

1605

TEXTO PARA DISCUSSÃO

IMPACTO DO PLANO SIMPLIFICADO DE PREVIDÊNCIA SOBRE AS CONTRIBUIÇÕES VOLUNTÁRIAS À PREVIDÊNCIA SOCIAL

Viviane M. Bastos
Miguel N. Foguel
Ajax Moreira
Daniel Santos

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

IMPACTO DO PLANO SIMPLIFICADO DE PREVIDÊNCIA SOBRE AS CONTRIBUIÇÕES VOLUNTÁRIAS À PREVIDÊNCIA SOCIAL

Viviane M. Bastos*
Miguel N. Foguel**
Ajax Moreira***
Daniel Santos****

* Bolsista do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) no Ipea.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

*** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

**** Professor do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC/RJ) e bolsista do PNPD no Ipea.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**

Ministro Wellington Moreira Franco

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, 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

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

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

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

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.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

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

ISSN 1415-4765

JEL: C23 C25 D04 E62

SUMÁRIO

SINOPSE

1 INTRODUÇÃO	7
2 BASE DE DADOS E ANÁLISE DAS INFORMAÇÕES	11
3 METODOLOGIA.....	19
4 RESULTADOS.....	22
5 CONCLUSÕES	27
REFERÊNCIAS	28

SINOPSE

Em abril de 2007, com o objetivo de estimular a inserção previdenciária no Brasil, o governo federal apresentou um plano de previdência alternativo para os contribuintes individuais ou segurados facultativos, o Plano Simplificado de Previdência (PSP). O principal objetivo deste estudo é verificar se o PSP teve algum impacto sobre a probabilidade de os trabalhadores não formais contribuírem para a Previdência Social. Para tanto, utilizou-se o Cadastro Nacional de Informações Sociais (CNIS). O método empregado para estimar o potencial impacto do PSP é o denominado diferenças-em-diferenças (*difference-in-differences*). Este método recebe tal denominação porque, com base em uma escolha adequada de um grupo afetado (tratamento) e não afetado (controle) pela intervenção, compara os resultados destes dois grupos entre o período anterior e o posterior à introdução do programa. Os resultados mostram que o PSP aumentou a probabilidade de os trabalhadores que ganham em torno de 1 salário mínimo realizarem contribuição voluntária. A abordagem foi repetida para diferentes conjuntos de trabalhadores, de forma a se avaliar a robustez dos resultados.

1 INTRODUÇÃO

O sistema de previdência no Brasil poder ser entendido como um fundo de longo prazo que garante o pagamento de um benefício futuro de aposentadoria aos trabalhadores que cumprem as regras de contribuição previdenciária. Além deste fluxo de pagamentos de aposentadoria (ou pensão, no caso de morte do trabalhador), o sistema também oferece um conjunto de benefícios correntes que inclui seguro de doença e de invalidez, assim como o salário-maternidade. A contribuição para a Previdência pode ser compulsória, quando o indivíduo está empregado no setor formal (trabalhadores com carteira assinada e servidores públicos), ou voluntária (trabalhadores autônomos, sem carteira assinada e empregadores).

No caso do contribuinte voluntário, a decisão de contribuir depende não somente da situação atual do indivíduo, mas também de acontecimentos futuros. Por esta razão, tal processo de decisão também apresenta aspectos intertemporais. Em outras palavras, na decisão de contribuir para a Previdência, um indivíduo leva em consideração a renda presente, a renda futura, o valor do benefício, a alíquota, o estado de saúde futuro e sua longevidade, entre outros fatores. O histórico contributivo do indivíduo também é relevante, pois o valor já gasto e o número de contribuições passadas afetam esta decisão. Pessoas que contribuíram para a Previdência por um longo período têm maior probabilidade de contribuir no período subsequente do que indivíduos que possuem um curto histórico de contribuições ao sistema.

O sistema previdenciário brasileiro tem sido largamente estudado nas últimas décadas, porém poucos são os trabalhos que analisaram o processo decisório do trabalhador autônomo com respeito à contribuição previdenciária. Neri *et al.* (2007) examinam quais fatores¹ afetam a decisão deste tipo de trabalhador de contribuir para a Previdência após as mudanças decorrentes da promulgação da Constituição de 1988. Os resultados mostram que os trabalhadores autônomos em faixas de renda mais baixas tendem a contribuir relativamente menos que os de faixas mais elevadas. Analisando apenas os trabalhadores de baixa renda, Neri (1998, *apud* NERI *et al.*, 2007) argumenta que, devido ao difícil acesso dos microempresários ao crédito, a contribuição previdenciária pode ser considerada um artigo de luxo, dado que existiria um alto custo de oportunidade para estes indivíduos pouparem. Tais evidências sugerem que políticas

1. São eles: gênero, posição na família (*e.g.*, chefe, cônjuge, filho), idade, educação, posição na distribuição de renda (quinto da distribuição), setor de atividade, densidade populacional (urbano e rural) e regiões geográficas.

de redução da alíquota de contribuição voluntária levariam a um aumento da taxa de participação de trabalhadores autônomos com renda baixa no sistema previdenciário.

Auerbach, Genomi e Pages (2005) estudam os motivos pelos quais a contribuição à Previdência é baixa nos países latino-americanos. De acordo com os autores, a probabilidade de um trabalhador autônomo contribuir aumenta com a idade, a escolaridade e a residência na zona urbana. Estes autores também constataram que a probabilidade de contribuir é maior para homens casados do que para mulheres casadas, e que os chefes de família apresentam maior probabilidade de contribuição quando comparados aos demais moradores do domicílio. O número de indivíduos não contribuintes no domicílio afeta positivamente a contribuição, apesar de a probabilidade diminuir com o número total de moradores no domicílio.

Em abril de 2007, com o objetivo de estimular a inserção previdenciária no Brasil, o governo federal apresentou um plano de previdência alternativo para os contribuintes individuais ou segurados facultativos, o Plano Simplificado de Previdência (PSP). De acordo com as regras, os contribuintes que decidirem aderir ao PSP passam a contribuir sobre 11% do salário mínimo (SM), em vez de 20%, e passam (ou continuam) a fazer jus ao pacote de auxílios oferecidos pela Previdência Social (como o auxílio-doença e salário-maternidade).² Todavia, o indivíduo optante poderá se aposentar somente pelo critério de idade, ou seja, exclui-se a possibilidade de aposentadoria por tempo de contribuição.³

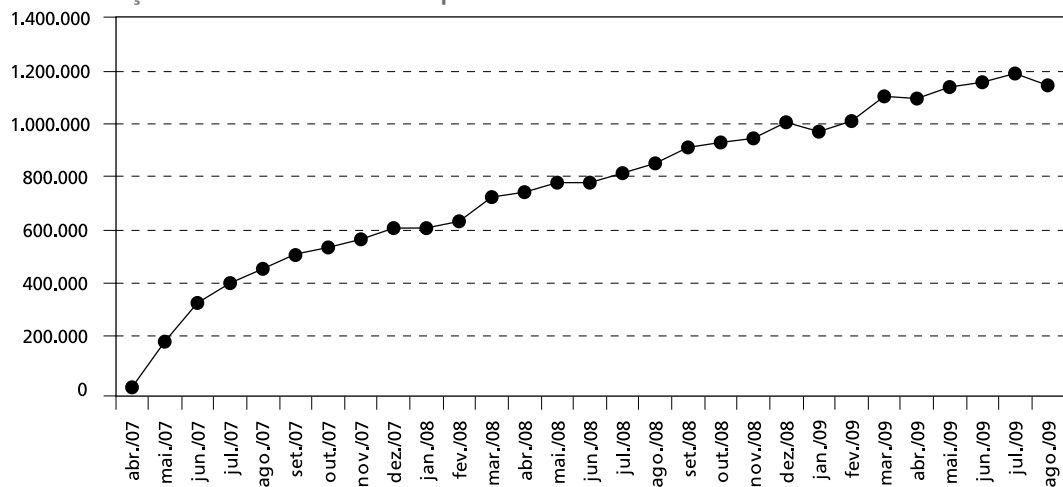
Como pode ser visto no gráfico 1, o número de contribuintes individuais que aderiram ao PSP vem aumentando desde a sua introdução. O número de adesões cresceu principalmente nos primeiros dois anos do PSP.⁴ Todavia, não se pode afirmar com certeza se estas adesões resultaram da inserção de novos contribuintes individuais ou somente da migração do plano de previdência convencional para o PSP.

2. Note-se que a possibilidade de obter o salário-maternidade constitui um incentivo adicional do PSP para que as mulheres passem a contribuir para a Previdência.

3. Podem solicitar aposentadoria por idade trabalhadores urbanos do sexo masculino a partir dos 65 anos e do sexo feminino a partir dos 60 anos. Os trabalhadores rurais podem requerer aposentadoria por idade com 5 anos a menos: a partir dos 60 anos, homens, e a partir dos 55 anos, mulheres. O trabalhador também poderá solicitar aposentadoria por tempo de contribuição integral ou proporcional. Para ter direito à aposentadoria integral, o trabalhador homem deve comprovar pelo menos 35 anos de contribuição e a trabalhadora mulher, 30 anos. Para se requerer a aposentadoria proporcional, é necessária a combinação de dois requisitos: tempo de contribuição e idade mínima.

4. Note-se que a possibilidade de obter o salário-maternidade constitui um incentivo adicional do PSP para que as mulheres passem a contribuir para a previdência.

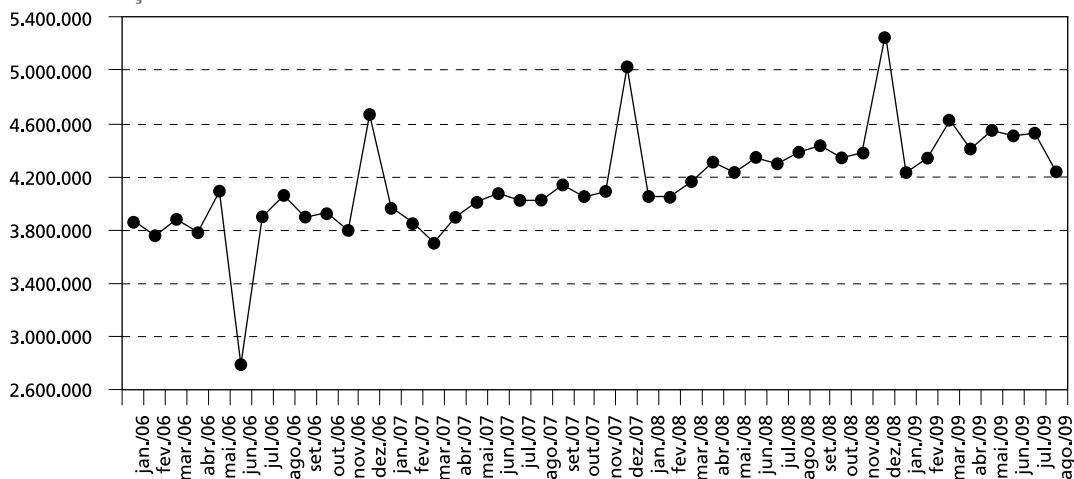
GRÁFICO 1
Evolução total de trabalhadores que aderiram ao PSP



Fonte: DATAPREV.

O gráfico 2, no entanto, fornece alguma evidência de que o PSP pode ter promovido a inserção previdenciária, tendo em vista que o número de contribuintes voluntários aumentou. De fato, após abril de 2007, este número cresceu em comparação com o mesmo período do ano anterior: a taxa de crescimento de contribuintes individuais foi de -2,1% entre abril de 2006 e março de 2007, e de 6,9% entre abril de 2007 e março de 2008.

GRÁFICO 2
Evolução do total de contribuintes individuais



Fonte: DATAPREV.

Apesar de as evidências apresentadas no gráfico 2 sugerirem que o aumento da contribuição voluntária se vincula ao PSP, elas devem ser vistas com bastante cautela. De fato, elas não mostram que o PSP tem sido o único responsável pelo aumento ou, talvez, nem que tenha sido o causador destas mudanças. Na realidade, o aumento observado de contribuintes individuais pode ter tido origem em uma série de outros fatores, tais como mudanças na economia e/ou no mercado de trabalho informal.

O principal objetivo deste estudo foi verificar se o PSP teve algum impacto sobre a probabilidade de os trabalhadores não formais contribuírem para a Previdência Social. Para tanto, utilizou-se o Cadastro Nacional de Informações Sociais (CNIS), da empresa de Tecnologia e Informações da Previdência Social (DATAPREV), vinculada ao Ministério da Previdência Social (MPS). O método empregado para estimar o potencial impacto do PSP é o denominado “diferenças-em-diferenças” (*difference-in-differences*). O método é baseado na escolha adequada de um grupo afetado (tratamento) e não afetado (controle) pela intervenção, e recebe esta denominação porque compara os resultados dos dois grupos entre o período anterior e o posterior à introdução do programa.

Um aspecto importante é o impacto total do PSP sobre a arrecadação da Previdência Social. Em princípio, este impacto é ambíguo, porque, como para qualquer política de redução de preços (alíquotas), é possível que se gere um aumento de quantidades (contribuições) sem que as vendas totais (arrecadação) subam. No caso do PSP, há um potencial efeito negativo adicional, uma vez que a arrecadação pode cair se ocorrer uma migração, para o plano, de quem contribuía anteriormente sobre mais do que um SM.

Além desta introdução, o texto se divide em mais quatro seções. Na próxima seção, é apresentada a descrição da base de dados utilizada na análise, e na terceira seção descreve-se a metodologia empregada no trabalho. Na quarta seção, apresentam-se os resultados das estimativas do impacto do PSP sobre a probabilidade de contribuição autônoma. Por último, na seção 5, delineiam-se algumas conclusões baseadas nos resultados deste trabalho.

2 BASE DE DADOS E ANÁLISE DAS INFORMAÇÕES

Neste estudo, são utilizados microdados do Cadastro Nacional de Informações Sociais (CNIS), é um arquivo administrativo que reúne dados oriundos de um conjunto amplo de fontes de informação do governo federal, inclusive as próprias informações previdenciárias (por exemplo: Guia de Recolhimento do FGTS e Informações à Previdência Social – GFIP, e Guia da Previdência Social – GPS), a Relação Anual de Informações Sociais (Rais), o Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) e o Sistema de Controle de Óbitos (Sisobi). O CNIS contém dados cadastrais (como sexo, data de nascimento e número de identificação⁵), e principalmente o histórico previdenciário dos trabalhadores.⁶ Com o CNIS pode-se saber o número de contribuições acumuladas pelo trabalhador até certo ponto do tempo, se as contribuições foram realizadas como trabalhador com carteira, servidor público ou contribuinte individual, bem como o valor das contribuições.

CNIS possui informações sobre aproximadamente 173 milhões de trabalhadores, que representam o conjunto de indivíduos. Os autores tiveram acesso a uma amostra de 200 mil trabalhadores, selecionados de forma aleatória do universo de trabalhadores do CNIS atualizado até setembro de 2009. O fato de o CNIS possuir informações sobre a história previdenciária dos trabalhadores é sua principal vantagem relativamente a outras bases de dados brasileiras. Porém, trata-se de um registro administrativo cuja qualidade e representatividade precisam ser mais bem avaliadas.

Por ser o CNIS um arquivo que consolida todos os registros administrativos, foi feito um esforço importante de identificar o contribuinte a partir das diversas origens e ao longo do tempo, de forma a evitar que um trabalhador tenha mais do que um identificador. O resultado deste processo é o registro da história de contribuição dos trabalhadores, o qual começa em 1982, e que ainda tem qualidade heterogênea, mas vem sendo aperfeiçoado.

5. Para a construção e manutenção do CNIS, há um esforço continuado de identificar cada trabalhador por meio de um único número, o número de identificação do trabalhador (NIT). O NIT tem como base o número de inscrição no Programa de Interação Social/ Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PIS/ PASEP), e serve de chave para combinar as informações do trabalhador oriundas das diferentes bases que compõem o CNIS. Vale assinalar que, apesar do esforço de identificação de cada trabalhador, ainda existem casos em que um mesmo trabalhador aparece com NITs diferentes.

6. A falta de abrangência das informações previdenciárias e trabalhistas no Brasil no passado fez com que a cobertura do CNIS fosse relativamente baixa até meados da década de 1990. No entanto, a qualidade das informações sobre contribuições vem melhorando ao longo do tempo, em particular a partir da introdução da GFIP em 1999.

Um arquivo administrativo pode conter muitas informações omitidas ou inválidas – dados com baixa qualidade – ou representar de forma equivocada as características populacionais medidas com outras fontes, por exemplo, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) ou o Censo Demográfico. Inicialmente, serão avaliados alguns aspectos sobre a qualidade e a representatividade do CNIS.

No CNIS, as informações cadastrais do contribuinte são omitidas ou nulas para a maioria das variáveis. A tabela 1 mostra a proporção de todos os registros (coluna 1) que têm a variável indicada omitida. Apenas o sexo e a data de nascimento estão declarados para a maioria dos registros. As demais informações, das quais se apresenta apenas uma seleção, não são utilizáveis. Coerentemente com a finalidade do cadastro, as informações relativas à contribuição – tipo, data e valor – estão declaradas para a maioria de registros.

O registro de recolhimento da contribuição pode ser feito de forma avulsa pelo contribuinte individual no sistema bancário. Se excluídas as informações cadastrais correspondentes a esta modalidade de recolhimento (coluna 2 da tabela 1), a qualidade da informação cadastral de algumas variáveis melhora, como é o caso da variável que informa a data de fim de certo vínculo previdenciário do trabalhador.⁷

TABELA 1
Proporção das contribuições com dados inválidos por variável
(Em %)

Variável	Todas	Não avulsas
Unidade da Federação	40	25
Grau de instrução	50	37
Data de início do vínculo	0	0
Data de fim do vínculo	40	0
Sexo	7	7
Data de nascimento	7	7
Contribuição (tipo, data, valor)	2	2

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS.

Obs.: A tabela mostra, nas linhas, variáveis cadastrais do contribuinte e a caracterização da contribuição, e nas colunas as proporções medidas para o conjunto de todas as contribuições e para o subconjunto das contribuições que não são feitas de forma avulsa pelo contribuinte individual.

7. Na análise do efeito do PSP, trabalhou-se com as informações para todos os registros. No entanto, não foi utilizada a variável com a informação da data do fim do vínculo.

A representatividade do CNIS será avaliada comparando-se o número de contribuições e de contribuintes com os dados da PNAD, que são uma “fotografia” da situação da população em setembro de cada ano. Para evitar que a eventual inconsistência entre o momento em que é feita a declaração de contribuição na PNAD e o registro administrativo desta contribuição no CNIS afete os resultados, seguiu-se a abordagem utilizada no *Anuário Estatístico da Previdência* (2005, 2006, 2007, 2008, 2009; disponível em: <www.previdenciassoc.gov.br>), que compara o número *médio* de contribuições em cada ano com a quantidade de declarações de contribuição para a Previdência constante na PNAD.

O número de contribuições do CNIS foi inferido⁸ considerando-se todos os registros do CNIS que não são de benefício, e a estatística correspondente na PNAD refere-se ao número de respostas afirmativas à pergunta sobre se o entrevistado contribui para a Previdência. A tabela 2 mostra a média, para o período indicado, da razão entre o número de contribuições médio pelo CNIS com o número de contribuições da PNAD. Os resultados são apresentados por intervalos de anos do calendário e por coorte de nascimento.

TABELA 2
Razão entre o número de contribuintes na amostra do CNIS e na PNAD, por coorte

Ano/coorte	<1940	1940-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	>1990	Total
1992	1,22	1,21	1,18	1,14	0,96			1,14
1993	1,24	1,20	1,18	1,16	0,99			1,15
1995	1,29	1,26	1,24	1,26	1,07	0,73		1,21
1996	1,29	1,30	1,24	1,29	1,10	0,83		1,22
1997	1,31	1,30	1,25	1,24	1,13	0,85		1,22
1998	1,26	1,30	1,24	1,24	1,13	0,82		1,20
1999	0,89	0,97	0,94	0,96	1,00	0,79		0,96
2001	0,96	1,03	0,94	0,95	0,97	0,82		0,95
2002	1,04	1,04	0,96	0,94	0,97	0,89		0,96
2003	1,02	1,07	0,99	0,99	1,00	0,90		0,98
2004	1,04	1,08	1,00	0,99	1,01	0,92		0,99
2005	1,11	1,07	1,01	0,99	1,00	0,87	0,67	0,97
2006	1,04	1,05	1,00	0,98	1,01	0,87	0,55	0,97
2007	1,08	1,02	1,02	1,01	1,02	0,90	0,67	0,98
2008	0,87	1,03	1,04	1,02	1,05	0,91	0,74	0,99

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS e na PNAD (IBGE).

Obs.: A tabela apresenta a razão por coorte de nascimento entre o número médio de contribuições registradas no CNIS e o número de contribuições estimado na PNAD no ano. Ambas as estatísticas são expandidas para o total da população brasileira, utilizando-se o peso associado a cada observação da PNAD e o inverso do fator amostral da amostra do CNIS (173 milhões/200 mil).

8. O resultado obtido da amostra foi expandido para a população utilizando-se a probabilidade de sorteio.

A tabela 2 mostra que a partir de 1999 as estatísticas do CNIS e da PNAD são bastante semelhantes, e que antes desta data verifica-se uma sobre-enumeração das contribuições no CNIS, resultado que indica limitações quanto à qualidade dos dados neste período. O CNIS passou a utilizar uma guia única de recolhimento a partir de 1999 (a GFIP), o que pode estar relacionado com este resultado. Isto sugere que, embora informe o histórico de cada trabalhador desde 1982, o resultado agregado antes de 1999 é inconsistente com a PNAD.

O CNIS registra as contribuições dos trabalhadores, sendo necessário estabelecer um critério para reconhecer a existência de um trabalhador quando não contribuinte. Neste estudo, a existência de um trabalhador em certo período é identificada quando este tem entre 15 e 70 anos, realizou alguma contribuição na sua vida e não tem registro de óbito. Presume-se que todos os óbitos estão registrados, e que um trabalhador tem apenas uma identificação (NIT). Utilizando estas hipóteses, foi inferido, por coorte de nascimento e ano do calendário, o número médio de trabalhadores vivos. Esta estatística foi comparada à população total da mesma coorte e ano estimada com base na PNAD. A tabela 3 mostra a média desta razão entre as duas estatísticas para diferentes períodos e coortes.

TABELA 3
Razão entre o número de pessoas pela amostra do CNIS e da PNAD por coorte

Ano/coorte	<1940	1940-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	>1990
1992	1,48	1,54	1,50	1,33	0,98		
1993	1,50	1,54	1,51	1,35	1,00		
1995	1,53	1,54	1,51	1,36	1,11	0,00	
1996	1,55	1,54	1,50	1,37	1,11	0,52	
1997	1,58	1,57	1,52	1,35	1,14	0,68	
1998	1,58	1,56	1,51	1,35	1,15	0,75	
1999	1,56	1,55	1,50	1,31	1,13	0,77	
2001	1,60	1,57	1,50	1,29	1,10	0,77	
2002	1,60	1,57	1,51	1,28	1,10	0,77	
2003	1,53	1,58	1,49	1,29	1,10	0,75	
2004	1,46	1,59	1,49	1,28	1,10	0,74	
2005	1,41	1,59	1,49	1,29	1,10	0,77	0,00
2006	1,25	1,58	1,49	1,27	1,10	0,78	0,20
2007	0,93	1,57	1,49	1,26	1,09	0,80	0,20
2008	0,39	1,57	1,47	1,25	1,10	0,81	0,18

Fonte: Construída com base na amostra do CNIS e na PNAD (IBGE).

Obs.: A tabela apresenta a razão por coorte de nascimento entre número de pessoas calculado com base nas amostras do CNIS e da PNAD. Ambas as estatísticas são expandidas para o total da população brasileira, utilizando-se o peso associado a cada observação da PNAD e o inverso do fator amostral da amostra do CNIS (173 milhões/200 mil).

A tabela 3 indica que existem mais pessoas no CNIS do que na PNAD, mostrando que o critério para identificar a existência do trabalhador implica o erro de sobre-enumeração no CNIS. Vale lembrar que o CNIS não cobre o total da população brasileira e, por isso, esta razão deveria ser inferior à unidade. Pela leitura da tabela 3, observa-se também que para as coortes mais jovens a razão é menor do que 1, resultado que está relacionado à menor probabilidade de que trabalhadores deste grupo tenham visitado o sistema de previdência, uma vez que estão há menos tempo do mercado de trabalho.

A tabela 4 mostra a distribuição da idade de entrada e da idade de abandono no sistema de previdência. Pode-se observar que cerca de 50% dos NITs foram registrados quando o trabalhador tinha menos do que 30 anos, e que existe um fluxo constante de entrada mesmo em idades avançadas. Chama atenção que o último registro de contribuição para cerca de 40% dos NITs ocorreu quando o trabalhador tinha menos do que 35 anos.

TABELA 4
Distribuição da idade de entrada e abandono no sistema de previdência
Em (%)

Idade (anos)	Até 15	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-70
Entrada ¹	3	20	19	11	8	6	5	5	4	4	4	21
Abandono ²	1	4	11	12	11	10	9	8	7	6	5	17

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS.

Notas: ¹ Distribuição da idade em que ocorre a primeira contribuição.

² Distribuição da idade em que ocorre a última contribuição.

A tabela 5 apresenta, por coorte de nascimento e por ano, a média da proporção de trabalhadores que têm NITs inativos.⁹ Os resultados atestam que entre 20% e 40% dos NITs registrados entre 15 e 70 anos estão inativos, ou seja, abandonaram o sistema. Uma parte deste contingente se deve a um sistema de registro dos óbitos deficiente,¹⁰ mas a maior parte requer outro tipo de explicação.

9. Um NIT é considerado inativo quando não há registro de contribuição ou de óbito e cessaram as suas contribuições há mais de um ano.

10. Utilizando-se a população dos NITs ativos e a taxa de mortalidade por idade estimada por Beltrão, Camarano e Kanso (2004), o número esperado de óbitos no período 1992-2008 seria de 21,1 milhões, número muito superior ao número de óbitos registrados no CNIS no mesmo período (3,8 milhões), o que indica uma expressiva subenumeração dos óbitos.

TABELA 5
NITs inativos/total de NITs

Ano/coorte	<1940	1940-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	>1990	Total
1992	0,19	0,15	0,17	0,14	0,03	0,37	0,21	0,19
1993	0,20	0,16	0,19	0,16	0,03	0,37	0,21	0,20
1994	0,22	0,18	0,20	0,17	0,04	0,41	0,29	0,22
1995	0,23	0,19	0,21	0,19	0,04	0,41	0,32	0,23
1996	0,24	0,21	0,23	0,20	0,05	0,00	0,36	0,24
1997	0,25	0,23	0,25	0,22	0,07	0,00	0,39	0,25
1998	0,26	0,24	0,27	0,24	0,08	0,00	0,39	0,26
1999	0,27	0,29	0,33	0,29	0,11	0,01	0,41	0,27
2000	0,28	0,30	0,34	0,30	0,13	0,01	0,44	0,28
2001	0,29	0,31	0,35	0,32	0,15	0,02	0,48	0,29
2002	0,29	0,32	0,37	0,34	0,17	0,03	0,48	0,29
2003	0,29	0,33	0,38	0,35	0,19	0,04	0,48	0,29
2004	0,30	0,34	0,40	0,37	0,21	0,06	0,54	0,30
2005	0,31	0,35	0,42	0,40	0,25	0,08	0,52	0,31
2006	0,32	0,36	0,44	0,42	0,28	0,11	0,01	0,32
2007	0,33	0,38	0,46	0,45	0,32	0,16	0,02	0,33
2008	0,35	0,40	0,50	0,49	0,37	0,23	0,05	0,35

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS.

Obs.: Um NIT é considerado inativo quando não há registro de contribuição ou de óbito e cessaram as contribuições há mais de um ano.

O abandono pode ser devido: *i*) à morte não registrada; *ii*) à opção de não contribuir; ou *iii*) ao retorno com outra identificação (NIT). Em consonância com esta última possibilidade, uma proporção elevada de trabalhadores são registrados pela primeira vez em idade tardia (tabela 4). A expressiva taxa de abandono e a sobre-enumeração da população de trabalhadores sugere que, a partir de certa faixa etária, os entrantes são de fato contribuintes que no ato do cadastramento não utilizam o NIT anterior e cujos respectivos NITs anteriores o sistema não foi capaz de identificar. Como resultado, o trabalhador recebe outro NIT, o que implica ser contado de forma dupla, isto é, segundo o NIT anterior, inativo, e segundo o novo NIT recebido.

A sobre-enumeração da população de ativos do CNIS pode ser mitigada excluindo-se do grupo de NITs inativos a fração que corresponde: *i*) aos óbitos estimados e não registrados; e *ii*) aos entrantes preexistentes, que são identificados quando entrante tardio, ou seja, com idade maior do que uma idade mínima. Utilizando estes critérios, foi recalculado o valor médio anual do número de NITs

ativos e comparado com a população economicamente ativa estimada com a PNAD. A tabela 6 mostra a razão destes dois números expandidos para o CNIS e para a população brasileira por coorte de nascimento e ano. Os resultados evidenciam, exceto para a primeira coorte de NITs mais antigos, uma relativa consistência entre o CNIS e a PNAD.

TABELA 6
Razão entre o número ajustado de NITs ativas e pessoas na PNAD

Ano/coorte	<1940	1940-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	>1990
1992	1,36	1,09	1,07	1,06	0,92		
1993	1,36	1,08	1,08	1,07	0,94		
1995	1,34	1,07	1,07	1,07	1,06		
1996	1,33	1,06	1,05	1,08	1,06	0,52	
1997	1,32	1,07	1,06	1,06	1,08	0,68	
1998	1,29	1,06	1,05	1,06	1,10	0,75	
1999	1,23	1,03	1,04	1,02	1,07	0,77	
2001	1,15	1,03	1,03	1,00	1,04	0,77	
2002	1,09	1,02	1,03	0,99	1,04	0,77	
2003	0,96	1,01	1,01	0,99	1,04	0,75	
2004	0,81	1,01	1,00	0,98	1,04	0,74	
2005	0,62	1,00	1,00	0,99	1,03	0,76	
2006	0,28	0,98	0,99	0,97	1,03	0,77	0,20
2007	0,32	0,96	0,98	0,96	1,02	0,79	0,20
2008	0,43	0,95	0,96	0,95	1,02	0,80	0,18

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS.

Obs.: O número ajustado consistiu em eliminar, dos NITs inativos, um subconjunto que pode ser devido à morte não registrada e aos reentrantes, de acordo com o descrito neste texto.

Esse procedimento gera um número de NITs ativos que parece razoável e tem utilidade para a estimativa de probabilidade de contribuição, ainda que o número acumulado de contribuições esteja subestimado para os contribuintes que se recadastram.

A tabela 7 apresenta o salário, o salário de contribuição e o número acumulado médio de contribuições já realizadas por faixa etária e sexo.¹¹ Chama atenção que o contribuinte médio está muito longe de conseguir aposentadoria por tempo de

11. O salário é a remuneração registrada na folha de pagamento e o salário de contribuição é a base sobre a qual é realizada a contribuição.

serviço, o que sugere que a maioria se aposenta por idade, opção que exige menos contribuições. Como esperado, há uma diferença a favor dos homens para as variáveis de salário e estoque de contribuição em todas as faixas etárias.

TABELA 7
Salário, salário de contribuição e número acumulado de contribuições, por faixa etária e sexo

	Idade	<20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50	50-55	60-60	65-65	>70
Salário (R\$)	Homens	341	456	604	760	930	1.123	1.256	1.262	1.187	1.070	970
	Mulheres	338	429	555	652	710	778	845	816	806	961	1.174
Salário de contribuição (R\$)	Homens	312	327	377	377	400	426	515	578	553	496	501
	Mulheres	283	283	327	315	319	343	365	361	352	344	298
Número de contribuições acumuladas (meses)	Homens	8	18	38	68	98	121	131	131	124	116	108
	Mulheres	6	15	30	51	73	88	95	94	95	85	81

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS.

Obs: 1. As variáveis de salário foram apuradas para contribuições realizadas a partir de dezembro de 1994 e deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), com base em abril de 2007.

2. O salário é a remuneração registrada na folha de pagamento e o salário de contribuição é a base sobre a qual é realizada a contribuição.

3. Os contribuintes não individuais informam o salário de contribuição, mas não o salário, e os demais informam o salário, mas não o salário de contribuição.

A tabela 8 apresenta a distribuição do número de contribuições por tipo de contribuinte (sexo e vínculo previdenciário) e faixa etária do trabalhador. Ela mostra que a contribuição voluntária é mais frequente para os trabalhadores de mais idade, e que a grande maioria das contribuições é realizada de forma não voluntária. Também se evidencia que os homens são responsáveis pela maioria das contribuições, não havendo variações significativas nesta dimensão por faixa etária.

Tabela 8
Distribuição das contribuições por tipo de contribuinte e sexo

(Em %)

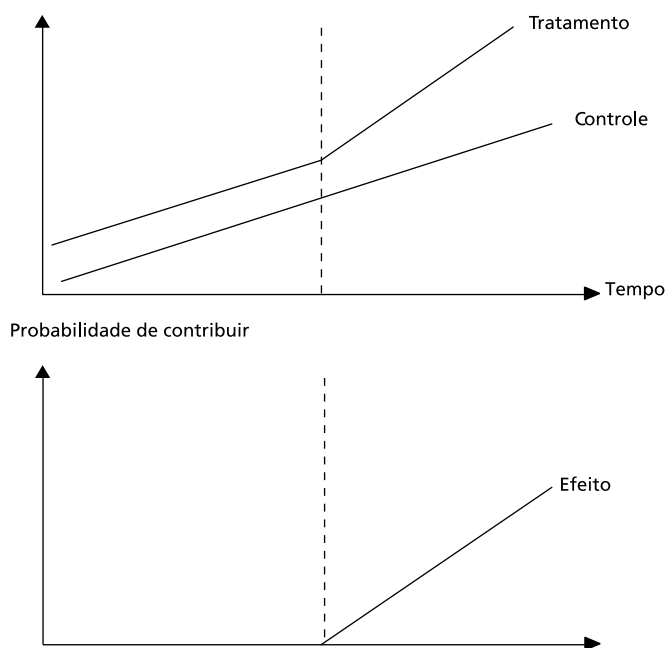
Tipo/faixa etária	<20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50	50-55	60-60	65-65	>70
Servidor público	1	3	4	5	6	6	6	6	6	6	6
Empregado	89	88	81	76	71	65	59	52	43	40	40
Empregado doméstico	2	3	4	4	4	4	4	4	4	3	2
Outro	4	1	2	2	2	2	2	2	2	2	3
Contribuinte voluntário	4	6	9	13	18	23	29	36	45	50	50
Total	100	101	100	100	101	100	100	100	100	101	101
Homem	58	57	56	57	57	56	56	56	56	58	58

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS.

3 METODOLOGIA

Neste estudo, há interesse no efeito do PSP sobre a probabilidade de contribuição voluntária. Para isolar o efeito do PSP de outros eventos que podem afetar a decisão contributiva dos trabalhadores, adotar-se-á a abordagem de *diferenças-em-diferenças*. Especificamente, será comparado o comportamento contributivo de um grupo de trabalhadores com maior chance de serem afetados pelo PSP (grupo de tratamento) com o de um grupo de trabalhadores potencialmente não afetados pelo programa (grupo de controle). Esta comparação entre os dois grupos será realizada ao longo de seis semestres, sendo três antes e três depois do lançamento do programa (abril de 2007).¹² O efeito estará adequadamente isolado se a diferença na probabilidade de contribuição voluntária entre os grupos de tratamento e controle for estável antes do PSP. Neste caso, a alteração verificada depois do evento pode ser atribuída ao PSP. A figura 1 ilustra a ideia que baseia esta abordagem.

FIGURA 1
Exemplo ilustrado do método das diferenças-em-diferenças



Elaboração dos autores.

12. Os semestres são: outubro de 2005 a março de 2006; abril a setembro de 2006; outubro de 2006 a março de 2007; abril a setembro de 2007; outubro de 2007 a março de 2008; e abril a setembro de 2008.

Esta abordagem requer a estimativa da probabilidade de contribuir de forma voluntária, e a definição de um critério para distinguir os grupos de tratamento e controle. Para estimar a probabilidade de contribuir, será utilizado o histórico previdenciário completo dos trabalhadores ativos, que inclui os períodos em que o trabalhador não está contribuindo.

Na seção 2, constatou-se que há elevada proporção de trabalhadores que abandonam o sistema previdenciário e que retornam com outro NIT. Como se utilizará uma janela temporal de apenas três anos, admite-se que este intervalo é suficientemente curto para que a probabilidade de um trabalhador ter mais de um NIT seja suficientemente pequena. Sob esta hipótese, definiu-se como ativo todo trabalhador que tenha tido pelo menos uma contribuição no período de estudo – outubro de 2005 a setembro de 2008 – e que tenha entre 15 e 70 anos de idade.¹³

O salário de contribuição do trabalhador foi calculado como a média dos salários de contribuição observados no período de estudo, e considerado como uma característica invariante do trabalhador. Esta construção ignora a evolução da curva salarial e eventuais flutuações de renda, mas pode ser considerada uma aproximação razoável quando a janela de tempo é curta.¹⁴

Para que o trabalhador tenha acesso ao PSP, seu salário de contribuição tem que ser de um SM. Define-se o grupo de tratamento como os trabalhadores que durante o período de análise tiveram um salário de contribuição médio em termos reais até o valor do SM real do mesmo período multiplicado por 1,1. Por sua vez, o grupo de controle é formado por trabalhadores cujo salário de contribuição médio real estava acima de 1,1 e abaixo de quatro vezes o valor do SM real do período.¹⁵ Vale observar que, como o SM aumentou de forma expressiva em termos reais durante o período de análise, a distribuição do salário médio deflacionado apresenta massa significativa abaixo de 1,1 SM.

Os contribuintes que podem optar pelo PSP são os contribuintes voluntários não empregados. A contribuição relativa a empregados domésticos é realizada pelo

13. Cada registro do CNIS refere-se à contribuição de um NIT em certo mês. O histórico do trabalhador foi completado incluindo-se registros para os NITs de trabalhadores ativos para todos os meses do período em estudo nos quais o NIT não tem registro de contribuição.

14. A renda ou o salário de contribuição do trabalhador ativo não contribuinte não é conhecido, por isto admitiu-se que esta característica é estável e pode ser medida com o valor médio dos salários de contribuição observados.

15. Foi utilizado como deflator o IPCA com base em abril de 2007.

empregador de forma compulsória. A flexibilidade deste tipo de vínculo permite a mudança do tipo de relação de trabalho. Nas duas situações, o PSP pode ter induzido uma modificação na relação de trabalho e por isso vão ser consideradas quatro alternativas que combinam duas definições de contribuinte voluntário – excluindo ou não os empregados domésticos –, e duas definições para o tipo de contribuinte que é afetado pelo PSP – os que têm pelo menos uma contribuição voluntária ou os que têm pelo menos uma contribuição voluntária e não têm contribuição compulsória.

3.1 MODELO

O número de contribuições já realizadas por um trabalhador – o que aqui se denominará ativo previdenciário (AP) – e a sua idade (Id) são determinantes da probabilidade de contribuição e do valor da próxima contribuição, uma vez que, quanto maior o valor destas variáveis, menos o contribuinte precisa investir em tempo e dinheiro para adquirir o direito à aposentadoria. O modelo incorpora estas duas variáveis com termos lineares e quadráticos, e é completado com variáveis indicadoras que identificam se o contribuinte (n) faz parte do grupo de tratamento, e se o mês t faz parte do semestre k . Os coeficientes foram estimados utilizando-se o seguinte modelo probit:

$$\Pr(CI_{nt} = 1 | z, \theta) = \Phi(\alpha + X_{nt}\beta + \sum_k \lambda_k E_{tk} + \gamma T_n + \sum_k \eta_k E_{tk} T_n) = \Phi(z_{nt} \theta) \quad n \in P \quad (1)$$

No modelo, $z_n = (1, X, T, E_1, \dots, E_6)_n$ e $\theta = (\alpha, \beta, \lambda_1, \dots, \lambda_6, \gamma, \eta_1, \dots, \eta_6)'$. CI assume valor unitário se houve contribuição voluntária e valor zero caso contrário, o vetor X é composto das variáveis $X = (AP, Id, AP^2, Id^2, Id * AP)$, T é uma variável binária com valor unitário se o trabalhador pertence ao grupo de tratamento e valor zero se pertence ao grupo de controle, E_{tk} é uma variável *dummy* que é igual a um se a observação se refere ao mês t do semestre $k = 1, \dots, 6$, P denota a amostra para a qual o modelo é estimado (ver a seguir) e os parâmetros do modelo estão representados pelas letras gregas ($\alpha, \beta, \lambda_k, \gamma, \eta_k$). Os parâmetros de interesse são representados por η_k .

O CNIS contém uma proporção de contribuintes que retornam ao sistema com outra identificação, o que distorce as estimativas da probabilidade de contribuir. A fim de se mitigar esta limitação, definiu-se uma janela temporal restrita para caracterizar os contribuintes relevantes para o estudo.

Desse modo, considerou-se *PI* o conjunto dos trabalhadores que: *i*) tiveram pelo menos uma contribuição individual não nula entre outubro de 2005 e setembro de 2008; e *ii*) tiveram salário de contribuição médio real menor que quatro vezes o valor do SM real deste período.

O comportamento do contribuinte que migra entre os dois tipos básicos de contribuição – voluntária ou compulsória – determina o seu perfil contributivo e pode ser relevante na decisão de contribuir. Por isto foi definido também um subconjunto, *P0*, que exclui de *PI* todos os contribuintes que não são estritamente voluntários.

O empregado doméstico em princípio não pode optar pelo PSP, mas como este tipo de trabalhador tem uma relação mais próxima com o seu empregador, é possível que, em face do PSP, resolva passar a contribuinte voluntário. Por isto foram adotadas duas definições para a caracterização do contribuinte voluntário:

- *D1*: todas as contribuições do tipo contribuinte individual,¹⁶ o que implica considerar a contribuição do empregado doméstico¹⁷ como voluntária; e
- *D2*: todas as contribuições do tipo contribuinte individual que não sejam devidas por empregados domésticos.

4 RESULTADOS

O modelo probit foi adotado para se estimar a probabilidade de contribuir. Sendo não linear, o efeito sobre a probabilidade de participação do grupo de tratamento não é medido diretamente pelos coeficientes η relativos à interação da variável indicadora de tratamento (*T*) e da indicadora do período (*E*). Para se estimar o efeito num caso análogo,¹⁸ Puhani (2008) propôs que se utilizasse a expressão (2), na qual o efeito do PSP é medido por $\pi_k(\theta)$ para os semestres *k* posteriores à introdução do PSP.

$$\begin{aligned}\pi_k(\theta) &= E\{P(CI_{nt} = 1 | \bar{X}, T=1, E_k = 1, \theta)\} - E\{P(CI_{nt} = 1 | \bar{X}, T=0, E_k = 1, \theta)\} \\ &= \Phi(\bar{X} \beta + \lambda_k + \eta + \eta_k) - \Phi(\bar{X} \beta + \lambda_k + \eta)\end{aligned}\tag{2}$$

16. Identificadas quando a origem da contribuição é do tipo "contribuinte individual".

17. Identificado quando a categoria GFIP ou a contribuição individual são do tipo "empregado doméstico".

18. A abordagem proposta por Puhani (2008) não obtém o valor esperado do efeito porque a função é não linear. A simulação permite resgatar não só o valor esperado do efeito, mas também a distribuição do efeito.

A distribuição de probabilidade desta estatística foi estimada por simulação. Seja uma realização do vetor de parâmetros $\theta^w \sim N(m, v)$ e $\pi_k(\theta^w)$ o valor esperado da diferença de probabilidade correspondente. A distribuição empírica de $\pi_k(\theta)$ é descrita por $\{\pi_k(\theta^1) \dots \pi_k(\theta^w)\}$.

Estimou-se o efeito do PSP separadamente por sexo e para as populações *P0* e *P1*.¹⁹ Em cada caso, as estimativas foram obtidas para as amostras definidas por *D1* e *D2*. Os oito modelos estimados estão apresentados na tabela 9, que indica também algumas estatísticas de aderência.

Os coeficientes estimados para as variáveis de interação entre a *dummy* de tratamento (*T*) e a que identifica o semestre (*E*) apresentados na tabela 9, e que correspondem às diferenças de probabilidade de contribuição entre os dois grupos, foram copiados para as tabelas 10 e 11 para destacar o efeito do PSP.

TABELA 9
Estimativas dos parâmetros do modelo probit

		P0		P1		Homens		Mulheres	
		D2	D1	D2	D1	D2	D1	D2	D1
Constante	m	1,3244	1,3244	(0,1476)	(0,1476)	1,9823	1,9823	0,5377	0,5377
	se	(0,0271)	(0,0271)	(0,0205)	(0,0205)	(0,0435)	(0,0435)	(0,0414)	(0,0414)
AP	m	0,0241	24,1418	0,0105	10,5310	0,0236	23,5616	0,0255	25,5182
	se	(0,0002)	(0,1655)	(0,0001)	(0,1110)	(0,0002)	(0,2302)	(0,0003)	(0,2554)
Id	m	(0,0083)	(8,2957)	(0,0031)	(3,0876)	(0,0104)	(10,4067)	(0,0056)	(5,6331)
	se	(0,0001)	(0,0992)	(0,0001)	(0,0736)	(0,0002)	(0,1636)	(0,0002)	(0,1505)
AP*AP	m	0,0000	(0,0199)	0,0000	(0,0221)	0,0000	(0,0124)	0,0000	(0,0301)
	se	0,0000	(0,0003)	0,0000	(0,0002)	0,0000	(0,0004)	0,0000	(0,0004)
Id*Id	m	0,0000	0,0073	0,0000	0,0029	0,0000	0,0088	0,0000	0,0051
	se	0,0000	(0,0001)	0,0000	(0,0001)	0,0000	(0,0002)	0,0000	(0,0001)
AP*Id	m	0,0000	(0,0189)	0,0000	(0,0003)	0,0000	(0,0198)	0,0000	(0,0179)
	se	0,0000	(0,0003)	0,0000	(0,0002)	0,0000	(0,0004)	0,0000	(0,0004)
E2	m	0,0164	0,0164	0,0180	0,0180	0,0227	0,0227	0,0115	0,0115
	se	(0,0124)	(0,0124)	(0,0099)	(0,0099)	(0,0166)	(0,0166)	(0,0187)	(0,0187)
E3	m	0,0235	0,0235	0,0236	0,0236	0,0413	0,0413	0,0046	0,0046
	se	(0,0124)	(0,0124)	(0,0099)	(0,0099)	(0,0166)	(0,0166)	(0,0188)	(0,0188)
E4	m	0,0360	0,0360	0,0428	0,0428	0,0443	0,0443	0,0296	0,0296
	se	(0,0124)	(0,0124)	(0,0099)	(0,0099)	(0,0166)	(0,0166)	(0,0187)	(0,0187)

(Continua)

19. As estimativas dos parâmetros do modelo para homens e mulheres foram obtidas com base na população definida por *P0*.

(Continuação)

		P0		P1		Homens		Mulheres	
		D2	D1	D2	D1	D2	D1	D2	D1
E5	m	0,0376	0,0376	0,0468	0,0468	0,0424	0,0424	0,0369	0,0369
	se	(0,0124)	(0,0124)	(0,0099)	(0,0099)	(0,0166)	(0,0166)	(0,0187)	(0,0187)
E6	m	0,0771	0,0771	0,0874	0,0874	0,0946	0,0946	0,0609	0,0609
	se	(0,0123)	(0,0123)	(0,0099)	(0,0099)	(0,0166)	(0,0166)	(0,0187)	(0,0187)
T	m	0,0862	0,0862	0,0833	0,0833	0,0101	0,0101	0,1394	0,1394
	se	(0,0107)	(0,0107)	(0,0087)	(0,0087)	(0,0148)	(0,0148)	(0,0157)	(0,0157)
E2*T	m	0,0188	0,0188	0,0066	0,0066	0,0027	0,0027	0,0321	0,0321
	se	(0,0151)	(0,0151)	(0,0122)	(0,0122)	(0,0210)	(0,0210)	(0,0221)	(0,0221)
E3*T	m	0,0243	0,0243	0,0097	0,0097	0,0008	0,0008	0,0478	0,0478
	se	(0,0151)	(0,0151)	(0,0122)	(0,0122)	(0,0210)	(0,0210)	(0,0221)	(0,0221)
E4*T	m	0,0642	0,0642	0,0314	0,0314	0,0504	0,0504	0,0749	0,0749
	se	(0,0150)	(0,0150)	(0,0122)	(0,0122)	(0,0210)	(0,0210)	(0,0221)	(0,0221)
E5*T	m	0,1050	0,1050	0,0540	0,0540	0,0859	0,0859	0,1167	0,1167
	se	(0,0150)	(0,0150)	(0,0122)	(0,0122)	(0,0210)	(0,0210)	(0,0220)	(0,0220)
E6*T	m	0,1102	0,1102	0,0547	0,0547	0,0877	0,0877	0,1304	0,1304
	se	(0,0150)	(0,0150)	(0,0122)	(0,0122)	(0,0209)	(0,0209)	(0,0220)	(0,0220)
Log Verossimilhança		-255.319	-262.161	-380.890	-409.648	-122.867	-108.750	-130.404	-149.173
Pseudo-R2		0,17	0,29	0,08	0,15	0,18	0,30	0,15	0,28
Observações		443.662	531.214	622.956	714.789	217.370	226.151	224.260	302.893

Fonte: Estimação realizada com base na amostra do CNIS.

Obs.: 1. A variável de resposta assume valor unitário se o indivíduo é contribuinte voluntário, e zero caso contrário.

2. As variáveis *AP* e *Id* representam respectivamente o ativo previdenciário (número acumulado de contribuições) e a idade do indivíduo.3. A variável binária *T* indica se o indivíduo pertence ao grupo de tratamento ou controle e as variáveis *Ek*, $k=2,\dots,6$, são *dummies* para semestre (a *dummy* do primeiro semestre está omitida).

4. Erros-padrão entre parênteses.

A tabela 10 e o gráfico 3, baseados na amostra *DI*, exibem as estimativas das diferenças de probabilidade de contribuição entre os grupos de tratamento e controle para os semestres anteriores e posteriores ao programa.²⁰ Somente as diferenças de probabilidade entre os grupos para os três últimos semestres representam o impacto propriamente dito do programa. Como discutido na seção 3, o método de *diferenças-em-diferenças* requer que o grupo de controle apresente a mesma tendência que o grupo de tratamento para a variável de interesse antes do início do programa. Conforme a tabela, este requisito é atendido, pois os coeficientes relativos aos períodos anteriores ao PSP não são estatisticamente significativos. Por seu turno, os impactos pós-programa são estatisticamente significativos e positivos, indicando que o PSP aumentou a probabilidade de contribuição voluntária. Estes resultados são válidos para ambas as amostras, *P0* e *P1*, diferindo muito pouco em termos de magnitude entre elas. É interessante notar que o impacto cresce de 0,9 para 1,5 ponto percentual (p.p.) entre

20. Observe-se que a *dummy* referente ao primeiro semestre do período em análise foi omitida.

o primeiro e o segundo semestre após o programa, permanecendo em torno deste patamar no último semestre da amostra. Os resultados para as amostras de homens e de mulheres também se revelam positivos e estatisticamente significativos somente após a introdução do programa. Entretanto, a magnitude do impacto se mostra distinta entre os dois grupos de gênero, sendo bastante mais elevada para as mulheres. De fato, o efeito estimado para as mulheres (homens) é de cerca de 2 (0,5) p.p. no primeiro semestre após o início do programa, aumenta para aproximadamente 3,1 (0,8) p.p. no segundo, apresentando um outro aumento para 3,6 (0,9) p.p. no último semestre do período de análise. O gráfico 3, que exhibe os limites inferior e superior do intervalo de confiança de 95% para as diferenças de probabilidade de contribuição entre tratados e controles, confirma os resultados encontrados.

TABELA 10

Efeito do tratamento por tipo de população, considerando empregados domésticos como contribuintes voluntários

	P0		P1		Homens		Mulheres	
	Diferença	Erro-padrão	Diferença	Erro-padrão	Diferença	Erro-padrão	Diferença	Erro-padrão
Abr./2006-set./2006	0,002	0,002	0,002	0,003	0,000	0,002	0,008	0,006
Out./2006-mar./2007	0,003	0,002	0,003	0,003	0,000	0,002	0,012	0,006
Abr./2007-set./2007	0,009	0,002	0,009	0,003	0,005	0,002	0,020	0,006
Out./2007-mar./2008	0,015	0,003	0,015	0,004	0,008	0,003	0,031	0,007
Abr./2008-set./2008	0,017	0,003	0,016	0,004	0,009	0,003	0,036	0,007

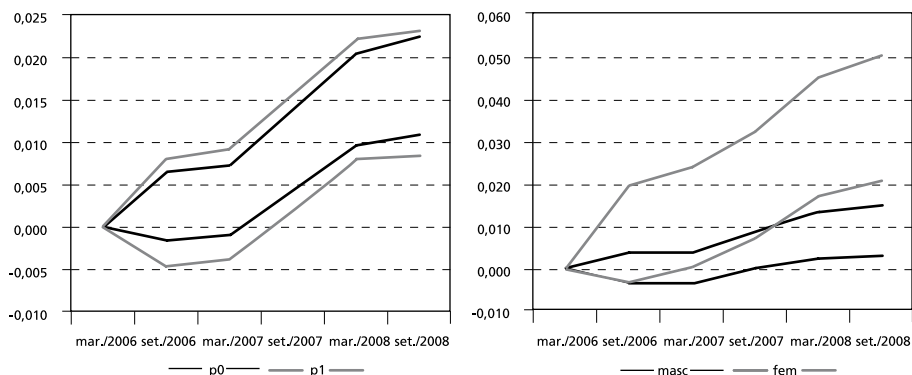
Fonte: Estimativa realizada com base na amostra do CNIS.

Obs.: 1. Diferença da probabilidade esperada entre os grupos de tratamento e controle por semestre.

2. Utilizou-se o método de Puhani (2008) descrito no texto.

GRÁFICO 3

Intervalo de confiança da estimativa da diferença de probabilidade de contribuição entre os grupos de tratamento e controle, considerando empregados domésticos como contribuintes voluntários



Obs.: 1. Grupos: todos os contribuintes (p1); os que têm apenas contribuição voluntária (p0); subconjunto de homens e mulheres do grupo p0 (considerando-se empregado doméstico como contribuinte voluntário).

2. As duas curvas mostram o intervalo de confiança de 95% para as diferenças de probabilidade entre os grupos por semestre.

A tabela 11 e o gráfico 4 repetem a análise para o caso em que os empregados domésticos não são considerados contribuintes voluntários (amostra *D2*). Os resultados são qualitativa e quantitativamente semelhantes aos anteriores, pois mostram as mesmas tendências para os grupos de tratamento e controle pré-programa, além de efeitos estatisticamente significativos e de magnitudes parecidas.

O objetivo deste estudo é avaliar o efeito do PSP sobre a probabilidade de contribuição voluntária. Pelos resultados, constata-se que se pode atribuir um aumento estatisticamente significativo desta probabilidade ao PSP. A pergunta que segue é qual o efeito sobre o número total de contribuintes.

O efeito sobre o número de contribuintes foi calculado multiplicando-se a estimativa do efeito do PSP – diferença da probabilidade de contribuir – pelo número de contribuições do grupo tratado. Para facilitar a interpretação, na tabela 12 apresenta-se este valor como o aumento no número médio de contribuintes,²¹ calculados separadamente para cada um dos modelos.²² A tabela mostra que o efeito do PSP: *i*) é crescente com o tempo; *ii*) é semelhante para as amostras *P0* e *P1*; *iii*) é diferente entre os gêneros, indicando a heterogeneidade de resposta; e *iv*) é semelhante qualitativamente, quando incluído o empregado doméstico como contribuinte voluntário.

TABELA 11

Efeito do tratamento por tipo de população, não considerando empregados domésticos como contribuintes voluntários

	P0		P1		Homens		Mulheres	
	Diferença	Erro-padrão	Diferença	Erro-padrão	Diferença	Erro-padrão	Diferença	Erro-padrão
Abr./2006-set./2006	0,002	0,002	0,002	0,003	0,000	0,002	0,008	0,005
Out./2006-mar./2007	0,003	0,002	0,003	0,003	0,000	0,002	0,012	0,006
Abr./2007-set./2007	0,009	0,002	0,009	0,003	0,005	0,002	0,019	0,006
Out./2007-mar./2008	0,015	0,003	0,015	0,003	0,008	0,002	0,030	0,007
Abr./2008-set./2008	0,016	0,003	0,015	0,004	0,009	0,003	0,035	0,007

Fonte: Estimção realizada com base na amostra do CNIS.

Obs.: 1. Diferença da probabilidade esperada entre os grupos de tratamento e controle por semestre.

2. Utilizou-se o método de Puhani (2008) descrito no texto.

21. O aumento no número de contribuições foi dividido por seis, o número de meses no semestre.

22. A forma com que os resultados foram construídos não garante que a soma das estimativas por gênero seja consistente com a estimativa para a população total (*P0*). Isto se deve ao fato de que um modelo foi estimado para cada caso e, portanto, a estimativa da resposta dos modelos de cada gênero e do total não são iguais.

TABELA 12

Estimativa do efeito do PSP sobre o número médio de contribuintes

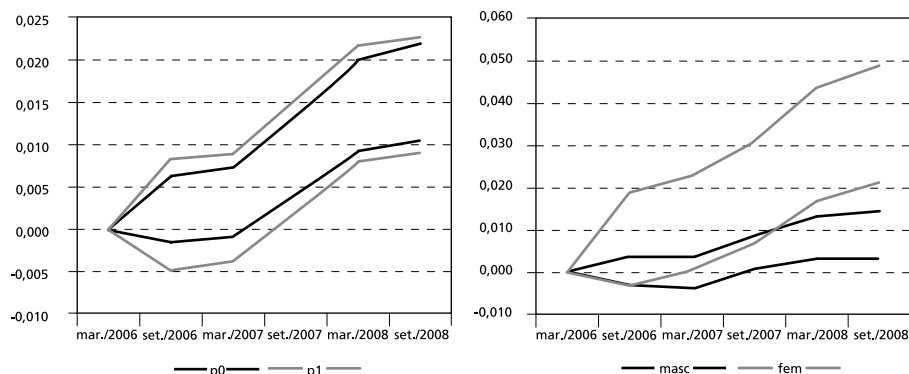
(Em milhares)

	D1				D2			
	P0	P1	Homens	Mulheres	P0	P1	Homens	Mulheres
Abr./2007-set./2007	101	98	52	222	84	82	44	185
Out./2007-mar./2008	170	170	91	351	141	142	75	294
Abr./2008-set./2008	189	178	101	402	156	149	84	337

Fonte: Estimativa realizada com base na amostra do CNIS.

GRÁFICO 4

Intervalo de confiança da estimativa da diferença de probabilidade de contribuição entre os grupos de tratamento e controle, não considerando empregado doméstico como contribuinte voluntário



Obs.: 1. Grupos: todos os contribuintes (p1); os que têm apenas contribuição voluntária (p0); subconjunto de homens e mulheres do grupo p0 (não se considerando empregado doméstico como contribuinte voluntário).

2. As duas curvas mostram o intervalo de confiança de 95% para as diferenças de probabilidade entre os grupos por semestre.

5 CONCLUSÕES

Este estudo procurou avaliar o impacto do PSP sobre a probabilidade de contribuição voluntária para o sistema de previdência no Brasil. Para tanto, foram utilizados os microdados de uma amostra do CNIS. Embora contenha informações limitadas sobre características do trabalhador, esta amostra tem a grande vantagem de possuir o histórico contributivo dos trabalhadores.

Inicialmente foi apresentada uma análise preliminar da amostra do CNIS, que promete ser uma fonte importante de análise do comportamento contributivo dos trabalhadores. Verificou-se a representatividade do CNIS e as suas principais desvantagens.

O método de identificação do impacto foi o de *diferenças-em-diferenças*, o qual requer que os grupos de indivíduos afetados (tratamento) e não afetados (controle) pelo programa possuam tendências comuns em relação à variável de interesse (no caso presente, contribuição voluntária à Previdência) antes da introdução da intervenção. Utilizou-se uma versão modificada deste método que simultaneamente permite testar a validade desta condição e estimar o efeito do programa. Para computar o impacto, empregou-se a abordagem proposta por Puhani (2008), implementada utilizando-se o método de Monte Carlo para estimar não apenas o efeito esperado, mas também a distribuição deste efeito.

Os resultados atestam que o PSP aumentou a probabilidade de os trabalhadores que ganham em torno de um SM realizarem contribuição voluntária. A abordagem foi repetida para diferentes conjuntos de trabalhadores, de forma a se avaliar a robustez dos resultados.

O método de avaliação de efeito adotado, ainda que rigoroso, não permite examinar o efeito de alterações de políticas ainda não implementadas. Uma extensão deste trabalho é o desenvolvimento de um modelo estrutural de decisão contributiva capaz de prever a reação dos trabalhadores a alterações das regras previdenciárias. Naturalmente, um primeiro uso de um modelo como este seria verificar a sua capacidade de explicar a reação dos contribuintes voluntários diante da alteração de alíquota promovida pelo PSP. Este e outros exercícios serão objeto de pesquisas futuras.

REFERÊNCIAS

AUERBACH, P.; GENONI, M. E.; PAGES, C. Social security coverage and the labor market in developing countries. **RES Working Papers n. 4.421**, Inter-American Development Bank, 2005.

BELTRÃO, K. I.; CAMARANO, A. A.; KANSO, S. **Dinâmica populacional brasileira na virada do século XX**. Rio de Janeiro: Ipea, 2004. Texto para Discussão, n. 1.034.

NERI, M. **Os empresários da Rocinha**. Rio de Janeiro, 1998.

NERI, M. *et al.* Em busca de incentivos para atrair o trabalhador autônomo para a Previdência Social. **Nova Economia**, vol. 17, n. 3, p. 363-394, 2007.

PUHANI, P. A. The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear difference-in-difference models. **IZA Discussion Papers n. 3478**, Institute for the Study of Labor, 2008.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CARD, D.; KRUEGER, A. B. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. **American Economic Review**, vol. 84, n. 4, p. 772-93, 1994.

_____. **Myth and measurement: the new economics of the minimum wage**. New Jersey: Princeton University Press, 1995.

CORSEUIL, C. H.; CARNEIRO, F. G. **Os impactos do salário mínimo sobre emprego e salários no Brasil: evidências a partir de dados longitudinais e séries temporais**. Ipea, 2001. Texto para Discussão, n. 849.

MEYER, B. D. Natural and quasi-experiments in economics. **Journal of Business & Economic Statistics**, vol. 13, n. 2, p. 151-61. 1995.

FAJNZYLBER, P. R. Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors. *In: XXIX Encontro Nacional de Economia*, 2001. **Anais**.

NEUMARK, D.; CUNNINGHAM, W.; SIGA, L. The effects of the minimum wage in Brazil on the distribution of family incomes: 1996-2001. **Journal of Development Economics**, vol. 80, n. 1, p. 136-159, 2006.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Marco Aurélio Dias Pires

Everson da Silva Moura

Revisão

Luciana Dias Jabbour

Reginaldo da Silva Domingos

Andressa Vieira Bueno (estagiária)

Leonardo Moreira de Souza (estagiário)

Editoração

Bernar José Vieira

Cláudia Mattosinhos Cordeiro

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Aline Rodrigues Lima (estagiária)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

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

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 500 exemplares



Ipea – Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada



SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

