

Paiva, Luis Henrique; Rangel, Leonardo Alves; Caetano, Marcelo Abi-Ramia

**Working Paper**

## O impacto das aposentadorias precoces na produção e na produtividade dos trabalhadores brasileiros

Texto para Discussão, No. 2211

**Provided in Cooperation with:**

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

*Suggested Citation:* Paiva, Luis Henrique; Rangel, Leonardo Alves; Caetano, Marcelo Abi-Ramia (2016) : O impacto das aposentadorias precoces na produção e na produtividade dos trabalhadores brasileiros, Texto para Discussão, No. 2211, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/146647>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

## O IMPACTO DAS APOSENTADORIAS PRECOSES NA PRODUÇÃO E NA PRODUTIVIDADE DOS TRABALHADORES BRASILEIROS

Luis Henrique Paiva  
Leonardo Alves Rangel  
Marcelo Abi-Ramia Caetano



## O IMPACTO DAS APOSENTADORIAS PRECOCES NA PRODUÇÃO E NA PRODUTIVIDADE DOS TRABALHADORES BRASILEIROS

Luis Henrique Paiva<sup>1</sup>

Leonardo Alves Rangel<sup>2</sup>

Marcelo Abi-Ramia Caetano<sup>3</sup>

---

1. Especialista em políticas públicas e gestão governamental do Ministério do Planejamento, em exercício na Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (Dinte) do Ipea. *E-mail*: <luis.paiva@ipea.gov.br>.

2. Técnico de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

3. Técnico de planejamento e pesquisa da Disoc/Ipea.

## Governo Federal

**Ministério do Planejamento,  
Desenvolvimento e Gestão**  
**Ministro interino** Dyogo Henrique de Oliveira

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

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

**Presidente**  
Ernesto Lozardo

**Diretor de Desenvolvimento Institucional**  
Juliano Cardoso Eleutério

**Diretor de Estudos e Políticas do Estado,  
das Instituições e da Democracia**  
João Alberto de Negri

**Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**  
Claudio Hamilton Matos dos Santos

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,  
Urbanas e Ambientais**  
Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

**Diretora de Estudos e Políticas Setoriais  
de Inovação, Regulação e Infraestrutura**  
Fernanda De Negri

**Diretora de Estudos e Políticas Sociais**  
Lenita Maria Turchi

**Diretora de Estudos e Relações Econômicas  
e Políticas Internacionais**  
Alice Pessoa de Abreu

**Chefe de Gabinete Substituto**  
Márcio Simão

**Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação**  
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

## Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2016

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica  
Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.  
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

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

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

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO .....	7
2 REVISÃO DA LITERATURA .....	9
3 FONTE DE DADOS E MODELOS .....	12
4 RESULTADOS DOS MODELOS .....	19
5 CONCLUSÃO .....	29
REFERÊNCIAS .....	31



## SINOPSE

O Brasil é um dos treze países do mundo que têm, nos seus sistemas previdenciários, um benefício de aposentadoria que não requer idade mínima. Esse benefício permite aposentadorias em idades relativamente precoces (definidas aqui como inferiores a 60 anos para homens e 55 anos para mulheres). A legislação brasileira não impede que se acumule a renda do benefício de aposentadoria e a do trabalho – de maneira que a aposentadoria não produz *necessariamente* um impacto sobre a participação no mercado de trabalho. Mas qual é o impacto de fato das aposentadorias precoces no mercado de trabalho? Perde-se produção e/ou produtividade dos trabalhadores depois que eles têm acesso precocemente a benefícios de aposentadoria?

Baseados nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), os autores ajustam um modelo logístico para mensurar se (e quanto) as aposentadorias precoces reduzem a probabilidade de seus beneficiários continuarem trabalhando; e dois outros modelos (decomposição de diferenciais de rendimento e pesos de escore de propensão) para avaliar se há, entre os aposentados precoces que continuam trabalhando, uma queda de produtividade.

Estimativas conservadoras sugerem uma perda de 0,6% do produto interno bruto (PIB) por ano, provocada pelas aposentadorias precoces. O maior efeito das aposentadorias precoces seria na redução da ocupação dos seus beneficiários (0,5% do PIB), havendo ainda um impacto adicional na produtividade dos trabalhadores (de 0,1% do PIB).

**Palavras-chave:** aposentadorias precoces; produção; produtividade.

## ABSTRACT

Brazil is one of thirteen countries in the world whose social insurance system offers a pension based solely upon length of contribution, with no age requirement. This kind of benefit allows contributors to have access to pensions at relatively young ages (here defined as before 60 years old for men and 55 years old for women). The Brazilian legislation does not prevent pensioners from continuing to work and therefore it does not *necessarily* produce any impacts on labour market participation and productivity. However, what is the real impact of early access to pensions on the labour market? Does the economy lose in production and/or productivity when people have such early access to pensions?



Based on data from the Brazilian Institute of Geography and Statistics' National Household Sample Survey (Pnad), the authors apply a logistic model to measure if (and how much) early access to pensions decreases the probability of beneficiaries continuing to work. They also deploy two other strategies (Oaxaca-Blinder decomposition of wage differentials and propensity score weighting) to evaluate whether there is a decrease in productivity among pensioners that continue to work.

Conservative estimates suggest a loss of 0.6 per cent of gross domestic product (GDP) per year as an effect of early access to pensions. The most significant effect of early pensions would be on the reduction of work among beneficiaries (0.5 per cent of GDP). There is also an additional effect on reduction of productivity, of 0.1 per cent of GDP.

**Keywords:** early pensions; production; productivity.

## 1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é mensurar o impacto que as *aposentadorias por tempo de contribuição* têm na produção e na produtividade dos trabalhadores, por permitir aposentadorias precoces.

O Brasil é um dos treze países do mundo que permitem aposentadoria por tempo de contribuição, não associada a um critério de idade mínima. Isso ocorre no Regime Geral de Previdência Social (RGPS), pelo qual, após 35 anos de contribuição (homens) ou 30 anos de contribuição (mulheres), o(a) trabalhador(a) pode se aposentar.

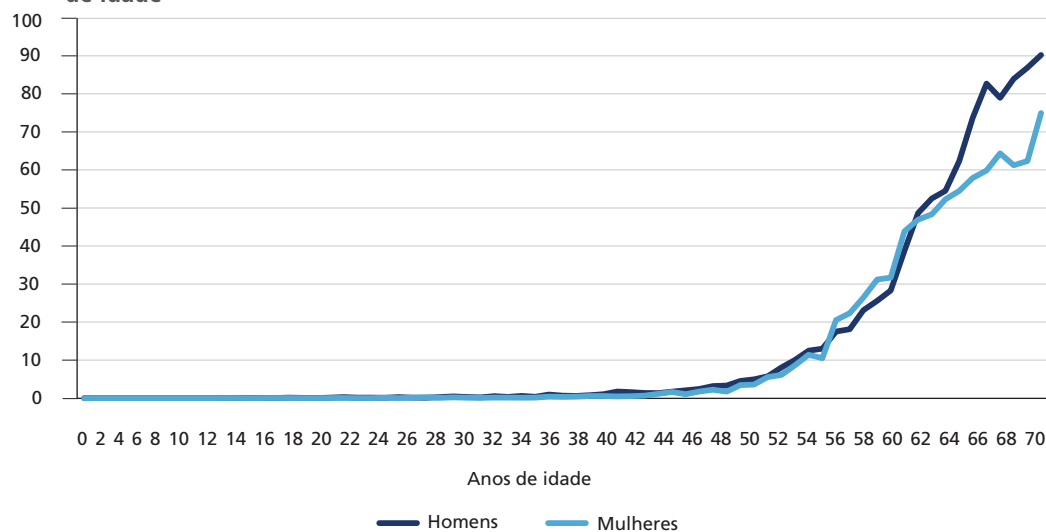
A aposentadoria por tempo de contribuição permite aposentadorias precoces, aqui definidas como aposentadorias ocorridas antes das idades de 60 e 55 anos para homens e mulheres, respectivamente. No RGPS, a regra vigente para as chamadas *aposentadorias por idade* exige 65 anos de idade (homens) ou 60 (mulheres) para que o benefício possa ser requerido. No serviço público, os regimes próprios exigem, para a aposentadoria por tempo de contribuição, uma idade mínima de 60 e 55 anos para homens e mulheres. No entanto, as médias de idade da aposentadoria por tempo de contribuição no RGPS são substantivamente mais baixas do que isso: 55 e 52 anos para homens e mulheres. Aos 59 anos de idade, cerca de 30% dos brasileiros já declaram estar aposentados (gráfico 1).

Deve-se ressaltar que, formalmente, o conjunto de regras das aposentadorias por tempo de contribuição do RGPS não impõe necessariamente um impacto sobre a produção e a produtividade, já que não há qualquer impedimento para que o trabalhador aposentado precocemente possa continuar trabalhando (inclusive, no próprio vínculo em que se encontrava no momento em que pediu a aposentadoria). Há, entretanto, evidência descritiva de que a ocupação entre os aposentados seja substantivamente inferior à dos não aposentados, inclusive em idades nas quais seria de se esperar altas taxas de ocupação (gráfico 2).

As questões a serem respondidas neste trabalho são: há algum impacto das aposentadorias precoces na produção e na produtividade dos trabalhadores? Caso haja, qual é esse impacto?

GRÁFICO 1

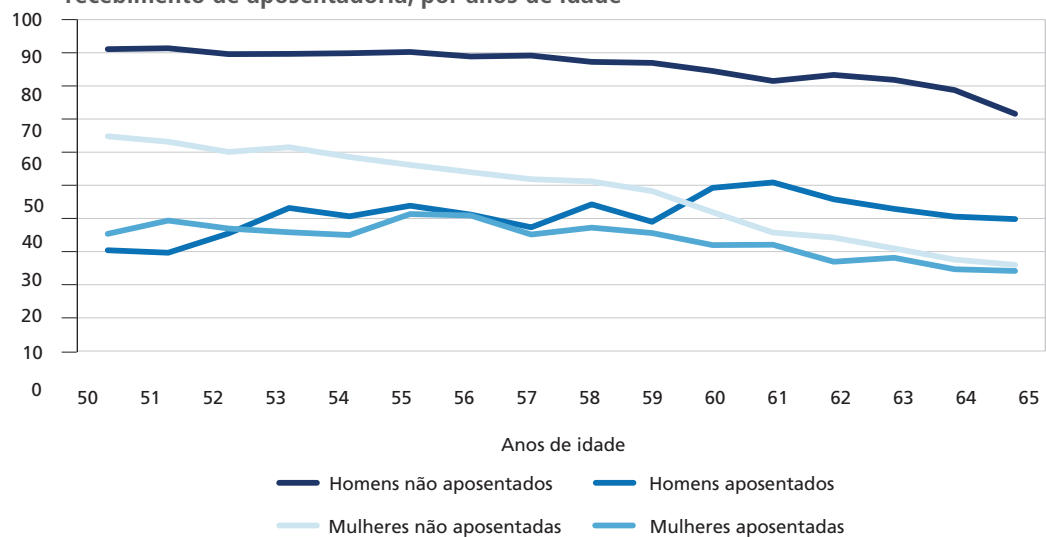
**Percentual da população que recebe rendimentos de aposentadoria, segundo anos de idade**



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad)/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 2014.  
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2

**Ocupação como proporção da população ativa de homens e mulheres, segundo recebimento de aposentadoria, por anos de idade**



Fonte: Pnad/IBGE de 2014.  
Elaboração dos autores.

Na seção 2, fazemos uma revisão da literatura do impacto da proteção social sobre a oferta de trabalho. Na seção 3, apresentamos a fonte dos dados, os modelos que serão utilizados para responder as perguntas e uma breve análise descritiva. Na seção 4, examinaremos os resultados dos modelos. As conclusões serão retomadas na seção 5.

## **2 REVISÃO DA LITERATURA**

É possível listar algumas razões pelas quais um número relativamente grande de aposentadorias precoces é considerado problemático. Primeiro, um trabalhador se aposentar de forma precoce significa perda de produção quando se compara com o que poderia ser se ele continuasse empregado. Segundo, o pagamento de aposentadorias precoces representa pressão dupla no fundo público: por um lado, o gasto se eleva pelo pagamento da aposentadoria; por outro, recolhe-se menos tributos, pois o indivíduo não está mais trabalhando.

A pressão no fundo público pelo pagamento de aposentadorias precoces está longe de poder ser considerada pequena. Para o ano de 2014, por exemplo, a Pnad aponta a existência de 1,9 milhão de aposentados precoces, que receberam em média R\$ 1.660 no mês de setembro. Esse valor anualizado (benefício mensal multiplicado por treze pagamentos) soma R\$ 41,1 bilhões, o equivalente a 0,74% do produto interno bruto (PIB) de 2014.

As razões apontadas anteriormente decorrem da saída do aposentado precoce do mercado de trabalho. No Brasil, contudo, é relativamente comum a presença de aposentados que trabalham. Diversas podem ser as razões e motivações para um aposentado trabalhar. O que é relevante nesse caso é que a legislação não condiciona o recebimento de aposentadoria à saída do mercado de trabalho, o que, na prática, acaba sendo um estímulo às aposentadorias precoces. Posto de outra forma, o trabalhador que cumpre todos os requisitos necessários para se aposentar pode o fazer e continuar trabalhando.

Dessa forma, soma-se às duas razões para se considerar como problemáticas as aposentadorias precoces um terceiro elemento, que pode representar potencialmente mais um problema: a perda de produtividade decorrente da decisão de se aposentar

de forma precoce. Considerando que, no Brasil, é possível perceber renda do trabalho e de aposentadoria, além da alta informalidade que existe no mercado de trabalho, é possível que o trabalhador se aposente e passe para uma atividade na qual receberá salário inferior ao de antes ou mesmo passe a trabalhar no mercado informal. Essas duas possibilidades aventadas representam, potencialmente, o terceiro problema decorrente das aposentadorias precoces: a perda da produtividade do trabalho, que se concretiza quando um trabalhador se aposenta e passa para atividades menos produtivas ou para o setor informal.

Há uma vasta literatura sobre a relação entre o sistema de previdência social e a oferta de trabalho. Leme e Málaga (2001) e Queiroz e Ramalho (2009), por exemplo, tratam do caso brasileiro.

O estudo de Leme e Málaga (2001) discute o comportamento da escolha ocupacional de idosos frente a alterações de regras previdenciárias. Os autores destacam que a garantia de renda vitalícia pode aumentar o salário de reserva dos idosos e com isso tornar alguns postos de trabalho menos atraentes. Por fim, apontam que a saída precoce do mercado de trabalho, propiciada pelo benefício da aposentadoria por tempo de contribuição, é custosa, pois os trabalhadores que dessa forma se retiram do mercado de trabalho não aproveitam todo seu capital humano. Tal movimento é empobrecedor para a sociedade.

O argumento de Leme e Málaga (2001), de que a garantia de renda vitalícia pode aumentar o salário de reserva de idosos e com isso reduzir sua oferta de trabalho, é reforçado por Liberato (2003). Em seu trabalho, a autora constata que a oferta de trabalho dos homens aposentados entre 40 e 80 anos de idade no início da década de 1980 é de 25%. No final da década de 1990, a oferta aumenta para 33%. Entre outros motivos, a autora destaca que esta elevação pode ser explicada pelo achatamento do teto de benefícios do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS), que passou de 20 para 10 salários mínimos no final dos anos 1980. Assim, há uma relação inversa entre o valor do benefício e a oferta de trabalho do aposentado.

O estudo de Queiroz e Ramalho (2009), por meio de um modelo logit multinomial, analisa a oferta de trabalho dos idosos, buscando identificar os determinantes das chances de emprego em diferentes categorias de ocupação. Os resultados alcançados

pelos autores sugerem que o aumento da idade eleva a chance de emprego dos idosos nas ocupações sem carteira assinada ou como autônomo e empregador frente ao emprego com carteira; também que, com a elevação do nível de estudo, eleva-se a chance de emprego com carteira assinada ou como funcionário público.

Ainda de acordo com Queiroz e Ramalho (2009), a condição de ser aposentado aumenta a chance de ocupação do idoso no setor informal e com salários mais baixos em relação aos oferecidos no mercado formal. Os resultados apresentados aqui e no parágrafo anterior sugerem que o idoso que posterga a aposentadoria está mais propenso a trabalhar como autônomo ou empregador, atividades mais bem remuneradas que os trabalhos sem carteira assinada. Há, portanto, para o aposentado que trabalha, uma perda de renda que pode ou não ser compensada pelo valor recebido como aposentadoria.

Em países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), principalmente os da Europa, não há exatamente preocupação em se entender os determinantes da oferta de trabalho de aposentados, até porque os sistemas previdenciários tendem a ser generosos, e em muitos deles não é possível receber renda previdenciária e do trabalho simultaneamente (Sundén, 2006). A preocupação passa a ser entender os incentivos que estão por trás da decisão de deixar o mercado de trabalho e partir para aposentadoria.

Na linha do que foi anteriormente exposto, Duval (2003) examina os impactos dos sistemas de previdência e outras transferências monetárias na decisão de se aposentar de homens com 55 ou mais anos de idade em países da OCDE. Os resultados encontrados sugerem que a maior tributação implícita da renda do trabalho resultará em aposentadorias antecipadas. Além disso, para a faixa etária mais jovem entre a considerada (55 a 59 anos), a generosidade de programas como seguro-desemprego e licença por motivo de doença também resultam em saída precoce do mercado de trabalho.

Em uma sequência de estudos comparativos internacionais, Gruber e Wise (1999, 2004, 2007) estabeleceram alguns fatos estilizados a partir de suas análises de alguns países da OCDE. Um dos principais afirma que apenas pequena fração da força de trabalho se aposenta antes da idade mínima para elegibilidade do benefício de aposentadoria antecipada. Também pequena é a fração dos que se aposentam na idade normal de aposentadoria (65 anos na maioria dos países pesquisados).

Assim, tem-se que a maioria se aposenta antes da idade normal, mas acima da idade mínima de elegibilidade para aposentadoria antecipada, o que explicita o problema da aposentadoria antecipada nos países da OCDE.

Outro achado importante da série de estudos de Gruber e Wise (1999; 2004; 2007) é o que explicita a ligação entre os incentivos e a decisão de se aposentar. Em Gruber e Wise (2004) são realizadas algumas simulações em que as idades de elegibilidade para aposentadoria antecipada e aposentadoria normal são alteradas, bem como a generosidade dos benefícios. Como resultado, tem-se que a média das idades de aposentadoria se eleva, bem como a taxa de participação de pessoas de 56 a 65 anos de idade.

Embora vários autores entendam que a aposentadoria precoce pode ser um problema para as finanças públicas – por elevar os gastos dos sistemas de previdência e reduzir sua arrecadação – e também para o próprio indivíduo – por não aproveitar todo seu capital humano e sair precocemente do mercado de trabalho, ou continuar trabalhando em atividades mal remuneradas, muitas vezes no setor informal da economia –, esses problemas ainda não foram quantificados, justamente o que se pretende fazer mais adiante neste estudo.

### **3 FONTE DE DADOS E MODELOS**

#### **3.1 Fonte de dados**

Os dados utilizados neste trabalho são da Pnad de 2014, uma pesquisa amostral domiciliar, de caráter transversal, conduzido pelo IBGE desde 1976. O mês de referência para a coleta dos dados é setembro. Desde 1992, o questionário básico tem sido fundamentalmente o mesmo. Desde 2004, a pesquisa cobre todo o país, inclusive as áreas rurais da região Norte, que não eram pesquisadas até então. A amostra, composta por cerca de 120 mil domicílios e 360 mil pessoas, é representativa no nível da Unidade da Federação. A Pnad coleta dados sobre educação, fertilidade, migração, trabalho, renda (de diversas fontes), bem como informações demográficas e de *background* (como gênero, idade, raça), além de características do próprio domicílio.

### 3.2 Modelos

Três modelos serão utilizados neste trabalho. Primeiramente, utilizaremos um modelo logístico para procurar mensurar o quanto a aposentadoria precoce reduz a probabilidade de que o beneficiário continue trabalhando. Aqui, novamente, é relevante destacar que as regras previdenciárias brasileiras permitem que um aposentado continue trabalhando normalmente – no caso da iniciativa privada, o trabalhador pode inclusive permanecer no mesmo posto de trabalho. Assim, o benefício poderia, ao menos em tese, não ter qualquer impacto sobre a decisão de continuar trabalhando e sobre a produtividade do trabalhador.

Como mencionado anteriormente, as aposentadorias precoces serão definidas como aquelas ocorridas antes das idades de 60 e 55 anos para homens e mulheres, respectivamente. Levando em conta que as idades médias de aposentadorias por tempo de contribuição são de 55 e 52 anos para homens e mulheres, consideraremos nesse modelo o universo das pessoas com idade entre 53 e 50 anos (limite inferior) e 59 e 54 anos (limite superior) para homens e mulheres, respectivamente. O limite inferior foi definido de forma arbitrária, mais especificamente, dois anos menos que as idades médias de aposentadoria por tempo de contribuição para homens e mulheres.

O modelo logístico pode ser definido pela seguinte equação:

$$P(Y) = \frac{1}{1 + e^{-(b_0 + b_1X_{1i} + b_2X_{2i} + \dots + b_nX_{ni})}} .$$

Na qual  $P(Y)$  é a probabilidade de o indivíduo estar ocupado, e  $e$  é a base de logaritmos naturais. Os demais coeficientes formam uma combinação linear na qual  $X_{1i}$ ,  $X_{2i}$ , ...,  $X_{ni}$  são variáveis independentes que podem estar relacionadas com a probabilidade de ocupação, incluindo o fato de estar ou não aposentado.

A aposentadoria precoce pode levar a alguns tipos diferentes de comportamento, além da eventual opção pelo não trabalho. O aposentado precoce pode, por exemplo, permanecer ocupado, variando o tempo total dedicado ao trabalho ou, ocasionalmente, optar por um trabalho de menor produtividade (cuja *proxy* será a remuneração).



Assim, para aqueles aposentados que permanecem no mercado de trabalho com idade entre 53 e 50 e 59 e 54 (homens e mulheres, respectivamente) serão adotados os modelos 2 e 3, no sentido de mensurar o efeito da aposentadoria precoce sobre o tempo de trabalho e sobre a produtividade.

No segundo modelo, adotaremos modelos de decomposição OB dos diferenciais de médias de rendimento, tal como proposto por Oaxaca (1973) e Blinder (1973). Modelos lineares serão ajustados para aposentados ( $u$ ) e para não aposentados precoces ( $i$ ), tendo como variável dependente ( $Y$ ) a remuneração ajustada para quarenta horas semanais.

*Grosso modo*, sabe-se que a remuneração variará em função de uma série de atributos (sumarizados por  $X$ ), bem como do “preço” desses atributos ( $b$ ), ou seja, da maneira como o mercado de trabalho valoriza esses atributos.

$$Y_i = b_{0i} + b_{1i} X_{1i} \quad (1)$$

$$Y_u = b_{0u} + b_{1u} X_{1u} \quad (2)$$

Se os atributos dos aposentados precoces ( $u$ ) fossem valorizados da mesma forma que os não aposentados precoces ( $i$ ), sua remuneração seria:

$$Y_u = b_{0i} + b_{1i} X_{1u} \quad (3)$$

A diferença na remuneração ajustada para esses dois grupos seria:

$$Y_u - Y_i = [b_{0u} + b_{1u} X_{1u}] - [b_{0i} + b_{1i} X_{1i}] \quad (4)$$

Se somarmos e diminuirmos a expressão encontrada em (3):

$$\begin{aligned}
 Y_u - Y_i &= [b_{0u} + b_{1u}X_{1u}] - [b_{0i} + b_{1i}X_{1i}] + [b_{0i} + b_{1i}X_{1u}] - [b_{0i} + b_{1i}X_{1u}] \\
 &= [b_{0u} - b_{0i} + b_{0i} - b_{0i}] + [b_{1i}X_{1i} - b_{1i}X_{1u}] + [b_{1i}X_{1u} - b_{1u}X_{1u}] \\
 &= [b_{0u} - b_{0i}] + b_{1i}[X_{1u} - X_{1i}] + [b_{1u} - b_{1i}]X_{1u}
 \end{aligned} \tag{5}$$

O segundo termo da equação (5) ( $b_{1i}[X_{1u} - X_{1i}]$ ) corresponde à diferença na remuneração ajustada que pode ser explicada em função da diferença de atributos entre os dois grupos (não aposentados precoces e aposentados precoces). Trata-se do *efeito composição*. O primeiro termo ( $[b_{0u} - b_{0i}]$ ) e o terceiro termo ( $[b_{1u} - b_{1i}]X_{1u}$ ) da equação (5), que não podem ser explicados em função das diferenças de atributos entre os dois grupos, correspondem à diferença em função da maneira como o mercado valoriza esses atributos para os grupos em questão, o *efeito preço*. Eles tendem a captar, assim, os efeitos da aposentadoria precoce sobre as variáveis dependentes.

É importante deixar claro que, neste trabalho, trabalharemos inicialmente com as diferenças entre médias da remuneração ajustada para os dois grupos.

O terceiro modelo, finalmente, busca tornar os dois grupos – não aposentados precoces e aposentados precoces – mais estritamente comparáveis por meio da utilização de pesos de escore de propensão (propensity score weighting – PSW) (Hirano, Imbens e Ridder, 2003). Como na primeira estratégia, a variável de interesse segue sendo a remuneração ajustada.

Intuitivamente, a utilização de pesos baseados no escore de propensão pode ser descrita como uma maneira de aproximar o grupo de controle do grupo de tratamento em desenhos não experimentais. Trata-se de um método quase experimental, utilizado quando não se pode lançar mão de técnicas propriamente experimentais (como é o caso aqui). O primeiro passo é calcular a probabilidade de cada indivíduo pertencer ao grupo de tratamento (aqui, ser ou não aposentado precoce). Essa probabilidade, calculada para cada indivíduo, dá origem a “pesos” que são atribuídos aos indivíduos do grupo de controle. Os indivíduos do grupo de controle com baixa probabilidade estimada de serem parte do grupo de tratamento receberão pesos baixos, e os indivíduos com

alta probabilidade receberão pesos altos. A expectativa é que, ao atribuir pesos maiores aos indivíduos do grupo de controle com características mais semelhantes às observadas nos aposentados precoces e pesos menores aos indivíduos do grupo de controle com características mais diferentes, os grupos de aposentados precoces (tratamento) e de não aposentados precoces (controle) tornem-se próximos nas características observáveis.

O PSW tem uma vantagem aparentemente decisiva em comparação com o mais difundido pareamento por escore de propensão (*propensity score matching*) – ao menos quando se trabalha com dados amostrais, como os da Pnad: eles permitem continuar trabalhando com os pesos amostrais. A incorporação desses pesos é fundamental para estimar impactos médios do tratamento nos tratados (*average treatment impacts on the treated* – ATT) que sejam representativos para a população beneficiária.

Formalmente, a base da utilização dos pesos do escore de propensão pode ser estabelecida da seguinte maneira. Considere  $Y_t^1$  o resultado alcançado no tempo  $t$  por um indivíduo aposentado precocemente;  $Y_t^0$  o resultado alcançado no tempo  $t$  por um indivíduo não aposentado precocemente; e  $D$  um indicador do indivíduo ser ou não aposentado (1 é aposentado; 0 é não aposentado). O impacto da aposentaria precoce pode ser descrito como:

$$\Delta = Y_t^1 - Y_t^0.$$

O que se quer estimar é a diferença entre o resultado que um aposentado apresentaria se ele recebesse a aposentadoria e o resultado que ele apresentaria se não recebesse no tempo  $t$ , dado um arranjo  $X$  de variáveis observáveis do indivíduo.

$$ATT = E(\Delta \mid X, D = 1) = E(Y_t^1 - Y_t^0 \mid X, D = 1) = E(Y_t^1 \mid X, D = 1) - E(Y_t^0 \mid X, D = 1).$$

O problema, entretanto, é que  $E(Y_t^0 \mid X, D = 1)$  não é observado, isto é, não há  $Y_t^0$  para os indivíduos aposentados. Dessa maneira, torna-se necessário construir um grupo de comparação a partir dos que não recebem o tratamento ( $D = 0$ ) e ajustá-lo de forma a aproximá-lo do grupo de tratamento nas variáveis  $X$  potencialmente relacionadas ao *status* de tratamento.

Uma das maneiras de fazer isso é estimar um escore de propensão, baseado no arranjo de variáveis observáveis  $X$ .

Assim, o procedimento básico foi estabelecer, para os membros dos grupos de intervenção e de controle, as probabilidades de os indivíduos serem aposentados precoces, obtidas por meio de uma regressão logística. O PSW atribuído a cada indivíduo do grupo de controle é dado por:

$$\text{PSW} = P/(1 - P),$$

na qual  $P$  é a probabilidade estimada pelo modelo logístico.

Como também queremos considerar os pesos amostrais da Pnad, os pesos do escore de propensão assim calculados podem ser empregados simplesmente multiplicando-os aos pesos amostrais para os membros grupo de controle.

Com esse procedimento, ganham maior peso os membros do grupo de controle (não aposentados precoces) cujas características estejam mais próximas às do grupo de tratamento (aposentados precoces). Entretanto, os membros do grupo de controle cujas características estejam mais distantes dos beneficiários do programa perdem importância, já que seu peso do escore de propensão tende a ser inferior a um. Idealmente, as diferenças observáveis entre os dois grupos devem desaparecer ou ser dramaticamente reduzidas.

A principal desvantagem de utilização do PSW é que o procedimento tende a aumentar os erros-padrão e, assim, aumentar as probabilidades de termos um erro do tipo 2, no qual diferenças reais existentes entre as amostras são descartadas como não significativas do ponto de vista estatístico.

O *efeito preço* do método Oaxaca-Blinder (OB) de decomposição pode, teoricamente, ser interpretado como o *impacto do tratamento* (Fortin, Thomas e Sérgio, 2010), de maneira que realizar os dois procedimentos (o modelo de decomposição OB e o PSW) deve garantir a robustez dos resultados.

### 3.3 Análise descritiva

Homens com idade entre 53 e 59 anos e mulheres com idade entre 50 e 54 foram divididos em dois grupos em função de estarem ou não recebendo aposentadoria. No grupo que recebe aposentadoria (e que chamaremos, na falta de um nome melhor, de grupo de tratamento) estão 1,9 milhão de pessoas, e 11,7 milhões de pessoas estão no grupo que não recebe aposentadoria (que chamaremos, pelo mesmo motivo, de grupo de controle).

O perfil desses grupos varia significativamente (tabela 1). No grupo de tratamento é muito superior a proporção de homens (70,9%, contra 47,9%) e de brancos<sup>1</sup> (59,0%, contra 47,9%). A proporção de pessoas de referência no grupo de tratamento (69,6%) também é bem superior à encontrada no grupo de controle (57,2%). O percentual dos que são membros de família chefiada por mãe solteira é menor no grupo de tratamento (7,5%), em relação ao grupo de controle (12,9%).

Os membros do grupo de tratamento moram menos na região Nordeste (15,1% contra 25,8% do grupo de controle), mais na área urbana (90,9% contra 84,4%) e é composto por um menor percentual de pessoas que migrou de estado (18,8% contra 23,5%).

As condições de habitação e a posse de bens também apontam para um perfil de maior renda do grupo de tratamento. A proporção dos que moram em casa com banheiro e coleta adequada de esgoto é maior. Embora o percentual que possua aparelho de telefone celular seja muito parecido nos dois grupos, a posse de computador no domicílio volta a ser bastante superior no grupo de tratamento.

No que diz respeito à ocupação sobre a população em idade ativa (PIA) e à participação no mercado de trabalho, elas são muito superiores no grupo de controle que no grupo de tratamento, o que indica, a princípio, que o efeito da aposentadoria sobre a disposição de continuar trabalhando deve ser relevante.

---

1. Dada a pequena proporção de amarelos da população brasileira, esses foram colocados ao lado dos brancos. Pretos, pardos e índios formam a categoria base.

A idade média é ligeiramente maior no caso do grupo de tratamento (o que provavelmente reflete a maior presença masculina, já que os intervalos de idade adotados para seleção são maiores no caso dos homens), bem como o número médio de anos de escolaridade.

Também compatível com a percepção de que, na média, o grupo de tratamento possui maior renda são os dados dos rendimentos do trabalho principal e os rendimentos do trabalho principal ajustados para uma jornada de quarenta horas semanais, sempre superiores aos dados referentes ao grupo de controle.

TABELA 1  
Perfil dos grupos de tratamento e controle

	Tratamento	
	Não	Sim
Masculino	47,9%	70,9%
Branco	47,9%	59,0%
Pessoa de referência	57,2%	69,6%
Membro de família de mãe solteira	12,9%	7,5%
Nordeste	25,8%	15,1%
Urbano	84,4%	90,9%
Migrou de estado	23,5%	18,8%
Acesso a serviços de luz, água, esgoto, lixo	69,3%	81,0%
Celular	79,4%	82,4%
Computador	51,7%	64,1%
Participação no mercado de trabalho	77,0%	40,9%
Ocupação sobre PIA	74,8%	39,7%
Remuneração do trabalho principal <sup>1</sup>	1.780,78	2.369,84
Remuneração ajustada para 40 horas semanais <sup>1</sup>	2.252,14	2.692,46
Idade média	53,7	55,2
Média de anos de escolaridade	7,0	8,3

Fonte: Pnad/IBGE de 2014.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Apenas para pessoas ocupadas.

## 4 RESULTADOS DOS MODELOS

### 4.1 Modelo logístico para ocupação

O modelo logístico para ocupação foi ajustado para os grupos de tratamento e controle definidos na seção 3.3. Como variáveis independentes, foram considerados

atributos pessoais (idade e anos de escolaridade e *dummies* para sexo e raça); atributos familiares (*dummies* para pessoa de referência no domicílio e membro de família de mãe solteira); variáveis geográficas (*dummies* para grandes regiões geográficas e situação censitária, urbano ou rural); migração (*dummy* para migração de estado); condição socioeconômica (posse de bens e características do domicílio, com *dummies* para posse de celular e computador e do acesso simultâneo aos serviços de luz, água, esgoto e coleta de lixo); recebimento de benefícios (*dummies* para recebimento de aposentadoria e de pensão). Uma única interação entre variáveis foi utilizada ( $\text{sexo} \# \text{aposentadoria}$ ), em função da expectativa de que a aposentadoria tenha impactos significativamente maiores na participação no mercado de trabalho dos homens que na das mulheres (Schwarzer e Paiva, 2003).

A tabela 2 traz os atributos médios para todos os indivíduos, bem como para cada um dos grupos. Por sua vez, os resultados encontrados no modelo estão sumarizados na tabela 3.

TABELA 2  
Distribuição média dos atributos

	Todos	Tratamento	Controle
Ocupação <sup>1</sup>	69,9%	39,7%	74,8%
Idade	53,9	55,2	53,7
Sexo (masculino = 1)	51,1%	70,9%	47,9%
Raça/cor (branco = 1)	49,4%	59,0%	47,9%
Anos de escolaridade	7,1	8,3	7,0
Posição no domicílio (referência = 1)	59,0%	69,6%	57,2%
Tipo de família (família de mãe solteira = 1)	12,1%	7,5%	12,9%
Região Norte	6,5%	2,8%	7,1%
Região Nordeste	24,3%	15,1%	25,8%
Região Sul	16,8%	25,9%	15,3%
Região Centro-Oeste	7,0%	5,1%	7,4%
Situação censitária (urbano = 1)	85,3%	90,9%	84,4%
Migração (mudou de estado = 1)	22,9%	18,8%	23,5%
Acesso a serviços de luz, água, esgoto, lixo	70,9%	81,0%	69,3%
Possui celular	79,8%	82,4%	79,4%
Possui computador	53,5%	64,1%	51,7%
Recebe aposentadoria	14,0%	100,0%	0,0%
Recebe pensão	4,7%	2,2%	5,1%
$\text{Sexo} \# \text{aposentadoria}$	9,9%	70,9%	0,0%

Fonte: Pnad/IBGE de 2014.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Ocupação como proporção da PIA.

TABELA 3  
Modelo logístico para ocupação

	B	SE B		Nagelkerke R <sup>2</sup>	Cox e Snell R <sup>2</sup>
Modelo				0,282	0,199
Constante	1,735	0,021	**		
Idade	-0,032	0,000	***		
Sexo (masculino = 1)	1,662	0,002	***		
Raça/cor (branco = 1)	0,028	0,001	***		
Anos de escolaridade	0,063	0,000	***		
Posição no domicílio (referência = 1)	0,501	0,002	***		
Tipo de família (família de mãe solteira = 1)	0,090	0,002	***		
Região Norte	-0,008	0,003	***		
Região Nordeste	-0,047	0,002	***		
Região Sul	0,223	0,002	***		
Região Centro-Oeste	-0,034	0,003	***		
Situação censitária (urbano = 1)	-0,957	0,003	***		
Migração (mudou de estado = 1)	0,033	0,002	***		
Acesso a serviços de luz, água, esgoto, lixo	-0,074	0,002	***		
Possui celular	0,648	0,002	***		
Possui computador	0,280	0,002	***		
Recebe aposentadoria	-1,383	0,003	***		
Recebe pensão	-1,169	0,003	***		
Sexo#aposentadoria	-1,332	0,004	***		

Fonte: Pnad/IBGE de 2014.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*\*\* significante a 1%; \*\* significante a 5%.

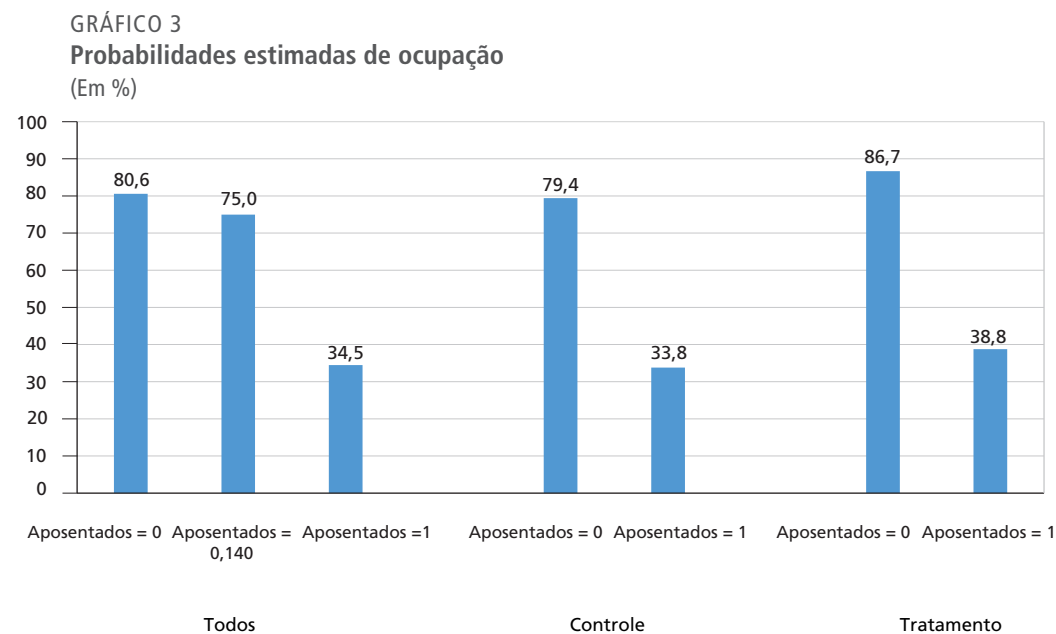
O modelo estima níveis de ocupação bastante similares aos observados. Considerando os atributos médios de todos os indivíduos, o modelo estima um nível de ocupação de 75,0% (um pouco acima do observado, 69,9%). Os atributos do grupo de tratamento levam a uma estimativa de ocupação de 38,8% (muito próxima da observada, de 39,7%). Por sua vez, os atributos do grupo de controle levam a uma estimativa de ocupação de 79,4% (um pouco acima do observado, de 74,8%).

A questão que nos preocupa aqui é: considerados os atributos médios do grupo de tratamento, o que ocorreria com a ocupação dos seus membros caso não estivessem recebendo o benefício da aposentadoria?

A resposta para essa questão está no gráfico 3, que traz as probabilidades estimadas pelo modelo logístico a partir dos atributos médios de todas as pessoas e também



dos grupos de controle e tratamento. No caso do grupo de tratamento, que recebe o benefício de aposentadoria, se todos os atributos permanecessem os mesmos, mas seus membros deixassem de receber aposentadoria, a expectativa é que a taxa de ocupação saltasse de 38,8% para 86,7%.



O crescimento na ocupação desse grupo de estimados 38,8% para estimados 86,7% equivaleria manter no mercado de trabalho cerca de 900 mil pessoas, com remuneração mensal média de R\$ 2,4 mil e uma estimativa conservadora de remuneração anual próxima dos R\$ 30 mil (em valores de 2014). Adotando o suposto de que a produção dessas pessoas terá valor pelo menos igual a sua massa salarial (outra estimativa conservadora), teríamos uma perda de produção por aposentadoria precoce de cerca de R\$ 26 bilhões (em valores de 2014), o equivalente a aproximadamente 0,5% do PIB no ano de 2014 (tabela 4).

TABELA 4

**Estimativa de perda de produção (não ocupação) por aposentadorias precoces**

	Aposentados = 1	Aposentados = 0
Tratamento – número de pessoas	1.904.868	1.904.868
Probabilidade estimada de ocupação	38,8%	86,7%
Estimativa de trabalhadores ocupados	738.316	1.650.701
Diferença (A)	-	912.386
Remuneração média no mês		R\$ 2.370
Remuneração média no ano (B)		R\$ 28.438
Massa salarial diferença (A)*(B)		R\$ 25.946.478.735
PIB 2014 (a preços correntes)		R\$ 5.687.310.000.000
(A)*(B)/PIB		0,5%

Fonte: Pnad/IBGE de 2014.  
Elaboração dos autores.

## 4.2 Modelo de decomposição

Os modelos lineares para rendimentos do trabalho principal (quarenta horas semanais), ajustados separadamente para os ocupados dos grupos de controle e tratamento, levaram em conta as seguintes variáveis independentes: atributos pessoais (idade e anos de escolaridade e *dummies* para sexo e raça); atributos domiciliares (*dummies* para pessoa de referência no domicílio e membro de domicílio liderado por mãe solteira); variáveis de ocupação (*dummies* para ocupação formal e grupamentos de atividade); variáveis geográficas (*dummies* para grandes regiões geográficas e situação censitária, urbano ou rural)); migração (*dummy* para migração de estado); recebimento de pensão (*dummy*).

As variáveis descritivas para os ocupados dos dois grupos encontram-se na tabela 5.<sup>2</sup> Aqui, como na tabela 1, mantém-se a percepção de que, na média, o grupo de tratamento é composto por pessoas de maior rendimento. No grupo de tratamento, nota-se maior presença de homens (73,4% contra 57,0%), de brancos (66,9% contra 48,7%), de pessoas de referência (72,8% contra 62,7%) em relação ao grupo de controle. Os membros do grupo de tratamento também residem menos nas regiões Norte (2,2%, contra 7,2%) e Nordeste (12,6%, contra 25%), entre outras possíveis indicações de pessoas com maior rendimento.

2. Note o leitor que esses dados descritivos são diferentes dos apresentados na tabela 1, já que são considerados apenas os indivíduos ocupados dos grupos de controle e tratamento.

TABELA 5

**Variáveis descritivas para ocupados dos grupos de controle e tratamento**

	Controle	Tratamento
Idade	54,05	55,31
Sexo (masculino)	57,0%	73,4%
Raça/cor (branca)	48,7%	66,9%
Anos de escolaridade	7,31	8,89
Posição no domicílio (pessoa de referência)	62,7%	72,8%
Tipo de família (família de mãe solteira)	11,7%	5,5%
Ocupação formal	46,8%	50,2%
Atividade agrícola	18,4%	16,4%
Atividade industrial	10,3%	18,3%
Atividade da construção civil	9,7%	7,7%
Atividade da administração pública	6,8%	5,2%
Outras atividades	19,2%	16,4%
Região Norte	7,2%	2,2%
Região Nordeste	25,0%	12,6%
Região Sul	15,8%	31,1%
Região Centro-Oeste	7,5%	3,4%
Situação censitária (urbano)	83,1%	87,2%
Migração (mudou de estado)	23,8%	18,5%
Recebe pensão	3,0%	2,3%

Fonte: Pnad/IBGE de 2014.  
Elaboração dos autores.

Com efeito, o rendimento médio do trabalho principal tendo como referência uma jornada de quarenta horas semanais é 19,4% superior para o grupo de tratamento, em relação ao grupo de controle (R\$ 2.692 contra R\$ 2.254). O que queremos compreender, na verdade, é como o efeito composição e o efeito preço explicam essa diferença.

A diferença de atributos entre os dois grupos (efeito composição) sugeriria que o grupo de tratamento deveria ter um rendimento do trabalho principal R\$ 743 superior ao do grupo de controle. Ocorre, entretanto, que o efeito preço (que, aqui, está sendo compreendido como o efeito da aposentadoria) reduz o salário em R\$ 305 (tabela 6).

Esse resultado sugere que, apesar de os rendimentos do grupo de tratamento serem superiores ao do grupo de controle (como, aliás, seria de se prever, dadas as diferenças entre os dois grupos nas diversas variáveis relacionadas com os rendimentos), eles não são superiores na exata medida que as diferenças de atributos entre os dois grupos sugeririam.

A aposentadoria, portanto, parece ter um impacto negativo no rendimento (e, por suposto, na produtividade) daqueles que, aposentados, permanecem trabalhando.

**TABELA 6**

**Decomposição do diferencial de rendimento entre o grupo de controle e o grupo de tratamento**  
(Em R\$)

Grupo de controle	2.254
Grupo de tratamento	2.692
Diferença	438
Efeito preço	-305
Efeito composição	743

Fonte: Pnad/BGE de 2014.  
Elaboração dos autores.

### 4.3 Pesos de escore de propensão

Como vimos na subseção 3.2, o principal desafio para tentar mensurar o potencial impacto das aposentadorias precoces em indicadores de mercado de trabalho é que não temos o mesmo grupo de pessoas recebendo e não recebendo as aposentadorias. Caso tivéssemos o mesmo grupo (ou um grupo de pessoas muito similar), poderíamos atribuir as diferenças observadas ao recebimento de aposentadorias precoces.

Os dois grupos aqui considerados são relativamente distintos, como demonstrado na tabela 5. O grupo de tratamento é ligeiramente mais velho e mais educado, com maiores proporções de homens, pessoas brancas, chefes de domicílio e moradores das regiões Sudeste e Sul, em relação ao grupo de controle.

A adoção dos PSW tenta aproximar os dois grupos (de controle e de tratamento) tanto quanto possível, de maneira que se possa atribuir as diferenças na variável dependente (aqui, a renda do trabalho principal ajustada para uma jornada de quarenta horas semanais) à variável independente cujo efeito se pretende estudar (aqui, o recebimento precoce de aposentadoria).

A regressão logística que deu origem aos PSW não é a mesma cujos resultados foram reportados na subseção 4.1: teve como base apenas os membros ocupados dos grupos de controle e tratamento previamente definidos; como variável dependente, o recebimento de aposentadoria; e como variáveis independentes, os atributos pessoais

(idade e anos de escolaridade e *dummies* para sexo e raça); os atributos domiciliares (*dummies* para pessoa de referência no domicílio e membro de domicílio liderado por mãe solteira); as variáveis de ocupação (*dummies* para ocupação formal e grupamentos de atividade); as variáveis geográficas (*dummies* para grandes regiões geográficas e situação censitária, urbano ou rural); a migração (*dummy* para migração de estado); e o recebimento de pensão (*dummy*).

As probabilidades estimadas pelo modelo para o recebimento de aposentadoria foram então utilizadas para a construção dos PSW para o grupo de controle, que, posteriormente, foram multiplicados pelos pesos amostrais da Pnad.

A adoção dos novos pesos, assim estimados, possibilitou uma aproximação entre as características observáveis dos dois grupos. As diferenças entre os grupos, observadas antes da utilização dos PSW, praticamente desaparecem (tabela 7).

TABELA 7

**Variáveis descritivas para ocupados dos grupos de controle e tratamento**

	Antes dos PSW			Depois dos PSW		
	Controle	Tratamento	Diferença	Controle	Tratamento	Diferença
Idade	54,05	55,31	1,26	55,32	55,31	-0,01
Sexo (masculino)	57,0%	73,4%	16,4%	73,5%	73,4%	-0,1%
Raça/cor (branca)	48,7%	66,9%	18,2%	66,9%	66,9%	0,0%
Anos de escolaridade	7,31	8,89	1,58	8,91	8,89	-0,03
Posição no domicílio (pessoa de referência)	62,7%	72,8%	10,1%	72,9%	72,8%	-0,1%
Tipo de família (família de mãe solteira)	11,7%	5,5%	-6,2%	5,5%	5,5%	0,0%
Ocupação formal	46,8%	50,2%	3,4%	49,9%	50,2%	0,3%
Atividade agrícola	18,4%	16,4%	-2,0%	16,7%	16,4%	-0,3%
Atividade industrial	10,3%	18,3%	7,9%	18,3%	18,3%	0,0%
Atividade da construção civil	9,7%	7,7%	-1,9%	7,6%	7,7%	0,1%
Atividade da administração pública	6,8%	5,2%	-1,6%	5,2%	5,2%	-0,1%
Outras atividades	19,2%	16,4%	-2,8%	16,3%	16,4%	0,1%
Região Norte	7,2%	2,2%	-5,0%	2,2%	2,2%	0,0%
Região Nordeste	25,0%	12,6%	-12,4%	12,6%	12,6%	0,0%
Região Sul	15,8%	31,1%	15,3%	31,4%	31,1%	-0,3%
Região Centro-Oeste	7,5%	3,4%	-4,1%	3,4%	3,4%	0,0%
Situação censitária (urbano)	83,1%	87,2%	4,1%	86,8%	87,2%	0,4%
Migração (mudou de estado)	23,8%	18,5%	-5,3%	18,3%	18,5%	0,1%
Recebe pensão	3,0%	2,3%	-0,6%	2,3%	2,3%	0,0%

Fonte: Pnad/IBGE de 2014.  
Elaboração dos autores.

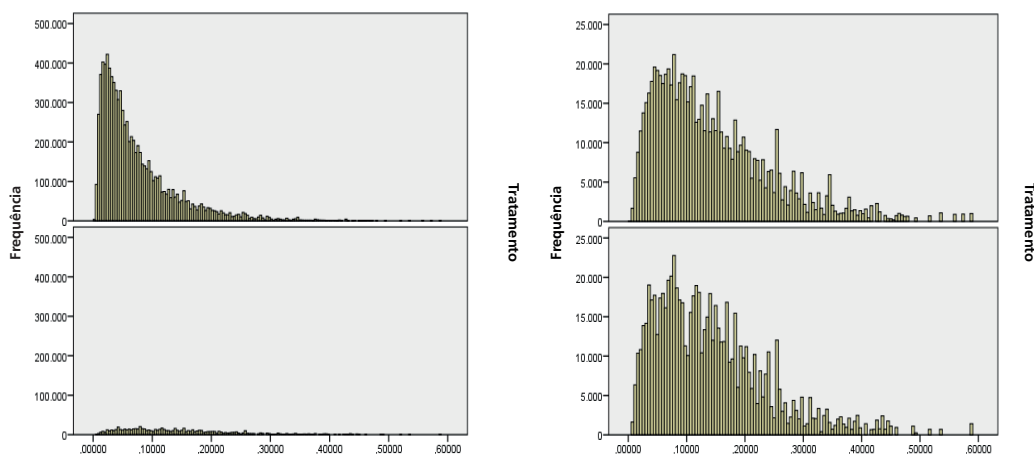
Outra maneira de perceber a aproximação dos dois grupos é ver a distribuição de frequência das probabilidades de ser aposentado precoce para os dois grupos, antes e depois da aplicação dos PSW (gráfico 4). Também aqui é possível notar que a distribuição das probabilidades passa a ter uma forma bastante similar para os grupos de controle (0) e tratamento (1) depois da adoção dos PSW.

GRÁFICO 4

**Distribuição da frequência das probabilidades de ser aposentado precoce para os grupos de controle (0) e tratamento (1), antes e depois da adoção dos PSW**

4A – Antes dos PSW

4B – Depois dos PSW



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O efeito das aposentadorias precoces sobre os rendimentos (e, por suposto, a produtividade) é dado pelo rendimento estimado dos membros ocupados do grupo de controle após a adoção dos PSW. O resultado encontrado a partir da adoção dos PSW (tabela 8) é similar ao encontrado a partir da decomposição dos diferenciais de rendimento (tabela 6). Enquanto o efeito preço estimado foi de -R\$ 305, o efeito médio de tratamento foi de -R\$ 348.

TABELA 8

**Rendimento do trabalho principal ajustado para quarenta horas semanais, dos grupos de controle e tratamento, antes e depois da adoção dos pesos de escore de propensão**  
(Em R\$)

	Controle	Tratamento	Diferença
Antes dos PSW	2.252	2.692	440
Depois dos PSW	3.040	2.692	-348

Elaboração dos autores.

Temos duas possibilidades de estimar a perda de produtividade relacionada à aposentadoria precoce. No primeiro caso, consideramos os ocupados do grupo de tratamento, que seriam, segundo a Pnad de 2014, 757 mil pessoas. Levando em consideração a medida mais conservadora do impacto mensal das aposentadorias precoces nos rendimentos (o efeito preço estimado, na subseção 4.2), teríamos uma estimativa do efeito total anual das aposentadorias precoces na redução da produtividade de R\$ 2,8 bilhões – aproximadamente 0,05% do PIB (isso é, 10% do efeito estimado das aposentadorias precoces na redução da ocupação, como visto na tabela 8. No segundo caso, utilizamos o número estimado de pessoas ocupadas no grupo estudado caso não tivéssemos aposentadorias precoces (1,65 milhão, conforme a tabela 4) e levaríamos em conta a medida mais conservadora do impacto mensal das aposentadorias precoces nos rendimentos. Nesse caso, a estimativa do efeito total anual das aposentadorias precoces na redução da produtividade seria de R\$ 6,0 bilhões – ou 0,11% do PIB (tabela 9).

TABELA 9

**Estimativa de redução da produtividade por aposentadorias precoces**

	Observado	Estimado (sem aposentadoria precoce)
Grupo de tratamento	756.752	1.650.701
Efeito preço	305	305
Perda de produtividade/mês	230.672.920	503.166.265
Perda de produtividade/ano (A)	2.768.075.042	6.037.995.186
PIB 2014 (a preços correntes) (B)	5.687.310.000.000	5.687.310.000.000
(A)/(B)	0,05%	0,11%

Elaboração dos autores.

## 5 CONCLUSÃO

Antes de retomarmos as principais conclusões do trabalho, devem-se ressaltar três pontos relativos às estimativas de redução da produção e da produtividade dos aposentados precoces. Primeiramente, destaque-se que a Pnad/IBGE 2014 não traz informação sobre o estado de saúde dos entrevistados, o que torna impossível avaliar os eventuais casos em que os benefícios recebidos estão relacionados a situações de invalidez. Além disso, as estimativas de redução de produção e produtividade dos trabalhadores aposentados realizadas neste trabalho têm como suposto uma demanda por trabalho totalmente elástica. Esses pontos sugeririam que os valores foram estimados no seu ponto máximo. Entretanto, o suposto de que a produção dos aposentados precoces teria valor igual aos seus salários é, no mínimo, bastante conservador, o que sugeriria que os valores estariam, na verdade, subestimados. Diante dessas limitações, a estimativa deve ser entendida como uma primeira aproximação da redução da produção e da produtividade relacionada às aposentadorias precoces.

Retomando os principais pontos do trabalho, o Brasil é um dos treze países do mundo que permitem aposentadoria por tempo de contribuição, sem exigência de idade mínima. Isso ocorre no RGPS pelo qual, após 35 anos de contribuição (homens) ou 30 anos de contribuição (mulheres), o(a) trabalhador(a) pode se aposentar.

Legalmente, não há restrição a que o trabalhador possa continuar trabalhando após aposentado precocemente. Pode-se, entretanto, questionar se as aposentadorias precoces retiram as pessoas da produção ou reduzem sua produtividade. Este trabalho procurou responder a essas questões.

Para isso, foram selecionadas pessoas com idade entre 53 anos e 59 anos (homens) e 50 anos e 54 anos (mulheres), divididas em dois grupos: os que não recebiam aposentadoria (controle) e os que recebiam (tratamento).

Três estratégias metodológicas foram adotadas para mensurar o possível impacto das aposentadorias precoces na produção e na produtividade dos trabalhadores. Primeiramente, foi ajustado um modelo logístico para mensurar o quanto a aposentadoria precoce reduz a probabilidade de que o beneficiário continue trabalhando; depois, os diferenciais de rendimento entre os ocupados dos grupos de controle e de tratamento



foram decompostos, para estimar o impacto das aposentadorias precoces sobre os rendimentos (e, por suposto, a produtividade); e, finalmente, PSW foram estimados para aproximar as características dos membros do grupo de controle das características dos membros do grupo de tratamento, de maneira também a estimar o impacto das aposentadorias precoces sobre os rendimentos e a produtividade.

O modelo logístico sugeriu que a ocupação observada do grupo de tratamento (de 38,8% sobre o total do grupo) saltaria para 86,7% caso todos os seus atributos permanecessem os mesmos, mas seus membros deixassem de receber aposentadoria. Uma estimativa conservadora do impacto das aposentadorias precoces sobre a produção seria de algo como R\$ 26 bilhões/ano (o equivalente a 0,5% do PIB).

A decomposição do diferencial de rendimento dos ocupados dos grupos de controle e de tratamento sugeriu que o *efeito composição* (isto é, a diferença de atributos entre os membros dos dois grupos) deveria fazer com que o salário médio mensal do grupo de tratamento fosse R\$ 743 superior ao salário médio mensal do grupo de controle, mas que o *efeito preço* reduziria esse valor em R\$ 305. Em outras palavras, a aposentadoria precoce reduziria, na média, o salário (e, por suposto, a produtividade) do trabalhador que dela se beneficia.

Finalmente, a adoção de PSW possibilitou a construção de um grupo de controle com características observáveis muito próximas daquelas do grupo de tratamento. O salário do grupo de controle, após a adoção dos pesos de escore de propensão, foi R\$ 348 superior ao do grupo de tratamento, sendo esse o efeito médio estimado das aposentadorias precoces no salário e na produtividade dos trabalhadores.

O impacto das aposentadorias precoces na produtividade dos trabalhadores, adotando o valor mais conservador obtido com o método de decomposição, foi de aproximadamente R\$ 2,8 bilhões/ano (0,05% do PIB), se calculado para os trabalhadores efetivamente ocupados. Caso o cálculo também leve em conta os que estariam trabalhando se não houvesse aposentadorias precoces, o impacto seria de R\$ 6 bilhões/ano (0,11% do PIB). Isso indica que o principal impacto negativo das aposentadorias precoces estaria na redução da ocupação.

## REFERÊNCIAS

- BLINDER, A. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- DUVAL, R. **The retirement effects of old-age pension and early retirement schemes in OECD countries**. Paris: OECD, 2003. (Economics Department Working Papers, n. 370).
- FORTIN, N.; THOMAS, L.; SERGIO, F. **Decomposition methods in economics**. NBER, 2010.
- GRUBER, J.; WISE, D. A. (Ed.). **Social security and retirement around the world**. Chicago: The University of Chicago Press, 1999. (NBER Working Papers, n. 16045).
- \_\_\_\_\_. **Social security programs and retirement around the world: micro-estimation**. Chicago: The University of Chicago Press, 2004.
- \_\_\_\_\_. **Social security programs and retirement around the world: fiscal implications of reform**. Chicago: The University of Chicago Press, 2007.
- HIRANO, K.; IMBENS, G. W.; RIDDER, G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. **Econometrica**, v. 71, n. 4, p. 1161-1189, 2003.
- LEME, M. C. da S.; MÁLAGA, T. Entrada e saída precoce da força de trabalho: incentivos do regime de previdência brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 55, n. 2, p. 205-222, abr. 2001.
- LIBERATO, V. C. **A oferta de trabalho masculina “pós-aposentadoria” no Brasil urbano – 1981/2001**. Belo Horizonte: Cedeplar/Face/UFMG, 2003.
- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.
- QUEIROZ, V. dos S.; RAMALHO, H. M. A escolha ocupacional dos idosos no mercado de trabalho: evidências para o Brasil. **Revista Economia**, v. 10, n. 4, p. 32, 2009.
- SCHWARZER, H.; PAIVA, L. H. Participação de beneficiários e não beneficiários da previdência social no mercado de trabalho. **Informe de Previdência Social**, v. 15, n. 11, p. 1-20, 2003.
- SUNDÉN, A. Unending work. In: **The Oxford handbook of pension and retirement income**. New York: Oxford University Press, 2006. p. 702-718.

---

## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Cláudio Passos de Oliveira

### **Supervisão**

Andrea Bossle de Abreu

### **Revisão**

Camilla de Miranda Mariath Gomes

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Laura Vianna Vasconcellos

Luciana Nogueira Duarte

Bianca Ramos Fonseca de Sousa (estagiária)

Thais da Conceição Santos Alves (estagiária)

Vivian Barros Volotão Santos (estagiária)

### **Editoração**

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Glaucia Soares Nascimento (estagiária)

Vânia Guimarães Maciel (estagiária)

### **Capa**

Luís Cláudio Cardoso da Silva

### **Projeto Gráfico**

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than Portuguese  
published herein have not been proofread.*

---

### **Livraria Ipea**

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)







**Missão do Ipea**

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

