1887
TEXTO PARA DISCUSSÃO

ipea

EFEITOS DOS PISOS SALARIAIS ESTADUAIS SOBRE O MERCADO DE TRABALHO: UMA NOVA ABORDAGEM EMPÍRICA

Carlos Henrique Corseuil
Miguel Foguel
Marcos Hecksher

ipea
Por um Brasil desenvolvido

1887

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Rio de Janeiro, outubro de 2013

EFEITOS DOS PISOS SALARIAIS ESTADUAIS SOBRE O MERCADO DE TRABALHO: UMA NOVA ABORDAGEM EMPÍRICA

Carlos Henrique Corseuil*
Miguel Foguel**
Marcos Hecksher***

* Diretor adjunto da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Disoc do Ipea.

*** Assessor especializado da Presidência do Ipea.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro interino Marcelo Côrtes Neri

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
Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Renato Coelho Baumann das Neves

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Rogério Boueri Miranda

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

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete
Sergei Suarez Dillon Soares

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

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

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** 2013

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 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.

JEL: J21; J31; J38.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 A LEGISLAÇÃO DOS PISOS ESTADUAIS NO BRASIL E SUAS AVALIAÇÕES 11

3 DADOS 13

4 METODOLOGIA 19

5 RESULTADOS 25

6 CONCLUSÃO 47

REFERÊNCIAS 48

APÊNDICE 51

SINOPSE

Este trabalho avalia os efeitos dos pisos salariais introduzidos no Paraná e em São Paulo sobre alguns indicadores do mercado de trabalho. Em ambas as Unidades da Federação (UFs), são analisados três grupos ocupacionais distintos com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Conclui-se que, em um dos grupos de cada UF, a política aumentou a remuneração de trabalhadores que receberiam menos que os respectivos pisos caso estes não tivessem sido criados, sem se contrair o emprego ou se aumentar a informalidade. Em particular, a taxa de emprego parece ter até reagido de forma positiva nestes dois grupos. Nos demais agregados ocupacionais, não foi encontrado qualquer efeito significativo da legislação. A maior contribuição deste trabalho é a utilização de uma nova metodologia mais apropriada para identificar efeitos de tratamento em unidades agregadas, apresentada por Abadie, Diamond e Hainmueller (2010).

Palavras-chave: pisos salariais; efeito-tratamento.

ABSTRACT[i]

This paper aims to evaluate the introduction of Brazilian regional and occupational wage floors on labor market performance. We focus on two out of five states that implemented such policy intervention, which are Paraná and São Paulo. In each region, we have analyzed data for three distinct occupational categories. Our results point that one occupational group in each region seems to be affected by the introduction of a wage floor. In both cases, the wage floor tends to lower the share of employees with wages below the floor, without producing side effect neither on employment nor on informality. In particular, employment appears to have reacted positively. It was found no significant effect of the legislation in the other occupational groups. We innovate on methodological grounds by using the synthetic control method due to Abadie, Diamond and Hainmueller (2010).

Keywords: minimum wages; treatment effect.

i. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*
As versões em língua inglesa das sinopses (*abstracts*) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.

1 INTRODUÇÃO

Pisos salariais legislados em valores acima do salário mínimo (SM) nacional estão em vigor atualmente em cinco estados brasileiros: Rio de Janeiro (RJ), Rio Grande do Sul (RS), Paraná (PR), São Paulo (SP) e Santa Catarina (SC). Em dois destes estados (RJ e RS), vigoram há mais de dez anos. No entanto, ainda há poucas avaliações sobre os efeitos destas medidas em indicadores do mercado de trabalho. Um dos grandes obstáculos para que esta tarefa seja executada é encontrar uma estratégia de identificação que seja ao mesmo tempo convincente e aplicável a um conjunto amplo de indicadores. Uma das principais contribuições deste estudo vem justamente nestas dimensões, ao utilizar uma estratégia ainda inédita neste tipo de análise.

A estratégia empírica consagrada na literatura internacional para identificar o efeito de pisos salariais estaduais sobre indicadores do mercado de trabalho é o método de diferenças em diferenças.[1] Para que esta estratégia seja bem-sucedida, supõe-se que a evolução dos indicadores do mercado de trabalho nos estados com algum tipo de interferência – aumento ou criação do piso salarial – seja bem aproximada pela evolução em um conjunto de estados no período pós-intervenção.[2] Em outras palavras, usa-se a evolução neste conjunto de estados após a intervenção como uma aproximação do que seria visto nas unidades que sofreram a intervenção caso esta não tivesse sido realizada. Naturalmente, esta suposição não é diretamente testável, mas, em algumas aplicações, utiliza-se um indicativo indireto da sua validade baseado em testar se o indicador de interesse tem a mesma evolução pré-intervenção.[3] Em aplicações deste método, também é comum o uso apenas de um estado vizinho para desempenhar o papel de contrafatual.

Este texto emprega, pela primeira vez nesse tipo de análise, a estratégia de identificação proposta por Abadie e Gardeazabal (2003) e posteriormente formalizada por Abadie, Diamond e Hainmueller (2010). Nessa estratégia, a construção de um

1. Card (1992) e, principalmente, Card e Krueger (1994) podem ser apontados como os grandes responsáveis pela consagração dessa estratégia, no contexto de avaliações de pisos salariais, por dois motivos. Em primeiro lugar, foram pioneiros no uso desta metodologia na literatura de SM. Em segundo, por serem trabalhos que, juntamente com Card e Krueger (1995), tiveram grande repercussão no debate em torno dos efeitos do SM no mercado de trabalho.

2. Mais detalhes dessa estratégia podem ser obtidos em Meyer (1995) ou em resenhas metodológicas tais como Angrist e Krueger (1999) ou Blundell e Costa Dias (2009).

3. No entanto, em muitos casos, esse teste não é feito, e a análise é conduzida com a possibilidade de que os grupos de tratamento e de controle sequer tenham tido a mesma trajetória antes da intervenção.

contrafatual da evolução do indicador de interesse para o grupo tratado combina informações de todos os demais grupos não tratados. Esta combinação é obtida por intermédio de uma média ponderada em que os pesos visam minimizar a distância entre os dois grupos no período pré-intervenção. Isto torna esta estratégia mais flexível que a de diferenças em diferenças, uma vez que, por construção, ela procura "sintetizar" um grupo de controle similar ao grupo tratado antes da intervenção.[4] Ademais, como mostra a seção 4, o modelo por trás da estratégia proposta por Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) é mais geral que o de diferenças em diferenças.

O método será usado para avaliar o impacto dos pisos salariais nas seguintes variáveis: proporção de empregados com remuneração inferior ao valor do piso de referência; taxa de emprego; taxa de informalidade; e hiato salarial entre empregados com e sem carteira de trabalho assinada. Julga-se ser do interesse do legislador que o piso eleve a remuneração dos trabalhadores que ocupam postos remunerados abaixo do que foi legislado, o que justifica a escolha da primeira variável a ser analisada. No entanto, para que isto efetivamente ocorra, os agentes que interagem no mercado de trabalho devem reagir a um aumento de piso salarial tal como desejado pelo poder público, o que nem sempre ocorre.

A escolha dos demais indicadores foi guiada pelo debate na literatura a respeito da maneira como o mercado de trabalho se ajusta a um aumento de pisos salariais, ou seja, por meio de ajustes no nível de emprego, na sua composição e nos preços praticados nos segmentos formal e informal do mercado de trabalho.

De acordo com o arcabouço teórico clássico sobre SM, as firmas devem reagir ao aumento do piso diminuindo o nível de emprego. Esta conclusão decorre da combinação das seguintes hipóteses: *i)* as firmas pagam aos trabalhadores o valor das suas respectivas produtividades marginais; e *ii)* o valor do piso supera a produtividade marginal de alguns trabalhadores. Card e Krueger (1994; 1995) desafiaram este tipo de mecanismo de ajuste reportando resultados que indicam um efeito nulo ou um pequeno aumento do emprego em decorrência de aumentos de pisos salariais estaduais

4. Uma estratégia alternativa adotada na literatura, visando aumentar as chances de o contrafatual reproduzir a evolução do grupo afetado pela política, consiste em empregar o método de diferenças em diferenças, porém restringindo a amostra a áreas perto da divisa entre o estado que sofreu a intervenção e o que não sofreu a intervenção. Este tipo de estratégia é utilizado em Dube, Lester e Reich (2010; 2011).

nos Estados Unidos.[5] Posteriormente, associaram-se estes efeitos nulos ou positivos no emprego a predições teóricas dos modelos monopsonísticos tradicionais ou de busca por emprego (*search models*).[6] Este debate justifica o interesse na taxa de ocupação.[7]

O citado debate ignora dois pontos relevantes sobre o ajuste do mercado de trabalho à lei dos pisos. O primeiro é a presença do setor informal; e o segundo, a possibilidade de cumprimento parcial da lei. Com relação ao primeiro ponto, há indícios de que o ajuste pode ser distinto quando os trabalhadores têm duas alternativas para se empregarem: num posto formal ou num posto informal. Do ponto de vista teórico, Mincer (1976) trata deste tema adaptando o arcabouço clássico para incorporar estes dois setores, e mostra que pode haver migração de trabalhadores do setor formal para o informal após a introdução ou a elevação do SM.[8] Empiricamente, há diversos trabalhos que apresentam evidências de que o setor informal tende a ser afetado pelo SM. Na realidade, esta influência pode se dar também de forma direta, uma vez que as firmas podem decidir cumprir a legislação sobre os pisos em seus postos informais.[9] Estes efeitos, diretos ou indiretos, sobre níveis de emprego e salário dos setores formal e informal são um dos motivadores da escolha do indicador de hiato salarial entre empregados com e sem carteira.

Com relação ao segundo ponto, Danziger (2010) reporta que há evidências de cumprimento parcial em pisos salariais para vários países, inclusive para os Estados

5. Essas evidências foram contestadas por Neumark e Wascher (2000), que argumentam serem elas dependentes dos dados utilizados por Card e Krueger (1994). Ropponen (2011) mostra que, na verdade, o impacto depende do tamanho da firma e, portanto, a diferença de resultados reportados neste debate se devia à diferença na composição das respectivas amostras no que diz respeito ao tamanho das firmas. Debates similares ocorreram em outros países – ver, por exemplo, Garloff (2010) para o caso alemão.

6. O leitor interessado nessa associação pode consultar Swinnerton (1996) e Masters (1999). Garloff (2010) mostra que, mesmo dentro da classe de modelos de busca, há uma ambiguidade sobre a direção do efeito de pisos salariais sobre o emprego.

7. Há outras vertentes teóricas capazes de racionalizar o resultado de Card e Krueger (1994; 1995), o que é comentado em mais detalhes na subseção 5.4.

8. Além desses dois setores, o modelo de Mincer (1976) permite a existência do estado de desemprego. Assim, dependendo do hiato salarial que aparece entre os setores formal e informal, é possível que os trabalhadores prefiram permanecer desempregados à espera de uma vaga no setor formal.

9. Entre os diversos trabalhos mais recentes que se debruçaram sobre a relação entre o SM e o setor informal no Brasil, ver Fajnzylber (2001), Neri, Gonzaga e Camargo (2001), Soares (2004) e Lemos (2004). Resenhas sobre os impactos do SM no mercado de trabalho no Brasil podem ser encontradas em Corseuil e Servo (2002) e Ulyssea e Foguel (2006). Para uma resenha dos efeitos do SM na América Latina, ver Cunningham (2007).

Unidos. Moura e Neri (2008) reportam evidências na mesma direção nos primeiros anos de vigência dos pisos estaduais no RJ e no RS. A maneira mais intuitiva de considerar este problema pode ser exemplificada a seguir. Eventualmente, o piso estadual pode ter efeitos sobre os trabalhadores quando estes estão, de fato, sujeitos à lei. No entanto, se uma grande parcela dos empregadores não cumpre a lei, é de se esperar que tal efeito seja pulverizado numa análise que agregue tanto os trabalhadores de firmas cumpridoras quanto os de firmas descumpridoras, que mantêm empregados com remuneração menor que o piso. Além disso, o não cumprimento pode alterar de forma menos intuitiva a maneira com que o mercado de trabalho se ajusta (Yaniv, 2004; Danziger, 2009).

Não há muitas alternativas para contornar o problema de cumprimento parcial dos pisos salariais nos estados brasileiros. O que se faz aqui é apenas inferir em que medida o grau de cumprimento interfere na análise. Como os pisos salariais foram definidos por grupos de ocupação em cada Unidade da Federação (UF) que os adotou, foram conduzidas análises agregadas por UF e também análises estratificadas por grupos ocupacionais com diferentes taxas de cumprimento em cada UF. Dessa forma, é possível verificar se eventuais efeitos para grupos com cumprimento relativamente maior são pulverizados no agregado da UF.

Cabe destacar que uma avaliação dos efeitos dos pisos estaduais sobre indicadores do mercado de trabalho também pode ser útil para uma avaliação dos efeitos do SM nacional, em que a tarefa de encontrar uma estratégia de identificação adequada seria ainda mais árdua. Afinal, o piso nacional é homogêneo em todos os estados, todas as ocupações e todos os setores. A experiência dos pisos estaduais permite ao analista fazer uso de heterogeneidades que não podem ser vistas no mínimo nacional. Além disso, esta experiência por estado ainda permite isolar efeitos diretos sobre o mercado de trabalho daqueles intermediados por transferências públicas de renda, indexadas somente ao SM nacional.

Apesar da utilidade das avaliações dos efeitos dos pisos para mensurar os impactos do SM, há pelo menos três cuidados a se tomarem. Em primeiro lugar, se os efeitos do SM sobre indicadores de mercado de trabalho variam dependendo do valor do mínimo, os impactos estimados com base nos pisos estaduais podem fornecer uma resposta equivocada para os efeitos do mínimo. Em segundo lugar, se os impactos do mínimo mudam de acordo com o seu grau de cumprimento no mercado de trabalho, como os

pisos têm diferentes graus de cumprimento locais relativamente ao do SM, os efeitos computados com o uso dos pisos podem ser pouco informativos acerca dos efeitos do mínimo. Finalmente, como a natureza e a magnitude dos impactos captados com base nos pisos salariais de uma UF podem ser específicas daquela UF, a generalização destes impactos para o âmbito nacional pode ser arriscada.

Este trabalho está organizado em mais cinco seções. A seção 2 descreve o contexto institucional da intervenção analisada, com detalhes relevantes da lei federal que introduziu a possibilidade de diferenciação de pisos salariais nas UFs, bem como aspectos específicos da legislação dos pisos em algumas UFs. Em seguida, a seção 3 traz uma descrição dos dados, acompanhada por algumas estatísticas descritivas. A seção 4 apresenta a metodologia; e a seção 5, os resultados. Por fim, a seção 6 apresenta as conclusões.

2 A LEGISLAÇÃO DOS PISOS ESTADUAIS NO BRASIL E SUAS AVALIAÇÕES

A variedade de pisos salariais legais em diferentes estados brasileiros, explorada neste estudo, foi criada a partir de uma autorização expressamente incluída na legislação federal em 2000. Embora a Constituição de 1988 (CF/1988) mantenha o SM nacionalmente unificado,[10] também prevê que se estabeleça um piso salarial "proporcional à extensão e à complexidade do trabalho" (Brasil, 1988, Artigo 7º, inciso V). Com base nisso, desde 2000, a Lei Complementar (LC) nº 103 permite que os governos dos estados e do Distrito Federal proponham leis com pisos salariais superiores ao mínimo nacional. Os pisos estaduais devem regular ocupações ou atividades específicas e só valem na ausência de leis federais ou negociações coletivas que fixem outros pisos – superiores ou inferiores aos estaduais, mas nunca menores que o mínimo nacional. É proibido exigir que as administrações municipais cumpram os pisos estaduais. Nem os próprios governos estaduais são obrigados a segui-los, o que limita seu impacto fiscal.[11]

10. O SM fixado pelo governo federal foi criado no Brasil em 1940, com quatorze valores diferenciados entre estados e sub-regiões. Em 1963, chegou a ter 38 faixas regionais (Saboia, 1984). Sua unificação nacional foi estabelecida em 1984.

11. O RS, desde 2003, decidiu pagar também um complemento a seus servidores ativos e inativos com remuneração inferior ao piso mais alto do estado. Como a lei federal não obriga nenhum estado a fazer isso, a regra geral é que os pisos estaduais só precisam ser pagos pelo setor privado, enquanto os governos estaduais que os propõem não incorrem em custos diretos.

Após a lei federal de 2000, cinco estados passaram a fixar pisos acima do SM: RJ e RS, desde 2001; PR, desde 2006; SP, desde 2007; e SC, desde 2010 (tabela A.1 do apêndice A). Os cinco pertencem às regiões Sul e Sudeste do país, onde já se pagavam salários mais altos que a média nacional, mas há uma grande diversidade de casos. Os valores, as datas de reajuste, as quantidades de faixas e as categorias profissionais ou atividades empresariais que compõem cada faixa variam bastante no espaço e no tempo. O RJ, por exemplo, começou com três faixas diferentes e foi aumentando até chegar às nove atuais, com muitas mudanças nas ocupações inseridas em cada uma. O PR iniciou com cinco faixas e reduziu para três.

Além de dividir com os governadores parte da pressão por aumentos no SM, um dos propósitos aparentes da lei federal de 2000 era desvincular os pisos do setor privado daqueles que pesam sobre salários e benefícios pagos pelo setor público nas três esferas. No debate sobre políticas para o mercado de trabalho anterior à lei, este era um dos argumentos de Jatobá e Chahad (1997) e de Neri (1999) em defesa da medida, que faria parte de uma agenda politicamente viável em alternativa à desvinculação explícita entre benefício previdenciário e SM. Em geral, a desvinculação costuma ser proposta para permitir que o SM possa aumentar sem pressionar as contas públicas, enquanto o piso previdenciário passa a ser indexado a algum indicador que tenda a subir mais lentamente. Na proposta de regionalização, resultado semelhante era buscado por um caminho quase inverso: o SM passaria a definir apenas remunerações e benefícios pagos pelo setor público e seria reajustado no ritmo que a política fiscal permitisse, ao passo que os pisos estaduais poderiam subir mais e passar a ser o foco de pressão dos trabalhadores ativos do setor privado, que os negociariam com entidades patronais e governos de seus estados.

Passados doze anos, observa-se que a valorização real do SM só foi intensificada desde então e, por sua regra de reajuste atualmente prevista em lei, os aumentos tendem a prosseguir, pelo menos até 2015, em ritmo superior ao do produto médio por trabalhador.[12] Enquanto isso, nos estados que instituíram pisos, os salários pagos pelo setor privado sempre aderiram bem menos aos pisos estaduais que ao mínimo nacional, embora a fiscalização de ambos esteja a cargo do mesmo órgão federal, o Ministério do

12. Pela regra adotada desde 2008 e fixada na Lei nº 12.382/2011, o SM recebe, a cada ano, um aumento real igual ao último dado anual disponível de crescimento real do produto interno bruto (PIB). Como a população ocupada tem crescido inclusive nos anos de crise, o PIB cresce sempre mais que o PIB por trabalhador.

Trabalho e Emprego (MTE). Dois outros estudos, descritos a seguir, constataram este alto descumprimento de pisos estaduais.

Por meio de regressões quantílicas com microdados longitudinais de 2000 a 2001 da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Moura e Neri (2008) observaram um baixo cumprimento dos pisos logo após sua criação no RJ e no RS. Tomando os trabalhadores de SP como grupo de controle, os autores encontraram efeito estatisticamente nulo da política sobre os níveis de salário e de emprego nos dois estados que a adotaram em 2001.

Com base em microdados de 2006 a 2008 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE, Chahad e Pereda (2010) investigaram a efetividade das três faixas de pisos vigentes em SP em 2007 e 2008. Utilizando Minas Gerais (MG) como grupo de controle em um modelo *logit* ordenado, os autores concluíram que a lei podia ser considerada efetiva nas duas primeiras faixas salariais, embora o cumprimento não fosse alto.

3 DADOS

Para se avaliar os graus de cumprimento e descumprimento dos pisos e seus efeitos sobre indicadores do mercado de trabalho, o primeiro passo é saber a quem se aplica cada valor fixado nas leis estaduais. Esta questão, no entanto, só admite uma resposta inequívoca no PR, e a partir de 2007, pois, desde então, os pisos paranaenses passaram a ser explicitamente associados, na lei, a grandes grupos (GG) da classificação brasileira de ocupações (CBO), seguida de forma exata neste nível mais alto de agregação pela base utilizada neste estudo, os microdados da PNAD. Nos demais estados e no próprio PR em 2006, as leis definem pisos para listas de ocupações específicas que nem sempre correspondem à nomenclatura utilizada pela PNAD ou por qualquer outra pesquisa. É o caso dos pisos de SP, analisados neste trabalho após uma compatibilização entre definições feita pelos próprios autores, provavelmente com algumas diferenças em relação às utilizadas em outros estudos. Vale dizer que a maneira como as leis são redigidas dá margem a interpretações variadas não apenas entre os avaliadores de tais políticas mas também entre empregados, empregadores, sindicatos, fiscais, procuradores e juízes do trabalho, ou até mesmo entre membros dos próprios governos estaduais e das assembleias que as formularam.

Além disso, até 2001, a PNAD adotava outra classificação de ocupações. Para evitar a necessidade de uma segunda compatibilização própria, que poderia reduzir a precisão da análise, este trabalho se concentra no período de 2002 a 2009, explorando, portanto, as oito últimas edições da PNAD da década de 2000. Como a metodologia aqui empregada requer dados do período antes da intervenção, o estudo avalia somente os efeitos de pisos instituídos durante este intervalo: os do PR, criados em 2006, e os de SP, criados em 2007.

Também é possível tomar diferentes definições para o cumprimento e o descumprimento de um piso quando se pretende quantificá-lo. Para identificar os rendimentos iguais aos pisos, optou-se neste estudo por incluir em tal conjunto, ao redor dos valores exatos de cada piso legal, intervalos que contivessem duas dezenas redondas como limites inferior e superior, pois é nestes valores múltiplos de R$ 10 que se concentra a maioria dos salários reportados na PNAD. Tendo em vista que os cumpridores do piso podem arredondar seus valores nos contratos de trabalho ou na informação prestada ao entrevistador, aceitou-se que uma observação na pesquisa com renda de R$ 560, por exemplo, fosse considerada *igual ao piso* da categoria se a lei o tivesse fixado em R$ 550, em R$ 569,99 ou em qualquer quantia intermediária. Nas estatísticas a seguir, este critério evita que as porcentagens de salários iguais aos pisos fiquem altas somente nos pisos com valores exatos múltiplos de R$ 10, mas, naturalmente, não impede que as frequências permaneçam mais elevadas quando os pisos são iguais ou próximos a múltiplos de R$ 100, por exemplo.

Mesmo após essa definição, ainda é possível adotar variadas taxas como indicadores de cumprimento. Uma delas é a razão entre o número de pessoas com salário igual ao piso devido e o total de trabalhadores nas ocupações elegíveis. Outra opção é incluir no numerador todos os trabalhadores com salário igual ou maior que o piso. É possível também mudar o grupo considerado elegível de várias formas, excluindo da conta os trabalhadores com renda menor que o SM ou aqueles com renda muito superior aos pisos, acima de alguma linha arbitrária qualquer. A conta pode ser feita somente para os empregados do setor privado com carteira assinada ou pode incluir outros grupos de ocupados, como empregados sem carteira e trabalhadores por conta própria. A própria renda do trabalho pode estar convertida ou não, pelo número de horas trabalhadas, a um valor proporcional à jornada de 44 horas semanais a que se referem os pisos legais.

Optou-se aqui por apresentar dados para empregados do setor privado – com carteira ou sem carteira de trabalho assinada – em ocupações elegíveis para os pisos de cada estado de análise, classificados em faixas de renda associadas ao SM e ao respectivo piso, de acordo com suas remunerações mensais do trabalho principal, sem levar em conta o tamanho das jornadas de trabalho.

No caso de SP (tabela 2), apresentam-se dados desagregados dos grupos 1, 2 e 3, que correspondem, respectivamente, às ocupações associadas às faixas de pisos I, II e III na legislação paulista, conforme detalha o quadro A.2 do apêndice A. No caso do PR (tabela 1), para evitar estatísticas baseadas em poucas observações amostrais, optou-se por agregar em apenas três grupos, a partir daqui denominados 5, 6 e 8, as ocupações que a lei paranaense distribuiu por seis faixas de pisos de 2007 a 2009 (quadro A.1 do apêndice A). O denominado grupo 5 do PR corresponde ao GG 5 da CBO, integralmente coberto pela faixa de piso II desde 2007 até 2009. Por sua vez, os GGs 7 e 8 da CBO, compostos por trabalhadores da indústria cobertos pela mesma faixa de piso V do PR entre 2007 e 2009, foram agregados no que aqui se chama de grupo 8. Finalmente, o grupo 6 também poderia ser chamado de "outros", pois agrega os GGs 3, 4, 6 e 9 da CBO, que, isoladamente, na amostra da PNAD, têm poucas observações a cada ano, tanto no PR como em outras UFs.[13]

No PR, na média de 2007 a 2009, quando os pisos se referem à totalidade dos grupos analisados, havia aproximadamente 2,6 milhões de empregados – dos quais, 1,8 milhão com carteira – em ocupações com pisos definidos na lei estadual. Estes trabalhadores com piso representavam 91% dos empregados em ocupações bem definidas nos dados da PNAD relativos ao estado. Em SP, de 2007 a 2009, com os pisos referindo-se sempre a ocupações específicas, havia aproximadamente 6,5 milhões de empregados (4,6 milhões com carteira) legalmente cobertos pelos pisos, o equivalente a 52% dos que tinham ocupações bem definidas na base para o estado.[14]

13. Até 2003, a PNAD não cobria as áreas rurais de Acre (AC), Amapá (AP), Amazonas (AM), Pará (PA), Rondônia (RO) e Roraima (RR). Neste trabalho, só foram mantidas na base as observações destes estados coletadas em área urbanizada, mesmo de 2004 a 2009, para que as estatísticas de cada UF se referissem sempre aos mesmos territórios.

14. As tabelas A.2 e A.3 do apêndice A mostram o número de observações encontradas por ano nos grupos de cada UF utilizada nas estimações. A tabela A.2 refere-se à base usada para estudar os pisos do PR, subdividindo cada UF entre grupos 5, 6 e 8, enquanto a tabela A.3 mostra os grupos 1, 2 e 3 de cada UF usada na análise dos pisos de SP.

TABELA 1
PR: distribuição por faixa de renda dos empregados com piso estadual (2005-2009)
(Em %)

		2005[1]	2006[2]	2007	2008	2009
Grupo 5	Menor que o piso	**64,6**	**55,3**	**51,8**	**56,7**	**64,9**
	Menor que o SM	25,2	26,9	24,8	25,2	27,9
	Igual ao SM	19,7	17,6	11,6	13,2	12,3
	Entre o SM e o piso	19,7	10,8	15,4	18,3	24,7
	Igual ao piso	**1,4**	**2,9**	**2,4**	**3,3**	**2,5**
	Maior que o piso	34,0	41,8	45,8	40,0	32,7
Grupo 6	Menor que o piso	**30,5**	**20,9**	**23,8**	**26,4**	**25,6**
	Menor que o SM	5,8	5,6	7,8	6,7	6,5
	Igual ao SM	9,4	8,8	5,9	6,6	7,1
	Entre o SM e o piso	15,3	6,5	10,1	13,1	12,0
	Igual ao piso	1,3	1,4	1,2	1,6	7,4
	Maior que o piso	68,2	77,7	75,1	72,0	67,0
Grupo 8	Menor que o piso	**36,4**	**28,1**	**28,7**	**31,6**	**37,0**
	Menor que o SM	6,7	8,4	7,3	5,6	6,0
	Igual ao SM	10,9	10,2	7,6	7,9	6,8
	Entre o SM e o piso	18,8	9,4	13,7	18,2	24,2
	Igual ao piso	1,2	2,5	3,1	3,6	1,5
	Maior que o piso	62,4	69,5	68,2	64,8	61,5
Todos com piso no PR	Menor que o piso	**46,3**	**37,7**	**37,2**	**40,3**	**45,1**
	Menor que o SM	14,0	15,5	14,9	13,8	15,0
	Igual ao SM	14,1	13,0	8,9	9,7	9,1
	Entre o SM e o piso	18,2	9,2	13,5	16,8	21,0
	Igual ao piso	1,3	2,4	2,3	2,9	3,5
	Maior que o piso	52,4	59,9	60,4	56,7	51,4

Fonte: PNAD/IBGE.

Elaboração dos autores.

Notas: [1] Porcentagens de 2005 com base no valor do menor piso inicial, criado em 2006, deflacionado pelo Índice nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE).

[2] Porcentagens para todos os grupos em 2006 com base no menor piso inicial. Em 2006, o PR tinha seis valores de pisos entre R$ 427,00 e R$ 437,80, só para ocupações específicas, que representavam 36% dos ocupados no grupo 5; 38% no grupo 6; e 64% no grupo 8. Todas as ocupações dos três grupos passaram a ter piso a partir de 2007.

TABELA 2
SP: distribuição por faixa de renda dos empregados com piso estadual (2005-2009)
(Em %)

		2006[1]	2007	2008	2009
Grupo 1	Menor que o piso	**41,9**	**37,5**	**34,.**	**32,7**
	Menor que o SM	19,6	17,0	19,0	18,3
	Igual ao SM	20,5	12,6	14,0	12,5
	Entre o SM e o piso	1,8	7,8	1,8	1,9
	Igual ao piso	**8,2**	**4,1**	**6,0**	**7,6**
	Maior que o piso	49,9	58,5	59,3	59,7
Grupo 2	Menor que o piso	**21,3**	**16,3**	**13,5**	**16,4**
	Menor que o SM	6,0	5,1	4,9	5,1
	Igual ao SM	7,2	4,8	5,2	5,0
	Entre o SM e o piso	8,0	6,4	3,4	6,3
	Igual ao piso	0,8	2,8	0,9	0,4
	Maior que o piso	77,9	80,9	85,6	83,1
Grupo 3	Menor que o piso	**9,2**	**8,4**	**3,8**	**4,5**
	Menor que o SM	2,5	2,3	1,9	1,7
	Igual ao SM	2,3	2,0	0,7	1,2
	Entre o SM e o piso	4,4	4,1	1,2	1,7
	Igual ao piso	0,2	4,3	3,0	1,3
	Maior que o piso	90,6	87,3	93,3	94,2
Todos com piso em SP	Menor que o piso	**30,1**	**25,3**	**22,3**	**23,1**
	Menor que o SM	12,2	10,3	11,0	11,1
	Igual ao SM	13,2	8,1	8,8	8,2
	Entre o SM e o piso	4,8	6,9	2,5	3,8
	Igual ao piso	**4,3**	**3,5**	**3,4**	**4,0**
	Maior que o piso	65,6	71,2	74,3	72,9

Fonte: PNAD/IBGE.
Elaboração dos autores.
Notas: [1] Porcentagens de 2006 com base no valor de cada piso criado em 2007, deflacionado pelo INPC.

Para anos anteriores à criação dos pisos, foram obtidas taxas fictícias com base nos valores iniciais de cada piso, deflacionados pelo INPC do IBGE e ajustados para as datas de recebimento dos salários informados na PNAD, conforme série disponível no *site* Ipeadata.[15] Nas tabelas 1 e 2, estas taxas fictícias ajudam a extrair uma primeira impressão sobre possíveis efeitos da criação dos pisos sobre as distribuições salariais. Adiante, elas serão úteis para encontrar unidades com distribuições salariais semelhantes ao longo dos anos em que os pisos ainda não existiam.

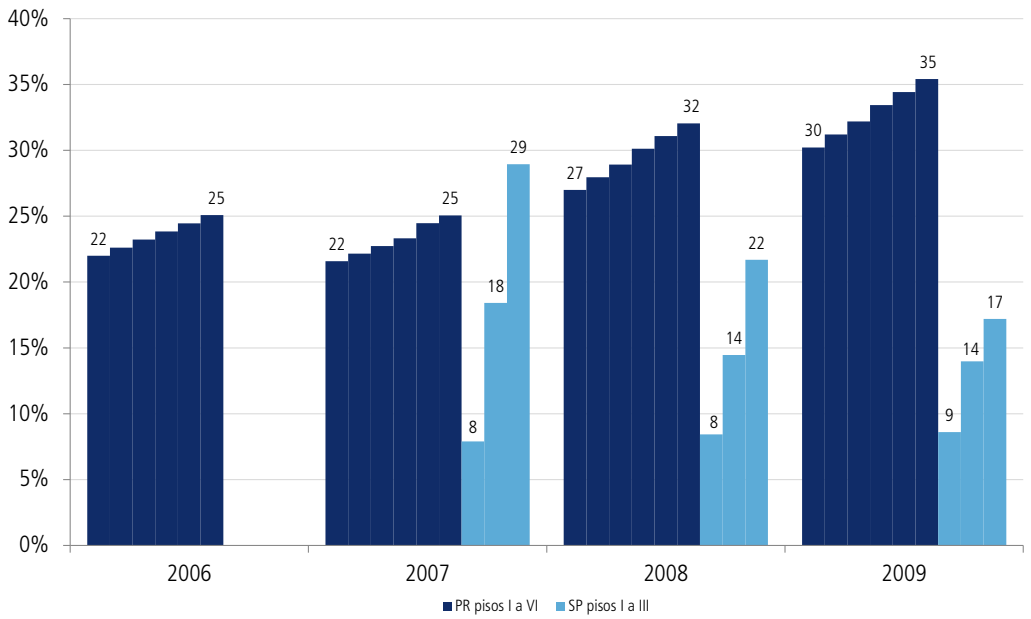
As tabelas 1 e 2 confirmam que, de modo geral, o contingente com renda igual ao piso é pequeno, e o com renda *menor que o piso* é grande, o que indica alto grau de

15. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>.

descumprimento da legislação estadual, especialmente no PR, onde os valores fixados são mais altos. As porcentagens na faixa considerada igual ao piso oscilam bastante e às vezes se tornam bem mais altas quando os valores legais caem em algum intervalo que inclua uma centena redonda. Parte desta oscilação ocorre porque esta estatística se baseia em poucas observações da amostra.

As porcentagens com renda menor que o piso apresentam trajetórias mais bem definidas, em geral, caindo logo após a introdução da política e subindo quando os pisos são fortemente aumentados, como no PR em 2008 e 2009. O gráfico 1 mostra em quanto as faixas de piso do PR e de SP superam o SM nacional a cada ano, o que ilustra a "*dose do remédio*" ministrado a cada grupo de tratamento, ano a ano. Vale lembrar que as diferenças mostradas no gráfico, como o aumento no PR em 2008 e 2009, referem-se a níveis também crescentes do próprio SM, que, no mesmo biênio, subiu 4,6% ao ano (a.a.) em termos reais, gerando efeitos em todo o país. Porém, ao avaliar o impacto específico dos pisos introduzidos no PR ou em SP, o que se analisa é o efeito destas trajetórias exibidas no gráfico 1.

GRÁFICO 1
Pisos salariais de PR e SP: diferenças sobre o SM nas datas das PNADS (2006-2009)
(Em %)



Fonte: Assembléia legislativa dos estados. Elaboração dos autores.

4 METODOLOGIA

4.1 Especificação do modelo

Para computar os efeitos dos pisos estaduais, este trabalho usa o método do grupo de controle sintético inicialmente proposto por Abadie e Gardeazabal (2003) e posteriormente formalizado por Abadie, Diamond e Hainmueller (2010). O método baseia-se na construção de um grupo de comparação que seja o mais assemelhado – num sentido explicitado adiante – ao grupo de tratamento antes da intervenção. A ideia básica é que, se o grupo de controle sintético tem comportamento similar ao da unidade tratada até o início da intervenção, então é de se esperar que as diferenças nas variáveis de resultado que porventura apareçam entre os dois grupos após o programa representem o efeito de interesse.

Uma das principais vantagens do método é que ele procura combinar as unidades que comporão o grupo de controle sintético de forma flexível. Utilizando informações sobre a própria variável de resultado e um conjunto de preditores desta variável, o método busca um vetor de pesos para as potenciais unidades formadoras do grupo de controle, de tal forma que o grupo sintético final seja bem próximo às características da unidade tratada previamente à intervenção. Outros métodos que utilizam um grupo de controle construído a partir de potenciais unidades de comparação, como o diferenças em diferenças, tendem a ser não somente menos flexíveis mas também menos transparentes, uma vez que são frequentemente baseados em percepções subjetivas dos analistas sobre as semelhanças entre os grupos de tratamento e comparação. Além disso, a escolha de uma unidade como grupo de controle nem sempre é feita sem que o analista já tenha, antes de realizar a estimação, informações sobre a evolução de seus indicadores no período da intervenção. Nesse sentido, um grupo de controle sintético é também composto de forma mais "*cega*", a partir de critérios objetivos.

A fim de se formalizar o funcionamento do método, suponha-se que existem informações sobre $J + 1$ unidades (no caso, UFs) e que apenas uma delas seja a unidade tratada (SP ou PR). As demais J unidades, portanto, formarão um conjunto de unidades que poderão compor o grupo de controle sintético. Tal conjunto é denominado conjunto de unidades doadoras. Admita-se que as J unidades doadoras não tenham sido nem direta, nem indiretamente afetadas pela intervenção. Na prática, é difícil verificar se as potenciais unidades de controle não foram de fato afetadas indiretamente pela

intervenção. Quanto a isso, assim como em outros métodos, cabe ao analista ser criterioso na seleção do conjunto de unidades de comparação.

Suponha-se que nos dados existam $t = 1, ..., T$ períodos de observação, sendo $t = 1, ..., T_o$ o intervalo pré-tratamento,[16] com $T_o < T$. No caso do PR, por exemplo, $t = 2002, ..., 2009$ com $T_o = 2005$.

Seja Y_{it}^I a variável de resultado da unidade *i* no período *t* se esta unidade for tratada e Y_{it}^N a mesma variável de resultado para a unidade *i* no período *t* caso esta unidade não fosse tratada. Como Y_{it}^N representa o contrafatual da variável de resultado, é possível definir o efeito do programa para a unidade *i* no tempo *t* como: $\alpha_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N$. Assim, utilizando a notação de resultados potenciais, o analista observa para a unidade *i* no período *t:* $Y_{it} = Y_{it}^N + \alpha_{it} D_{it}$,, onde D_{it} é uma variável que assume valor unitário, se a unidade *i* for exposta à intervenção em *t*; e valor nulo, caso contrário. Sem perda de generalidade, considerando-se $i = 1$ como a unidade tratada (SP ou PR, neste trabalho), o objetivo é estimar a sequência $\left\{\alpha_{1T_0+1}, ..., \alpha_{1T}\right\}$.

Dado que Y_{1t}^I é observado diretamente dos dados, resta encontrar um modo de estimar o contrafatual Y_{1t}^N. Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) propõem o seguinte processo que gera os valores desta variável:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t Z_i + \pi_t \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que δ_t denota um fator comum a todas as unidades no período *t;* Z_i representa um vetor (*r* x 1) de características preditoras da variável de resultado; θ_t é um vetor (1 x *r*) de parâmetros; π_t é um vetor (1 x *F*)de fatores comuns que entra no processo gerador multiplicando o vetor (*F* x 1) de cargas fatoriais (*fator loadings*) μ_i; e ε_{it} é um choque aleatório com média zero.[17]

16. Supõe-se que a intervenção não tenha impactos nas variáveis de resultado antes de $T_o + 1$, via efeitos antecipatórios, por exemplo. Note-se que, quando existem efeitos deste tipo, o período T_o pode ser incluído no intervalo em que o efeito do programa já está potencialmente operando.

17. Note-se que, ao permitir que o efeito de características não observadas da unidade *i* varie no tempo, esse modelo torna-se mais geral que o tradicionalmente empregado na abordagem de diferenças em diferenças. Neste último, π_t assumiria um valor constante para todos os períodos de tempo, o que permitiria eliminar o fator não observável μ_i ao se computar a diferença da equação (1) entre períodos de tempo.

O próximo passo é encontrar o vetor de pesos para combinar as J unidades doadoras num grupo de controle sintético. Seja $W = (w_2, ..., w_{J+1})$ um vetor de pesos tal que $0 \leq w_j \leq 1$, $j = 2, ..., J+1$, e $\sum_{j=2}^{J+1} w_j = 1$. Cada vetor distinto W corresponde a um grupo de controle sintético potencial, de forma que, com base nos dados observados para Y e Z das unidades doadoras e no processo que gera a variável de resultado proposto em (1), é possível escrever:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j Z_j + \pi_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \varepsilon_{jt}$$

Suponha-se que exista um vetor de pesos $W^* = (w_2^*, ..., w_{j+1}^*)$ tal que:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j1} = Y_{11}, ..., \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jT_o} = Y_{1T_o} \text{ e } \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j = Z_1. \quad (2)$$

Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) mostram que, sob certas condições de regularidade padrão,[18] a diferença

$$Y_{1t}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}$$

será próxima de zero, ou seja, o vetor W^* permite criar uma média ponderada da variável de resultado observada nas unidades doadoras cujo valor é muito próximo do contrafatual da unidade tratada para o período t. Isso, porém, é o que geralmente se busca nos métodos não experimentais de avaliação de impactos de programas. Assim, utilizando-se esta média ponderada, tem-se uma estimativa não enviesada do impacto de interesse no período t: $\widehat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}$. O último passo do método é encontrar o vetor W^*.[19]

18. As principais condições de regularidade são que a matriz $\sum_{t=1}^{T_o} \pi_t' \pi_t$ seja não singular e que o número de períodos de tempo pré-intervenção seja elevado relativamente à escala dos choques aleatórios eit.

19. Na prática, pode ocorrer de não existir um vetor de pesos que faça a diferença $Y_{1t}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}$ ser próxima de zero. Isto ocorrerá quando $\{(Y_{11}, ..., Y_{1T_o}, Z_1')\}$ não pertencer ao conjunto convexo formado por $\{(Y_{21}, ..., Y_{2T_o}, Z_2), ..., (Y_{J+11}, Y_{J+1T_o}, Z_{J+1}')\}$.

Seja X_1 uma matriz (k x 1) que contém os valores das características Z_1 e da variável de resultado (e/ou combinações lineares dela) para a unidade tratada no intervalo pré-intervenção. Por exemplo, $X_1 = \left(Z_1, Y_{11}, ..., Y_{1T_o}, T_o^{-1} \sum_{t=1}^{T_o} Y_{1t} \right)$. Denotando por X_0 a matriz k x J com as mesmas variáveis de X_1 para as J unidades doadoras, o método procura minimizar a distância $\prod X_1 - X_o W \prod$. Para esta minimização, Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) propõem utilizar uma matriz V, (k x k), simétrica e positiva semidefinida, que mede a distância de interesse por meio da fórmula:

$$\prod X_1 - X_o W \prod_v = \sqrt{(X_1 - X_o W)' V (X_1 - X_o W)}$$

A matriz V será, portanto, a matriz que estará, implicitamente, dando peso às variáveis que compõem a matriz de diferença $X_1 - X_o W$.

Notando que a escolha de V influencia o erro quadrático médio (EQM) do estimador proposto, Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) seguem o procedimento já adotado em Abadie e Gardeazabal (2003), a saber: V foi escolhida entre as matrizes diagonais e positivas definidas de forma a minimizar o EQM predito da variável de resultado durante o período pré-intervenção. Este texto segue o mesmo procedimento.

4.2 Operacionalização

Para estimar os efeitos dos pisos regionais, delimitou-se a amostra para incluir somente os trabalhadores do setor privado empregados com ou sem carteira. Adicionalmente, restringiu-se a amostra para o conjunto de trabalhadores cujas ocupações estejam em um dos grupos ocupacionais para os quais há um piso salarial definido nas respectivas legislações de SP e PR (seção 3).

O conjunto de unidades doadoras foi definindo com base na exclusão das UFs que possuem uma política de piso salarial ocupacional. Assim, como até 2009 havia quatro UFs que tinham esta política estabelecida (RJ, RS, PR e SP), o conjunto de UFs doadoras para SP ou PR foi composto pelas 23 demais UFs do país.[20] Quando o nível de análise passa a ser o grupo ocupacional, o conjunto de unidades doadoras foi

20. Como só introduziu uma política de pisos salariais em 2010, SC pertence ao conjunto de UFs doadoras.

formado por até três grupos ocupacionais de cada uma destas 23 UFs. Foram excluídos apenas, do total de 69 grupos disponíveis, aqueles que tivessem, em algum ano, menos de trinta observações de interesse na base para compor o numerador dos indicadores analisados ou taxas de 100% nestes indicadores.

Foram estimados efeitos dos pisos do PR e de SP nas seguintes variáveis de resultado (*Y*):

- porcentagem situada abaixo dos pisos analisados: proporção dos empregados cujo salário no trabalho principal se encontrava estritamente abaixo do valor do piso do grupo de tratamento analisado;[21]

- taxa de emprego: razão entre o total de empregados com ou sem carteira no grupo e o total de indivíduos na população em idade ativa (PIA) da UF, definida como população com 10 anos de idade ou mais;

- grau de informalidade: proporção dos sem carteira no total de empregados com renda de até 1,5 SM; e

- hiato salarial formal-informal: logaritmo natural da razão entre a média salarial dos empregados com carteira e a dos sem carteira.

Vale observar que a porcentagem situada abaixo do piso não representa uma variável de resultado típica. No entanto, a análise do "efeito" dos pisos salariais sobre ela é importante, uma vez que o cumprimento ou descumprimento da lei pode ser interpretado como o principal canal pelo qual a política afetará outras variáveis do mercado de trabalho. Outra observação sobre a escolha das variáveis é que não foi incluída nem a taxa de desemprego, nem a taxa de participação. A exclusão se deve ao fato de que a análise empírica foi realizada somente para os trabalhadores que se encontravam nas categorias ocupacionais cobertas pelas respectivas legislações estaduais dos pisos salariais de SP ou PR. Por isso, não seria possível demarcar, com os dados disponíveis, quem é desocupado para certas ocupações.

21. Ao estudar o efeito sobre esse indicador no grupo 6 do PR, utiliza-se o menor dos pisos deste grupo (faixa I) como referência para todas as observações da base. Quando a unidade tratada em análise é uma UF agregada (PR ou SP), a referência para cada observação é o piso associado ao seu respectivo grupo ocupacional na UF tratada.

No modelo proposto por Abadie, Diamond e Hainmueller (2010), as matrizes (X_1, X_o) são formadas pelas variáveis preditoras em Z e a própria variável Y (e/ou combinações lineares de seus valores) no período pré-programa. Os resultados aqui obtidos foram baseados na construção de (X_1, X_o), que envolveu, além da variável Y em cada um dos anos anteriores ao início da política em SP e no PR, a seguinte lista selecionada com seis possíveis preditores dos indicadores de resultado:

- nível médio de escolaridade, em anos de estudo;
- proporção de empregados com até 24 anos de idade;
- proporção de empregados na indústria;
- proporção de empregados homens;
- proporção de empregados que declaram ter cor branca; e
- renda domiciliar *per capita* na UF.

Mais especificamente, foi utilizado o valor médio por unidade (UF ou grupo ocupacional, conforme o caso) dessas seis covariadas no período desde 2002 até o ano anterior à introdução da lei dos pisos salariais em SP (2006) e no PR (2005). Entretanto, em todos os exercícios, a rotina de minimização do EQM predito obteve as melhores aproximações entre unidades tratadas e seus respectivos grupos sintéticos, atribuindo peso próximo a zero para todos os seis preditores e distribuindo praticamente todo o peso entre os resultados anuais pré-tratamento da variável de resultado *Y*.

A título de exemplo, as tabelas A.4 e A.5 do apêndice A mostram, respectivamente, a matriz *V* e a matriz *W*, que levam ao resultado do exercício reportado na subseção 5.1. A tabela A.4 do apêndice A exibe também os valores pré-tratamento da variável *porcentagem abaixo do piso* (*Y*) e das médias das seis covariadas (matriz *Z*) observados na unidade tratada e em seu sintético construído. Neste exemplo, como as covariadas recebem peso irrisório na minimização do EQM, é possível construir um sintético que não se parece com a unidade tratada em termos de alguns dos preditores. Quanto à proporção de pessoas brancas, em particular, a diferença é bem grande. Por sua vez, a

unidade tratada e seu sintético se aproximam muito bem em termos da variável *Y* em todos os anos do período pré-tratamento.

4.3 Inferência

A fim de fazer inferência sobre as estimativas obtidas, foi adotado também o método proposto em Abadie, Diamond e Hainmueller (2010). Este método é inspirado no teste de permutação, que é comumente empregado na área de estatística e vem sendo cada vez mais aplicado em econometria.[22] A ideia é comparar o efeito estimado para a unidade efetivamente tratada com estimativas do efeito em estudo, supondo-se que as unidades doadoras tivessem sido tratadas. Sob a hipótese de que a intervenção não afetou outras unidades além daquela efetivamente tratada, a comparação das estimativas obtidas permite avaliar a distância entre a estimativa do efeito para a unidade tratada e as estimativas calculadas para as demais unidades. Quanto mais distante estiver a estimativa para o grupo tratado relativamente às demais estimativas, mais forte é a evidência de que o efeito do tratamento não ocorreu por acaso. Uma das vantagens deste método é que ele não demanda um número elevado de unidades pertencentes ao conjunto de unidades doadoras.

A operacionalização desse método de inferência foi realizada estimando-se o modelo da subseção 4.1 separadamente para cada UF pertencente ao conjunto de unidades doadoras de SP ou PR. Especificamente, estimou-se para cada uma das 23 UFs deste conjunto a diferença entre os valores da variável de resultado para a UF e seu grupo sintético falseado. Durante o período pós-intervenção, esta diferença de valores pode ser denominada efeito placebo. Procedeu-se de forma semelhante para as 58 unidades doadoras do grupo 1 de SP e para as 68 unidades doadoras do grupo 5 do PR.

5 RESULTADOS

Conforme explicado na introdução, foram selecionados quatro indicadores para mapear em que medida os pisos salariais estaduais afetam o desempenho do mercado

22. O teste de permutação é tipicamente realizado com base na construção da distribuição de uma estatística de teste (uma estatística *z*). Esta distribuição é obtida a partir da permutação aleatória das unidades da amostra entre os grupos de tratamento e de controle. Ver Angrist e Krueger (1999) para uma discussão sobre o uso deste tipo de teste na área de economia aplicada.

de trabalho: proporção de empregados com remuneração inferior ao valor do piso; taxa de emprego; grau de informalidade; e hiato salarial entre empregados com carteira e sem carteira. As subseções 5.1 e 5.2 analisam os resultados relativos aos dois primeiros e a 5.3 analisa os dois últimos.

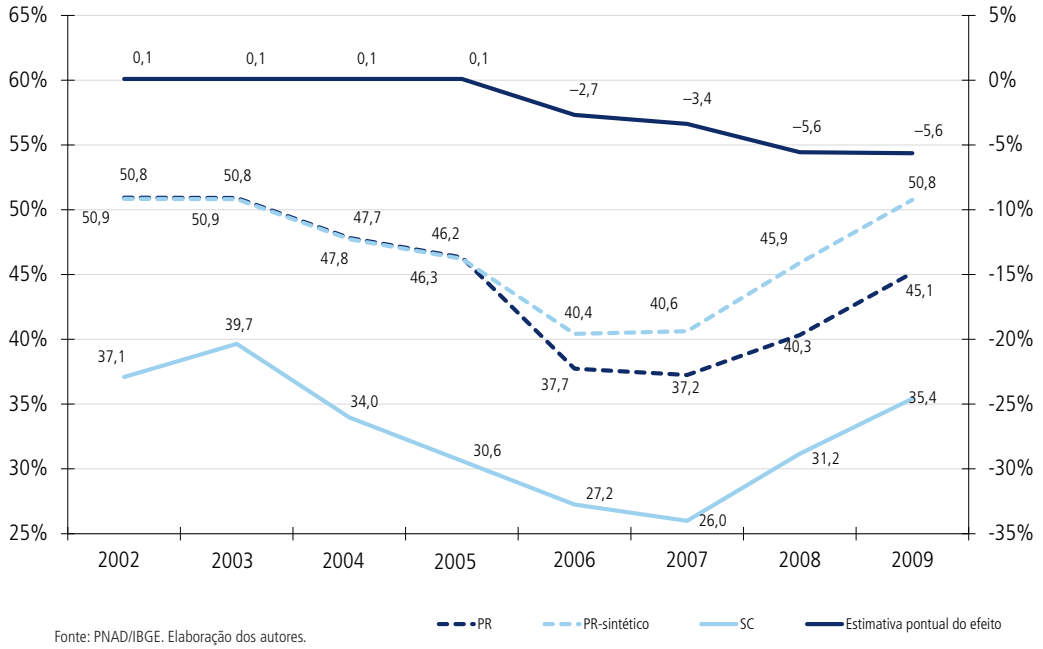
5.1 Proporção de empregados com remuneração inferior ao piso

Os resultados foram obtidos mediante o emprego do método discutido na seção 4 em diversas agregações alternativas dos dados, tanto para PR como para SP. Para cada UF, os resultados serão reportados na forma gráfica tanto para o agregado das ocupações com piso legislado como para cada um de três grupos ocupacionais com diferentes valores de piso.

O primeiro gráfico será discutido em mais detalhes para que o leitor se acostume com a forma de apresentação das informações adotada até o fim do texto. O gráfico 2A reporta quatro linhas referentes ao agregado das ocupações com piso no PR. As duas linhas intermediárias são de fundamental importância para a compreensão do método. A linha escura tracejada mostra a evolução de fato da porcentagem de empregados com remuneração abaixo do respectivo piso no PR entre 2002 e 2009. A linha clara tracejada mostra a evolução deste mesmo indicador observada no grupo sintético que procura replicar a evolução no PR de fato durante o período anterior à criação do piso.

A linha do PR de fato (escura tracejada) mostra um claro declínio da parcela de trabalhadores com remuneração abaixo do piso entre 2005 (46,3%) e 2007 (37,2%), quando a política cobre todas as ocupações analisadas. Logo, uma simples comparação da evolução temporal deste indicador poderia levar à suposição de que a política tivesse feito diminuir em 9 pontos percentuais (p.p.) a proporção de trabalhadores com remuneração inferior ao piso. No entanto, a distribuição de rendimentos do PR pode ter sido afetada por outros motivos, alguns dos quais inclusive podem ter contribuído para diminuir a parcela de trabalhadores com renda menor que o piso. A evolução do grupo sintético tenta mostrar qual seria esta evolução quando afetada pelos demais fatores e sem a influência do piso. Segundo o método empregado, uma considerável parcela da queda deste indicador, quase 6 p.p., ocorreria mesmo sem a introdução do piso no PR. A estimativa do impacto do piso deve desconsiderar, portanto, esta parcela da queda que não pode ser atribuída ao piso.

GRÁFICO 2A
Empregados com renda abaixo do piso paranaense[1] e efeito da lei sobre esse indicador (2002-2009)
(Em %)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores.
Nota: [1] De 2002 a 2005, percentuais com base no menor piso do PR em 2006, deflacionado pelo INPC até 2005.

A estimativa do efeito do piso consiste na diferença entre o PR e seu sintético, representada pela linha escura contínua, com valores orientados pelo eixo vertical da direita. Esta estimativa aponta que a introdução do piso induziu a uma queda de 2,7 p.p. na parcela de trabalhadores com remuneração inferior ao piso em 2006 e de 3,4 p.p. em 2007. Vale notar que o ajuste da evolução do grupo sintético à observada no PR no período pré-tratamento é quase perfeito. Isto dá suporte à interpretação de que as quedas de 2006 e 2007 se devem efetivamente à introdução do piso.

A linha clara contínua mostra a evolução em SC, inserida nesse gráfico para contrastar o método empregado com o diferenças em diferenças. Nas aplicações desse método para estimativas de efeito de pisos salariais estaduais, é praxe o uso de algum estado vizinho que não teve alteração no valor do piso como grupo de controle, com sua evolução no papel desempenhado aqui pelo grupo sintético. Em qualquer um dos casos, o grupo de controle deveria ser capaz de replicar a evolução do grupo de tratamento, mesmo que em patamar distinto, antes da criação do piso. O gráfico 2A mostra que a

coincidência ocorre quando se usa o grupo sintético como controle. A evolução reportada para este grupo, como já mencionado, replica quase exatamente a evolução observada para o PR. Tanto neste grupo de controle como no PR de fato, a porcentagem de trabalhadores recebendo uma quantia inferior ao piso fica estável entre 2002 e 2003, cai cerca de 3 p.p. de 2003 a 2004 e mais 1,5 p.p. entre 2004 e 2005. Por sua vez, a evolução observada em SC difere bastante deste padrão. Neste estado, a porcentagem de trabalhadores com remuneração abaixo do piso paranaense sobe 2,5 p.p. entre 2002 e 2003 para em seguida cair 5,7 p.p. em 2004 e 3,4 p.p. em 2005.

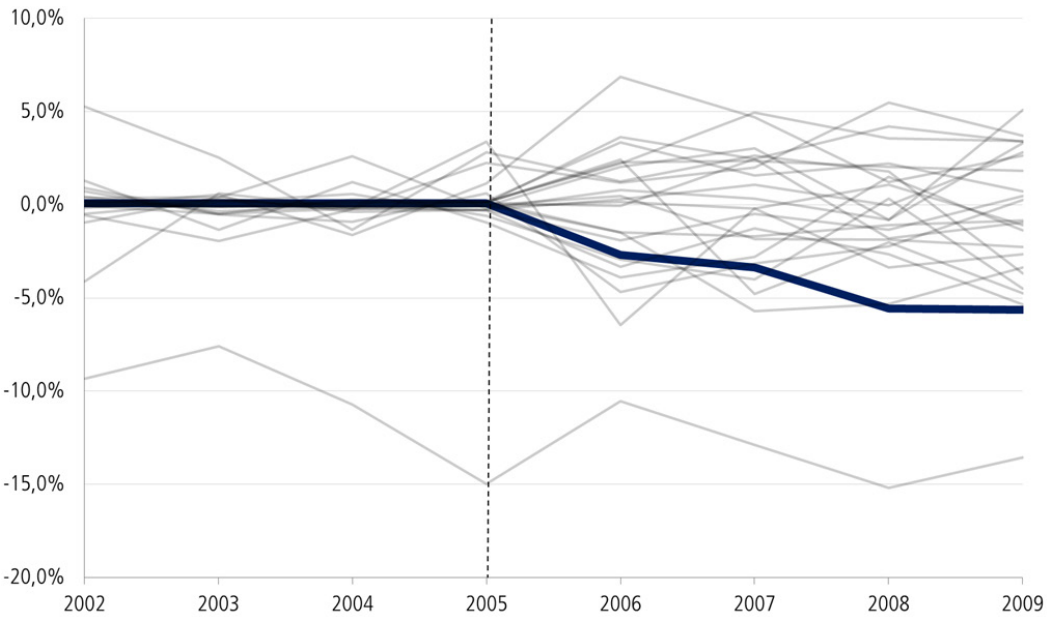
Em comum com o gráfico 2A, os próximos gráficos trarão somente a linha escura contínua referente ao efeito do piso salarial, acompanhada de outras linhas que fazem parte do procedimento de inferência comentado na subseção 4.3. Apenas para relembrar, a interpretação da linha escura contínua varia de acordo com o período analisado. No período pré-intervenção, a linha informa a qualidade do ajuste do controle sintético, sendo desejável que ela permaneça próxima de zero. No período pós-tratamento, é necessário que esta mesma linha se afaste de zero para admitir-se a existência de algum efeito do piso sobre o indicador em questão.

O gráfico 2B dá sequência à análise da porcentagem de trabalhadores com remuneração abaixo do piso no PR e é o primeiro de uma série com este formato. As linhas finas e claras são usadas para inferência e representam diferenças análogas entre a evolução de cada uma das unidades não tratadas e seu respectivo controle sintético. Se a linha grossa for uma das mais distantes do zero em qualquer uma das direções, para cima ou para baixo, então se pode inferir que o grupo tratado foi realmente afetado.

No PR, a qualidade do ajuste do contrafatual é muito boa. Isto pode ser comprovado pela comparação no período pré-intervenção entre a linha cheia e a que representa o zero, que aparecem sobrepostas. A trajetória pós-tratamento aponta a existência de algum efeito a partir de 2006, crescendo até se tornar significativo em 2008 e 2009, quando a linha do PR passa a ser a mais negativa entre as UFs que se ajustaram bem aos seus respectivos sintéticos nos anos pré-tratamento. Na média de 2007 a 2009, período em que a legislação cobre todas as categorias estudadas, estima-se que 4,9% dos empregados nas ocupações com piso no PR deixaram de ganhar menos que seus respectivos pisos devido à introdução da política. Isto equivale a 10,6% dos empregados com ou sem carteira que supostamente ganhariam menos que o valor do

piso se ele não existisse. Os resultados são similares – embora, curiosamente, um pouco menos significativos do ponto de vista estatístico – quando o exercício é reproduzido para uma amostra restrita somente aos empregados com carteira assinada.

GRÁFICO 2B
Empregado com renda abaixo do piso: PR e demais UFs

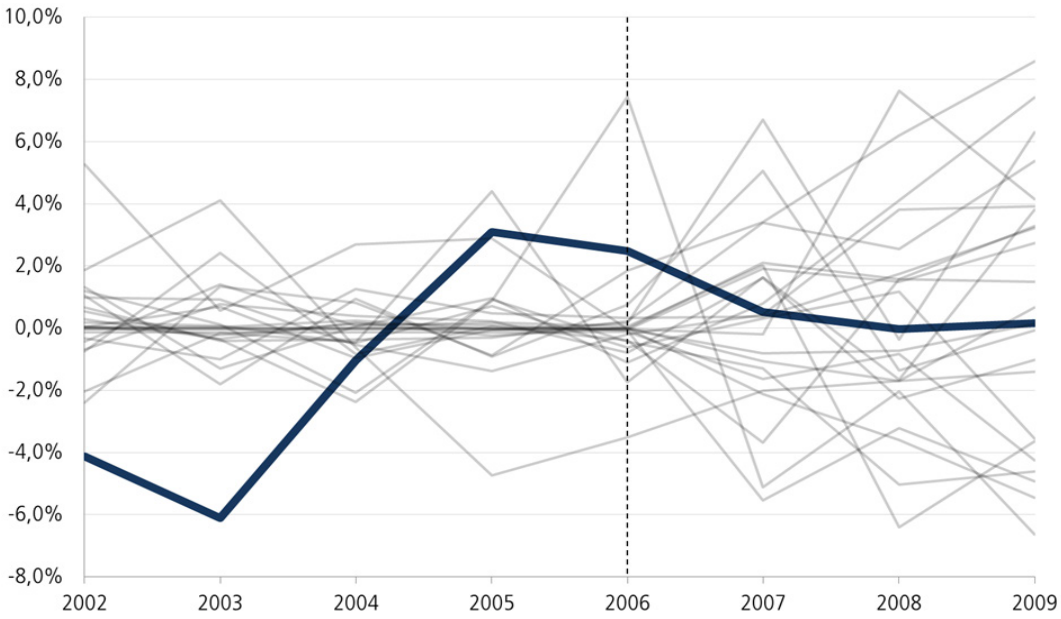


Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

O gráfico 2C é feito de forma análoga para SP. Nesta UF o ajuste é bem precário, indicando que não foi possível agregar os trabalhadores das demais UFs sem pisos estaduais de forma a replicar a evolução em SP da proporção de empregados com remuneração abaixo do piso. A mesma conclusão vale para a amostra restrita aos empregados com carteira.

O resultado – ou a falta dele – apontado para SP motiva a investigar cada um dos grupos ocupacionais de forma isolada. Mesmo no caso do PR, o aparente baixo efeito reportado pode ser fruto de uma agregação em que os efeitos sejam distintos entre os grupos ocupacionais deste estado.

GRÁFICO 2C
Empregado com renda abaixo do piso: SP e demais UFs

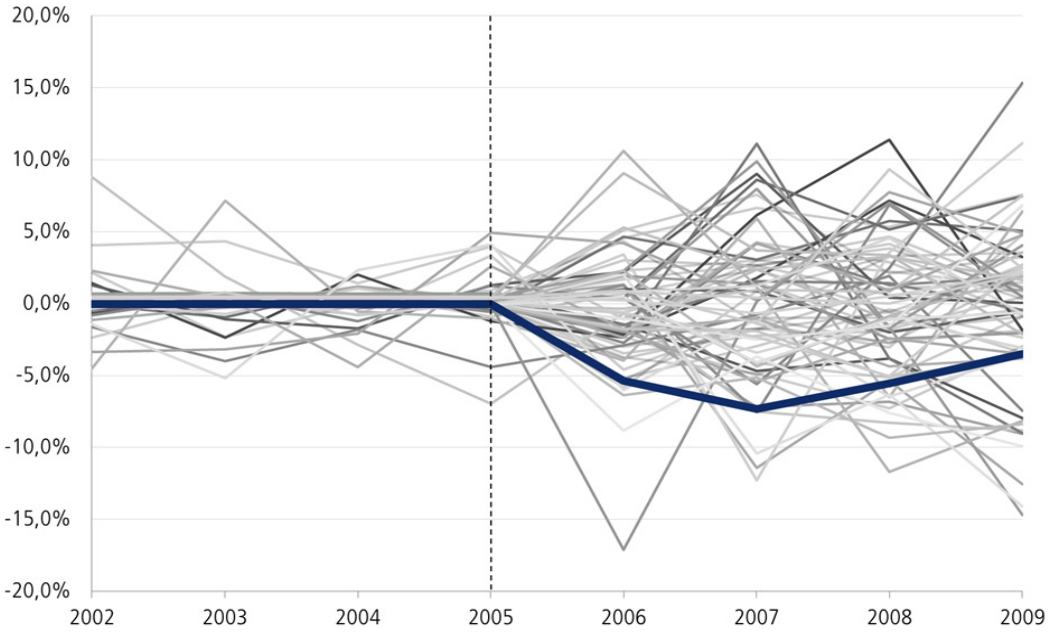


Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

Os próximos seis gráficos comprovam que há uma heterogeneidade do efeito entre os grupos e que ao menos um dos grupos ocupacionais de cada UF de fato teve a proporção de empregados com remuneração abaixo do piso afetada pelo piso. No caso do PR, os gráficos 3A a 3C mostram, num extremo, o agregado de ocupações que corresponde ao GG 5 da CBO sendo claramente afetado. O gráfico 3A indica que esta proporção caiu cerca de 8 p.p. dois anos após a introdução do piso. Vale lembrar que, em 2006, nem todas as ocupações do GG 5 da CBO estavam contempladas na legislação do piso paranaense, mas em 2007 todas passaram a ser contempladas. A estimativa é que, na média de 2007 a 2009, 5,4% de todos os empregados do grupo 5 do PR tenham deixado de ganhar menos que seu piso por causa da legislação estadual. Esta porcentagem corresponde a 8,6% do contingente que supostamente receberia menos que o valor do piso caso a lei não existisse.

No outro extremo do caso paranaense, está o resultado para o grupo ocupacional 8 no gráfico 3C, no qual uma considerável parte das linhas claras abaixo da linha escura indica uma forte possibilidade de não haver efeitos significativos. O gráfico 3B exibe resultados do grupo 6, para o qual, se há algum efeito, este parece ser marginal e restrito ao ano de 2006.[23]

GRÁFICO 3A
Empregados com renda abaixo do piso: grupo 5 do PR e grupos das demais UFs (2002-2009)

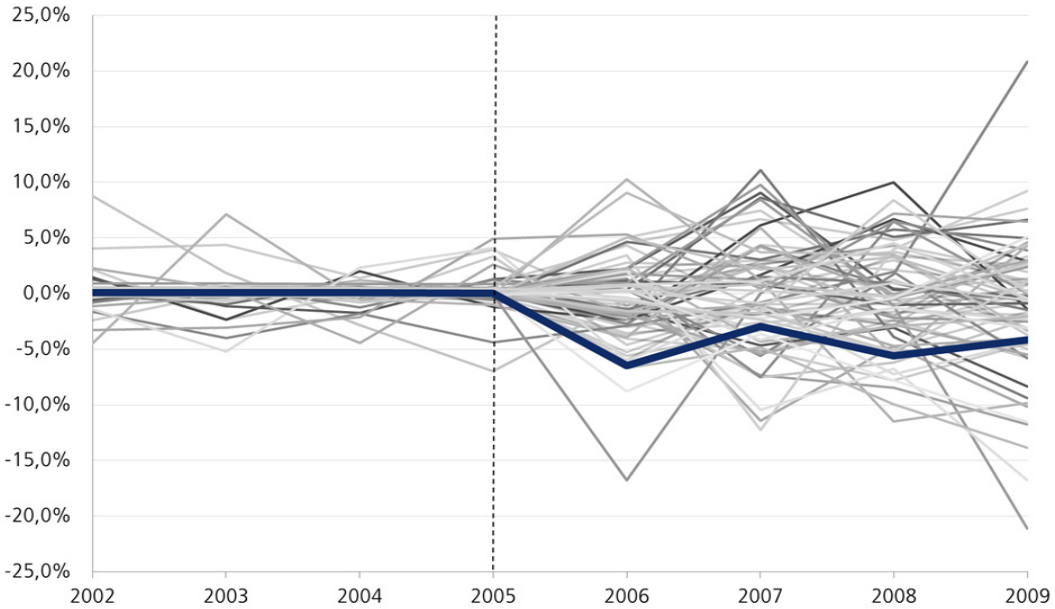


Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores.

23. Vale ressalvar que as estimativas pontuais indicam *aproximadamente* 130 mil beneficiados no PR, mas só 60 mil no grupo 5 e nenhum efeito significativo nos dois outros grupos. O método de inferência adotado não fornece intervalos de confiança que explicitem o tamanho da imprecisão dos valores estimados. Se fossem inferidos, tais intervalos poderiam incluir valores compatíveis com uma decomposição entre os três grupos do efeito agregado no estado.

GRÁFICO 3B

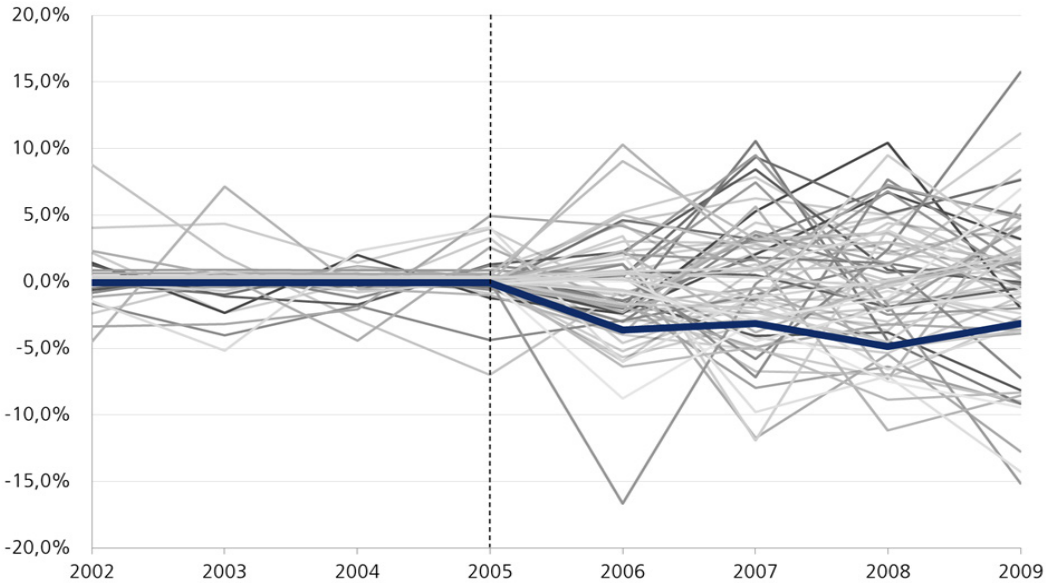
Empregados com renda abaixo do piso: grupo 6 do PR e grupos das demais UFs (2002-2009)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

GRÁFICO 3C

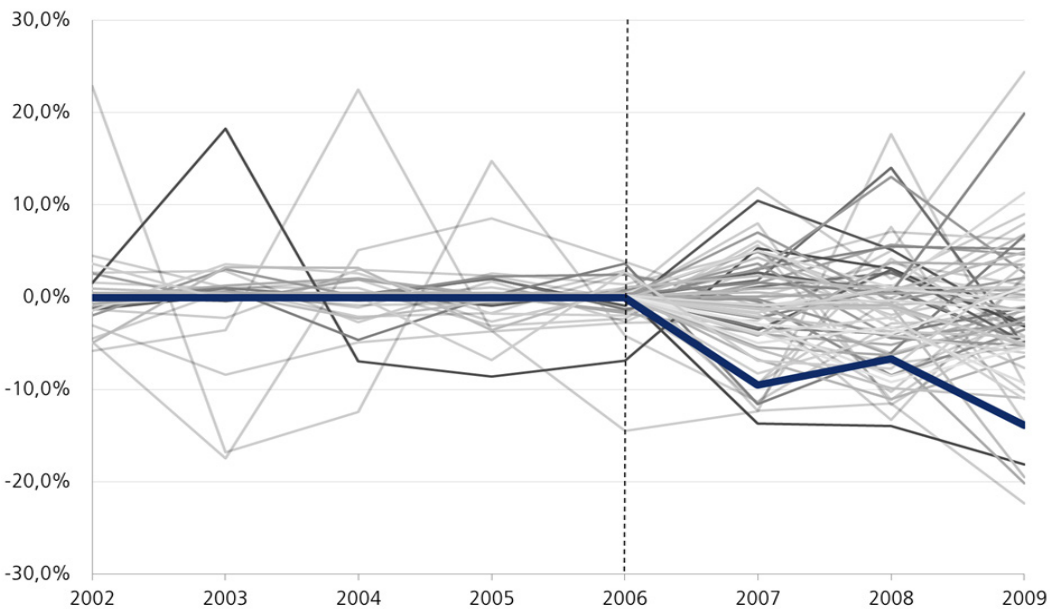
Empregados com renda abaixo do piso: grupo 8 do PR e grupos das demais UFs (2002-2009)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

Os gráficos 4A a 4C indicam que os grupos ocupacionais 2 e 3 têm efeitos não significativos, enquanto o grupo 1 apresenta um efeito significativo em 2007 e 2009, porém apenas marginalmente em 2008. O gráfico 4A mostra que a proporção de trabalhadores do grupo 1 com remuneração abaixo do piso cai em relação à evolução do grupo de controle sintético. A diferença chega a 9,5 p.p. no primeiro ano de vigência do piso, 6,7 p.p. no segundo e 13,9 p.p. no terceiro. Estimou-se que, na média dos três anos analisados de vigência do piso, 10% dos empregados do grupo 1 de SP passaram a ganhar pelo menos tanto quanto seu piso, devido à lei estadual, um contingente de aproximadamente 300 mil beneficiados, 22,3% dos que ganhariam menos que o valor do piso se ele não existisse. Vale dizer que o ajuste do grupo de controle sintético à evolução observada no grupo 1 antes do piso é excelente.

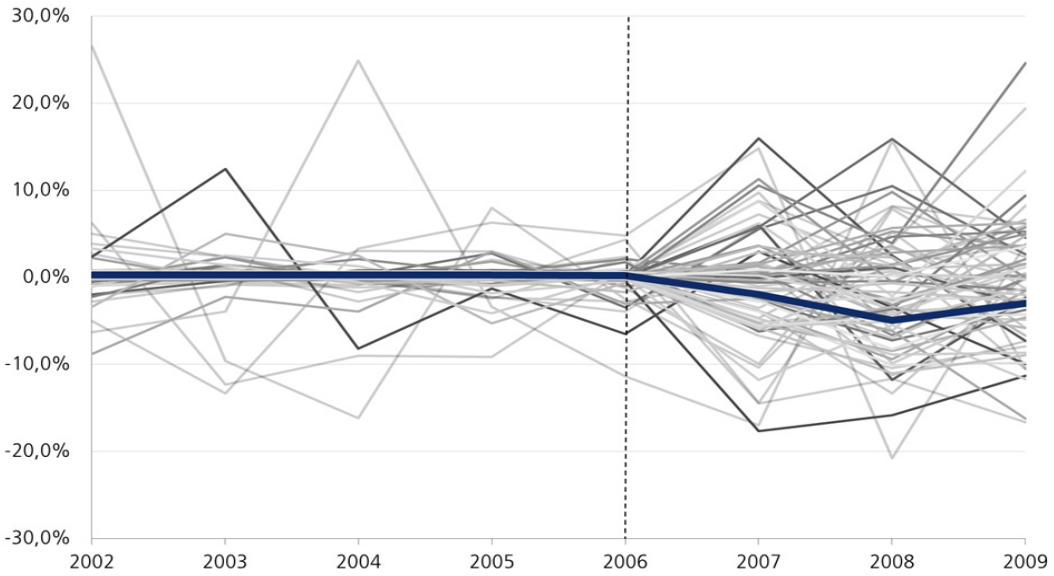
GRÁFICO 4A
Empregados com renda abaixo do piso: grupo 1 de SP e grupos das demais UFs (2002-2009)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

GRÁFICO 4B

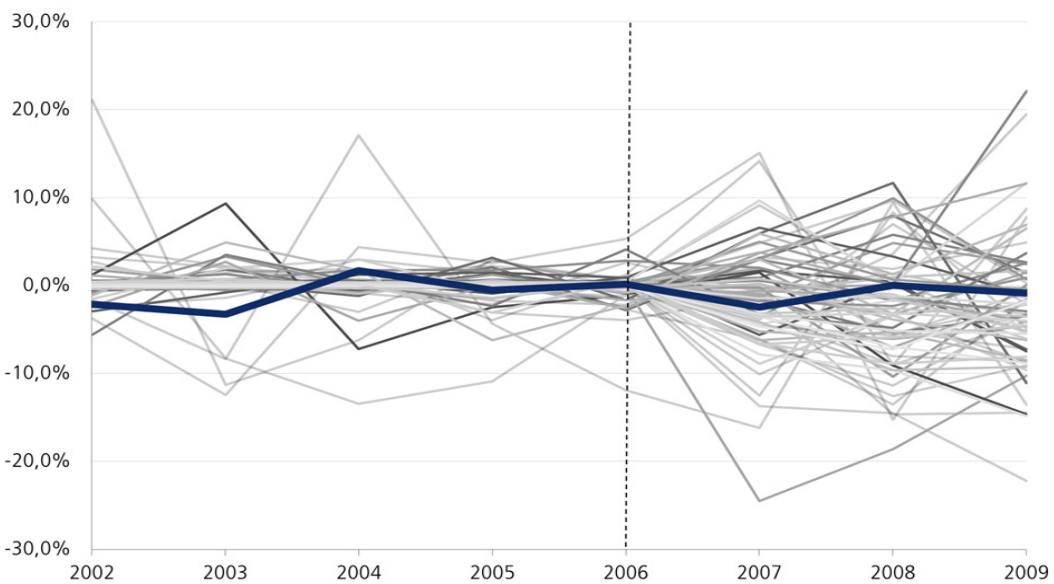
Empregados com renda abaixo do piso: grupo 2 de SP e grupos das demais UFs (2002-2009)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

GRÁFICO 4C

Empregados com renda abaixo do piso: grupo 3 de SP e grupos das demais UFs (2002-2009)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

No gráfico 4B, o grupo 2 também apresenta um ajuste muito bom. Entretanto, este grupo não parece ter sido afetado pelo piso. O gráfico 4C mostra que o grupo 3 não teve ajuste suficiente para oferecer um resultado crível. Este desajuste, no grupo mais bem remunerado de uma UF com salários relativamente altos, evidencia a dificuldade em se obterem grupos de controle adequados para grupos de tratamento muito próximos aos extremos, uma restrição válida também para outros métodos, embora nem sempre evidente em seus resultados.

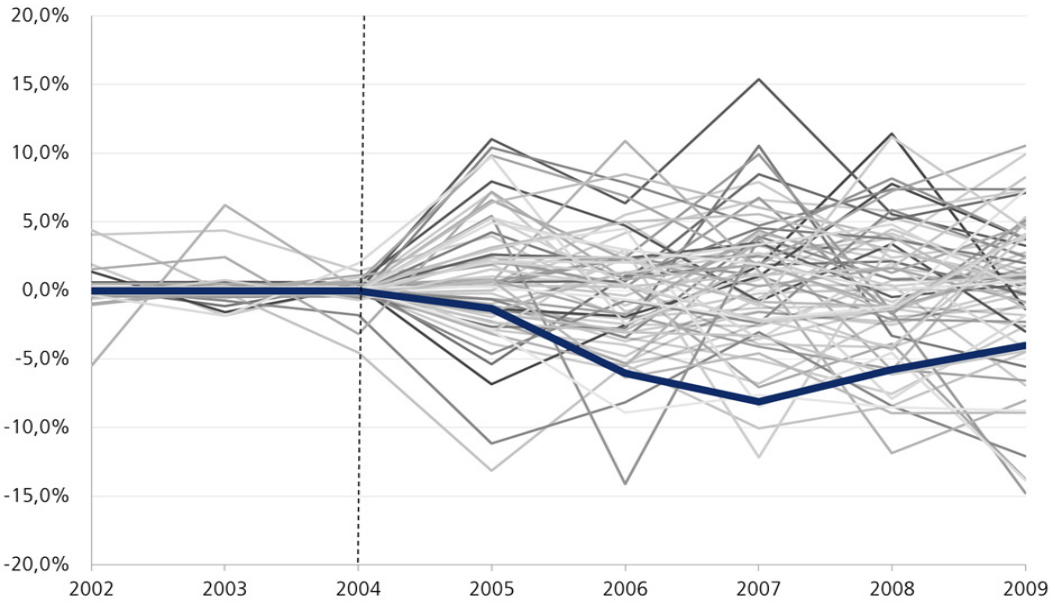
Para confirmar se os efeitos reportados para a proporção de empregados com remuneração abaixo do piso, tanto no grupo 5 do PR como no grupo 1 de SP, são realmente provenientes da introdução dos respectivos pisos, foi conduzido um teste de falseamento. Nesse teste, simula-se que a política tenha sido introduzida um ano antes. No caso, repetiram-se os respectivos exercícios de estimação e inferência como se o piso tivesse sido introduzido no PR em 2005 e em SP em 2006.

Se os gráficos apresentarem qualquer distanciamento nesses anos de tratamento placebo, é provável que o efeito capturado seja proveniente de outro fator, pois ainda não havia pisos legislados nestes anos. No caso do PR, o método parece ser capaz de isolar o efeito do piso de outros efeitos. O gráfico 5A mostra que as linhas para a evolução observada do grupo 5 e do seu contrafatual continuam sobrepostas em 2005. Esta evidência reforça que o efeito reportado no gráfico 3A pode ser atribuído aos respectivos pisos estaduais. No caso de SP, o gráfico 5B aponta que o método talvez não consiga isolar de forma perfeita o efeito do piso, haja vista um distanciamento do zero já em 2006, antes da criação do piso. Isto significa que incluir ou não os dados de 2006 como critério de aproximação leva a grupos sintéticos com trajetórias diferentes. Este fato suscita dúvidas sobre a capacidade de identificar um efeito realmente associado ao piso no gráfico 4A. No entanto, note-se que os movimentos para 2007 e 2008 são bem próximos nos gráficos 5B e 4A.

Em suma, a análise do primeiro indicador apontou que apenas no grupo ocupacional 5 do PR e no grupo 1 de SP parece ter havido efeitos significativos dos respectivos pisos salariais sobre a proporção de trabalhadores com remuneração abaixo destes valores. Para uma visão mais completa do ajuste do mercado de trabalho, passa-se à análise dos demais indicadores mencionados na introdução, quais sejam, a taxa de emprego, a taxa de informalidade e o hiato salarial entre empregados com e sem carteira assinada.

GRÁFICO 5A

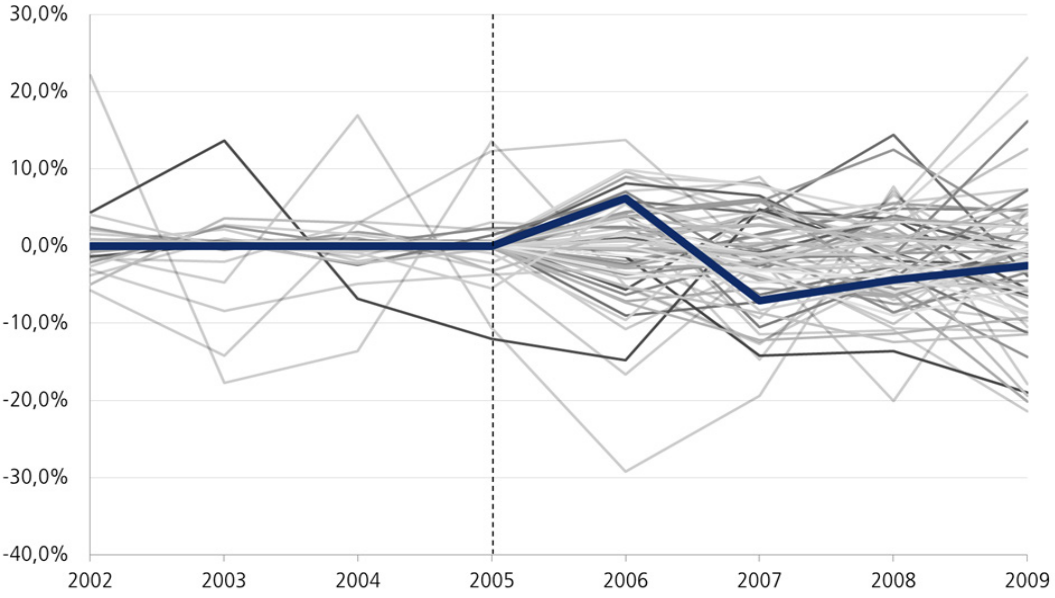
Placebo em t-1 para abaixo do piso no grupo 5 do PR (2002-2009)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

GRÁFICO 5B

Placebo em t-1 para abaixo do piso no grupo 1 do SP (2002-2009)



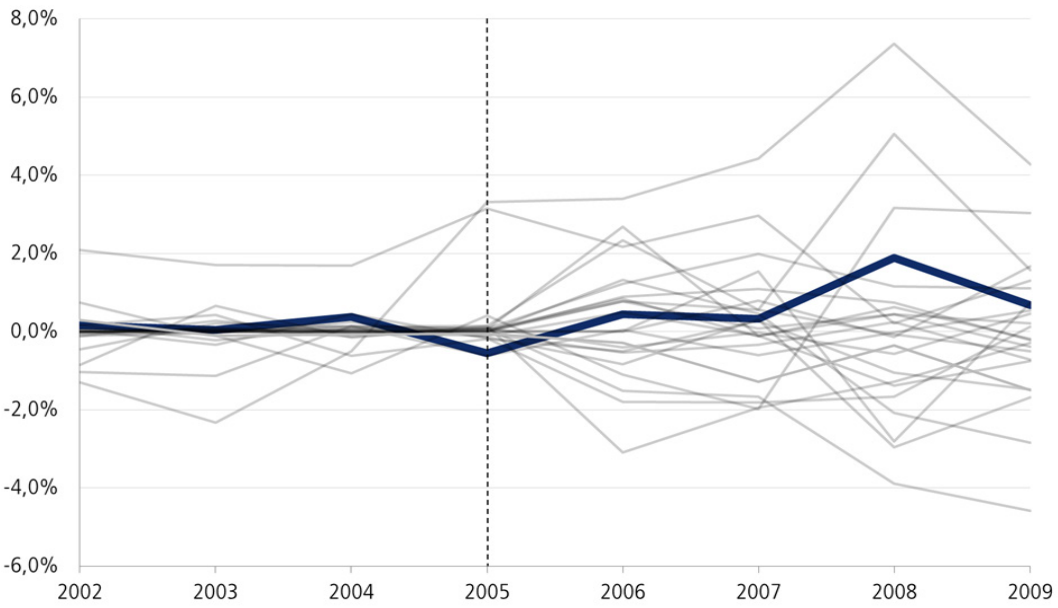
Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

5.2 Taxa de emprego

Os resultados da subseção 5.1 mostram que a suposta intenção original dos pisos foi alcançada ao menos para os grupos ocupacionais 5 no PR e 1 em SP, onde a política causou uma diminuição da parcela de empregados com remuneração abaixo do piso. No entanto, a grande questão na literatura, conforme resumido na introdução, é saber se a transformação na distribuição de salários é acompanhada de alguma reação no nível de emprego, seja positiva, seja negativa.

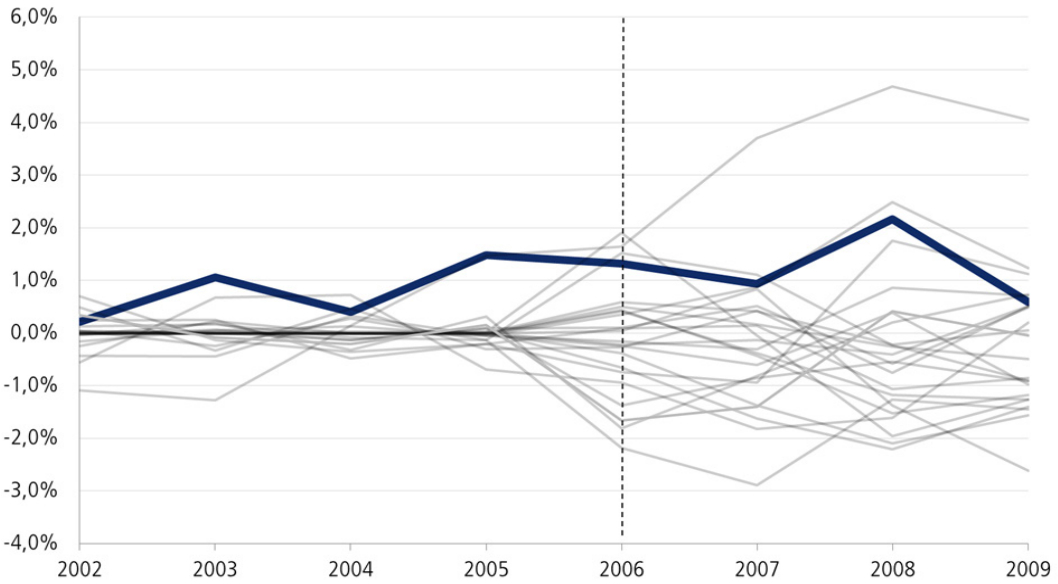
Os gráficos 6A e 6B mostram os resultados das estimativas de efeito dos pisos salariais do PR e de SP sobre a taxa de emprego, definida como a razão entre o total de empregados nos grupos com piso salarial e a PIA na respectiva UF. Em ambos os casos, não há evidência de efeito. O gráfico 6A apresenta as estimativas para o PR, que tendem a ser próximas de zero, com o procedimento de inferência reforçando este fato em quase todos os anos. O gráfico 6B traz os resultados para SP, em que o ajuste do grupo de controle sintético no período pré-tratamento deixa a desejar, o que não permite tirar nenhuma conclusão sobre o efeito a ser estimado.

GRÁFICO 6A
Empregados com piso/PIA: PR e demais UFs (2002-2009)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

GRÁFICO 6B
Empregados com piso/PIA: SP e demais UFs (2002-2009)



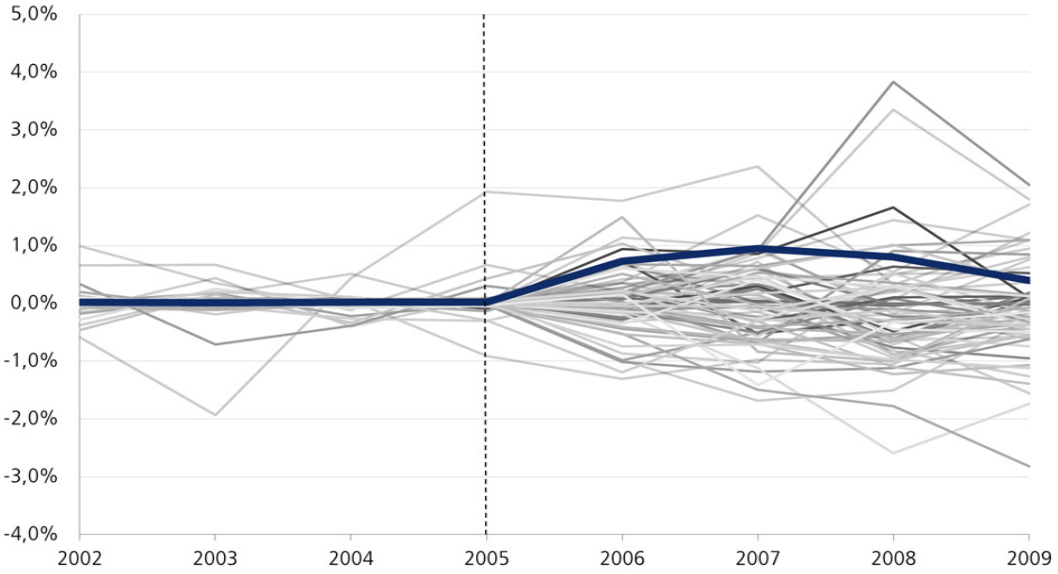
Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

Tal como foi visto na subseção anterior, é possível que a agregação dos grupos ocupacionais dilua eventuais efeitos presentes em ao menos um grupo isoladamente. Sendo assim, os gráficos 6C e 6D reportam os efeitos sobre a taxa de emprego nos grupos ocupacionais 5 do PR e 1 de SP.[24] Em ambos os casos, há uma leve tendência de aumento deste indicador após a introdução dos pisos. As estimativas pontuais chegam a 0,7% da PIA do PR e a 0,5% da PIA de SP na média de 2007 a 2009. Em ambos os casos, são aumentos estimados de 6,5% no contingente empregado nestas ocupações em relação ao que se observaria na ausência dos pisos. Além de registrarem os maiores valores em cada um dos dois estados, os efeitos nestes grupos parecem ser os únicos com significância estatística.

Juntando-se as partes, as evidências são de que, ao menos em um grupo ocupacional de cada UF, a introdução do piso melhorou a distribuição de salários sem efeitos negativos sobre o emprego, que pode até ter reagido de forma positiva. Antes de avaliar a introdução dos pisos como benéfica para as ocupações em questão, resta saber se o aumento do emprego não foi fruto de um aumento no grau de informalidade, dadas as considerações da literatura a este respeito resumidas na introdução deste texto.

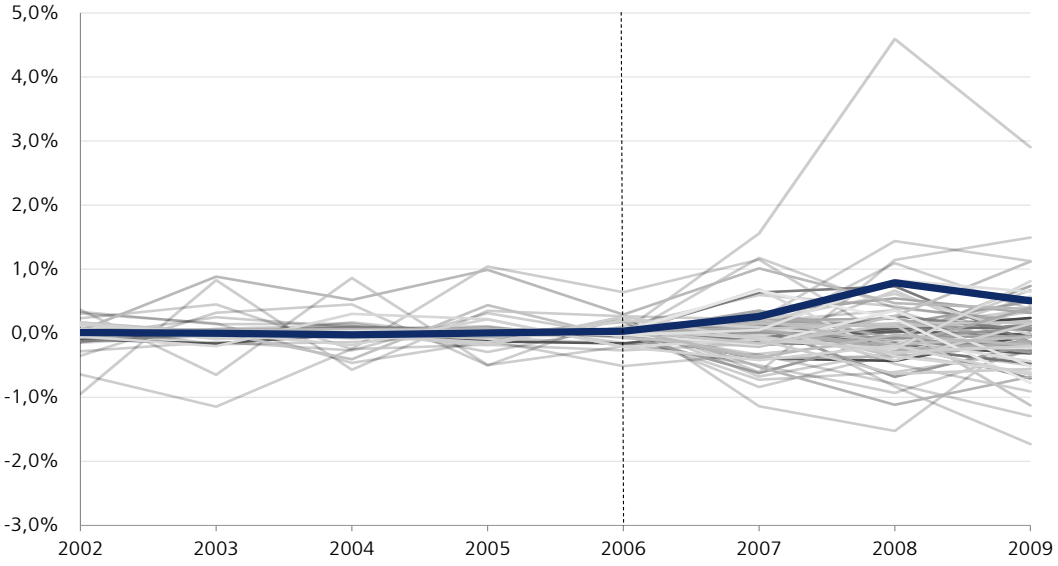
24. No caso das taxas de emprego calculadas para cada grupo ocupacional, vale notar que, enquanto o total de empregados é específico do grupo considerado, a PIA é agregada para a respectiva UF.

GRÁFICO 6C
Empregados/PIA: grupo 5 do PR e grupos das demais UFs (2002-2009)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

GRÁFICO 6D
Empregados/PIA: grupo 1 de SP e grupos das demais UFs (2002-2009)



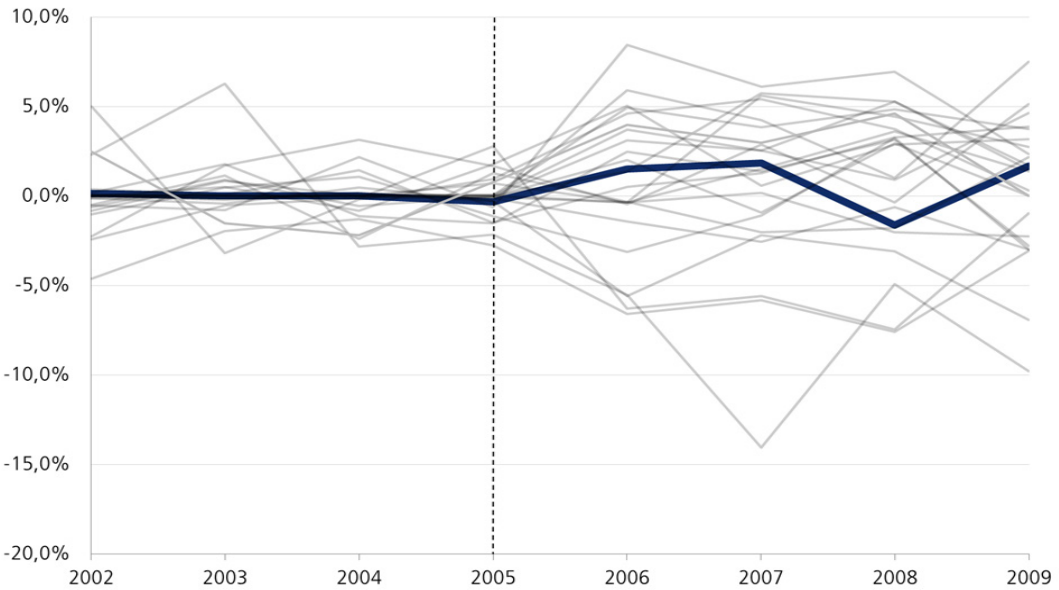
Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

5.3 Taxa de informalidade e hiato salarial entre empregados com e sem carteira assinada

Os gráficos 7A e 7B mostram os resultados para as taxas de informalidade entre empregados com e sem carteira de trabalho assinada no agregado das ocupações com piso no PR e em SP, respectivamente. No caso do PR, ilustrado no gráfico 7A, há uma clara indicação de que o piso salarial não teria afetado o grau de formalização dos empregados. O gráfico 7B parece indicar uma tendência de declínio da informalidade para SP, ainda que não totalmente corroborada pelo procedimento de inferência.

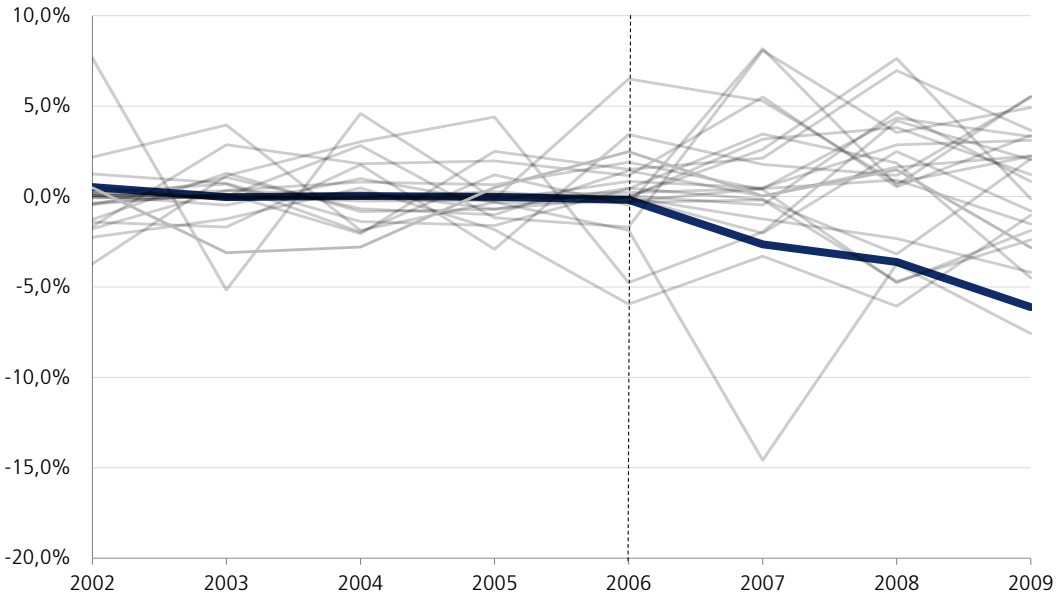
Os gráficos 7C e 7D reportam o efeito dos pisos sobre o hiato salarial entre empregados com e sem carteira no agregado das ocupações com piso salarial tanto no PR como em SP. Neste caso, os resultados apontam inequivocamente para um efeito nulo.

GRÁFICO 7A
Informalidade: PR e demais UFs (2002-2009)



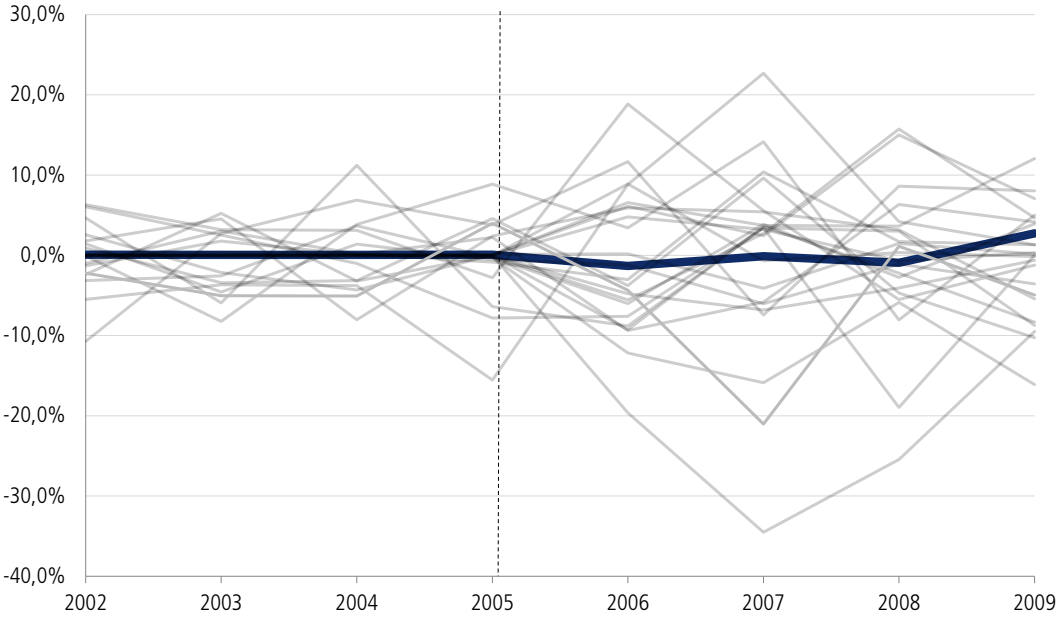
Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

GRÁFICO 7B
Informalidade: SP e demais UFs (2002-2009)



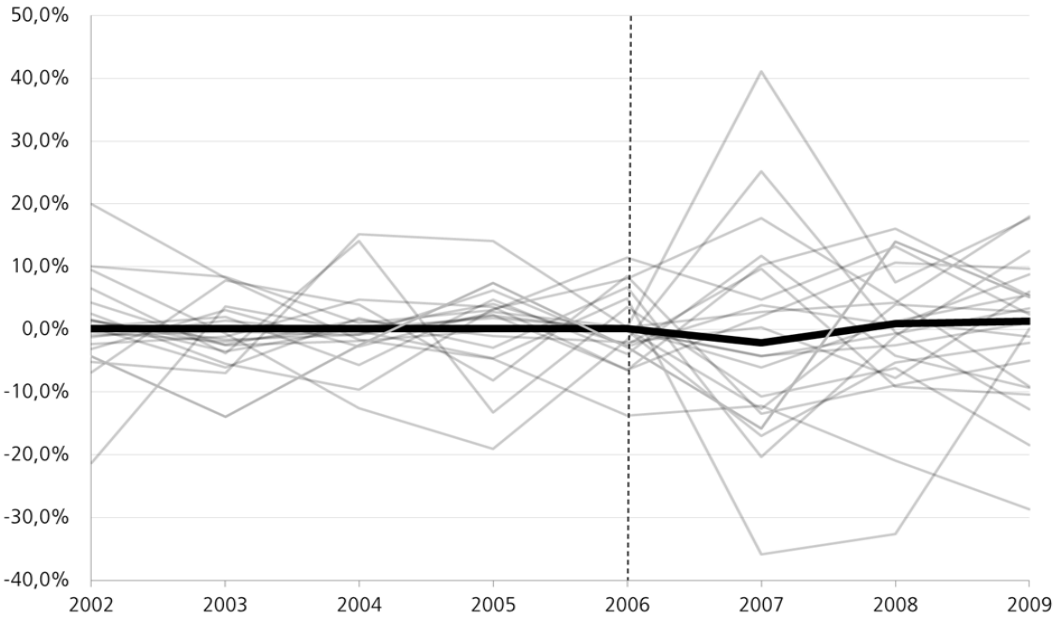
Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

GRÁFICO 7C
Hiato salarial formal-informal: PR e demais UFs (2002-2009)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

GRÁFICO 7D
Hiato salarial formal-informal: SP e demais UFs (2002-2009)

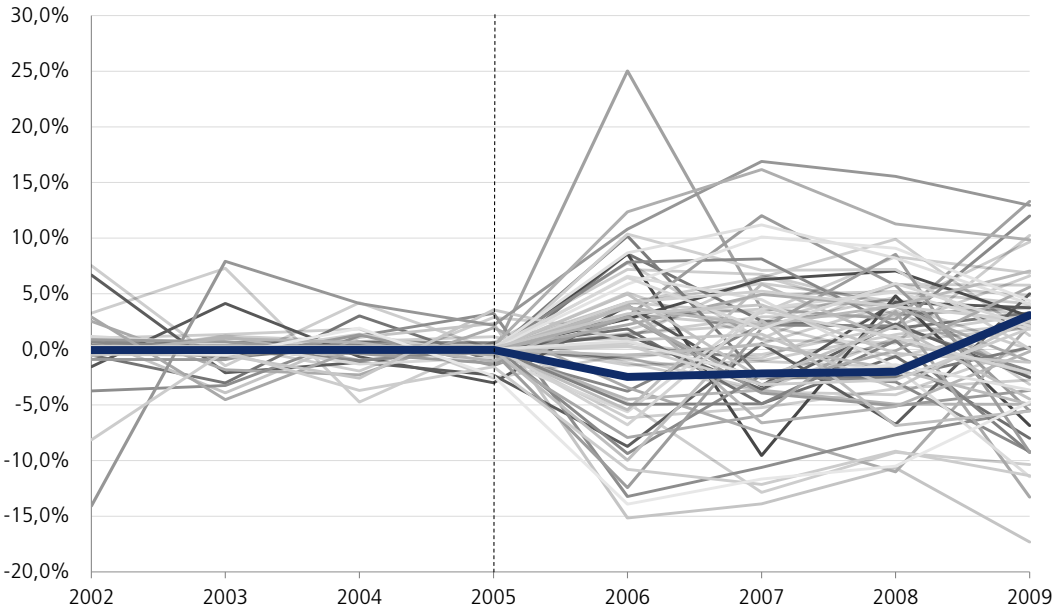


Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

Nos gráficos 7E a 7H, a análise é repetida para mostrar os resultados sobre informalidade e hiato salarial entre os empregados naquelas ocupações que haviam demonstrado algum efeito tanto na proporção de trabalhadores com remuneração abaixo do piso como nas taxas de ocupação. Os pisos parecem não ter afetado nenhum dos dois indicadores nem no grupo ocupacional 5 do PR, nem no grupo 1 de SP.

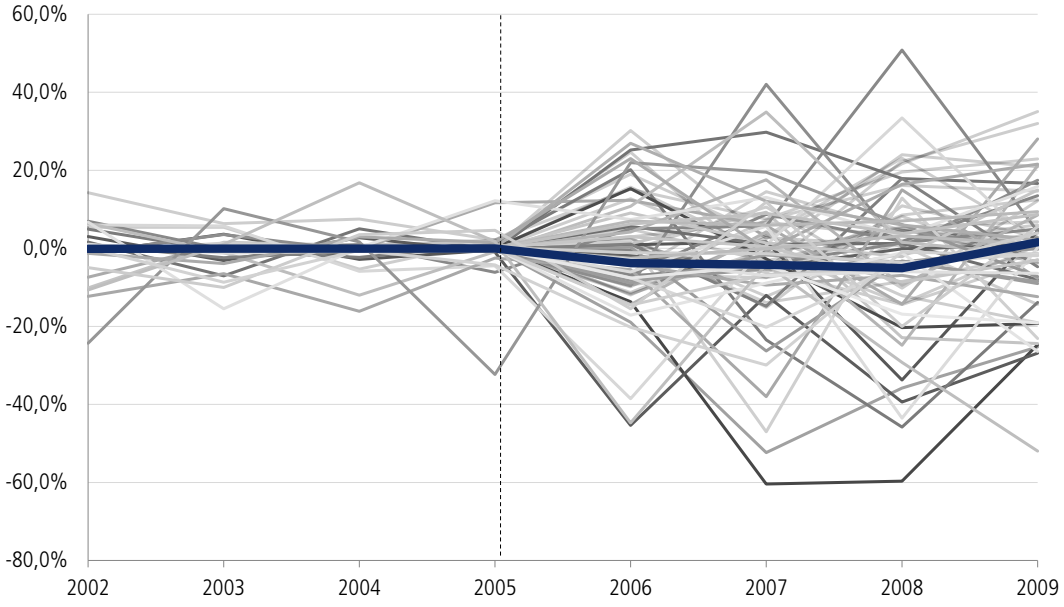
A combinação desses resultados com os apresentados nas seções anteriores aponta para dois aspectos interessantes. Em primeiro lugar, o aumento na taxa de emprego registrado na subseção 5.2 foi homogêneo entre os postos formais e informais nestas ocupações, de forma a não alterar significativamente a taxa de informalidade. Em segundo lugar, a melhora na distribuição dos salários dos empregados também deve ter sido distribuída de forma equânime entre os setores formal e informal, haja vista que não levou a um aumento significativo do hiato salarial entre empregados com e sem carteira.

GRÁFICO 7E
Informalidade: grupo 5 do PR e grupos das demais UFs (2002-2009)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

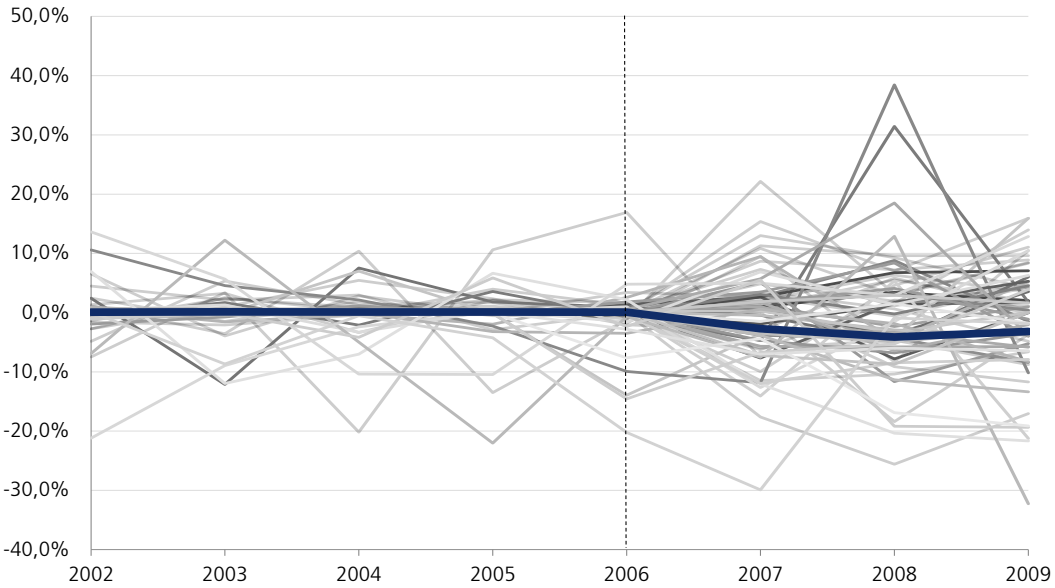
GRÁFICO 7F
Hiato salarial formal-informal: grupo 5 do PR e grupos das demais UFs (2002-2009)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

GRÁFICO 7G

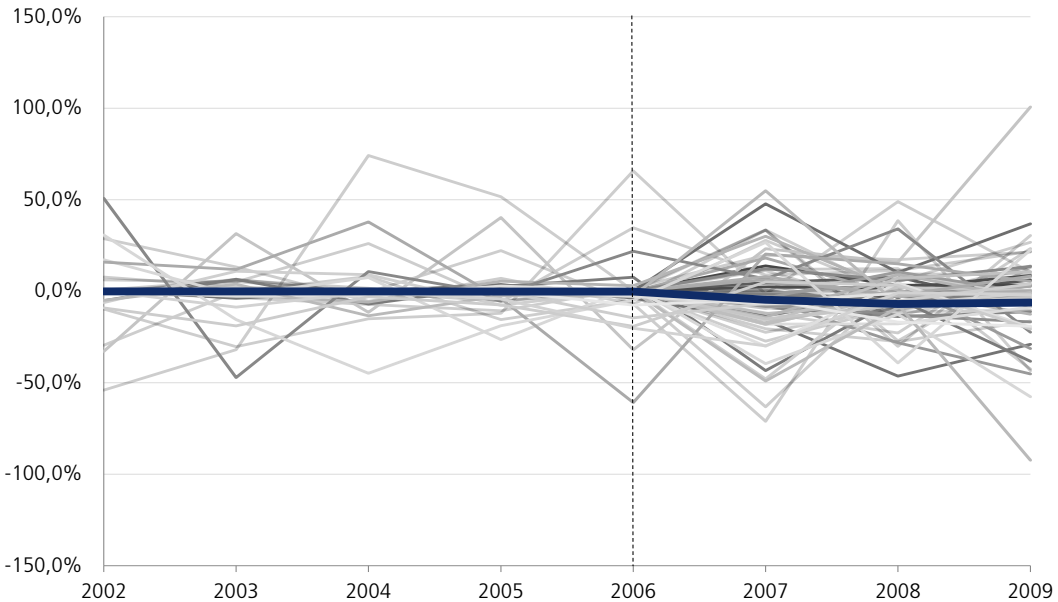
Informalidade: grupo 1 de SP e grupos das demais UFs (2002-2009)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

GRÁFICO 7H

Hiato salarial formal-informal: grupo 1 de SP e grupos das demais UFs (2002-2009)



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

Dessa forma, parece que a introdução dos pisos para os grupos analisados foi absorvida pelos empregadores dessas ocupações sem que estes reduzissem o emprego ou passassem a informalizar seus contratos de trabalho. Ou seja, nessas ocupações, os legisladores aparentemente conseguiram o resultado desejado em uma parte dos postos, sem os efeitos colaterais mais temidos. Mesmo com o efeito aqui reportado, vale lembrar que a parcela dos postos com remuneração abaixo do piso ainda é bem significativa, conforme exposto na tabela 1.

5.4 Discussão dos resultados

Esta subseção discute, de forma especulativa, possíveis determinantes dos resultados descritos anteriormente. Estes resultados podem ser resumidos da seguinte forma: tanto no PR como em SP, a introdução de pisos salariais teve efeitos heterogêneos entre os grupos ocupacionais analisados e, em ambas as UFs, dois dos três grupos ocupacionais considerados não apresentaram efeitos significativos da introdução dos pisos sobre nenhum dos indicadores analisados. Este fato seria condizente com uma baixíssima aderência dos contratos de trabalho aos valores legislados para estes grupos ocupacionais. Aparentemente, o trabalhador que seria remunerado numa quantia inferior ao piso se ele não existisse assim mesmo ficou na vigência do piso. O mesmo ocorreu com aquele que teria salário superior ao piso introduzido nestas respectivas ocupações. Não se descarta a hipótese de a lei ter sido ignorada para estes grupos ocupacionais.

No entanto, os resultados do grupo ocupacional 5 do PR e do grupo ocupacional 1 de SP demonstram tanto algum grau de cumprimento da lei como um ajuste do mercado de trabalho destas ocupações à introdução do piso. Os seguintes efeitos atribuídos à introdução do piso salarial foram documentados nestes grupos ocupacionais: *i)* diminuição da parcela de trabalhadores com remuneração abaixo do piso; *ii)* aumento da taxa de emprego, ao menos no segundo ano após a introdução do piso; *iii)* taxas de informalidade inalteradas; e *iv)* diferenciais de salários entre empregados com e sem carteira assinada inalterados.

Dados os efeitos apontados nos dois primeiros itens, a aparente falta de efeito nos itens *(iii)* e *(iv)* torna-se interessante. Conforme mencionado anteriormente, tal combinação de resultados sugere que os ganhos advindos da introdução do piso para empregos e salários não se restringiram ao setor formal. Não só o setor informal também

se beneficiou nestas dimensões, como o fez em proporções similares ao setor formal, o que reforça a tese do efeito-farol já documentado em trabalhos anteriores sobre SM no Brasil (Foguel, 1998; Neri, Gonzaga e Camargo, 2001).

No que tange aos efeitos apontados sobre a melhora na distribuição de salários e o aumento na taxa de emprego, a literatura aponta três mecanismos alternativos compatíveis com tais resultados. A primeira alternativa, mencionada na introdução, são os modelos que atribuem algum poder de monopsônio às firmas no mercado de trabalho. Esta classe de modelos inclui desde aqueles tradicionais em que o poder de monopsônio é derivado de uma baixa densidade de firmas até os modelos de busca por emprego, em que o poder de monopsônio decorre da imperfeição na informação que flui para os trabalhadores sobre postos vagos. Nesta classe de modelos, as firmas podem não alterar seu nível de emprego frente a um aumento do piso salarial vigente ou mesmo aumentá-lo caso haja um aumento na oferta de trabalhadores dispostos a trabalhar pelo valor do piso.

A segunda alternativa é o arcabouço de salário-eficiência, tal como sugerido por Rebitzer e Taylor (1995). A principal característica deste arcabouço consiste em incorporar o nível de esforço que o trabalhador decide envidar na execução do seu ofício, num ambiente em que a firma não consegue monitorá-lo de forma perfeita, mas o ameaça de demissão no caso de conseguir detectá-lo não se esforçando.[25] Os autores demonstram que, para um valor de piso mais alto que aquele que induz o pleno esforço dos trabalhadores, porém não demasiadamente alto, tanto a introdução de um piso quanto o seu aumento tendem a aumentar o emprego.[26]

A terceira alternativa advém de modelos que levam em consideração o caráter parcial do cumprimento do piso. Em alguns destes modelos, há predições que apontam para o aumento do emprego sob certas condições relativas à capacidade do Estado em fazer a lei ser respeitada (Yaniv, 2004).

25. Por consequência, as firmas optam por pagar salários mais altos que aquele que equilibra o mercado de trabalho em pleno emprego. Dessa forma, os trabalhadores decidem sempre se esforçar.

26. De forma intuitiva, o resultado se deve ao piso tornar desnecessário, para a firma, monitorar o esforço do trabalhador. Assim, os recursos empregados na atividade de monitoramento podem ser utilizados na ampliação da força de trabalho da firma.

Por fim, efeitos positivos de pisos salariais sobre o emprego são justificados na literatura também por argumentos centrados no estímulo à demanda por produtos advindo do aumento de rendimentos auferidos por empregados afetados pelo piso.[27] Porém, no caso dos resultados aqui reportados, é preciso atentar que se observa um efeito positivo de emprego apenas para um grupo ocupacional específico em cada estado. Logo, não é óbvio que o argumento via demanda por produtos justifique os resultados encontrados.[28]

6 CONCLUSÃO

Este trabalho apresentou uma avaliação dos efeitos dos pisos estaduais introduzidos no PR e em SP. Em ambas as UFs, foram analisados três grupos ocupacionais distintos com base nos dados da PNAD do IBGE para o período de 2002 a 2009. Chegou-se à conclusão de que, em um dos grupos ocupacionais de cada UF, o piso parece ter aumentado a remuneração de trabalhadores que recebiam abaixo dos respectivos valores, sem que houvesse efeitos de contração da taxa de emprego ou aumento da informalidade. Em particular, o emprego parece ter até reagido de forma positiva nestas ocupações. Foram mencionadas algumas interpretações alternativas deste resultado com base na literatura internacional, que também já se deparou com efeitos sobre o emprego na mesma direção. Ainda para os mesmos grupos ocupacionais, foram encontradas evidências referentes à informalidade que corroboram a tese do efeito-farol.

Nos demais grupos ocupacionais, as evidências apontam que a lei foi ignorada pelas partes nas relações empregatícias, pois continuaram sendo pagos salários inferiores aos pisos em uma proporção tão alta quanto a verificada onde eles não existem.

Uma das principais contribuições deste trabalho foi a utilização de uma nova metodologia mais apropriada para identificar efeitos de tratamento em unidades agregadas. Trata-se do método de grupo de controle sintético apresentado por Abadie,

27. Um estudo interessante sobre impactos do SM que incorpora os efeitos de variação na renda dos trabalhadores é Fizbein (1992).

28. Seria necessária alguma hipótese adicional. Por exemplo, de que a demanda pelos bens e serviços intensivos na mão de obra cujos salários foram elevados pelos pisos fosse especialmente elástica à renda dos trabalhadores empregados em sua própria produção.

Diamond e Hainmueller (2010), mais flexível e baseado num modelo mais geral que o de diferenças em diferenças, comumente empregado na literatura. Acredita-se que este método pode ser útil em diversas outras aplicações em que tenha havido um experimento natural decorrente de uma mudança inesperada em alguma política local.

REFERÊNCIAS

ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's tobacco control program. **Journal of the american statistical association**, v. 105, n. 490, June 2010.

ABADIE, A.; GARDEAZABAL, J. The economic costs of conflict: a case study of the Basque Country. **The American economic review**, v. 93, n. 1, Mar. 2003.

ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. Empirical strategies in labor economics. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. 1. ed. Elsevier, 1999. v. 3.

BLUNDELL, R.; COSTA DIAS, M. Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics. **Journal of human resources**, v. 44, n. 3, 2009.

BRASIL. **Constituição da República Federativa do Brasil de 1988**. Brasília: Congresso Nacional, 5 out. 1988.

CARD, D. Do minimum wages reduce employment? A case study of California, 1987-1989. **Industrial and labor relations review**, v. 46, p. 38-54, 1992.

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**, v. 84, p. 772-793, 1994.

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

CHAHAD, J. P. Z.; PEREDA, P. C. O comportamento e a avaliação da efetividade do piso salarial regional paulista. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador, Bahia. **Anais**... Salvador: ANPEC, 2010.

CORSEUIL, C. H.; SERVO, L. M. S. **Salário mínimo e bem-estar social no Brasil**: uma resenha da literatura. Brasília: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 880).

CUNNINGHAM, W. **Minimum wages and social policy**: lessons from developing countries. Washington: World Bank, 2007.

DANZIGER, L. Noncompliance and the effects of the minimum wage on hours and welfare in competitive labor markets. **Labour economics**, v. 16, n. 6, p. 625-630, Dec. 2009.

_____. Endogenous monopsony and the perverse effect of the minimum wage in small firms. **Labour economics**, v. 17, p. 224-229, 2010.

DUBE, A.; LESTER, W.; REICH, M. Minimum wage effects across state borders: estimates using contiguous counties. **The review of economics and statistics**, v. 92, n. 4, p. 945-964, Nov. 2010.

_____. **Do frictions matter in the labor market**? Accessions, separations and minimum wage effects. Bonn: IZA, 2011. (Discussion Paper, n. 5.811).

FAJNZYLBER, P. **Minimum wage effects throughout the wage distribution**: evidence from Brazil's formal and informal sectors. Belo Horizonte: Cedeplar, 2001. (Texto para Discussão, n. 151).

FIZBEIN, A. **Do workers in the informal sector benefit from cuts in minimum wage**? Washington: World Bank, 1992. (Working Paper, n. 826).

FOGUEL, M. **Uma avaliação dos efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 1998. (Texto para Discussão, n. 564).

GARLOFF, A. A. Minimum wages, wage dispersion and unemployment in search models: a review. **Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung**, v. 43, p. 145-167, 2010.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)**. Rio de Janeiro: IBGE, vários anos. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br/pnad/default.asp>.

JATOBÁ, J.; CHAHAD, J. P. O papel do salário mínimo no contexto da estabilidade econômica. **Mercado de trabalho**: conjuntura e análise, Rio de Janeiro, n. 3, jan. 1997.

LEMOS, S. **The effects of the minimum wage in the formal and informal sectors in Brazil**. Bonn: IZA, 2004. (Discussion Paper, n. 1.089).

MASTERS, A. Wage posting in two-sided search and the minimum wage. **International economic review**, v. 40, n. 4, Nov. 1999.

MEYER, B. Natural and quasi-experiments in economics. **Journal of business and economic statistics**, v.13, p. 151-161, 1995.

MINCER, J. Unemployment effects of minimum wages. **Journal of political economy**, v. 84, p. 87-105, 1976.

MOURA, R. L.; NERI, M. C. Efetividade do "salário mínimo estadual": uma análise via regressões quantílicas para dados longitudinais. **Economia aplicada**, São Paulo, v. 12, n. 2, p. 239-273, abr./jun. 2008.

NERI, M. Salário mínimo: o reajuste de 99, a desvinculação e a regionalização. **Boletim conjuntural**, Rio de Janeiro, n. 45, abr. 1999.

NERI, M.; GONZAGA, G.; CAMARGO, J. M. Salário mínimo, "efeito farol" e pobreza. **Revista de economia política**, v. 21, p. 78-90, 2001.

NEUMARK, D.; WASCHER, W. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: comment. **American economic review**, v. 90, p. 1.362-1.396, 2000.

REBITZER, J.; TAYLOR, L. The consequences of minimum wage laws: some new theoretical ideas. **Journal of public economics**, v. 56, n. 2, p. 245-255, 1995.

ROPPONEN, O. Reconciling the evidence of Card and Krueger (1994) and Neumark and Wascher (2000). **Journal of applied econometrics**, v. 26, p. 1.051-1.057, 2011.

SABOIA, J. **Evolução histórica do salário mínimo no Brasil**: fixação, valor real e diferenciação regional. Rio de Janeiro: Ipea, 1984. (PNPE - Série Fac-Símile, n. 15).

SOARES, F. V. **Minimum wage and the informal sector in Brazil**. 2004. Dissertation (Philosophy Doctor) – University College London, London, 2004. chap. 5.

SWINNERTON, K. Minimum wages in an equilibrium search model with diminishing returns to labor in production. **Journal of labor economics**, v. 14, n. 2, p. 340-55, Apr. 1996.

ULYSSEA, G.; FOGUEL, M. N. **Efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1.168).

YANIV, G. Minimum wage noncompliance and the sub-minimum wage rate. **Economics bulletin**, v. 10, n. 9, p. 1-7, 2004.

APÊNDICE A

TABELA A.1
SM e pisos estaduais: valores nominais e meses de entrada em vigor (2000-2007)
(Em R$ correntes)

Brasil: SM													
Ano	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Mês	Abr.	Abr.	Abr.	Abr.	Maio	Maio	Abr.	Abr.	Mar.	Jan.	Jan.	Mar.[1]	Jan.
Valor	151,00	180,00	200,00	240,00	260,00	300,00	350,00	380,00	415,00	465,00	510,00	545,00	622,00
RJ: pisos salariais legais													
Ano	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Mês		Jan.	Jan.	Maio[2]	Fev.[2]	Jan.	Jan.	Fev.[2]	Jan.	Jan.	Jan.	Maio[2]	Fev.
Piso I		220,00	240,00	265,00	290,00	310,00	351,32	404,02	447,25	487,50	553,31	607,88	693,77
Piso II		223,00	250,00	276,00	305,00	326,00	369,45	424,88	470,34	512,67	581,88	639,26	729,58
Piso III		226,00	260,00	286,00	316,00	338,00	383,05	440,52	487,66	531,55	603,31	662,81	756,46
Piso IV			270,00	296,00	327,00	350,00	396,65	456,16	504,97	550,42	624,73	686,34	783,31
Piso V			280,00	306,00	338,00	362,00	410,25	471,79	522,27	569,27	646,12	709,84	810,14
Piso VI				316,00	349,00	373,00	422,72	486,13	538,15	586,58	665,77	731,43	834,78
Piso VII									632,85	689,81	782,93	860,14	981,67
Piso VIII									874,22	952,90	1.081,54	1.188,20	1.356,09
Piso IX									1.200,00	1.308,00	1.484,58	1.630,99	1.861,44
RS: pisos salariais legais													
Ano	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Mês		Ago.	Maio	Maio	Jun.[3]	Jul.[3]	Jun.[3]	Jul.[3]	Jul.[3]	Jul.[3]	Jul.[3]	Maio[3]	Mar.
Piso I		230,00	260,00	312,00	338,00	374,67	405,95	430,23	477,40	511,29	546,57	610,00	700,00
Piso II		235,00	266,00	319,20	345,80	383,32	415,33	440,17	488,40	523,07	559,16	624,05	716,12
Piso III		240,00	272,00	326,40	353,60	391,96	424,69	450,09	499,40	534,85	571,75	638,20	732,36
Piso IV		250,00	283,00	339,60	367,90	407,81	441,86	468,28	519,20	556,06	549,42	663,40	761,28
PR: pisos salariais legais													
Ano	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Mês							Jun.[4]	Maio	Maio	Maio	Maio	Maio	Maio
Piso I							427,00	462,00	527,00	605,52	663,00	708,74	783,20
Piso II							429,12	464,20	531,00	610,12	688,50	736,00	811,80
Piso III							431,28	466,40	535,00	614,72	714,00	763,26	842,60
Piso IV							433,44	468,60	540,00	620,46	765,00	817,78	904,20
Piso V							435,61	473,00	544,00	625,06			
Piso VI							437,80	475,20	548,00	629,65			
SP: pisos salariais legais													
Ano	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Mês								Ago.	Maio	Maio	Abr.	Abr.	Mar.
Piso I								410,00	450,00	505,00	560,00	600,00	690,00
Piso II								450,00	475,00	530,00	570,00	610,00	700,00
Piso III								490,00	505,00	545,00	580,00	620,00	710,00
SC: pisos salariais legais													
Ano	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Mês											Jan.	Abr.[5]	Fev.
Piso I											587,00	630,00	700,00
Piso II											616,00	660,00	725,00
Piso III											647,00	695,00	764,00
Piso IV											679,00	730,00	800,00

Fonte: MTE e assembleias legislativas dos estados. Elaboração dos autores.

Notas: [1] Em 2011, o SM foi reajustado duas vezes. Em janeiro e fevereiro, vigorou o valor de R$ 540,00.

[2] Embora a lei de 2003 determine efeitos retroativos a março, ela data de 22 de abril de 2003. A de 2004 determina efeitos retroativos a janeiro, mas data de 5 de fevereiro de2004. A de 2007 determina efeitos retroativos ao início de janeiro, mas data de 29 de janeiro de 2007. A de 2011 determina efeitos retroativos ao início de abril, mas data de 13 de abril de 2011.

[3] De 2004 a 2010, embora as leis determinem efeitos retroativos a maio, elas datam, respectivamente, de 27 de maio de 2004, 7 de junho de 2005, 29 de maio de 2006, 6 de junho 2007, 11 de junho de 2008, 23 de junho de 2009 e 1ª de julho de 2010. Em 2011, embora determine efeitos retroativos a março, a lei data de 13 de abril de 2011.

[4] Embora determine efeitos retroativos ao início de maio, a lei data de 12 de maio de 2006.

[5] Embora determine efeitos retroativos a janeiro, a lei data de 16 de março de 2011.

QUADRO A.1

PR: composição dos grupos ocupacionais analisados

Grupo	Piso[1]	Grandes grupos da CBO 2002 citados na lei a partir de 2007
5	II	GG 5 – Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio em lojas e mercados
6	I	GG 6 – Trabalhadores agropecuários, florestais, da caça e pesca
	III	GG 9 – Trabalhadores de manutenção e reparação
	IV	GG 4 – Trabalhadores de serviços administrativos
	VI	GG 3 – Técnicos de nível médio
8	V	GG 7 – Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (sistemas "discretos")
		GG 8 – Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (sistemas "contínuos")

Fonte: MTE e assembleias legislativas dos estados. Elaboração dos autores.

Notas: [1] Seis faixas de pisos vigentes de 2007 a 2009. Em 2006, a lei definiu seis faixas de pisos para uma lista de ocupações específicas, mas, nas estatísticas deste estudo, foi atribuído o menor piso daquele ano aos grupos denominados 5, 6 e 8 indistintamente. Depois do período coberto na análise, as faixas II, III e IV foram fundidas em uma só.

QUADRO A.2

SP: composição dos grupos ocupacionais analisados

Grupo	Piso	Ocupações específicas conforme listadas na lei[1]
1	I	Trabalhadores domésticos, serventes, trabalhadores agropecuários e florestais, pescadores, contínuos, mensageiros e trabalhadores de serviços de limpeza e conservação, trabalhadores de serviços de manutenção de áreas verdes e de logradouros públicos, auxiliares de serviços gerais de escritório, empregados não especializados do comércio, da indústria e de serviços administrativos, cumins, *barboys*, lavadeiros, ascensoristas, *motoboys*, trabalhadores de movimentação e manipulação de mercadorias e materiais e trabalhadores não especializados de minas e pedreiras.
2	II	Operadores de máquinas e implementos agrícolas e florestais, de máquinas da construção civil, de mineração e de cortar e lavrar madeira, classificadores de correspondência e carteiros, tintureiros, barbeiros, cabeleireiros, manicures e pedicuros, dedetizadores, vendedores, trabalhadores de costura e estofadores, pedreiros, trabalhadores de preparação de alimentos e bebidas, de fabricação e confecção de papel e papelão, trabalhadores em serviços de proteção e segurança pessoal e patrimonial, trabalhadores de serviços de turismo e hospedagem, garçons, cobradores de transportes coletivos, *barmen*, pintores, encanadores, soldadores, chapeadores, montadores de estruturas metálicas, vidreiros e ceramistas, fiandeiros, tecelões, tingidores, trabalhadores de curtimento, joalheiros, ourives, operadores de máquinas de escritório, datilógrafos, digitadores, telefonistas, operadores de telefone e de *telemarketing*, atendentes e comissários de serviços de transporte de passageiros, trabalhadores de redes de energia e de telecomunicações, mestres e contramestres, marceneiros, trabalhadores em usinagem de metais, ajustadores mecânicos, montadores de máquinas, operadores de instalações de processamento químico e supervisores de produção e manutenção industrial.
3	III	Administradores agropecuários e florestais, trabalhadores de serviços de higiene e saúde, chefes de serviços de transportes e de comunicações, supervisores de compras e de vendas, agentes técnicos em vendas e representantes comerciais, operadores de estação de rádio e de estação de televisão, de equipamentos de sonorização e de projeção cinematográfica e técnicos em eletrônica.

Fonte: MTE e assembleias legislativas dos estados. Elaboração dos autores.

Notas: [1] Os secretários, excluídos da faixa de piso II a partir de 2009, foram desconsiderados nas análises deste estudo. Os técnicos em eletrônica, excluídos da faixa de piso III depois do período analisado, foram considerados.

TABELA A.2

Base com grupos do PR: observações na amostra por UF, grupo e ano (2002-2009)

UF	Grupo	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
AC	5	227	220	225	241	226	219	240	259
	6	77	89	69	85	79	91	100	97
	8	81	55	59	95	97	86	123	116
	Total	**385**	**364**	**353**	**421**	**402**	**396**	**463**	**472**
AL	5	291	315	322	315	328	356	289	337
	6	127	128	139	142	147	144	145	151
	8	187	160	154	171	169	200	196	198
	Total	**605**	**603**	**615**	**628**	**644**	**700**	**630**	**686**
AM	5	543	559	652	652	627	639	609	734
	6	296	324	310	334	358	410	388	445
	8	348	395	467	458	494	504	483	523
	Total	**1.187**	**1.278**	**1.429**	**1.444**	**1.479**	**1.553**	**1.480**	**1.702**
AP	5	137	122	192	227	237	227	172	226
	6	54	59	52	79	95	77	57	77
	8	68	58	69	83	94	100	128	135
	Total	**259**	**239**	**313**	**389**	**426**	**404**	**357**	**438**
BA	5	2.550	2.522	2.703	2.926	3.061	3.062	3.038	3.261
	6	1.257	1.312	1.402	1.461	1.570	1.592	1.666	1.704
	8	1.426	1.409	1.487	1.597	1.698	1.602	1.823	1.704
	Total	**5.233**	**5.243**	**5.592**	**5.984**	**6.329**	**6.256**	**6.527**	**6.669**
CE	5	1.735	1.790	1.841	1.882	1.963	2.024	2.129	2.247
	6	868	857	949	933	1.028	1.100	1.077	1.233
	8	1.346	1.353	1.447	1.553	1.605	1.637	1.790	1.870
	Total	**3.949**	**4.000**	**4.237**	**4.368**	**4.596**	**4.761**	**4.996**	**5.350**
DF	5	1.128	1.095	1.187	1.259	1.330	1.273	1.353	1.302
	6	650	624	707	735	753	700	766	800
	8	380	322	371	367	358	357	413	399
	Total	**2.158**	**2.041**	**2.265**	**2.361**	**2.441**	**2.330**	**2.532**	**2.501**
ES	5	625	612	670	663	738	654	642	707
	6	326	315	342	410	427	435	427	409
	8	374	389	460	465	558	433	483	534
	Total	**1.325**	**1.316**	**1.472**	**1.538**	**1.723**	**1.522**	**1.552**	**1.650**
GO	5	1.554	1.588	1.698	1.762	1.805	1.733	1.786	1.750
	6	749	709	751	812	848	937	969	972
	8	905	936	955	969	1.050	1.093	1.140	1.139
	Total	**3.208**	**3.233**	**3.404**	**3.543**	**3.703**	**3.763**	**3.895**	**3.861**
MA	5	397	389	439	427	437	425	449	467
	6	141	160	177	172	173	214	215	204
	8	219	231	226	227	232	228	291	244
	Total	**757**	**780**	**842**	**826**	**842**	**867**	**955**	**915**
MG	5	3.251	3.286	3.466	3.616	3.899	3.662	3.544	3.763
	6	1.801	1.884	1.835	2.047	2.082	2.109	2.188	2.258
	8	2.409	2.321	2.369	2.330	2.438	2.558	2.861	2.808
	Total	**7.461**	**7.491**	**7.670**	**7.993**	**8.419**	**8.329**	**8.593**	**8.829**
MS	5	686	632	726	747	749	739	772	804
	6	326	345	343	357	375	407	398	442
	8	397	425	441	427	445	391	486	517
	Total	**1.409**	**1.402**	**1.510**	**1.531**	**1.569**	**1.537**	**1.656**	**1.763**
MT	5	644	612	712	743	810	694	687	762
	6	340	356	432	429	385	359	393	412
	8	411	471	481	418	403	422	450	420
	Total	**1.395**	**1.439**	**1.625**	**1.590**	**1.598**	**1.475**	**1.530**	**1.594**

(Continua)

(Continuação)

UF	Grupo	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
PA	5	1.445	1.439	1.456	1.681	1.557	1.617	1.559	1.526
	6	673	667	740	805	814	817	797	738
	8	950	969	932	1.067	1.022	925	942	850
	Total	**3.068**	**3.075**	**3.128**	**3.553**	**3.393**	**3.359**	**3.298**	**3.114**
PB	5	424	443	481	556	537	535	521	476
	6	169	159	149	145	186	178	208	193
	8	340	260	301	298	327	339	382	376
	Total	**933**	**862**	**931**	**999**	**1.050**	**1.052**	**1.111**	**1.045**
PE	5	1.928	1.873	2.006	2.154	2.143	2.155	2.125	2.013
	6	927	942	982	1.071	1.116	1.121	1.215	1.126
	8	1.044	885	993	1.105	1.143	1.044	1.116	963
	Total	**3.899**	**3.700**	**3.981**	**4.330**	**4.402**	**4.320**	**4.456**	**4.102**
PI	5	260	252	276	272	311	328	347	354
	6	121	126	120	117	126	163	132	158
	8	135	136	166	164	178	185	189	197
	Total	**516**	**514**	**562**	**553**	**615**	**676**	**668**	**709**
PR	5	1.795	1.770	1.862	1.788	1.949	1.983	1.964	2.015
	6	1.113	1.162	1.271	1.211	1.223	1.222	1.361	1.422
	8	1.373	1.214	1.491	1.418	1.461	1.475	1.561	1.579
	Total	**4.281**	**4.146**	**4.624**	**4.417**	**4.633**	**4.680**	**4.886**	**5.016**
RN	5	352	417	372	436	440	525	505	562
	6	149	147	179	209	222	235	233	226
	8	280	259	318	356	332	346	381	390
	Total	**781**	**823**	**869**	**1.001**	**994**	**1.106**	**1.119**	**1.178**
RO	5	440	429	411	396	391	410	428	482
	6	201	192	187	209	235	198	243	255
	8	213	265	268	289	285	278	299	297
	Total	**854**	**886**	**866**	**894**	**911**	**886**	**970**	**1.034**
RR	5	84	119	136	146	158	161	212	193
	6	37	44	42	48	72	68	97	73
	8	30	52	55	46	78	56	66	72
	Total	**151**	**215**	**233**	**240**	**308**	**285**	**375**	**338**
SC	5	781	767	821	831	888	910	822	884
	6	519	544	610	656	656	690	620	743
	8	967	936	1.012	999	1.007	974	929	1.066
	Total	**2.267**	**2.247**	**2.443**	**2.486**	**2.551**	**2.574**	**2.371**	**2.693**
SE	5	369	392	416	416	449	493	489	490
	6	186	191	218	235	224	245	288	254
	8	285	242	286	307	288	311	323	326
	Total	**840**	**825**	**920**	**958**	**961**	**1.049**	**1.100**	**1.070**
TO	5	354	387	432	454	429	461	445	455
	6	139	149	183	164	180	186	234	230
	8	187	214	246	218	242	230	262	255
	Total	**680**	**750**	**861**	**836**	**851**	**877**	**941**	**940**
Brasil	5	22.000	22.030	23.502	24.590	25.462	25.285	25.127	26.069
	6	11.246	11.485	12.189	12.866	13.374	13.698	14.217	14.622
	8	14.355	13.957	15.054	15.427	16.004	15.774	17.117	16.978
	Total	**47.601**	**47.472**	**50.745**	**52.883**	**54.840**	**54.757**	**56.461**	**57.669**

Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

TABELA A.3

Base com grupos de SP: observações na amostra por UF, grupo e ano (2002-2009)

UF	Grupo	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
AC	1	147	138	154	148	129	137	140	148
	2	108	103	83	108	129	113	126	131
	3	13	10	12	17	18	26	26	11
	Total	**268**	**251**	**249**	**273**	**276**	**276**	**292**	**290**
AL	1	204	224	237	211	227	224	186	235
	2	154	125	120	150	174	179	145	147
	3	26	25	18	25	24	26	23	24
	Total	**384**	**374**	**375**	**386**	**425**	**429**	**354**	**406**
AM	1	340	382	385	400	358	380	365	474
	2	301	300	402	394	447	469	377	424
	3	47	56	39	55	56	70	61	91
	Total	**688**	**738**	**826**	**849**	**861**	**919**	**803**	**989**
AP	1	81	66	102	139	149	138	78	127
	2	79	87	110	95	116	127	137	162
	3	5	6	3	17	11	19	13	16
	Total	**165**	**159**	**215**	**251**	**276**	**284**	**228**	**305**
BA	1	1.691	1.692	1.798	1.945	2.044	2.114	2.057	2.112
	2	1.415	1.373	1.415	1.570	1.650	1.600	1.594	1.565
	3	234	197	209	232	220	239	238	255
	Total	**3.340**	**3.262**	**3.422**	**3.747**	**3.914**	**3.953**	**3.889**	**3.932**
CE	1	1.131	1.128	1.241	1.258	1.311	1.312	1.337	1.424
	2	988	993	941	1.010	1.001	1.051	1.088	1.201
	3	145	134	161	171	165	174	211	191
	Total	**2.264**	**2.255**	**2.343**	**2.439**	**2.477**	**2.537**	**2.636**	**2.816**
DF	1	728	702	792	780	833	820	849	863
	2	563	545	553	622	541	538	610	606
	3	84	104	109	106	103	120	134	118
	Total	**1.375**	**1.351**	**1.454**	**1.508**	**1.477**	**1.478**	**1.593**	**1.587**
ES	1	409	442	444	467	518	446	431	483
	2	311	296	312	392	421	383	370	419
	3	49	45	65	65	70	67	57	59
	Total	**769**	**783**	**821**	**924**	**1.009**	**896**	**858**	**961**
GO	1	1.114	1.070	1.135	1.146	1.200	1.199	1.152	1.177
	2	759	817	777	839	937	959	959	885
	3	128	106	120	109	125	134	115	119
	Total	**2.001**	**1.993**	**2.032**	**2.094**	**2.262**	**2.292**	**2.226**	**2.181**
MA	1	268	248	293	336	274	290	276	292
	2	223	242	188	201	188	206	255	228
	3	24	20	26	21	17	33	26	25
	Total	**515**	**510**	**507**	**558**	**479**	**529**	**557**	**545**
MG	1	2.331	2.463	2.527	2.614	2.708	2.574	2.448	2.639
	2	1.900	1.813	1.917	2.057	2.172	2.141	2.146	2.185
	3	277	290	279	290	300	330	332	402
	Total	**4.508**	**4.566**	**4.723**	**4.961**	**5.180**	**5.045**	**4.926**	**5.226**
MS	1	438	444	450	548	510	528	524	598
	2	357	381	421	439	414	408	455	468
	3	43	31	33	35	48	53	41	45
	Total	**838**	**856**	**904**	**1.022**	**972**	**989**	**1.020**	**1.111**
MT	1	433	432	512	541	486	479	441	521
	2	409	406	469	434	417	388	450	378
	3	43	58	53	64	76	50	72	59
	Total	**885**	**896**	**1.034**	**1.039**	**979**	**917**	**963**	**958**

(Continua)

(Continuação)

UF	Grupo	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
PA	1	938	966	1.000	1.180	1.076	1.111	901	938
	2	868	873	811	940	901	936	891	840
	3	108	110	131	119	119	134	119	113
	Total	**1.914**	**1.949**	**1.942**	**2.239**	**2.096**	**2.181**	**1.911**	**1.891**
PB	1	298	311	328	366	351	343	344	321
	2	190	189	208	217	233	254	274	229
	3	40	31	27	33	30	35	42	39
	Total	**528**	**531**	**563**	**616**	**614**	**632**	**660**	**589**
PE	1	1.276	1.244	1.308	1.409	1.364	1.313	1.325	1.326
	2	925	889	913	1.072	1.085	1.115	1.063	995
	3	140	147	143	192	189	195	179	162
	Total	**2.341**	**2.280**	**2.364**	**2.673**	**2.638**	**2.623**	**2.567**	**2.483**
PI	1	185	191	183	192	223	228	239	265
	2	130	117	152	145	155	168	153	141
	3	24	24	22	23	22	26	31	38
	Total	**339**	**332**	**357**	**360**	**400**	**422**	**423**	**444**
PR	1	237	260	273	310	318	346	314	360
	2	180	198	200	256	218	275	289	241
	3	25	32	35	35	39	30	31	45
	Total	**442**	**490**	**508**	**601**	**575**	**651**	**634**	**646**
RN	1	271	282	281	281	255	283	278	300
	2	226	269	282	252	284	266	280	336
	3	30	35	34	33	45	29	33	40
	Total	**527**	**586**	**597**	**566**	**584**	**578**	**591**	**676**
RO	1	46	86	66	95	97	93	111	123
	2	57	49	83	56	71	75	96	92
	3	5	7	9	3	14	18	17	13
	Total	**108**	**142**	**158**	**154**	**182**	**186**	**224**	**228**
RR	1	528	469	567	501	592	576	520	613
	2	702	759	775	795	792	822	702	775
	3	99	95	102	81	109	128	112	158
	Total	**1.329**	**1.323**	**1.444**	**1.377**	**1.493**	**1.526**	**1.334**	**1.546**
SC	1	242	252	258	273	300	329	317	305
	2	215	211	243	287	239	244	256	283
	3	24	28	42	40	35	39	50	40
	Total	**481**	**491**	**543**	**600**	**574**	**612**	**623**	**628**
SE	1	2.960	3.055	3.049	3.177	3.331	3.173	3.194	3.198
	2	2.755	2.845	3.017	3.038	3.174	3.249	3.301	2.893
	3	512	522	512	540	521	560	573	602
	Total	**6.227**	**6.422**	**6.578**	**6.755**	**7.026**	**6.982**	**7.068**	**6.693**
TO	1	273	272	332	335	345	296	311	311
	2	163	186	181	208	172	229	223	235
	3	31	19	23	26	51	25	38	35
	Total	**467**	**477**	**536**	**569**	**568**	**550**	**572**	**581**
Brasil	1	16.569	16.819	17.715	18.652	18.999	18.732	18.138	19.153
	2	13.978	14.066	14.573	15.577	15.931	16.195	16.240	15.859
	3	2.156	2.132	2.207	2.332	2.407	2.560	2.574	2.700
	Total	**32.703**	**33.017**	**34.495**	**36.561**	**37.337**	**37.487**	**36.952**	**37.712**

Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores

TABELA A.4

Valores e pesos de cada variável usada na minimização da diferença pré-tratamento para estimar o efeito sobre a porcentagem abaixo do piso no PR-agregado

Variável	PR	PR-sintético	Peso na matriz *V*
Trabalhadores com remuneração abaixo do piso deflacionado em 2002 (%)	50,9	50,8	21,6
Trabalhadores com remuneração abaixo do piso deflacionado em 2003 (%)	50,9	50,8	24,0
Trabalhadores com remuneração abaixo do piso deflacionado em 2004 (%)	47,8	47,7	25,8
Trabalhadores com remuneração abaixo do piso deflacionado em 2005 (%)	46,3	46,2	28,6
Subtotal 1: resultado pré-tratamento (%)			100,0
Renda domiciliar *per capita* (R$)	648,39	692,03	7,69E-27
Escolaridade média (anos de estudo)	7,67	7,84	3,23E-26
Trabalhadores empregados na indústria (%)	24,5	20,0	7,22E-27
Trabalhadores homens (%)	55,4	56,4	1,53E-26
Trabalhadores de cor branca (%)	72,8	44,0	7,08E-26
Trabalhadores com até 24 anos de idade (%)	30,8	30,9	1,45E-27
Subtotal 2: covariadas			1,35E-25
Total (%)			**100,0**

Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores.

TABELA A.5

Peso de cada UF doadora na composição do PR-sintético para a porcentagem abaixo do piso

UF	Peso w
AM	34,1
DF	33,4
SC	21,2
AP	2,9
MT	1,1
RO	0,9
GO	0,9
MS	0,8
MG	0,6
ES	0,6
AC	0,4
PA	0,4
TO	0,4
RR	0,3
PE	0,3
BA	0,3
MA	0,2
CE	0,2
RN	0,2
PB	0,2
AL	0,2
SE	0,2
PI	0,1
Total	**100,0**

Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração dos autores.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Andrea Bossle de Abreu

Revisão
Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Cristina Celia Alcantara Possidente
Edylene Daniel Severiano (estagiária)
Elaine Oliveira Couto
Elisabete de Carvalho Soares
Lucia Duarte Moreira
Luciana Bastos Dias
Luciana Nogueira Duarte
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração eletrônica
Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna
Hayra Cardozo Manhães (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

Composto em Adobe Garamond Pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Rio de Janeiro-RJ

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

Missão do Ipea
Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

SECRETARIA DE ASSUNTOS ESTRATÉGICOS DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA