

5 Testes de Robustez

Há pelo menos três razões para se duvidar dos resultados até agora obtidos. Em primeiro lugar, como sempre acontece, a econometria depende do modelo especificado. Neste trabalho, o modelo pode estar inadequado principalmente por dois motivos: tendência na variável de poupança e omissão de variáveis explicativas. Caso exista tendência, a variação estimada passa a não ser unicamente decorrente da reforma. Isto é, o resultado empírico captura o efeito combinado da tendência e da reforma. Já no caso de variáveis omitidas, as estimativas são viesadas.

A especificação do modelo é abordada na primeira parte desta seção. Testamos a existência de tendência verificando as variações relativas na probabilidade de contribuição para a previdência privada nos diversos anos da amostra. Incluímos, ainda, outras variáveis observáveis na estimação da equação em (5), de forma a verificar a existência de viés por omissão de variáveis.

O segundo problema considerado nesta seção é a adequação do grupo de controle utilizado no experimento. Para dar conta deste potencial problema, analisamos a sensibilidade dos resultados a outros grupos de controle e também apresentamos resultados baseados na metodologia de *propensity score matching*, que utiliza os dados para criar grupos comparáveis.

O terceiro fator de questionamento avaliado nesta seção diz respeito à interpretação dada para a queda na poupança dos funcionários públicos. Outros motivos podem estar associados a esta queda, que não o *trade-off* entre renda e lazer. Se, por exemplo, os funcionários públicos pretendiam se tornar empresários após a aposentadoria, a restrição ao crédito implica na necessidade de acumular recursos para o novo investimento. O efeito da reforma é aumentar o tempo para esta acumulação, e a poupança corrente pode cair por este motivo. Para testar esta hipótese alternativa, avaliamos o impacto da reforma em uma sub-amostra que possivelmente tem menor grau de restrição ao crédito: os proprietários de imóvel.

Por fim, formulamos dois testes que exploram mais diretamente o *trade-off* futuro entre renda e lazer. No primeiro, consideramos o efeito da reforma para os indivíduos que, a princípio, esperaríamos uma dominância do efeito riqueza sobre o efeito lazer, tais como os que têm maior escolaridade, maior rendimento mensal e mais de um emprego. No segundo, investigamos as decisões de poupança de um grupo de funcionários públicos – os que não são chefes de família. Estes indivíduos podem não ter um horizonte de planejamento suficientemente longo para responder a mudanças que ocorrerão apenas na aposentadoria. Caso a variação de poupança que encontramos na amostra dos chefes de família de fato reflita o *trade-off* entre renda e lazer, então esta variação não deve ser tão forte na amostra de servidores que não são chefes de família.

5.1. Teste para o modelo econométrico

5.1.1. Tendência

Para verificar a existência de tendência na variável de poupança é necessário avaliar como se comporta sua variação fora do período do experimento (antes e após a reforma de 1998). A idéia é incluir a iteração da *dummy* funcionários públicos com uma variável de tempo. Como temos dados em *cross-section* para cada período de tempo, incluiremos as iterações da *dummy* que indica os funcionários públicos com *dummies* de ano.

Se a proporção dos indivíduos que contribuem para a previdência privada cai ou aumenta com o passar dos anos, então os coeficientes estimados destas iterações devem ser persistentes no tempo, com sinal positivo, se há tendência de aumento desta proporção, ou negativo, caso haja tendência de queda.

Os resultados desta regressão encontram-se na tabela 5. Os coeficientes estimados da iteração da *dummy* funcionários públicos com as *dummies* de ano não são persistente no tempo, mudando inclusive de sinal em 1998, 2001 e 2002. Como não podemos rejeitar a hipótese de que estes coeficientes são estatisticamente iguais a zero, não encontramos evidência de tendência na variável de poupança.

Esta nova especificação também responde a outras questões temporais do experimento, como a antecipação da reforma pelos funcionários públicos. Antes de ser implementada, a reforma de 1998 passou por um amplo debate legislativo. É natural supor que ao menos parte dos efeitos da reforma já tivesse sido incorporada às decisões dos agentes econômicos afetados, antes mesmo de a reforma entrar em vigor.¹⁵

Se este é o caso, o coeficiente da variável $funcionário1998_{it}$, que corresponde à interação entre a *dummy* que indica 1998 e $funcionário_i$, deve ser estatisticamente significativo. Na tabela 5, esta variável, ainda que capte uma variação negativa, é de magnitude pequena e estatisticamente igual a zero (variação de -0,2% com p-valor de 0,962), enquanto a variável $funcionário1999_{it}$ permanece estimando uma variação de magnitude similar à da equação básica: queda de 2,5% (p-valor de 0,146) na probabilidade de contribuição para a previdência privada dos funcionários públicos após a reforma de 1998.

Assim, o efeito de antecipação não constitui um problema para o resultado obtido na seção 4. Possivelmente, incertezas quanto às políticas econômicas de um segundo mandato do Presidente Fernando Henrique Cardoso fizeram com que os agentes não mudassem suas decisões de poupança em antecipação da reforma. Não obstante, esta evidência corrobora a especificação econométrica básica utilizada neste trabalho (equação em (5)). Como não existe efeito sistemático de 1996 a 1998 na variável de poupança, podemos utilizar toda a informação presente nestes anos para estimar mais consistentemente o efeito da reforma de 1998, comparando 1999 aos anos anteriores (1996 a 1998).

5.1.2. Incluindo outras variáveis de controle

Argumentamos na seção 3.2 que, ainda que os testes de média e proporção indicassem diferença entre militares e funcionários públicos civis quanto à número de empregos, horas trabalhadas e rendimento mensal, a variação relativa entre 1998 e 1999 destas variáveis, estatisticamente igual a zero, não era

¹⁵ Cabe ressaltar que a pesquisa da PNAD de 1998 – fonte primária dos nossos dados – foi realizada no mês de setembro, três meses antes de a reforma da previdência ser promulgada, o que ocorreu em dezembro do mesmo ano.

responsável pela queda na probabilidade de contribuição para a previdência privada captada nas regressões. Nesta seção, incluímos estas variáveis na estimação da equação em (5), além dos controles gênero, idade, idade em que começou a trabalhar, raça, escolaridade, região e número de componentes na família. Os resultados estão reportados na tabela 6.

Apesar de os coeficientes das variáveis independentes introduzidas serem todos significativos ao nível de 1%, seus valores não são economicamente relevantes. Note também que o coeficiente da *dummy funcionário1999_{it}* na especificação básica (coluna (1)) continua a ser negativo e estatisticamente significativo (p-valor de 0,082). Ou seja, para os funcionários públicos civis a probabilidade de contribuição para a previdência privada caiu 2,5%, em comparação aos militares, após a reforma.

Permitindo o efeito diferenciado por idade na coluna (2), temos mais uma vez que, relativamente aos militares, os funcionários públicos civis entre 16 e 25 anos reduziram em 3,9% a probabilidade de contribuição para a previdência privada (p-valor de 0,110); entre 46 e 60 anos de idade, a redução foi de 2,5% (p-valor de 0,044). Para as outras categorias etárias, a redução é em torno de 1%, mas não é estatisticamente diferente de zero, análogo ao que ocorre na especificação (2) da tabela 4. Ou seja, a redução de poupança é estatisticamente mais significativa entre os de mais idade, que, presumivelmente, têm uma percepção mais clara do que pretendem fazer após a aposentadoria.

Assim, o resultado de queda na poupança dos funcionários públicos civis se mantém mesmo ao incluirmos os controles relativos a oferta de trabalho (número de empregos e horas trabalhadas) e ao rendimento mensal, reafirmando a preponderância do efeito lazer sobre o efeito renda.

5.2. Grupos de Controle

Na literatura sobre a avaliação de políticas é bastante enfatizada a importância de um grupo de controle apropriado para constituir o contra-factual do grupo atingido pela intervenção. Em geral, por não se tratarem de experimentos naturais, é questionável se grupos de controle e de tratamento

reagiriam de maneira idêntica na ausência da intervenção. Diversos motivos justificam este questionamento.

Em primeiro lugar, características não observáveis que afetam a decisão de poupança, a variável de interesse neste trabalho, introduzem viés na estimativa do impacto da reforma de 1998. Neste sentido, os militares constituem um bom grupo de controle, pois são semelhantes aos funcionários públicos em diversas características não observáveis, como a preferência por empregos estáveis.

Não obstante, diferenças em características observáveis podem também introduzir viés na estimativa do impacto do programa. Para contornar este problema, incluímos um vetor de variáveis de controle na regressão básica deste trabalho, como em Meyer, Durbin e Viscusi (1995), já que, conforme visto nas estatísticas descritivas de militares e funcionários públicos, a amostra encontra-se desbalanceada entre os grupos.

Existem, entretanto, maneiras alternativas de abordar estas questões. Para dar conta do viés introduzido por diferenças em características não observáveis, Meyer (1995) sugere analisar a sensibilidade do resultado estimado a múltiplos grupos de comparação, não afetados pela intervenção. Esta análise é feita na primeira parte desta seção, usando como grupos de controle alternativos os trabalhadores do setor privado com e sem carteira assinada, e autônomos (conta-própria). Quanto à diferença em características observáveis, uma segunda possibilidade é fazer um *matching* entre funcionários públicos civis e militares a partir das características observáveis, e então mensurar o efeito da reforma nas duas amostras. Este método, denominado *propensity score matching*, é explorado na segunda parte desta seção.

5.2.1. Outros grupos de controle

Apesar de o projeto original da reforma de 1998 abranger também os trabalhadores filiados ao Regime Geral de Previdência Social (e não apenas os funcionários públicos civis), tal proposta foi rejeitada no Congresso e os requisitos cumulativos de idade e de tempo de contribuição foram estabelecidos apenas para

os funcionários públicos.¹⁶ O efeito brando ou quase inexistente da reforma sobre os demais setores da economia abre a possibilidade para a utilização de outros grupos de controle: chefes de família que sejam trabalhadores do setor privado com e sem carteira assinada, e autônomos (conta-própria). Os trabalhadores com carteira assinada possuem um vínculo formal com o Regime Geral de Previdência Social, enquanto que outros dois podem não ter vínculo.

A tabela 7 apresenta a estimação da equação em (5) com os trabalhadores sem carteira assinada como grupo de controle. A tabela mostra uma queda de 0,3%, significativamente diferente de zero ao nível de 8,5%, na probabilidade de contribuição para previdência privada dos servidores públicos civis vis-à-vis aos trabalhadores sem carteira. Para os indivíduos entre 46 e 60 anos de idade, a queda é de 0,5%, significativamente diferente de zero (p-valor de 0,046).

Na tabela 8 estão as estimações que utilizam os trabalhadores com carteira assinada como grupo de controle. Mais uma vez, os resultados mostram uma queda da probabilidade de contribuição dos funcionários públicos civis (relativa aos trabalhadores com carteira): redução de 0,4%. Neste grupo de controle, a queda relativa da probabilidade de contribuição é estatisticamente significativa apenas para os indivíduos entre 46 e 60 anos (coeficiente estimado de -0,9% com p-valor de 0,056), que, conforme argumentamos anteriormente, devem possuir percepção mais clara do que fazer após a aposentadoria.

Por fim, a tabela 9 mostra a robustez dos resultados para os trabalhadores por conta-própria como grupo de controle. O coeficiente da variação relativa na probabilidade de contribuição para a previdência privada é de -0,3% com p-valor de 0,074. Permitindo interações com a idade, a variação é de -0,9% (p-valor de 0,131) para a faixa etária de 16 a 25 anos, de -0,4% (p-valor de 0,123) para os indivíduos entre 26 e 35 anos, e de -0,4% (p-valor de 0,097) para aqueles entre 46 e 60 anos.

¹⁶ A este respeito dizem os juristas Daniel Machado da Rocha e José Paulo Baltazar Junior: “Com a derrubada do dispositivo que previa a idade mínima nas regras permanentes (do Regime Geral) e sua manutenção apenas nas regras transitórias, criou-se uma situação esdrúxula, especialmente diante da possibilidade de opção pela aposentadoria de acordo com a regra permanente ou temporária. É que, optando pela regra temporária, o segurado necessita atender ao requisito de idade mínima e do pedágio. Pela regra permanente, não há idade mínima nem pedágio. Neste quadro restou-se esvaziada a regra temporária, pois nenhum segurado irá optar por ela”.

Ao usarmos outros grupos de controle, portanto, continuamos com a evidência de que o efeito lazer domina o efeito renda na reforma de 1998, o que sugere que o setor privado não dá um valor significativo para o capital humano do servidor público.

5.2.2. Propensity Score Matching

Para entender a principal idéia do *propensity score matching*, considere a intervenção em questão, qual seja, a reforma da previdência dos funcionários públicos civis. Idealmente, gostaríamos de comparar os funcionários públicos afetados pela reforma com os funcionários públicos não afetados. Como a reforma de 1998 atingiu todos os funcionários públicos civis, é necessário um grupo comparação, que no resultado básico deste trabalho consistiu dos militares. Nesta seção, ao invés de comparar funcionários públicos civis e militares diretamente, deixamos os próprios dados escolherem, dentre eles, pares comparáveis.

Mas como selecionar indivíduos comparáveis? Uma maneira natural é casar funcionários públicos civis e militares de acordo com a similaridade entre eles, feita a partir de um vetor de características observáveis. Rosembaum e Rubin (1983) mostram, entretanto, que podemos substituir o vetor de características observáveis pela probabilidade de um indivíduo ser funcionário público, estimada a partir deste vetor de características. Ou seja, a probabilidade estimada com base nas características observáveis resume as informações sobre os indivíduos, de forma que o melhor par para determinado funcionário público é o militar que possui a mesma probabilidade de ser aquele funcionário público.

Uma vez casados os indivíduos comparáveis, podemos avaliar a variação na proporção dos que contribuem para a previdência privada. No período da intervenção devemos esperar diferença no comportamento de poupança entre os grupos e fora do período de intervenção a variação deve ser nula.

A tabela 10 apresenta os resultados do *propensity score matching*. No modelo (1) o *matching* foi feito usando as variáveis de controle básicas da equação em (5), quais sejam, gênero, idade, idade em que começou a trabalhar, raça, escolaridade, área e número de componentes na família. No modelo (2),

incluímos, além destas, as variáveis de rendimento mensal, número de empregos e horas trabalhadas.

Apenas em 1999 encontramos diferença estatisticamente significativa, entre funcionários públicos e militares, na proporção dos que contribuem para a previdência privada. No modelo (1) a diferença é estimada em $-0,084$, significativamente diferente de zero à 5% de confiança. Ou seja, a proporção dos funcionários públicos civis que contribuem para previdência privada é 54% menor em comparação aos militares. No modelo (2), a diferença na proporção é de $-0,055$, significativa a 10%, o que corresponde a uma proporção 43% menor.

Nos demais anos da amostra a diferença entre as proporções não exhibe nenhum padrão persistente, isto é, oscila entre valores negativos e positivos, sendo todas estatisticamente iguais a zero com 5% de confiança.

Assim, a metodologia do *propensity score matching* também aponta para uma variação negativa na poupança dos funcionários públicos civis, corroborando com a evidência apresentada na seção 4.

5.3. Interpretação da queda da poupança

5.3.1. Restrição ao crédito

Até agora, discutimos duas opções para um funcionário público que se aposente: arranjar um emprego no setor privado ou usar o tempo disponível para o lazer. Uma terceira alternativa para o funcionário público é montar um negócio próprio. Tal possibilidade abre espaço para uma explicação alternativa para a queda de poupança após a reforma: restrição de crédito.

Se o mercado de crédito é imperfeito e os indivíduos encontram-se restritos pela liquidez, então funcionários públicos podem poupar ao longo dos anos para fazer frente ao investimento necessário para montar um negócio próprio quando da época da aposentadoria. Como a reforma torna compulsória a permanência de funcionários públicos por mais tempo no governo, aumenta o tempo para acumular o investimento necessário, possibilitando uma diminuição do esforço de poupança. Assim, uma possível explicação para a queda na poupança após a

reforma seria restrição ao crédito em vez do *trade-off* entre efeito renda e efeito lazer.

Para testarmos a hipótese de restrição de crédito, incluímos na equação em (5) uma variável indicadora para os servidores públicos com casa própria em 1999. A princípio, o funcionário público pode vender sua casa – e passar a viver de aluguel – para levantar pelo menos parte do montante necessário para montar seu negócio. Alternativamente, o fato de o funcionário público não precisar pagar aluguel, aumenta sua capacidade de endividamento. Servidores públicos que possuem casa própria, portanto, devem estar menos restritos ao crédito. Segue que, sob a hipótese de restrição de crédito, a reforma da previdência deve ter causado uma queda relativa de probabilidade de contribuição para a previdência privada menos expressiva em comparação a amostra de indivíduos sem casa própria. Os resultados estão reportados na tabela 11.

Ao considerarmos a interação da indicadora da casa própria com a *dummy* com valor um para funcionários públicos em 1999 (modelo (1)), obtemos uma variação negativa de 0,2% em 1999 vis-à-vis os militares, mas este diferencial não é estatisticamente significativo (p-valor 0,825). Ou seja, o diferencial de probabilidade de contribuição dos sem e com casa própria não é estatisticamente diferente de zero, contrariamente à hipótese de restrição de crédito. E ao somarmos este coeficiente com a *dummy* que indica os funcionários públicos civis em 1999 (cujo coeficiente estimado é de -2,7% com p-valor de 0,075) obtemos o efeito total da reforma da previdência sobre os funcionários públicos com casa própria: variação negativa na probabilidade de contribuição para a previdência privada e estatisticamente diferente de zero (p-valor do teste de igualdade dos coeficientes de 0,0502), consistentemente com a hipótese que o efeito lazer domina o efeito renda.

5.3.2. Amplificando o efeito renda

A evidência discutida até agora sugere que, para um funcionário público representativo, o efeito dominante da reforma da previdência de 1998 é uma perda de lazer futuro. Entretanto, não é razoável supor que a perda de lazer domine a perda de renda para todos os funcionários públicos. É provável que funcionários

com maior escolaridade sejam mais valorizados por firmas privadas, tornando-os mais prováveis de trabalhar após a aposentadoria. Para estes indivíduos, esperamos que a reforma de 1998 implique perda de renda futura com conseqüente aumento de poupança corrente, caso a variação da poupança esteja de fato refletindo decisões futuras entre renda e lazer.

Exploramos o efeito de escolaridade no modelo (1) da tabela 12, que inclui na estimação da equação em (5) uma variável *dummy* para funcionários públicos civis em 1999 com 12 ou mais anos de escolaridade. Ao incluirmos esta variável, o efeito da reforma continua sendo uma variação negativa na probabilidade de contribuição para previdência privada (-3,3% com p-valor de 0,023), e, como esperado, o coeficiente estimado do efeito da educação é positivo: 1,5% com p-valor de 0,112. Rejeitamos, entretanto, com 15,30% de confiança, que a soma destes coeficientes é zero; ou seja, mesmo para os mais educados, o impacto líquido da reforma sugere a dominância do efeito lazer sobre o efeito riqueza.

Uma segunda maneira de dar mais confiança a interpretação dada neste trabalho para a queda na poupança é quebrar o efeito da reforma por classe de renda. Em geral, o salário percebido pelos trabalhadores reflete os retornos ao capital humano acumulado. No setor público, é provável que existam outras considerações que determinam o salário (por exemplo, objetivos de equidade de renda), mas, ainda assim, é razoável se esperar que parte dos rendimentos corresponda ao valor do capital humano. Portanto, de maneira análoga ao caso dos trabalhadores com maior escolaridade, espera-se um efeito diferenciado da reforma entre os que possuem os maiores rendimentos (na amostra, a correlação entre escolaridade e rendimento dos funcionários públicos civis é de 0,396); isto é, para eles, o efeito renda deve dominar a perda de lazer.

Ao permitirmos a interação da variável que indica os 25% com maior rendimento mensal com a *dummy* dos funcionários públicos em 1999 (modelo (2)), estimamos uma variação positiva, conforme esperado, e estatisticamente significativa: a probabilidade dos funcionários públicos com os maiores rendimentos mensais contribuir para a previdência privada aumentou em 5,4% após a reforma. A soma deste coeficiente com o da *dummy* dos funcionários públicos em 1999 (estimada em -4,1% com p-valor de 0,003) é positiva e estatisticamente diferente de zero com p-valor de 0,7263. Mesmo para os funcionários públicos com maiores rendimentos, o efeito riqueza não é

preponderante, pois não rejeitamos a hipótese de que a variação líquida na probabilidade de contribuição para a previdência privada é zero.

Por fim, é razoável supor que os funcionários públicos com mais de um emprego têm uma menor desutilidade marginal do trabalho, devendo estar mais propensos a trabalhar após a aposentadoria. Neste caso, a imposição de idade mínima para a aposentadoria deveria gerar perda de renda. No modelo (3) da tabela 12, mostramos que, para os funcionários públicos que não têm mais de um emprego, a reforma implicou uma queda na probabilidade de contribuição (relativamente aos militares) de 2,7% com p-valor de 0,060, como nos resultados anteriores. Contrariamente ao esperado, todavia, esta queda não se reverte para os funcionários públicos com mais de um emprego. De fato, ao interagirmos os funcionários públicos com mais de um emprego com a *dummy* do ano de 1999 encontramos uma variação na probabilidade de contribuição para a previdência privada de -0,7% com p-valor de 0,540. Ou seja, os funcionários públicos com mais de um emprego não parecem ser mais propensos a trabalhar após a aposentadoria. É importante ressaltar, porém, que estes resultados podem estar comprometidos pelo reduzido número de observações dos indivíduos que possuem mais de um emprego: entre os funcionários públicos civis, apenas 12% possuem mais de um emprego, e entre os militares, esta proporção cai para 5%.

5.3.3.

Efeito da reforma sobre os indivíduos que não são chefes de família

Para terminar a análise de robustez dos resultados, verificamos o impacto da reforma previdenciária sobre os indivíduos que, a princípio, não responderiam a ela via variação de poupança, por não terem preocupações com o planejamento de longo prazo. Este é o caso oposto ao que foi considerado até então, quando restringimos a amostra aos chefes de família. Sob a hipótese de que os indivíduos não chefes de família têm poucos incentivos para responder a eventos futuros, devemos esperar variação nula na poupança dos funcionários públicos civis desta nova amostra após a reforma de 1998. Os resultados das estimações encontram-se na tabela 13.

O coeficiente que estima a variação relativa na probabilidade de contribuição para a previdência privada é positivo, mas estatisticamente igual a

zero (1,9% com p-valor de 0,345). Por categorias etárias, também não rejeitamos a hipótese de que os coeficientes estimados são estatisticamente diferentes de zero. Assim, para uma amostra de funcionários públicos civis e militares que não são chefes de família, encontramos evidência de que o efeito da reforma foi nulo. Este resultado reforça nossa interpretação das estimativas de queda relativa na probabilidade de contribuição reportadas na tabela 4, porque simula o efeito da reforma em uma amostra placebo, também de funcionários públicos civis e militares, que teoricamente não responderia à imposição de idade mínima para aposentadoria, consistentemente com os resultados encontrados nesta seção.