

## 5

# Aposentadoria, pressão salarial e desemprego

### 5.1.

#### Introdução

Conforme destacado nos três capítulos anteriores, houve um importante aumento da taxa de desemprego aberto no Brasil ao longo dos anos noventa. Dados da 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 PEA entre 1990 e 1999. Além de a taxa de desemprego aberto ter aumentado significativamente, a proporção dos desempregados com mais de um ano nesta condição, que chamaremos de desempregados de longo prazo, passou de 0,97% para 4,5% da PEA. Enquanto em 1990 31% dos desempregados estavam nesta condição há mais de um ano, em 1999 esta porcentagem havia atingido 52% dos desempregados.

Os aumentos, tanto da taxa de desemprego quanto da duração do desemprego, 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 aumentou 4,4 pontos percentuais, entre 1990 e 1999, a taxa dos não-qualificados aumentou 6,64 pontos percentuais. A taxa de desemprego de longo prazo dos não-qualificados aumentou de 0,73% para 4,4%, e a dos qualificados passou de 0,91% para 4,1%.

Como também foi ressaltado nos três capítulos anteriores, o aumento 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 noventa. Como estas 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 este 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 têm baixa capacidade de organização sindical, a pergunta é porque os salários reais não se ajustaram para evitar este aumento da taxa de desemprego. Na verdade, como mostrado no capítulo 3 e como também veremos neste capítulo, o comportamento do rendimento médio do trabalho principal sugere que efeitos relacionados à pressão salarial devem ter tido um papel importante. Apesar dos trabalhadores não-qualificados terem experimentado o maior aumento na taxa de desemprego, seus rendimentos aumentaram em relação aos semi-qualificados 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 destes mesmos domicílios). Este 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 13%. O resultado foi que a participação das aposentadorias na renda domiciliar per capita aumentou 78% na década de noventa<sup>57</sup>. Ainda que todos os grupos tenham tido aumento no valor das aposentadorias, entre os não-qualificados este aumento foi da ordem de 95%, contra 45% dos semi-qualificados e 42% entre os qualificados.

Neste capítulo, argumentamos que estes 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 estivessem sendo recebidos por outros membros do domicílio que não os participantes da PEA, supondo que esta renda seja distribuída entre os membros dos domicílios. O aumento do salário de reserva, por sua vez, gerou um aumento da pressão salarial, levando 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

---

<sup>57</sup> 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.

mercado de trabalho seriam bastante intensos, reduzindo a taxa de participação e aumentando a taxa 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 aumentos 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 as suas demandas salariais e a intensidade na busca de emprego. Embora a maior parte dessa literatura se concentre nos efeitos de benefícios concedidos aos desempregados<sup>58</sup>, alguns artigos enfatizam o papel de outras transferências de renda, ou mesmo da renda acumulada<sup>59</sup>.

As evidências empíricas encontradas na literatura são favoráveis à hipótese de que aumentos na riqueza levam a aumentos no desemprego e no desemprego de longo prazo. Bloeman (1994) encontra uma relação negativa entre poupança e probabilidade de emprego na Holanda. Bloeman e Stancarelli (2001), também com dados para a Holanda, mostram que maiores riquezas individuais influenciam positivamente o salário de reserva e reduzem a probabilidade de emprego. Arulampalam e Stewart (1995) encontram evidências para o Reino Unido de que trabalhadores desempregados com rendas mais elevadas permanecem mais tempo no desemprego.

---

<sup>58</sup> 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, Jackman e Nickell, 1991; Nickell, 1997; Nickell, 1998, 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).

<sup>59</sup> 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.

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 desse capítulo 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 de 1981 a 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 de indivíduos desempregados. Nessas regressões, implementadas separadamente para trabalhadores não-qualificados, semi-qualificados 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 taxa 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 semi-qualificados, 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 aumento da taxa de não-emprego, principalmente para os trabalhadores não-qualificados.

O capítulo está dividido em sete seções além dessa introdução. A seção seguinte procura desenvolver a abordagem teórica relacionando a renda da aposentadoria com o desemprego e a participação, através do impacto sobre a pressão salarial. A terceira seção do capítulo apresenta os dados utilizados no trabalho e a seção 5.4 descreve as trajetórias do desemprego, da participação e da aposentadoria durante as décadas de oitenta e noventa. A seção 5.5 apresenta as estratégias empíricas adotadas para estimar os efeitos da aposentadoria sobre o desemprego e a participação. A seção 5.6 contém os resultados estimados para o desemprego, e na seção 5.7 são apresentados os resultados para as taxas de participação e de não-emprego. A seção 5.8 contém as conclusões do capítulo.

## **5.2.**

### **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 a 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<sup>60</sup>, a abordagem utilizada, em geral, supõe que os indivíduos são neutros ao risco. Nesse caso, variações na renda não condicionadas ao fato do 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 5.2.1 analisa os efeitos da aposentadoria sobre a taxa de desemprego. Usando a mesma estrutura da economia, a subseção 5.2.2 mostra como mudanças na renda de aposentadoria influenciam a decisão de participação dos indivíduos no mercado de trabalho.

---

<sup>60</sup> Ver Layard, Nickell e Jackman (1991).

### 5.2.1. Aposentadoria e desemprego

De acordo com o argumento principal do modelo, que é baseado em Blanchard (1998 a,b), 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 consequência o aumento na 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), 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 re-treinamento de empregados, por exemplo. Nessa função estão representados os resultados dos investimentos de recursos pelas firmas e pelos trabalhadores nesse processo.

A dinâmica do desemprego nessa economia é descrita por:

$$(43) \quad \dot{u} = s(1-u) - h$$

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<sup>61</sup>. Não são consideradas questões relativas à distribuição da renda da aposentadoria entre membros da família<sup>62</sup>. Apenas estamos supondo que esta renda é distribuída entre os membros do domicílio e, portanto, afeta o comportamento dos membros destes domicílios que pertencem a 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  $g(A)$ <sup>63</sup>. O valor presente esperado da utilidade do indivíduo, caso esteja empregado, é representado por  $V_E$ . No caso do indivíduo se encontrar desempregado, o valor presente esperado da utilidade é  $V_U$ . Em equilíbrio  $V_E$  e  $V_U$  são constantes, e devem satisfazer as seguintes condições de arbitragem:

$$(44) \quad rV_E = g(w + A) + s(V_U - V_E)$$

$$(45) \quad rV_U = g(A) + \frac{h}{u}(V_E - V_U),$$

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 (44), 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 do emprego terminar ( $s$ ). Na equação (45), o custo de oportunidade de estar desempregado deve ser igual a utilidade do desempregado mais a diferença entre  $V_E$  e  $V_U$  multiplicada pela probabilidade do indivíduo desempregado encontrar emprego.

---

<sup>61</sup> Esse termo  $A$  também poderia ser usado para representar outras rendas não-oriundas do trabalho.

<sup>62</sup> 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.

<sup>63</sup> As implicações do modelo não são alteradas se incluirmos na utilidade do desemprego uma renda proveniente do seguro-desemprego.

A diferença entre as equações (44) e (45) 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 a medida que a utilidade instantânea de um empregado é ampliada em relação a um desempregado, como a equação (46) mostra:

$$(46) \quad V_E - V_U = \frac{1}{r + s + h/u} [g(w + A) - g(A)]$$

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 emprego vago são representados por  $V_F$  e  $V_V$ , respectivamente. O produto de um emprego preenchido é igual a  $y$ , enquanto um emprego vago produz zero. No primeiro caso, a firma tem um custo igual a  $w$ , que é o salário pago ao trabalhador. Como  $s$  é a probabilidade do emprego ou da vaga ser destruída e  $\frac{h}{v}$  é a probabilidade de uma vaga ser preenchida, em equilíbrio devemos ter:

$$(47) \quad rV_F = (y - w) - sV_F$$

$$(48) \quad rV_V = 0 + \frac{h}{v}(V_F - V_V) - sV_V$$

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

$$(49) \quad V_F - V_V = \frac{1}{r + s + h/v} (y - w)$$

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  $\beta$  representa



o poder de barganha dos trabalhadores, e é tal que  $0 \leq \beta \leq 1$ . Pela solução da barganha de Nash:  $V_E - V_U = \beta S$  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<sup>64</sup>,  $h/v = m^2/(h/u)$ , onde  $m$  é um parâmetro da função *matching*. Nesse caso, a utilidade excedente de um trabalhador empregado é a seguinte:

$$(50) [g(w + A) - g(A)] = \frac{\beta}{1 - \beta} \frac{(r + s + h/u)}{r + s + (m^2/(h/u))} (y - w)$$

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 em  $V_V = k$ . Usando esse resultado juntamente com as equações (47) e (48), temos a equação de salário:

$$(51) w = y - \left[ \frac{(r + s)(h/u)}{m^2} + 1 \right] (r + s)k$$

Substituindo  $(y - w)$  da equação (51) na equação (50), temos:

$$(52) [g(w + A) - g(A)] = \frac{\beta}{1 - \beta} \frac{(r + s + h/u)}{m^2} (h/u)(r + s)k$$

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

---

<sup>64</sup> Blanchard e Diamond (1989) mostram que essa forma funcional se ajusta bem para dados dos Estados Unidos. Outras especificações não alterariam as conclusões principais do modelo.

$$(53) [g'(w+A) - g'(A)]dA = \left\{ g'(w+A) \left[ \frac{(r+s)^2 k}{m^2} \right] + \frac{\beta}{1-\beta} \frac{[(r+s+2(h/u))] (r+s)k}{m^2} \right\} d(h/u)$$

Pelas características da função  $g(\bullet)$ , o termo do lado esquerdo é negativo<sup>65</sup>. 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 em  $h = s(1-u)$  na equação (43), de tal forma que o desemprego de equilíbrio pode ser representado por:

$$(54) u^* = \frac{s}{s + (h/u)^*}$$

Portanto, a redução em  $(h/u)$  aumenta a taxa de desemprego de equilíbrio. De acordo com o modelo, um aumento na renda da aposentadoria no domicílio leva a um aumento 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 dos trabalhadores do desemprego diminui, provocando aumentos na taxa de desemprego de equilíbrio, assim como na duração do desemprego.

## 5.2.2. 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

---

<sup>65</sup> 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.

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<sup>66</sup>, onde  $l_0$  segue uma distribuição com densidade acumulada  $H(l_0)$ . Supomos também que essa utilidade com o lazer é complementar a 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 a 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:

$$(55) P = \frac{(r+s)g(A) + (h/u)g(w+A)}{(r+s) + (h/u)} - l_0 g(A).$$

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:

(56)

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

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 (50) e (51),

podemos notar também, que  $\left[ \frac{\partial w}{\partial(h/u)} \frac{\partial(h/u)}{\partial A} \right] > 0$ . Esse resultado, juntamente com

as características da função  $g(\bullet)$ , que fazem com que  $[g'(w+A) < g'(A)]$ , e o fato de que  $l_0 > 1$  garante que a soma do terceiro termo com o quarto seja negativa.

---

<sup>66</sup> Pissarides (2000) justifica a hipótese do lazer para indivíduos que não participam ser maior do que para os desempregados pelos custos de busca e pela indivisibilidade do tempo para algumas

Portanto, um aumento da aposentadoria deve diminuir a taxa de participação. O mecanismo através do qual uma maior aposentadoria incentiva a não-participação ocorre através da redução na taxa de saída do desemprego para o emprego, e pelo fato do lazer e a renda da aposentadoria serem complementares. Aposentadorias mais altas também fazem com que o salário de equilíbrio aumente, mas esse efeito não é capaz de compensar os dois primeiros. O resultado final, de acordo com a equação (56), é que aumentos na aposentadoria reduzem a taxa de participação. 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 dessa seção mostram que aumentos na aposentadoria levam a menores taxas de participação na força de trabalho e a taxas de desemprego de equilíbrio mais altas. Esses dois efeitos, portanto, contribuem para um aumento do não-emprego.

### **5.3. Dados**

Os dados usados na análise são da PNAD e a amostra 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. Para esses indivíduos, também são obtidas informações sobre a participação na PEA. Utilizando a semana como período de referência, os trabalhadores pertencentes a 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 um ano são classificados como

---

atividades de lazer.

desempregados de longo prazo<sup>67</sup>. Os indivíduos são classificados como não-qualificados, semi-qualificados e qualificados usando os mesmos critérios dos capítulos anteriores.

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 em cada domicílio e o número de pessoas nesse domicílio. Para esses domicílios 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 PIB e a inflação. O PIB é o calculado pelo IBGE e a taxa de inflação é a fornecida pelo 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 de referência da PNAD.

#### **5.4. Análise descritiva**

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

---

<sup>67</sup> Embora o critério de um ano seja o mais utilizado para definir desemprego de longo prazo, essa classificação é diferente da usada normalmente na literatura, em que os indivíduos desempregados são perguntados 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 zero (Machin e Manning, 1999).

### 5.4.1. Desemprego

A tabela 25 apresenta dados relativos ao desemprego agregado entre 1981 e 1999. Nota-se, pela primeira coluna, que durante a década de noventa ocorreu um grande aumento na taxa desemprego, que passou de 3,12% em 1990 para 8,58% em 1999. Como mostra a segunda coluna, também a partir de 1990, aumenta 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 porcentagem dos desempregados que estavam sem emprego há um ano ou mais aumentou de 31% para 52%. Contrastando com essas evidências para os anos noventa, na década anterior não se nota qualquer tendência específica para essas três variáveis.

Tabela 25-Taxas de desemprego (%): 1981-1999

Ano	Taxa de desemprego	Taxa de desemprego de longo prazo	Desempregados há mais de um ano sem emprego
	(1)	(2)	(3)
81	3,35	1,05	31,39
82	3,01	0,87	28,94
83	4,23	1,22	28,85
84	3,37	1,22	36,08
85	2,67	0,98	36,75
86	1,82	0,62	33,92
87	2,80	0,79	28,14
88	2,95	1,00	33,83
89	2,49	0,79	31,90
90	3,12	0,97	31,13
92	5,94	2,39	40,24
93	5,48	2,39	43,60
95	5,31	2,04	38,35
96	6,18	2,81	45,46
97	6,90	3,11	45,06
98	7,70	3,89	50,44
99	8,58	4,48	52,22
$\Delta$ (99-81)	5,23	3,43	20,83
$\Delta$ (99-90)	5,46	3,51	21,09

Fonte: PNAD. 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 26. Apesar da taxa de desemprego ter aumentado para todos os grupos na década de noventa, a variação foi mais acentuada para os não-

qualificados (6,64 pontos percentuais entre 1990 e 1999). Os aumentos para os semi-qualificados e os qualificados, nesse mesmo intervalo de tempo, foram de 5,71 e 4,43 pontos percentuais, respectivamente.

Tabela 26-Taxas de desemprego por qualificação (%): 1981-1999

Ano	Taxa de desemprego			Taxa de desemprego de longo prazo			Desempregados há mais de um ano sem emprego		
	Não-qualificados	Semi-qualificados	Qualificados	Não-qualificados	Semi-qualificados	Qualificados	Não-qualificados	Semi-qualificados	Qualificados
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
81	3,47	3,68	2,43	0,83	1,12	1,25	23,96	30,41	51,43
82	2,80	3,60	2,19	0,61	0,97	1,10	21,68	27,06	50,11
83	4,01	4,90	3,32	0,87	1,38	1,44	21,69	28,12	43,33
84	3,12	3,98	2,58	0,84	1,45	1,29	27,06	36,52	49,88
85	2,31	3,19	2,19	0,64	1,08	1,23	27,72	33,77	56,34
86	1,57	2,06	1,70	0,43	0,63	0,81	27,70	30,64	47,45
87	2,59	3,24	2,28	0,57	0,88	0,86	22,21	27,27	37,58
88	2,92	3,35	2,34	0,73	1,07	1,15	24,95	32,00	49,31
89	2,48	2,94	1,78	0,63	0,86	0,84	25,63	29,17	47,43
90	2,95	3,69	2,38	0,73	1,15	0,91	24,84	31,01	38,42
92	6,30	6,58	4,65	2,12	2,58	2,35	33,60	39,29	50,59
93	5,70	6,23	4,08	2,14	2,66	2,16	37,45	42,79	52,93
95	5,81	5,83	4,07	1,86	2,15	2,00	32,01	36,81	49,06
96	7,00	6,87	4,56	2,76	3,06	2,47	39,42	44,50	54,23
97	7,50	7,78	5,28	3,12	3,39	2,71	41,66	43,59	51,37
98	8,35	8,68	5,96	3,65	4,32	3,45	43,74	49,71	57,83
99	9,59	9,40	6,81	4,42	4,78	4,08	46,11	50,88	59,97
Δ (99-81)	6,11	5,72	4,38	3,59	3,66	2,84	22,15	20,47	8,54
Δ (99-90)	6,64	5,71	4,43	3,69	3,64	3,17	21,27	19,86	21,55

Fonte: PNAD. 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.

O aumento da taxa de desemprego de longo prazo também foi decrescente com o nível de qualificação. Para os não-qualificados foi registrado um aumento de 0,73% para 4,42% entre 1990 e 1999, enquanto para os semi-qualificados a taxa de desemprego de longo prazo aumentou 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 um ano também aumentou para os três grupos, mas as variações foram semelhantes. A proporção entre os não-qualificados aumentou em 21 pontos percentuais, e entre os semi-qualificados e qualificados os aumentos foram, respectivamente, de 20 e 22 pontos percentuais. Em 1999, 46% dos não-qualificados, 51% dos semi-qualificados e 60% dos qualificados desempregados estavam na condição de não-empregados há pelo menos um ano. Como no caso das taxas agregadas, a tendência de aumento para essas variáveis é iniciada na

década de noventa, enquanto nos anos oitenta são observadas apenas flutuações cíclicas.

#### **5.4.2. 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 noventa, principalmente pelo aumento no número de beneficiados (Além e Giambiagi, 1999, 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 os indivíduos forem divididos por seu nível de qualificação (tabela 27). Entre 1990 e 1999 essa variável aumentou no total de R\$ 15,6 em 1990 para R\$ 24,9 em 1999<sup>68</sup>. Em todos os grupos de qualificação são observadas trajetórias de aumento na aposentadoria domiciliar per capita durante os anos noventa. Para os não-qualificados foi registrado um aumento de R\$ 4,7 para R\$ 9,3 entre 1990 e 1999, e para os semi-qualificados 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<sup>69</sup>. A variação percentual foi maior para os não-qualificados (quase 100%), enquanto para os outros dois grupos os aumentos foram em torno de 40%.

---

<sup>68</sup> Valores em Reais de 1999.

<sup>69</sup> 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.



Tabela 27-Aposentadoria domiciliar per capita para os domicílios com indivíduos entre 25 e 59 anos na PEA (em R\$ de 1999)

Ano	Não-qualificados	Semi-qualificados	Qualificados	Total
	(1)	(2)	(3)	(4)
81	5,74	11,95	35,14	14,80
82	5,62	12,03	33,22	14,40
83	4,46	10,09	30,61	12,94
84	4,66	9,66	27,25	12,16
85	5,23	10,36	32,85	14,37
86	7,11	13,18	44,89	19,53
87	4,65	10,22	31,64	14,25
88	5,28	9,39	28,16	13,42
89	5,06	10,74	34,35	15,87
90	4,74	9,69	34,70	15,63
92	6,33	9,48	31,22	14,86
93	6,58	9,97	32,55	15,68
95	7,33	11,86	41,34	19,57
96	7,69	12,41	43,18	20,94
97	8,15	12,40	44,19	21,76
98	8,67	14,32	48,80	24,57
99	9,29	14,07	49,15	24,90
$\Delta\%$ (99-81)	62,0	17,7	39,9	68,3
$\Delta\%$ (90-81)	-17,3	-18,9	-1,3	5,6
$\Delta\%$ (99-90)	95,8	45,2	41,7	59,4

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

\* 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.

Na tabela 28 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 semi-qualificados e qualificados em 17% e 9%, respectivamente. Considerando apenas a década de noventa, as aposentadorias aumentaram para os não-qualificados (34%), e diminuíram ligeiramente para os qualificados (8%), permanecendo estáveis para os semi-qualificados.

A tabela 28 mostra também que a proporção de indivíduos com 25 anos ou mais recebendo aposentadoria aumentou continuamente entre 81 e 99, resultado fortemente influenciado pelas mudanças demográficas, já que ocorreu um envelhecimento da população nesse período. Nota-se que os aumentos mais acentuados se verificaram na década de noventa, e que foram maiores para os não-

qualificados. Enquanto esse grupo aumentou em 5 pontos percentuais a porcentagem de indivíduos com renda de aposentadoria, entre os semi-qualificados e os qualificados os aumentos foram de 2 e 3,8 pontos percentuais, respectivamente. Portanto, para os não-qualificados ocorreram aumentos tanto no valor médio das aposentadorias quanto na proporção de indivíduos recebendo esse benefício. Para os semi-qualificados e qualificados os aumentos ocorreram basicamente devido a maior proporção de pessoas recebendo aposentadoria<sup>70</sup>.

Tabela 28-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	Semi- qualificados	Qualificados	Não- qualificados	Semi- qualificados	Qualificados
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
81	192	510	1363	17,4	9,6	6,8
82	192	521	1495	17,6	9,5	7,1
83	173	463	1219	15,6	9,6	7,6
84	162	418	1189	18,3	9,9	7,4
85	176	477	1369	18,8	10,0	7,7
86	214	551	1783	19,6	10,6	7,9
87	137	387	1310	19,3	10,2	7,8
88	144	389	1212	20,0	10,1	7,8
89	162	466	1355	20,2	10,1	8,0
90	147	431	1343	20,5	10,2	8,0
92	201	424	1056	19,9	9,6	8,6
93	190	407	1113	22,2	10,2	8,9
95	195	420	1309	22,7	10,7	10,1
96	185	419	1225	24,2	11,3	10,7
97	189	409	1234	23,9	11,6	11,1
98	202	447	1235	24,4	12,1	11,9
99	197	424	1238	25,5	12,2	11,8
$\Delta\%$ (99-81)	2,6	-17,0	-9,1	45,9	27,7	73,2
$\Delta\%$ (90-81)	-23,6	-15,5	-1,4	17,5	6,5	16,8
$\Delta\%$ (99-90)	34,3	-1,8	-7,8	24,1	20,0	48,3

Fonte: PNAD. 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.

Para analisar a evolução das características das pessoas que receberam renda de aposentadoria entre 1981 e 1999, são definidas na tabela 29 três categorias: indivíduos entre 25 e 59 anos que participam da PEA, indivíduos nessa mesma

<sup>70</sup> Não se pode fazer uma relação direta entre os resultados das tabela 27 e 28 pelo fato de que em um mesmo domicílio os indivíduos podem apresentar qualificações diferentes e, por exemplo, a

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.

Tabela 29- Porcentagem que recebe aposentadoria em grupos de idade e participação na PEA

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	Semi-qualificados	Qualificados	Não-qualificados	Semi-qualificados	Qualificados	Não-qualificados	Semi-qualificados	Qualificados
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
81	2,1	2,1	1,8	12,3	10,9	11,8	53,7	48,7	60,5
82	2,2	2,0	1,6	12,0	10,9	12,3	55,1	49,4	64,3
83	1,9	2,1	1,9	11,1	10,8	15,2	47,8	49,0	63,1
84	1,9	1,9	1,9	12,8	11,4	14,7	54,8	52,2	66,3
85	2,3	1,9	1,9	12,6	11,7	16,2	55,8	51,6	67,7
86	2,6	2,1	2,0	12,7	11,8	15,9	56,5	54,4	67,4
87	2,5	2,5	2,0	12,5	10,4	15,5	55,3	53,8	65,2
88	3,0	2,2	1,9	12,2	10,5	16,0	55,7	54,3	66,4
89	2,4	2,1	2,0	13,1	10,7	15,5	55,1	52,8	66,4
90	2,4	2,1	2,1	12,4	10,4	15,7	55,7	52,6	66,0
92	2,0	1,8	2,3	11,7	9,7	16,8	55,7	55,7	69,2
93	2,5	1,9	2,4	13,4	10,4	18,5	59,1	56,7	70,5
95	2,4	2,4	3,0	12,4	10,4	20,6	60,5	57,5	72,2
96	2,7	2,6	3,4	13,0	10,4	20,6	62,3	58,2	72,8
97	2,8	2,7	3,7	13,3	10,9	22,8	60,8	58,8	72,3
98	2,7	3,0	4,1	13,8	12,1	23,7	61,0	57,7	74,0
99	2,8	2,9	3,9	14,0	12,4	23,5	62,1	58,1	74,3
$\Delta$ (99-81)	0,67	0,80	2,07	1,71	1,42	11,75	8,48	9,40	13,82
$\Delta$ (90-81)	0,35	-0,01	0,33	0,14	-0,58	3,90	2,08	3,87	5,46
$\Delta$ (99-90)	0,33	0,81	1,75	1,57	2,00	7,85	6,40	5,53	8,35

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

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 noventa, mas principalmente para os qualificados. Não-qualificados experimentaram um aumento de 1,6 ponto percentual, semi-qualificados de 2 pontos percentuais e qualificados um aumento bem maior, de 7,8 pontos percentuais, passando de 15,7% para 23,5% entre 1990 e 1999. Este resultado parece indicar que entre os trabalhadores qualificados, o aumento da porcentagem de pessoas recebendo aposentadorias pode ter levado a

aposentadoria domiciliar per capita de um indivíduo qualificado ser proveniente da aposentadoria recebida por um não-qualificado.

uma redução da taxa de participação na força de trabalho, efeito este 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. Não-qualificados registraram um aumento de 6,4 pontos percentuais entre 1990 e 1999, após um aumento de apenas 2 pontos percentuais na década anterior. Para os semi-qualificados as proporções de pessoas nesse grupo recebendo aposentadoria aumentou 3,9 pontos percentuais na década de oitenta e 5,5 na década de noventa, enquanto para os qualificados as variações nessas duas décadas foram de 5,5 e 8,3 pontos percentuais, respectivamente.

Tabela 30-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 per capita (%)			
	Não-qualificados	Semi-qualificados	Qualificados	Total	Não-qualificados	Semi-qualificados	Qualificados	Total
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
81	353,0	630,1	1544,6	731	3,3	3,6	3,6	3,5
82	343,2	630,9	1554,4	731	3,3	3,6	3,3	3,4
83	278,7	508,6	1235,8	599	3,2	3,7	3,8	3,7
84	272,8	492,1	1198,9	587	3,5	3,7	3,5	3,5
85	307,2	562,1	1393,3	690	3,3	3,4	3,5	3,5
86	480,2	821,5	1935,0	1007	2,9	3,0	3,5	3,2
87	335,5	567,6	1417,2	724	2,6	3,2	3,3	3,2
88	281,0	513,8	1355,0	681	3,5	3,3	3,1	3,2
89	320,0	576,9	1454,1	755	3,0	3,4	3,5	3,4
90	287,2	513,5	1253,1	668	3,1	3,4	4,1	3,7
92	239,4	408,1	948,1	518	4,9	4,4	5,3	5,0
93	233,7	399,1	1018,1	538	5,2	4,6	5,1	4,9
95	277,2	480,1	1221,2	653	4,8	4,5	5,1	4,9
96	289,5	487,3	1197,2	664	4,8	4,6	5,5	5,2
97	277,3	460,4	1177,5	652	5,2	4,7	5,7	5,4
98	263,5	435,0	1141,3	633	5,7	5,7	6,3	6,1
99	241,6	399,3	1027,2	579	6,5	5,9	7,0	6,7
$\Delta\%$ (99-81)	-31,6	-36,6	-33,5	-20,9	95,2	64,8	96,5	87,8
$\Delta\%$ (90-81)	-18,6	-18,5	-18,9	-8,6	-7,4	-6,2	13,3	5,6
$\Delta\%$ (99-90)	-15,9	-22,2	-18,0	-13,4	110,9	75,8	73,4	77,8

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

A tabela 30 mostra que o rendimento médio do trabalho principal diminuiu entre 1981 e 1999, na década de oitenta a queda foi de 8,6% e na década de noventa a redução foi de 13,4%. Os três grupos de qualificação apresentaram tendências muito semelhantes durante a década de oitenta, com os rendimentos

diminuindo em torno de 18%. Na década de noventa, 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 semi-qualificados, 22,2%. O rendimento médio do trabalho principal dos trabalhadores qualificados diminuiu 18% nos anos noventa.

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

#### **5.4.3. 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 a tabela 31 mostra. Esse aumento foi distribuído igualmente entre as décadas de oitenta e noventa. Aumentos na taxa de participação também foram observados para os três grupos de qualificação separadamente<sup>71</sup>. A taxa de participação dos não-qualificados aumentou 8 pontos percentuais entre 1981 e 1999, enquanto para os semi-qualificados e os qualificados os aumentos foram de 8,5 e 2 pontos percentuais, respectivamente.

Outro fato que pode ser verificado pela tabela 31, é que os aumentos na taxa de participação dos semi-qualificados e qualificados foram maiores na década de noventa do que na década de oitenta. Por outro lado, a maior parte da variação na participação dos não-qualificados ocorreu durante a década de oitenta. Portanto, o ritmo de crescimento na taxa de participação de trabalhadores não-qualificados na força de trabalho diminuiu na década de noventa.

Tabela 31-Taxa de participação por qualificação (%): 1981-1999

Ano	Não- qualificados	Semi- qualificados	Qualificados	Total
	(1)	(2)	(3)	(4)
81	57,36	64,91	81,60	64,92
82	59,64	65,99	82,52	66,46
83	59,37	65,61	82,07	66,37
84	59,36	66,17	82,14	66,77
85	60,20	66,88	82,73	67,86
86	59,71	67,37	83,07	68,10
87	61,85	68,60	82,85	69,51
88	62,06	68,40	83,02	69,83
89	61,18	68,94	82,91	69,78
90	62,57	68,87	82,05	70,30
92	63,80	71,05	83,57	72,06
93	63,44	71,28	83,70	72,23
95	64,58	72,87	84,17	73,52
96	62,90	71,48	83,22	72,46
97	63,62	72,10	84,08	73,40
98	63,94	72,23	83,86	73,61
99	65,35	73,43	83,50	74,58
Δ (99-81)	8,00	8,52	1,91	9,66
Δ (90 -81)	5,21	3,96	0,45	5,38
Δ (99-90)	2,79	4,55	1,45	4,28

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

#### 5.4.4. Conclusão

De acordo com as evidências apresentadas nessa 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 noventa. Durante esse período também ocorreram aumentos 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 a década de noventa.

Na seção 5.6 são apresentados os resultados empíricos procurando avaliar o papel desempenhado por estas variações na aposentadoria para as trajetórias do

<sup>71</sup> As tabelas 64 e 65 do apêndice 8.4 mostram que esse aumento foi influenciado, nos três grupos de qualificação, pelo comportamento das mulheres. A taxa de participação dos homens diminuiu

desemprego de cada grupo de qualificação. A seção 5.7 mostra os resultados estimados para os efeitos da aposentadoria sobre a taxa de participação e o não-emprego.

## 5.5. 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 dados em painel estivessem disponíveis (Deaton, 1985 e Browning et al., 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 os indivíduos são divididos 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 1785 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 zero, e as verdadeiras médias das coortes podem ser

---

durante os anos 80 e 90.

substituídas pelas médias amostrais<sup>72</sup>. 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 66 do apêndice 8.4 apresenta informações sobre o número de observações da PEA em cada coorte. A menor coorte, entre todas as 1785 utilizadas nesse caso, tem 53 observações. Nas coortes mais antigas de trabalhadores qualificados há um número 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 a 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<sup>73</sup>, 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

---

<sup>72</sup> 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.

<sup>73</sup> 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



devem captar essa tendência de aumento, com coeficientes maiores para as coortes mais novas. Como ressaltado no capítulo 4, 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<sup>74</sup>. A idade é representada nas regressões por variáveis *dummy* ou por polinômios<sup>75</sup>.

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 maior taxa de desemprego, 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<sup>76</sup>.

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

$$(57) \quad u_{ct} = \alpha_c + I_{ct} + \beta(\Delta PIB_t) + \eta(Inflação_t) + \gamma(A_{ct}) + \varepsilon_{ct}$$

Onde:

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

$\alpha_c$  = efeito fixo da coorte c.

$I_{ct}$  = *dummies* ou polinômios de idade.

$\Delta PIB_t$  = 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.

uma redução dos rendimentos e conseqüentemente a uma maior razão entre aposentadoria e rendimentos.

<sup>74</sup> Para mais evidências no caso brasileiro de diferenças na taxa de desemprego entre grupos de idade, ver Camargo e Reis (2003).

<sup>75</sup> Como vimos no capítulo 4, 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.

<sup>76</sup> Variações da taxa de inflação foram incluídas para captar os desvios do desemprego em relação à taxa de desemprego de equilíbrio, mas os resultados não se mostraram significativos ou apresentaram sinal positivo, contrariamente ao que se deveria esperar.

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

A equação (57) 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:

$$(58) \quad u_{ct}^{LP} = \alpha_c + I_{ct} + \beta(\Delta PIB_t) + \eta(Inflação_t) + \gamma(A_{ct}) + \varepsilon_{ct}$$

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:

$$(59) \quad P_{ct}^{LP} = \alpha_c + I_{ct} + \beta(\Delta PIB_t) + \eta(Inflação_t) + \gamma(A_{ct}) + \varepsilon_{ct}$$

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:

$$(60) \quad u_{c(t),t} = \alpha u_{c(t),t-1} + X'_{c(t),t-1} \beta + Z'_{c(t)} \lambda + \eta_{c(t),t}$$

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  $\alpha$  e  $\beta$  são estimados de forma consistente desde que todas as variáveis exógenas apresentem variação no tempo e entre coortes<sup>77</sup>.

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:

$$(61) \quad \text{Pr } ob(y_{it} = 1) = F(\alpha_i, I_{it}, \Delta PIB_t, \text{Inflação}_t, A_{it}, X_{it}, \omega_{it})$$

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  $\omega_{it}$  é o erro da regressão, que tem distribuição logística.

---

<sup>77</sup> 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.

As mesmas estratégias descritas acima 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.

## 5.6.

### **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 apresentados os resultados básicos correspondentes as equações (57), (58) e (59). 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 mostrados os resultados estimados com dados individuais.

#### 5.6.1.

##### **Resultados básicos**

A tabela 32 mostra os resultados estimados usando a equação (57) para os trabalhadores não-qualificados. Na coluna (i) são usadas como variáveis de controle efeitos fixos para as coortes, *dummies* de idade, a taxa de inflação e a variação no 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 zero no período anterior. A diferença da coluna (iii) em relação a 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 32-Efeitos da aposentadoria sobre a taxa de desemprego (não-qualificados)

Variável dependente: Taxa de desemprego				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)***
Aposentadoria domiciliar per capita	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)
Dummy: estabilização da inflação*		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
Dummies de idade	x	x		x
Polinômio de terceiro grau para a idade			x	
Controles regionais**			x	
R-quadrado	0,80	0,80	0,80	0,80
Número de observações	595	595	595	595

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como por As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

\* A dummy para estabilização da inflação é igual a 1 para períodos posteriores a 1994 e zero caso contrário.

\*\* Os controles regionais são as proporções de trabalhadores não-qualificados em cada região.

\*\*\* Os indivíduos que recebem diretamente renda de aposentadoria são excluídos.

Tabela 33- Efeitos da aposentadoria sobre a taxa de desemprego (semi-qualificados)

Variável dependente: Taxa de desemprego				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)***
Aposentadoria domiciliar per capita	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)
Dummy: estabilização da inflação*		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
Dummies de idade	x	x		x
Polinômio de terceiro grau para a idade			x	
Controles regionais**			x	
R-quadrado	0,85	0,85	0,86	0,86
Número de observações	595	595	595	595

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como por As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

\* A dummy para estabilização da inflação é igual a 1 para períodos posteriores a 1994 e zero caso contrário.

\*\* Os controles regionais são as proporções de trabalhadores semi-qualificados em cada região.

\*\*\* 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 zero. 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 33 são apresentados os resultados usando a amostra de trabalhadores semi-qualificados. Nas quatro especificações adotadas, a aposentadoria domiciliar per capita apresenta 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 32.

A tabela 34 mostra os resultados estimados para os trabalhadores qualificados. As conclusões são bem parecidas com as obtidas no caso dos trabalhadores semi-qualificados. Os efeitos da aposentadoria domiciliar per capita sobre a taxa de desemprego também não são significativos.

Tabela 34- Efeitos da aposentadoria sobre a taxa de desemprego (qualificados)

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

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como por As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

\* A dummy para estabilização da inflação é igual a 1 para períodos posteriores a 1994 e zero caso contrário.

\*\* Os controles regionais são as proporções de trabalhadores qualificados em cada região.

\*\*\* Os indivíduos que recebem diretamente renda de aposentadoria são excluídos.

De acordo com os resultados dessas três tabelas acima, 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.

Os efeitos da aposentadoria sobre a taxa de desemprego de longo prazo, obtidos a partir da equação (58), são representados na tabela 35. De acordo com os resultados, aumentos na aposentadoria domiciliar per capita levam a aumentos nas taxas de desemprego de longo prazo dos trabalhadores não-qualificados e semi-qualificados, nas colunas (i) e (ii). Para os qualificados, porém, o coeficiente dessa variável não é significativamente diferente de zero (coluna (iii)). Aumentos na inflação e no PIB reduzem as taxas de desemprego de longo prazo para todos os grupos de trabalhadores.

Tabela 35-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	Semi-qualificados	Qualificados
	(i)	(ii)	(iii)
Aposentadoria domiciliar per capita	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)
$\Delta$ 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
Dummies de idade	X	X	X
R-quadrado	0,76	0,83	0,76
Número de observações	595	595	595

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado com As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

A tabela 36 mostra os resultados estimados para a equação (59), 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 a aumentos na proporção de desempregados de longo prazo para os não-qualificados e os semi-qualificados. O resultado para os trabalhadores qualificados não é significativamente diferente de zero. A taxa de inflação apresenta resultados não-significativos e o coeficiente do PIB passa a ser positivo e significativamente diferente de zero. 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.

Tabela 36- 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	Semi-qualificados	Qualificados
	(i)	(ii)	(iii)
Aposentadoria domiciliar per capita	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
Dummies de idade	X	X	X
R-quadrado	0,38	0,45	0,19
Número de observações	595	593	548

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado com as estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

Portanto, de acordo com os resultados estimados, aumentos na aposentadoria levam a aumentos na taxa de desemprego dos trabalhadores não-qualificados. Esses resultados são válidos para as diferentes especificações adotadas. Para os trabalhadores semi-qualificados e qualificados os efeitos da aposentadoria sobre a taxa de desemprego não se mostraram significativos. Os resultados também indicam que maiores aposentadorias têm como consequência o aumento nas taxas de desemprego de longo prazo de não-qualificados e semi-qualificados. As proporções de desempregados de longo prazo nesses dois grupos também parecem aumentar como resultado de aposentadorias mais elevadas<sup>78</sup>.

<sup>78</sup> Replicando as regressões para uma amostra de trabalhadores entre 25 e 54 anos, os resultados encontrados são basicamente os mesmos apresentados acima.



### 5.6.2. 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 37 mostra. A aposentadoria domiciliar per capita continua apresentando um efeito significativo sobre a taxa de desemprego dos trabalhadores não-qualificados.

Tabela 37-Efeitos da aposentadoria sobre a taxa de desemprego: modelo auto-regressivo

	Não-qualificados	Semi-qualificados	Qualificados
	(i)	(ii)	(iii)
Aposentadoria domiciliar per capita	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
Dummies de idade	x	x	x
R-quadrado	0,838	0,917	0,863
Número de observações	544	544	544

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado cor As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

A tabela 38 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 semi-qualificados. 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.

Tabela 38- Efeitos da aposentadoria sobre a taxa de desemprego de longo prazo:  
modelo auto-regressivo

	Não-qualificados	Semi-qualificados	Qualificados
	(i)	(ii)	(iii)
Aposentadoria domiciliar per capita	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
Dummies de idade	X	X	X
R-quadrado	0,783	0,881	0,782
Número de observações	544	544	544

Notas: As regressões são estimadas por mínimos quadrados ponderados. O número relativo de indivíduos em cada célula é usado como As estatísticas-t, obtidas a partir de erros-padrão robustos, são mostradas entre parênteses.

A tabela 39 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 39-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 per capita	0,010 (3.71)	0,006 (4.04)	0,051 (2.44)
Aposentadoria domiciliar per capita x (Não-qualificados)	-0,006 (1.54)	0,000 (0.06)	0,010 (0.34)
Aposentadoria domiciliar per capita x (semi-qualificados)	-0,010 (3.09)	-0,005 (2.51)	-0,047 (1.17)
Aposentadoria domiciliar per capita x (qualificados)	-0,0002 (5.45)	-0,0001 (4.87)	-0,0002 (-0.81)
Inflação	-0,114 (9.28)	-0,043 (6.47)	0,171 (1.78)
Δ PIB	0,032 (2.02)	-0,005 (0.60)	0,118 (1.49)
Intercepto	X	X	X
Efeitos fixos para as coortes	X	X	X
Polinômio de terceiro grau para a idade	X	X	X
R-quadrado	0,84	0,80	0,47
Número de observações	1785	1785	1736

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 zero 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) indicam 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.

### 5.6.3. Resultados com dados individuais

Os resultados das regressões logit para a probabilidade de desemprego, conforme a equação (61), são mostrados na tabela 40. Como variáveis de controle são incluídos controles para idade, região, gênero, variações do PIB, inflação e *dummies* de coorte.

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<sup>79</sup>. 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 ponto percentual. Para os semi-qualificados o aumento é de 0,7 e para os qualificados o aumento estimado é de apenas 0,2 pontos percentuais.

---

<sup>79</sup> 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 81 e 99 a variação na média da aposentadoria domiciliar per capita foi 4 vezes maior para os qualificados do que para os não-qualificados, enquanto os efeitos marginais são cerca de 6 vezes maiores para os não-qualificados em comparação com os qualificados.

Tabela 40-Regressões logit para a probabilidade de desemprego

	Não-qualificados		Semi-qualificados		Qualificados	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	Coefficiente	Efeitos Marginais	Coefficiente	Efeitos Marginais	Coefficiente	Efeitos Marginais
Aposentadoria domiciliar per capita	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 ao quadrado	0,005 (2.70)	0,036	0,0060 (4.40)	0,035	0,006 (2.94)	0,024
Idade ao cubo	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
Dummies de coorte	X		X		X	
Observações	362837		600616		384758	
Log Verossimilhança	-66123		-121948		-60234	
Pseudo-R2	0,041		0,041		0,047	

Fonte: PNAD

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.

No apêndice 8.4 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 do domicílio. Em todas essas

especificações são mantidos os resultados da tabela 40, de que aumentos na aposentadoria domiciliar per capita aumentam a probabilidade de desemprego, principalmente para os trabalhadores não-qualificados.

Tabela 41- Regressões logit para a probabilidade de desemprego de longo prazo

	Não-qualificados		Semi-qualificados		Qualificados	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	Coeficiente	Efeitos Marginais	Coeficiente	Efeitos Marginais	Coeficiente	Efeitos Marginais
Aposentadoria domiciliar per capita	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 ao quadrado	0,0040 (1.40)	0,033	0,0030 (1.41)	0,017	0,0025 (0.85)	0,009
Idade ao cubo	0,0000 (1.13)	0,000	0,0000 (0.29)	0,000	0,0000 (0.35)	0,000
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
Dummies de coorte	X		X		X	
Observações	362837		600616		384758	
Log Verossimilhança	-66123		-121948		-60234	
Pseudo-R2	0,041		0,041		0,047	

Fonte: PNAD

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.

A tabela 41 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 definidos acima, um aumento em R\$100 na aposentadoria domiciliar per capita aumenta a probabilidade de desemprego de longo prazo para os trabalhadores não-qualificados, semi-qualificados e qualificados em torno de 0,6; 0,35 e 0,1 pontos percentuais, respectivamente.

## **5.7. 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<sup>80</sup>. Na subseção 5.7.1 são mostradas as estimativas usando as médias por coorte, e na subseção 5.7.2 são apresentados os resultados com dados individuais.

### **5.7.1. Resultados com dados de coortes**

A tabela 42 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 semi-qualificados, ou seja, aumentos na aposentadoria domiciliar per capita reduzem a taxa de participação. Para os qualificados os coeficientes não são significativamente diferentes de zero. Os resultados também mostram que para os não-qualificados maiores taxas de inflação levam a aumentos na participação, mas as variações no PIB não são significativas. Já para os semi-qualificados 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.

Os resultados para a taxa de não-emprego, apresentados na tabela 43, mostram que maiores aposentadorias aumentam o não-emprego para os não-qualificados e os semi-qualificados, enquanto os efeitos sobre os qualificados não são significativos.

---

<sup>80</sup> Ver Atkinson e Micklewright (1991) para uma discussão sobre essas diferenças.

Tabela 42-Efeitos da aposentadoria sobre a taxa de participação

Variável dependente: Taxa de desemprego	Não-qualificados	Semi-qualificados	Qualificados
	(i)	(ii)	(iii)
Aposentadoria domiciliar per capita	-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
Dummies de idade	x	x	x
R-quadrado	0,95	0,968	0,954
Número de observações	595	595	595

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 43- Efeitos da aposentadoria sobre a taxa de não-emprego

Variável dependente: Taxa de desemprego	Não-qualificados	Semi-qualificados	Qualificados
	(i)	(ii)	(iii)
Aposentadoria domiciliar per capita	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
Dummies de idade	x	x	x
R-quadrado	0,93	0,95	0,94
Número de observações	595	595	595

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.

### 5.7.2. Resultados com dados individuais

A tabela 44 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 42 e 43 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 pontos percentuais. As reduções estimadas para os semi-qualificados e os qualificados são de 2,3 e 0,4 pontos percentuais, respectivamente.

Tabela 44-Regressões logit para a probabilidade de participar da PEA

	Não-qualificados		Semi-qualificados		Qualificados	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	Coefficiente	Efeitos Marginais	Coefficiente	Efeitos Marginais	Coefficiente	Efeitos Marginais
Aposentadoria domiciliar per capita	-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 ao quadrado	-0,002 (3.03)	-0,01	0,004 (7.13)	0,02	0,004 (4.27)	0,01
Idade ao cubo	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
Dummies de coorte	X		X		X	
Observações	587317		865430		462204	
Log Verossimilhança	-290873		-393068		-175394	
Pseudo-R2	0,25		0,26		0,16	

Fonte: PNAD

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 45. Nos três grupos de qualificação, os resultados estimados mostram que maiores aposentadorias aumentam a probabilidade do 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 aumenta as probabilidades de não-emprego para não-qualificados, semi-qualificados e qualificados em 13,2; 4,1 e 0,7 pontos percentuais, respectivamente.

Tabela 45- Regressões logit para a probabilidade de não-emprego

	Não-qualificados		Semi-qualificados		Qualificados	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
	Coefficiente	Efeitos Marginais	Coefficiente	Efeitos Marginais	Coefficiente	Efeitos Marginais
Aposentadoria domiciliar per capita	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 ao quadrado	0,00 (2.66)	0,02	0,00 (4.72)	-0,02	0,00 (2.67)	-0,01
Idade ao cubo	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
Dummies de coorte	X		X		X	
Observações	587317		865430		462204	
Log Verossimilhança	-309669		-437597		-201826	
Pseudo-R2	0,22		0,21		0,13	

Fonte: PNAD

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.

## 5.8. Conclusão

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 decidir não participar do mercado de trabalho.

Durante a década de noventa a importância da aposentadoria na renda domiciliar aumentou substancialmente, principalmente nos domicílios com trabalhadores não-qualificados. Ao mesmo tempo, ocorreram aumentos 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 nesse artigo, as maiores aposentadorias podem ter desempenhado um papel tanto no aumento do desemprego nos anos noventa, 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 de 1981 a 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 noventa parecem ter levado a aumentos 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 semi-qualificados 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 aumentam 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 aumentaram a taxa de não-emprego para os não-qualificados e os semi-qualificados.

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 aumento no desemprego relativo desse grupo também tenha sido afetado por mudanças na demanda relativa por trabalho, parte desse aumento pode estar associado às aposentadorias domiciliares mais altas nos anos noventa. 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 aumentos nas taxas de desemprego e de desemprego de longo prazo bem mais acentuados do que para os semi-qualificados e qualificados. Estes resultados sugerem que o aumento do desemprego ao longo dos anos noventa 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 deste aumento decorre exatamente da melhoria da renda familiar per capita como resultado do aumento da importância da renda da aposentadoria para a família.