O., CARD, D. (eds.). *Handbook of Labor Economics*, v. 3C. Elsevier, 1999.
- LAYARD, R., NICKELL, S., JACKMAN, R. *Unemployment: macroeconomic performance and the labour market*. Oxford University Press, 1991.

- MACHIN, S., MANNING, A. The causes and consequences of longterm unemployment in Europe. In: ASHENFELTER, O., CARD, D. (eds.). *Handbook of Labor Economics*, v. 3C. Elsevier, 1999.
- MEYER, B. Lessons from the U. S. unemployment insurance experiments. *Journal of Economic Literature*, v. 28, n. 1, 1990.
- MOFFITT, R. Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-sections. *Journal of Econometrics*, v. 59, p. 99-123, 1993.
- NAJBERG, S., IKEDA, M. Previdência no Brasil: desafios e limites. In: GIAMBIAGI, F., MOREIRA, M. (eds). *A economia brasileira nos anos noventa*. BNDES, 1999.
- NICKELL, S. Estimating the probability of leaving unemployment. *Econometrica*, v. 47, n. 5, 1979.
- _____. Unemployment and labour market rigidities: Europe versus North America. *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, n. 3, 1997.
- _____. Unemployment: questions and some answers. *Economic Journal*, v. 108, May 1998.
- PISSARIDES, C. A. *Equilibrium unemployment theory*. The MIT Press, 2000.
- VERBEEK, M., VELLA, F. *Estimating dynamic models from repeated cross-sections*. 2002, mimeo.

EDITORIAL

Coordenação

Silvânia de Araujo Carvalho

Supervisão

Helena Rodarte Costa Valente

Revisão

Elisabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

Marcio Alves de Albuquerque

Marcos Hecksher

Míriam Nunes da Fonseca

Alejandro Augusto S. V. A. Poinho (estagiário)

Editoração

Carlos Henrique Santos Vianna

Joanna Silvestre Friques de Sousa

Roberto das Chagas Campos

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9^º andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9^º andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50, 6^º andar — Grupo 609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 2215-1044 R. 234

Fax (21) 2215-1043 R. 235

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 152 exemplares