

### 3 Dados e Modelo Econométrico

#### 3.1. A amostra de funcionários públicos

Os dados usados neste estudo têm como fonte a Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD), uma pesquisa domiciliar realizada anualmente no Brasil pelo IBGE, que investiga diversas características socioeconômicas dos entrevistados.

A PNAD é apropriada para nosso estudo, por várias razões. Em primeiro lugar, a pesquisa nos fornece informações sobre a ocupação dos entrevistados e características como idade, escolaridade, gênero e condição de chefe de família. Tais informações nos permitem identificar os funcionários públicos que, presumivelmente, se preocupam mais fortemente com eventos futuros como a decisão de emprego após a aposentadoria: os chefes de família.

Em segundo lugar, por ser uma pesquisa anual, a PNAD nos dá observações antes e depois da reforma previdenciária de 1998. Mais precisamente, utilizamos dados da PNAD para os anos de 1996, 1997, 1998, 1999, 2001 e 2002.<sup>6</sup> No total, são 33.893 observações de servidores públicos chefes de família, sendo 31.674 relativas aos servidores civis e 2.219 militares. Esperamos que esta amostra de chefes de família capture de forma mais significativa o impacto de uma reforma previdenciária de 1998 sobre a poupança corrente.

A base de dados da PNAD, entretanto, não possui informação detalhada sobre o orçamento (gastos) dos entrevistados. Como a poupança dos agentes é um elemento chave para o nosso teste, e ela não é descrita na pesquisa, utilizaremos como *proxy* a variável contribuição para previdência privada, uma variável binária que indica se o entrevistado contribui ou não para a previdência privada.

A tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas dos funcionários públicos civis. A amostra abrange todas as faixas etárias. Cerca de um terço dos indivíduos

possui o segundo grau completo e ensino superior. Em média, 87% trabalham apenas no setor público com jornada de trabalho de 39 horas semanais, muito próxima à jornada completa de 40 horas. Considerando a jornada em todos os trabalhos, a média sobe para 42 horas semanais. Quanto ao rendimento mensal, em valores de 1996, a média é de R\$ 930, o que corresponde a aproximadamente 8 salários mínimos. Em comparação aos demais trabalhadores da iniciativa privada (trabalhadores sem carteira, com carteira e conta-própria), funcionários públicos são os mais bem remunerados. Por exemplo, para o agregado de anos da pesquisa completa (considerando chefes e não chefes de família), a remuneração mensal mediana dos servidores públicos (deflacionada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplio (IPCA)) é de R\$ 496,45 para os servidores civis e de R\$ 614,04 para os militares. Para os trabalhadores do setor privado formal (com carteira), a remuneração mensal mediana é de R\$ 307,02 enquanto que a do setor informal (sem carteira) e dos autônomos (conta-própria), a remuneração mediana é de R\$ 152,67 e R\$ 212,77, respectivamente.

### **3.2. Grupo de controle e modelo econométrico**

Conforme discutido na seção 2, o impacto da reforma previdenciária de 1998 sobre a poupança dá informação sobre o valor do capital humano dos servidores públicos. A poupança dos servidores pode ter variado em 1999, porém, por razões alheias à reforma previdenciária. Para lidar com tal possibilidade, exploraremos a existência de um grupo de servidores públicos, os militares, que, diferentemente dos demais, não foi afetado pela reforma previdenciária.<sup>7</sup> A idéia é que, ao subtrairmos a variação da poupança dos servidores públicos civis da variação de poupança dos militares, conseguimos excluir choques na poupança que são alheios à reforma.<sup>8</sup>

---

<sup>6</sup> A amostra não contém o ano de 2000 porque a PNAD é interrompida nos anos dos Censos Demográficos.

<sup>7</sup> De acordo com a Consultoria Legislativa da Câmara dos Deputados, de fevereiro de 2003, a Reforma de 1998 manteve regimes diferenciados para trabalhadores em geral, servidores públicos civis e militares, sendo alterados por ela apenas as regras do Regime Geral de Previdência Social e do Regime dos Servidores Públicos Civis. Assim, o regime de previdência dos militares permaneceu inalterado.

<sup>8</sup> Este método é conhecido como diferença em diferenças, e pressupõe a hipótese de que na ausência da intervenção, ambos os grupos teriam reagido de maneira análoga. Se funcionários públicos civis e militares possuem este efeito temporal comum, uma vez descontada a variação

Se chamarmos  $Y_{it}$  a poupança do funcionário público  $i$  no período  $t$ , o efeito líquido da reforma é dado por:

$$\{E(Y_{it} | 1999_t = 1, \text{funcionário}_i = 1) - E(Y_{it} | 1998_t = 1, \text{funcionário}_i = 1)\} - \quad (4)$$

$$\{E(Y_{it} | 1999_t = 1, \text{funcionário}_i = 0) - E(Y_{it} | 1998_t = 1, \text{funcionário}_i = 0)\}$$

onde  $\text{funcionário}_i$  indica os funcionários públicos civis, assumindo o valor zero para os militares, e  $1998_t$  e  $1999_t$  indicam os anos de 1998 e 1999, respectivamente.

Como a variável de poupança utilizada neste trabalho é binária – assume um para os indivíduos que contribuem para a previdência privada e zero em caso contrário – estimamos o efeito da reforma através de um modelo Probit.<sup>9</sup> Encontramos uma queda de 2,3% (p-valor de 0,199) na probabilidade de contribuição para a previdência privada dos funcionários públicos civis relativamente aos militares no mesmo período. Este decréscimo não significativo de poupança é consistente com a hipótese de que a reforma da previdência causou, predominantemente, perda de lazer futuro em vez de perda de riqueza, o que sugere que o setor privado dá um baixo valor para o capital humano dos funcionários públicos.

Ainda que tenhamos encontrado evidência de queda de poupança, este resultado deve ser interpretado com cuidado. Para que a expressão em (4) de fato capture o impacto da reforma sobre o *trade-off* entre renda e lazer, é necessário que funcionários públicos civis e militares sejam comparáveis. Caso não sejam, as estimativas serão viesadas. Em particular, diferenças de idade, escolaridade e

---

observada dos militares da variação dos funcionários públicos civis, expurgamos o efeito temporal e obtemos o efeito líquido da reforma.

<sup>9</sup> A equação estimada é:

$$\text{prob}(\text{prev\_priv}) = \beta + \rho(1999_t) + \delta(\text{funcionario}_i) + \alpha(\text{funcionario}1999_{it}) + \varepsilon_{it}$$

onde  $\text{prev\_privada}_{it}$  indica os indivíduos que contribuem para previdência privada;  $1999_t$  é uma *dummy* para 1999;  $\text{funcionário}_i$  assume o valor 1 para os funcionários públicos civis; e  $\text{funcionário}1999_{it}$  corresponde à interação entre as variáveis  $\text{funcionário}_i$  e  $1999_t$ .

gênero entre os grupos fazem com que a hipótese de comparabilidade seja violada.<sup>10</sup>

Na amostra considerada a maioria dos militares é do gênero masculino e está concentrada na faixa etária de 16 a 35 anos.<sup>11</sup> Assim como os funcionários públicos civis, os militares possuem escolaridade elevada: grande parte possui segundo grau e ensino superior. Cerca de 95% trabalham nas Forças Armadas apenas, com jornada média de 42 horas semanais. O rendimento mensal dos militares é, em média, maior que o dos funcionários públicos civis, correspondendo a R\$ 1.100 em valores de 1996 ou à aproximadamente 10 salários mínimos.

A similaridade entre funcionários públicos e militares é avaliada na tabela 3, onde são apresentados os testes de diferença de média e proporção das variáveis reportadas na tabela 2. O resultado mostra que os grupos são estatisticamente diferentes em termos de gênero, raça, idade, escolaridade, área de residência, número de componentes na família, idade de início de trabalho, número de empregos, total de horas trabalhadas e rendimentos, o que torna a hipótese de comparabilidade questionável.

Para dar conta deste problema, estimaremos o impacto da reforma sobre as decisões de poupança dos funcionários públicos civis levando em conta as diferenças em características observáveis. Uma vez que se controle por este vetor de características, podemos utilizar os militares como comparação.<sup>12</sup>

A disponibilidade de dados longitudinais na PNAD abre espaço para estimarmos mais consistentemente o efeito das variáveis utilizadas como controle sobre a decisão de poupança. Ao considerar outros anos na amostra, e não apenas os períodos imediatamente anterior e posterior à reforma de 1998, ganhamos informação sobre o comportamento de poupança dos indivíduos de acordo com suas características observáveis.

---

<sup>10</sup> Diferenças em características não observáveis também introduzem viés nas estimativas. Este ponto será tratado na seção 5, que analisa a sensibilidade dos resultados a outros grupos de controle.

<sup>11</sup> Uma explicação para a concentração nas faixas etárias mais baixas reside na própria regra de aposentadoria dos militares: o tempo de contribuição inclui o período de formação em escolas militares e curso universitário. Portanto, são considerados militares ainda muito jovens. Cabe ressaltar também que a aposentadoria militar pode se dar bastante cedo: todo militar tem prazo máximo para ficar em determinada patente; se não forem promovidos, devem ir para a reserva.

<sup>12</sup> A inclusão de variáveis de controles de forma linear nas estimações segue como em Meyer, Durbin e Viscusi (1995).

Assim, na regressão básica deste trabalho, incluiremos um vetor de variáveis de controle, para dar conta do desbalanceamento da amostra, e expandiremos a amostra para período mais amplo de tempo, de forma a estimar mais consistentemente o efeito destas variáveis sobre a decisão de poupança, justificando o seguinte modelo *Probit*:

$$\begin{aligned} \text{prob}(\text{prev\_privada}_{it}) = & \beta + \rho(\text{ano}_t) + \delta(\text{funcionario}_i) \\ & + \alpha_1(\text{funcionario1999}_{it}) \\ & + \alpha_2(\text{funcionario2001}_{it}) \\ & + \alpha_3(\text{funcionario2002}_{it}) \\ & + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (5)$$

onde  $\text{prev\_privada}_{it}$  é uma variável binária que indica contribuição para previdência privada;  $\text{ano}_t$  é um vetor com *dummies* para os anos 1997, 1998, 1999, 2001 e 2002;  $\text{funcionario}_i$  é uma variável indicadora que assume o valor 1 para os funcionários públicos civis;  $\text{funcionario1999}_{it}$ ,  $\text{funcionario2001}_{it}$  e  $\text{funcionario2002}_{it}$  correspondem à interação da variável  $\text{funcionario}_i$  com as *dummies* dos anos 1999, 2001 e 2002; e  $X_{it}$  é o vetor de variáveis de controle.

Neste modelo, a variação relativa na probabilidade de contribuição para a previdência privada é dada pelo impacto marginal da variável  $\text{funcionario1999}_{it}$ . Ela corresponde à variação relativa da variável de poupança antes – de 1996 a 1998 – e após – 1999 – a reforma da previdência.<sup>13</sup>

De maneira análoga, os impactos marginais das variáveis  $\text{funcionario2001}_{it}$  e  $\text{funcionario2002}_{it}$  captam a variação diferenciada da reforma após 2001 e 2002, respectivamente. Não existe nenhum motivo que nos leve a esperar um efeito duradouro da reforma, pois outros choques econômicos ao longo do tempo podem alterar a trajetória de poupança dos grupos de controle e tratamento. De fato, a reforma de 1998 foi a primeira de uma série de mudanças

---

<sup>13</sup> Assim como em (4), o efeito líquido da reforma em 1999, é dado por:  
 $\alpha_1 = \{E(Y_{it} | 1999_t = 1, \text{funcionario}_i = 1, X_{it}) - E\{Y_{it} | \text{antes}_t = 1, \text{funcionario}_i = 1, X_{it}\}\}$   
 $- \{E(Y_{it} | 1999_t = 1, \text{funcionario}_i = 0, X_{it}) - E\{Y_{it} | \text{antes}_t = 1, \text{funcionario}_i = 0, X_{it}\}\}$   
para  $\text{antes}_t = 1996_t, 1997_t$  ou  $1998_t$ .

no sistema previdenciário e precedeu demais mudanças, como o aumento da alíquota de contribuição previdenciária de 1,6% para 7,5% da remuneração para os militares em 2000 e a nova reforma da previdência de 2003. Daí o motivo de considerar um efeito diferenciado para os anos de 2001 e 2002.

Na próxima seção apresentaremos o resultado da estimação da equação em (5). As variáveis de controle introduzidas são: gênero, idade, idade em que começou a trabalhar, raça, escolaridade, região e número de componentes na família. Gênero, raça e região são variáveis binárias que assumem o valor um para o gênero masculino, raça branca ou amarela, e região metropolitana, respectivamente.

Neste primeiro estágio, não incluiremos as variáveis números de emprego, horas trabalhadas e rendimentos como controle. Ainda que sejam estatisticamente diferentes nas amostras de militares e funcionários públicos civis, estas variáveis não tiveram, entre 1998 e 1999, uma variação estatisticamente diferente entre as duas amostras.<sup>14</sup> Logo, esta exclusão não deve contaminar eventuais variações relativas da poupança de militares e servidores civis entre 1998 e 1999. Na seção 5 deste trabalho analisamos a sensibilidade da estimação a estas variáveis.

---

<sup>14</sup> Em comparação aos militares, os funcionários públicos civis tiveram, entre 1998 e 1999, uma variação relativa no rendimento mensal de -3,56% com p-valor de 0,472. A variação relativa nas horas trabalhadas foi de -2,07% com p-valor de 0,267. Quanto ao número de empregos, a probabilidade de um funcionário público ter mais de um emprego aumentou, de 1998 a 1999, em 1,91% relativamente aos militares, mas esta estatística tem p-valor de 0,611 (valores não reportados nas tabelas).