

Fundação de Economia e Estatística  
Assessoria Técnica da Presidência

# **Relatório sobre o mercado de trabalho do Rio Grande do Sul — 2001-13**

Pesquisadores: Guilherme Stein  
Vanessa Neumann Sulzbach  
Mariana Bartels

Porto Alegre, maio de 2015



**SECRETARIA DE PLANEJAMENTO E DESENVOLVIMENTO REGIONAL  
FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA Siegfried Emanuel Heuser**

**CONSELHO DE PLANEJAMENTO:** Presidente: Igor Alexandre Clemente de Moraes. Membros: André F. Nunes de Nunes, Angelino Gomes Soares Neto, André Luis Vieira Campos, Fernando Ferrari Filho, Ricardo Franzói e Carlos Augusto Schlabit.

**CONSELHO CURADOR:** Luciano Feltrin, Olavo Cesar Dias Monteiro e Gérson Péricles Tavares Doyll.

**DIRETORIA**

**PRESIDENTE:** IGOR ALEXANDRE CLEMENTE DE MORAIS

**DIRETOR TÉCNICO:** MARTINHO ROBERTO LAZZARI

**DIRETOR ADMINISTRATIVO:** NÓRA ANGELA GUNDLACH KRAEMER

**CENTROS**

**ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS:** Renato Antonio Dal Maso

**PESQUISA DE EMPREGO E DESEMPREGO:** Rafael Bassegio Caumo

**INFORMAÇÕES ESTATÍSTICAS:** Juarez Meneghetti

**INFORMÁTICA:** Valter Helmuth Goldberg Junior

**DOCUMENTAÇÃO E DIFUSÃO DE INFORMAÇÕES:** Tânia Leopoldina P. Angst

**RECURSOS:** Maria Aparecida R. Forni

Como referenciar este trabalho:

STEIN, Guilherme; SULZBACH, Vanessa Neumann; BARTELS, Mariana. **Relatório sobre o mercado de trabalho do Rio Grande do Sul — 2001-13**. Porto Alegre: FEE, 2015.

# Sumário

<b>Introdução</b> .....	04
<b>1 Distribuição regional do emprego no Rio Grande do Sul</b> .....	04
<b>2 Perfil do trabalhador médio gaúcho</b> .....	06
<b>3 Expansão da renda do trabalhador gaúcho</b> .....	07
<b>3.1 Renda e nível de escolaridade</b> .....	08
<b>3.2 Diferencial de salários entre homens e mulheres</b> .....	10
<b>3.2.1 Dados e estatísticas descritivas</b> .....	11
<b>3.2.2 Resultados</b> .....	14
<b>4 Evolução da mão de obra no Rio Grande do Sul</b> .....	18
<b>4.1 Formalização do mercado de trabalho</b> .....	19
<b>4.1.1 O Salário Mínimo e seu impacto no tamanho do setor formal do mercado de trabalho</b> .....	20
<b>4.1.1.1 Identificação do efeito causal a partir de um pressuposto testável</b> .....	23
<b>4.1.1.2 Estimando os efeitos do mínimo e do piso regional</b> .....	25
<b>4.1.1.3 Resultados</b> .....	26
<b>Referências</b> .....	29

## **Introdução**

O presente estudo analisa aspectos do mercado de trabalho no Rio Grande do Sul, fazendo um comparativo entre as condições vistas em 2001 e 2013, tanto do perfil do trabalhador médio gaúcho, quanto da expansão da sua renda média e da disponibilidade de mão de obra. O confronto dos dados do Estado com os verificados a nível nacional foram realizados para fins de compreensão das diferenças de condições do trabalhador do Rio Grande do Sul e do resto do País.

Na análise, foram utilizados dados oficiais do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), através da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e da Pesquisa Mensal de Emprego (PME).

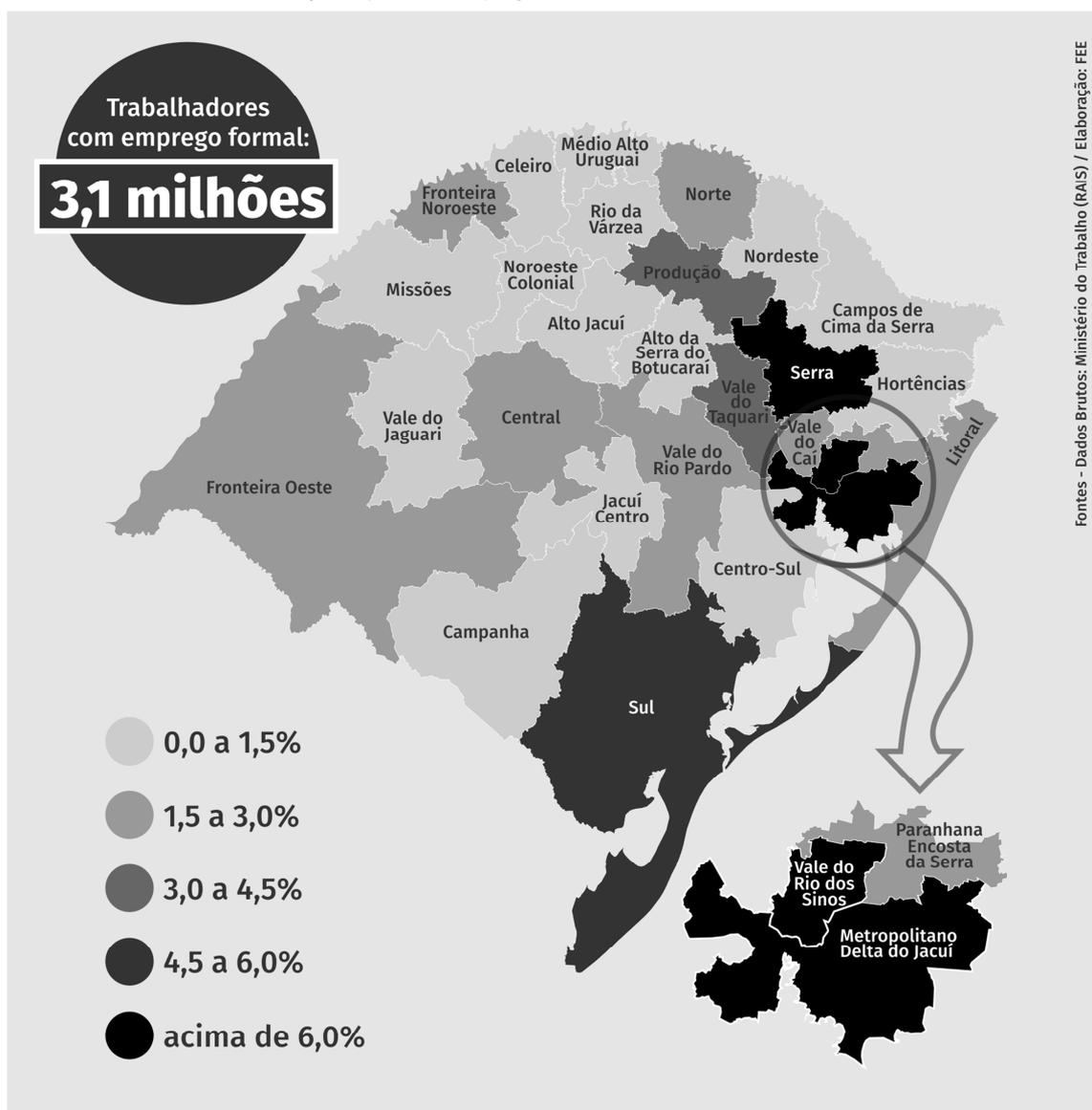
Para entender onde atuam os trabalhadores gaúchos, a primeira seção faz uma análise da distribuição regional do emprego do Estado em 2013. Na segunda seção, é feito um exame do perfil do trabalhador médio gaúcho, ressaltando as principais diferenças existentes em relação ao trabalhador médio brasileiro. Na terceira seção a renda do trabalhador gaúcho é examinada, enfatizando sua expansão verificada entre 2001 e 2013, que se deu em todas as faixas de renda. Nesta seção a diferença de rendimentos entre homens e mulheres verificada no Brasil também é examinada. Na quarta seção é abordada a questão da mão de obra potencial e a oferta de trabalho no Rio Grande do Sul, bem como os efeitos das políticas de salário mínimo nacional e o piso regional sobre a formalidade do mercado de trabalho na Região Metropolitana de Porto Alegre.

## **1 Distribuição regional do emprego no Rio Grande do Sul**

No Rio Grande do Sul foram registrados, em dezembro de 2013, 3,1 milhões de trabalhadores com emprego formal, dos quais 67,5% estavam no setor de serviços (2,1 milhões), 29,8% na indústria (920,0 mil) e 2,7% na agropecuária (83,6 mil). A análise espacial mostra que grande parte do emprego está alocada em quatro Conselhos Regionais de Desenvolvimento (COREDEs), Metropolitano Delta do Jacuí (31,5%), Vale do Rio dos Sinos (12,6%), Serra (11,2%) e Sul (5,7%) totalizando, juntos, 61,1% de todo o emprego. A concentração do emprego formal está relacionada com a estrutura produtiva do Estado, localizada preponderantemente nessas regiões, que responderam por 58,3% do PIB estadual em 2012.

Figura 1

Distribuição espacial do emprego formal do Rio Grande do Sul — 2013



FORNE DOS DADOS BRUTOS: MTE/RAIS.

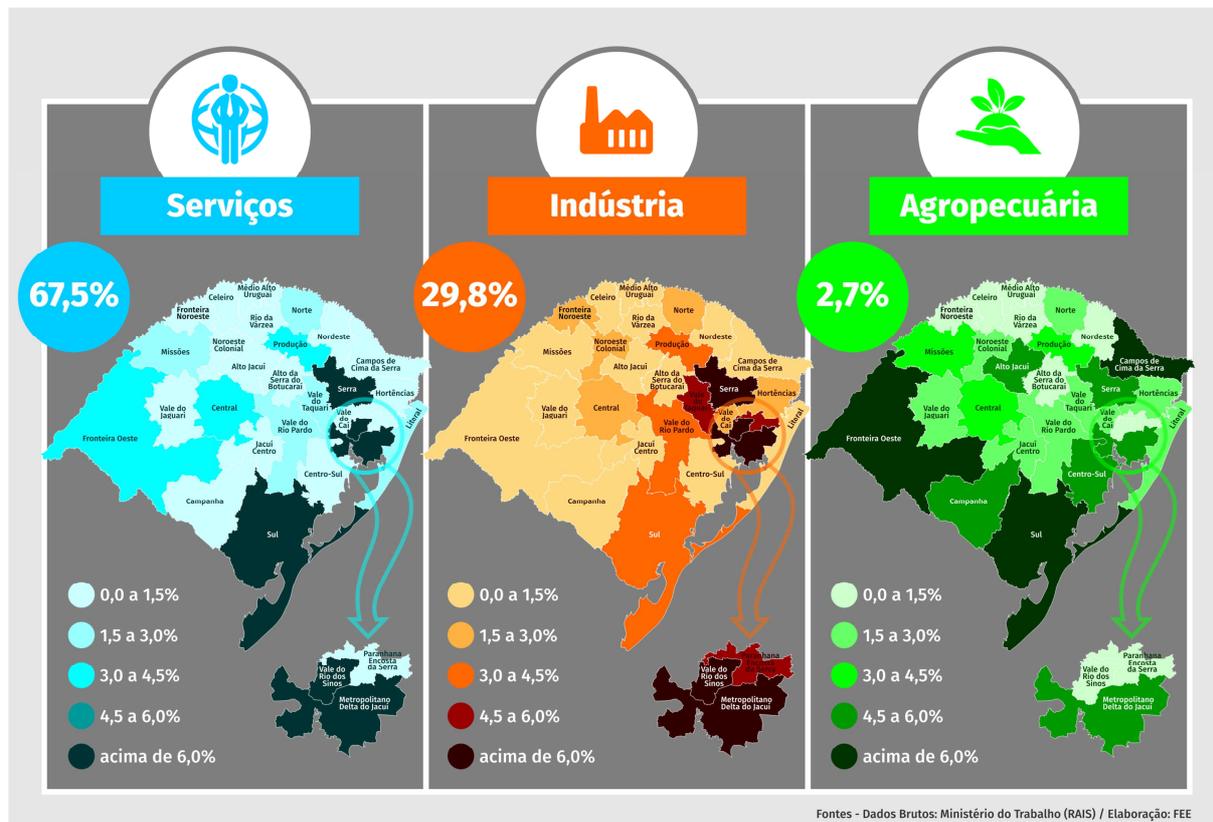
Seguindo a lógica da distribuição espacial do emprego na economia total, os trabalhadores do setor de serviços também estão bastante concentrados, com maior destaque para o COREDE Metropolitano Delta do Jacuí, onde estão 38,7% dos empregos do Estado. De fato, a viabilidade econômica do setor terciário está relacionada com a alta aglomeração de agentes econômicos, consumidores e produtores, que as regiões metropolitanas apresentam. Por exemplo, os serviços prestados à produção — que podem ser: i) de intermediação financeira; ii) imobiliários e iii) serviços terceirizados, como limpeza, transporte, etc. — tendem a estar próximos de regiões mais industrializadas, como é o caso da região metropolitana de Porto Alegre. Além disso, os serviços públicos são ofertados, preponderantemente, na capital do Estado, Porto Alegre.

Na indústria o emprego está bastante concentrado nas três regiões que são destaques no total da economia, Serra (19,2%), Metropolitano Delta do Jacuí (17,9%) e Vale do Rio dos Sinos

(17,5%), porém com maior participação das regiões onde está localizado o setor metal mecânico (Serra e Vale dos Sinos).

Figura 2

Distribuição espacial do emprego formal do Rio Grande do Sul por setor de atividade — 2013



FONTE DOS DADOS BRUTOS: MTE/RAIS.

A distribuição do emprego formal da agropecuária, por outro lado, é um pouco mais homogênea, tendo como destaque os COREDES Fronteira Oeste (17,2% do total), Sul (10,9%) e Campos de Cima da Serra (10,1%). Além dessas regiões, outras cinco participam com mais de 4,5% do total (Campanha, Alto Jacuí, Centro Sul, Metropolitano Delta do Jacuí e Serra).

## 2 Perfil do trabalhador médio gaúcho

Através dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE, é possível observar as características e o perfil do trabalhador médio gaúcho. Considerando as pessoas com idade superior a 15 anos e inferior a 65 anos, percebe-se que ele se tornou mais velho entre 2001 e 2013, e permaneceu com idade superior à média brasileira, o que está de acordo com a estrutura demográfica do Estado.

A escolaridade do trabalhador médio gaúcho registrada em 2013 foi de 10,5 anos, o que representa um aumento de 1,5 ano em relação a 2001. No Brasil, a escolaridade registrada em 2013 foi a mesma do Estado, porém o avanço foi maior (1,9 ano a mais do que 2001).

O salário médio real do trabalhador gaúcho aumentou 38,6% entre 2001 e 2013, ultrapassando a média brasileira, que avançou 34,0% no período. Enquanto em 2001, a renda média do trabalhador gaúcho era menor do que a brasileira (R\$ 1.097 no RS contra R\$ 1.103 no Brasil), em 2013, o salário médio no Estado, de R\$ 1.521, passou a ser 3,0% superior ao verificado no Brasil (R\$ 1.477).

Tabela 1

Indicadores do perfil do trabalhador médio no Rio Grande do Sul e no Brasil — 2001 e 2013

	RS		BR	
	2001	2013	2001	2013
Idade média	33,8	36,5	33,3	35,7
Horas trabalhadas na semana	41,5	41,1	42,7	40,3
Número de meses no emprego	63,7	72,6	64,3	69,4
Idade em que começou a trabalhar	14,3	15,6	14,3	15,6
Anos de estudo	9,0	10,5	8,6	10,5
Salário médio real	1.097,1	1.520,9	1.102,3	1.477,2
Proporção de trabalhadores com dois empregos ou mais	6,0	4,5	4,2	3,3
Proporção de estudantes	14,7	11,4	15,4	11,2
Proporção de mulheres	45,1	48,9	42,7	45,4
Horas de afazeres domésticos na semana	13,0	11,0	10,5	9,8
Grau de formalidade	74,9	82,0	70,2	78,9

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.

NOTA: Os dados consideram trabalhadores assalariados com idade superior ou igual a 15 anos e inferior a 65 anos.

Entre 2001 e 2013, houve uma redução dos trabalhadores gaúchos que têm mais de um emprego, passando de 6,0% do total de trabalhadores para 4,5%, movimento que também foi verificado no Brasil (4,2% para 3,3%). A expansão da renda do trabalho principal observada nos últimos anos pode ser uma das explicações para tal movimento, na medida em que torna desnecessária a procura por mais empregos a fim de complementar a renda.

As mulheres gaúchas são mais representativas no mercado de trabalho do que a média brasileira (48,9% contra 45,4% em 2013, respectivamente). Em ambos os casos, houve uma incorporação da mão de obra feminina no mercado de trabalho entre 2001 e 2013.

O grau de formalidade aumentou entre 2001 e 2013 tanto no Estado quanto no Brasil, tendo sido mantida a diferença entre ambos, com o Rio Grande do Sul apresentando mercado de trabalho mais formalizado do que o Brasil. Considera-se emprego informal o posto de trabalho no setor privado onde não há carteira de trabalho assinada.

### 3 Expansão da renda do trabalhador gaúcho

Entre 2001 e 2013, o trabalhador gaúcho viu sua renda crescer, em média, 38,6% acima da inflação, superando a variação vista no Brasil no mesmo período (34,0%). Nesse espaço de tempo, houve elevação da renda em todos os níveis salariais, com destaque para as faixas mais baixas. O percentil 25 de rendimentos (aquele que separa os trabalhadores 25% que ganham menos) passou

de R\$ 485,00 para R\$ 800,00 no Rio Grande do Sul, apresentando um aumento real de 65,1% (preços de setembro de 2013). Já os trabalhadores dos percentis de renda 75 e 99 tiveram reajustes de salários inferiores ao crescimento médio da renda. No Brasil, esse processo também ocorreu, tendo as faixas mais baixas uma elevação ainda mais expressiva (78,8%).

Tabela 2

Salário real por faixa de renda no Rio Grande do Sul e Brasil — 2001 e 2013

	RS		BR	
	2001	2013	2001	2013
Percentil 25 da renda	485	800	379	678
Percentil 50 da renda	714	1.017	632	1.000
Percentil 75 da renda	1.159	1.600	1.159	1.500
Percentil 99 da renda	7.374	9.400	8.427	10.000
<b>Média</b>	<b>1.097</b>	<b>1.521</b>	<b>1.103</b>	<b>1.477</b>

FONTES DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.

NOTA: Valores em reais de setembro de 2013.

O crescimento mais acentuado dos rendimentos das faixas mais baixas em relação à média e às faixas mais altas de salários teve um importante papel na redução da desigualdade de renda observada nos anos 2000.

Gráfico 1

Varição real do salário por percentil de renda no Rio Grande do Sul — 2013

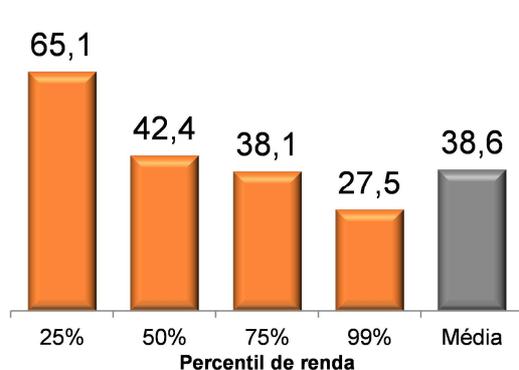
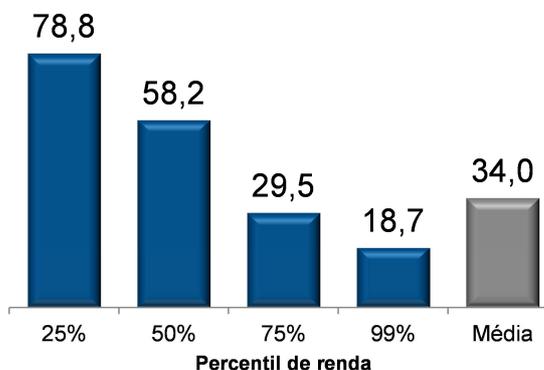


Gráfico 2

Varição real do salário por percentil de renda no Brasil — 2013



FONTES DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.

### 3.1 Renda e nível de escolaridade

A educação do trabalhador medida em anos de estudo é um dos determinantes do seu salário. Por um lado, a educação pode ser entendida como forma de capital, chamada de capital humano. Investimentos realizados pelos trabalhadores para seu aperfeiçoamento aumentam a capacidade produtiva dos mesmos, o que, por sua vez, tende a se traduzir em aumentos de salários. Por outro lado, trabalhadores naturalmente mais habilidosos e, portanto, naturalmente mais produtivos, também adquirem mais capital humano, isto é, têm maior escolaridade.

Nesta subseção estimamos o retorno da escolaridade para o Brasil e Rio Grande do Sul em 2013 a partir de uma regressão minceriana. O modelo econométrico a ser estimado é:

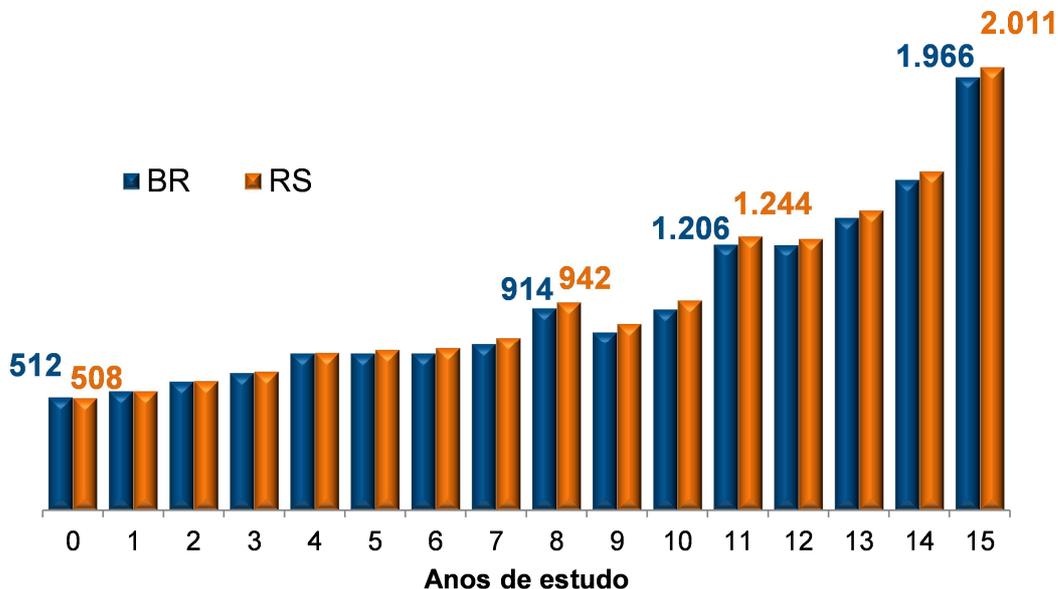
$$\ln s_i = \alpha_0 + \alpha_1 A_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Onde  $\ln s_i$  é o logaritmo natural do salário dos indivíduos,  $A_i$  representa os anos de estudos completados pelos indivíduo; e  $X_i$  são variáveis de controle que dizem respeito às outras características dos indivíduos. O coeficiente  $\alpha_1$  captura o retorno de um ano a mais de estudo. Uma vez estimado o retorno, calculou-se o retorno médio real de cada ano de estudo.

Tanto no Rio Grande do Sul quanto no Brasil, em média, a renda do trabalhador é maior para níveis de escolaridade mais altos. No Estado, o retorno médio real de cada ano de estudo nos salários observado em 2013 foi de 9,0%, muito próximo ao do Brasil (8,8%).

Gráfico 3

Renda média real, em reais, por nível de escolaridade no Rio Grande do Sul e Brasil — 2013

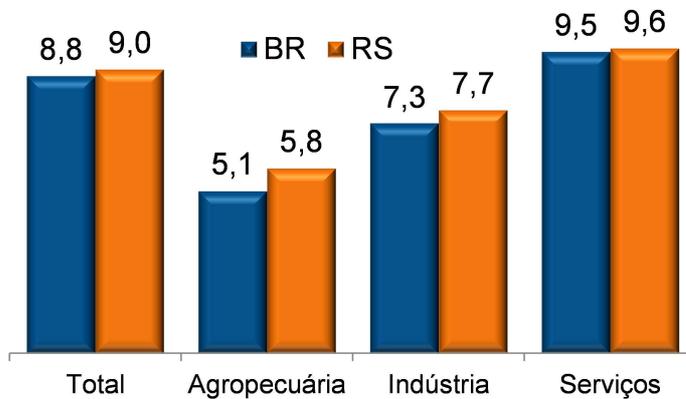


FORNE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.

Em todas as atividades econômicas, o retorno médio salarial de cada ano de estudo é maior para os trabalhadores gaúchos do que para os brasileiros. O retorno médio de um ano adicional de estudo no setor serviços é maior do que nas demais atividades, tanto no Estado (9,6%) como no Brasil (9,5%).

Gráfico 4

Retorno médio de um ano de estudo adicional na renda,  
em percentual, por atividade econômica  
no Rio Grande do Sul e no Brasil — 2013



FORNTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.

A taxa de retorno da escolaridade dos trabalhadores observada no Brasil (8,8%) assemelha-se à da América Latina nos anos 2000 (9,2%); é superior à registrada na Europa (7,4%) e inferior à observada nos Estados Unidos (13,3% em 2010), de acordo com Estudo do Banco Mundial<sup>1</sup>.

### 3.2 Diferencial de salários entre homens e mulheres

Nesta seção vamos estudar o diferencial de salário existente entre homens e mulheres. Para tanto, utilizaremos o método de decomposição Oaxaca-Blinder. Ele nos permite separar o diferencial de salário entre a parcela resultante das diferenças nas características observadas dos indivíduos e o resultante de fatores não observados (dentro do qual estaria, de acordo com a vasta literatura escrita sobre o assunto<sup>2</sup>, o componente de discriminação existente no mercado de trabalho, i.e., aquele praticado pela contratante da mão de obra ao pagar um salário menor exclusivamente por causa do gênero do indivíduo).

Para decompor o efeito, o primeiro passo é estimar as regressões lineares dos logaritmos dos salários para cada gênero separadamente:

$$Y_{ig} = \alpha_g + X_{ig}\beta_g + u_{ig}$$

onde  $Y_{ig}$  é o logaritmo do salário do indivíduo  $i$  do tipo  $g \in \{h, m\}$ ;  $\alpha_g$  é o intercepto;  $X_{ig}$  é o vetor de características observadas do indivíduo  $i$  de tipo  $g$ ;  $\beta_g$  é o vetor dos coeficientes de interesse do tipo  $g$ ; e  $u_{ig}$  é o termo de erro. Após a estimação, obtemos as esperanças de ambas equações:

$$\bar{Y}_h = \hat{\alpha}_h + \bar{X}_h\hat{\beta}_h \quad (2)$$

$$\bar{Y}_m = \hat{\alpha}_m + \bar{X}_m\hat{\beta}_m \quad (3)$$

<sup>1</sup> Montenegro e Patrinos (2014).

<sup>2</sup> Para estudar mais a fundo a literatura, ver Oaxaca (1973), Blinder (1973) e Salardi (2012).

O próximo passo é obter o diferencial bruto dos valores médios estimados fazendo a diferença entre (2) menos (3). Obtém-se, então:

$$(\bar{Y}_h - \bar{Y}_m) = \Delta Y = (\hat{\alpha}_h - \hat{\alpha}_m) + (\bar{X}_h \hat{\beta}_h - \bar{X}_m \hat{\beta}_m) \quad (4)$$

Em seguida, adiciona-se e subtrai-se o termo  $\bar{X}_m \hat{\beta}_h$  à equação (4). Rearranjando os termos, obtém-se:

$$\Delta Y = (\bar{X}_h - \bar{X}_m) \hat{\beta}_h + [\bar{X}_m (\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_m) + (\hat{\alpha}_h - \hat{\alpha}_m)] \quad (5)$$

Similarmente, podemos obter:

$$\Delta Y = (\bar{X}_h - \bar{X}_m) \hat{\beta}_m + [\bar{X}_h (\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_m) + (\hat{\alpha}_h - \hat{\alpha}_m)] \quad (6)$$

Em cada uma das equações (5) e (6) é possível identificar o componente do diferencial que é explicado pelas médias das características observáveis (primeiro elemento à direita da igualdade) e o componente não explicado (segundo e terceiro elementos à direita da igualdade).

Note que, pelas equações (5) e (6), se as mulheres tivessem as mesmas características observáveis dos homens,  $\bar{X}_m = \bar{X}_h$ , então a diferença observável, o primeiro termo, seria igual a zero, e todo o diferencial de salários viria de características não observáveis: a diferença no intercepto e nos betas, i.e., a resposta dos salários de cada grupo às suas características observáveis. Como já foi dito anteriormente, é esse efeito — que não é dado pelas diferenças entre  $\bar{X}_m$  e  $\bar{X}_h$  — que a literatura de discriminação de rendimentos no mercado de trabalho comumente associa, pelo menos em parte, à discriminação.

A diferença de rendimentos que se deve às características distintas observáveis entre os indivíduos não pode ser atribuída a um possível preconceito que o empregador tenha em relação a uma determinada característica individual. Por exemplo, anos de experiência é um fator que justifica um salário maior. Tudo o mais constante, se as mulheres têm, em média, menos anos de experiência que os homens, não se pode afirmar que os contratantes estão discriminando as mulheres ao pagar, em média, um salário proporcionalmente menor do que o que os homens recebem em função do diferencial médio de experiência.

### 3.2.1 Dados e estatísticas descritivas

Agora, descreveremos o banco de dados utilizado e apresentaremos as estatísticas descritivas da amostra. Como já mencionado, o banco de dados foi montado a partir dos microdados da PNAD de 2011, 2012 e 2013. As PNADs de 2011 e 2012 foram utilizadas na construção de uma das variáveis explicativas, qual seja, probabilidade que um indivíduo tem de sair da força de trabalho. Todas as demais variáveis explicativas foram construídas a partir de dados da PNAD de 2013.

A variável de salário utilizada foi “Rendimento mensal do trabalho principal” para pessoas de 10 ou mais anos de idade. Por sua vez, nossas variáveis podem ser divididas em cinco categorias: (i) características básicas, (ii) capital humano, (iii) estrutura familiar, (iv) perfil profissional, e (v) perfil do emprego.

**(i) Características Básicas:** neste grupo, se encontram quatro variáveis que dizem respeito às características físicas e à localização geográfica do indivíduo. As variáveis são as seguintes:

idade, idade ao quadrado<sup>3</sup>, uma *dummy* identificando a cor do indivíduo e outra variável indicadora para se ele vive ou não em uma região metropolitana.

**(ii) Capital Humano:** um importante previsor do salário de um indivíduo é o quanto de capital humano ele acumulou. Nesse sentido, utilizamos como medida de capital humano a variável construída da PNAD que reporta o número de anos de estudo que um indivíduo possui.

**(iii) Estrutura Familiar:** este grupo de variáveis tem por objetivo caracterizar a estrutura da família do indivíduo, bem como identificar seu papel na alocação de tempo dentro dela. As variáveis utilizadas para caracterizar a estrutura familiar são dez: uma *dummy* que indica se o indivíduo é solteiro ou não, número de horas dedicadas a afazeres domésticos e um conjunto de oito variáveis categóricas identificando o tipo de família. A *dummy* solteiro indica se o estado civil da pessoa é “solteiro”; a variável de horas dedicadas a afazeres domésticos é originada da PNAD, mais especificamente, da pergunta “Número de horas que dedicava normalmente por semana aos afazeres domésticos”. Por fim, o conjunto das oito variáveis identificando o tipo de família do indivíduo é obtido a partir da variável “Tipo de família para todas as unidades domiciliares” para a qual existem oito valores: (1) casal sem filhos, (2) casal com todos os filhos menores de 14 anos, (3) casal com todos os filhos de 14 anos ou mais, (4) casal com filhos menores de 14 anos e de 14 anos ou mais, (5) mãe com todos os filhos menores de 14 anos, (6) mãe com todos os filhos de 14 anos ou mais, (7) mãe com filhos menores de 14 anos e de 14 anos ou mais, e (8) outros tipos de família.

**(iv) Perfil Profissional:** aqui, as variáveis buscam definir a trajetória de inserção no mercado de trabalho do indivíduo. Mais especificamente, tais variáveis capturam a “experiência profissional” do homem ou mulher em questão, o que também é identificado pela literatura como um importante determinante do salário. As variáveis utilizadas são três: idade em que começou a trabalhar, idade em que começou a trabalhar ao quadrado e probabilidade de interromper a carreira profissional em um determinado ano. As variáveis de idade em que o indivíduo começou a trabalhar foram construídas a partir da pergunta da PNAD “Idade com que começou a trabalhar”. A probabilidade de interromper a carreira profissional foi construída da seguinte forma: utilizando os dados das PNADs de 2011 e 2012, criamos grupos a partir das seguintes características: idade, gênero e número de filhos. Em seguida, para cada ano, calculamos a proporção dos indivíduos de cada grupo que estão fora da População Econômica Ativa (PEA). Finalmente, tiramos a média entre 2011 e 2012. Tal variável é uma *proxy* para a probabilidade que um indivíduo associado a um determinado grupo tem de sair da força de trabalho em 2013.

**(v) Perfil do Emprego:** este grupo de variáveis captura as características do emprego em que o indivíduo atualmente se encontra. As variáveis são seis: *dummy* que indica se o indivíduo é sindicalizado, *dummy* que indica se o indivíduo tem emprego formal (se é um assalariado com carteira assinada), número de anos naquele emprego, número de horas trabalhadas na semana, proporção de mulheres que trabalham naquele tipo de ocupação e proporção de mulheres que trabalham naquele tipo de atividade. As proporções de mulheres nas ocupações e atividades capturam suas escolhas de carreira.

---

<sup>3</sup> A idade captura experiência do indivíduo, impactando positivamente no seu rendimento. O efeito da experiência no salário, contudo, cresce a taxas decrescentes, fato que pode ser capturado através da elevação da idade ao quadrado.

A Tabela 3 mostra as médias das variáveis descritas acima separadas entre homem e mulher. O total de indivíduos é 100.207, dos quais 43,6% são mulheres — percentual que se assemelha ao de mulheres ocupadas em 2013. Ao analisarmos a Tabela 3, percebemos que as médias das variáveis para ambos os sexos são bastante diferentes entre si. Em primeiro lugar, vemos que os homens ganham, em média, cerca de 20,8% mais do que as mulheres. Além disso, pode-se destacar que as mulheres são mais escolarizadas que os homens: elas possuem, em média, 10,7 anos de estudo (contra 9,17 dos homens). Outra diferença importante é a média de horas dedicadas a afazeres domésticos: as mulheres dedicam, em média, em torno de três vezes mais horas para afazeres domésticos do que os homens. Observando as variáveis que mostram os percentuais de mulheres nas ocupações e atividades dos indivíduos, percebemos que as mulheres tendem a se concentrar em atividades e ocupações específicas. Em média, as ocupações e as atividades escolhidas pelas mulheres têm uma proporção de 68% e 63% de indivíduos do gênero feminino, respectivamente. Por último, cabe destacar que a probabilidade de interromper a carreira profissional é muito maior para o gênero feminino. Em particular, as mulheres têm, em média, 35,1% de chance de interromper a carreira profissional (contra 14,7% dos homens).

Tabela 3

Recorte selecionado de característica de homens e mulheres no Brasil — 2013

	Homens	Mulheres
Renda média do trabalho principal (R\$)	1.432,9	1.186,0
<b>Características básicas</b>		
Idade média (anos)	34,5	35,8
Proporção de não brancos (%)	58,2	52,7
Proporção de residentes em regiões metropolitanas (%)	30,3	36,2
<b>Capital humano</b>		
Média de anos de estudo	9,2	10,7
<b>Perfil profissional</b>		
Idade média em que começou a trabalhar (anos)	14,7	16,2
Probabilidade de interromper a carreira profissional no próximo ano (%)	14,7	35,2
<b>Perfil do emprego</b>		
Proporção de sindicalizados (%)	13,0	12,6
Proporção de informais (%)	22,8	27,5
Número médio de horas trabalhadas na semana	41,8	37,3
Número médio de anos no emprego	6,2	5,5
Proporção média de mulheres que trabalham na ocupação do indivíduo (%)	25,7	67,9
Proporção média de mulheres que trabalham na atividade do indivíduo (%)	27,9	63,2
<b>Estrutura familiar</b>		
Número médio de horas dedicadas a afazeres domésticos	4,6	15,7
Tipo de família (%)		
Casal sem filhos	12,9	10,5
Casal com todos os filhos menores de 14 anos	19,7	13,2
Casal com todos os filhos de 14 anos ou mais	23,9	19,1
Casal com filhos menores de 14 anos e de 14 anos ou mais	10,6	7,7
Mãe com todos os filhos menores de 14 anos	0,2	8,4
Mãe com todos os filhos de 14 anos ou mais	11,0	21,4
Mãe com filhos menores de 14 anos e de 14 anos ou mais	1,4	4,8
Outros tipos de família	20,3	14,9
<b>Total da amostra</b>	<b>56.585</b>	<b>43.618</b>

FONTES DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.

### **3.2.2 Resultados**

Os resultados da decomposição do diferencial de salários entre homens e mulheres observado em 2013 podem ser vistos na Tabela 4, considerando tanto a equação (4) quanto a equação (5). Para fins de análise optou-se, nesse relatório, pelo grupo de referência dos homens, i.e., equação (5). O diferencial das previsões dos logaritmos dos salários é de 0,202, o que pode ser interpretado como um diferencial salarial de 20,2% entre homens e mulheres. Segundo a Tabela 4, dos 20,2% de diferencial, 13,5 pontos percentuais (p.p.) são explicados pelas diferenças nas características individuais, ou seja, aproximadamente dois terços (66,8%) do diferencial salarial se devem às covariadas utilizadas no exercício empírico. Portanto, apenas 6,7 p.p dizem respeito a fatores não observados.

Tabela 4

## Decomposição do diferencial de renda entre homens e mulheres observado no Brasil — 2013

<b>Resultados</b>				
Previsão do Log do Salário - Homens	6.905*** (0.000)			
Previsão do Log do Salário - Mulheres	6.703*** (0.000)			
Diferença	0.202*** (0.000)			
	<b>Considerando equação (5)</b>		<b>Considerando equação (4)</b>	
<b>Coefficientes das variáveis explicativas</b>	<b>Componente Explicado</b>	<b>Componente Não Explicado</b>	<b>Componente Explicado</b>	<b>Componente Não Explicado</b>
<b>Características básicas</b>				
Idade	-0.0400*** (0.000)	-0.302*** (0.000)	-0.0510*** (0.000)	-0.291*** (0.000)
Idade ao quadrado	0.0223*** (0.000)	0.156*** (0.000)	0.0319*** (0.000)	0.146*** (0.000)
Não Branco	-0.0105*** (0.000)	-0.000575*** (0.003)	-0.0104*** (0.000)	-0.000635*** (0.003)
Região Metropolitana	-0.00992*** (0.000)	-0.0137*** (0.000)	-0.0121*** (0.000)	-0.0115*** (0.000)
<b>Capital humano</b>				
Anos de Estudo	-0.123*** (0.000)	-0.0284*** (0.000)	-0.127*** (0.000)	-0.0243*** (0.000)
<b>Perfil profissional</b>				
Idade em que Começou a Trabalhar	-0.0535*** (0.000)	-0.112*** (0.000)	-0.0637*** (0.000)	-0.101*** (0.000)
Idade em que Começou a Trabalhar ao Quadrado	0.0375*** (0.000)	0.0238*** (0.000)	0.0419*** (0.000)	0.0193*** (0.000)
Propabilidade de Interromper a Carreira	0.112*** (0.000)	-0.0695*** (0.000)	0.0715*** (0.000)	-0.0290*** (0.000)
<b>Perfil do emprego</b>				
Sindicalizado	0.000298*** (0.000)	-0.00906*** (0.000)	0.000563*** (0.000)	-0.00932*** (0.000)
Setor Informal	0.00894*** (0.000)	-0.00377*** (0.000)	0.00829*** (0.000)	-0.00312*** (0.000)
Número de Horas Trabalhadas	0.0627*** (0.000)	-0.112*** (0.000)	0.0761*** (0.000)	-0.126*** (0.000)
Número de Anos no Emprego Atual	0.00113*** (0.000)	-0.0372*** (0.000)	0.00631*** (0.000)	-0.0424*** (0.000)
Percentuais de Mulheres que trabalham na Ocupação do Indivíduo	0.0301*** (0.000)	0.0781*** (0.000)	0.0787*** (0.000)	0.0295*** (0.000)
Percentuais de Mulheres que trabalham na Atividade do Indivíduo	0.0243*** (0.000)	-0.000398 (0.537)	0.0241*** (0.000)	-0.000176 (0.537)
<b>Estrutura familiar</b>				
Número de Horas Dedicadas a Afazeres Domésticos	0.0482*** (0.000)	0.0469*** (0.000)	0.0814*** (0.000)	0.0136*** (0.000)
Solteiro	-0.0122*** (0.000)	-0.0488*** (0.000)	-0.00675*** (0.000)	-0.0542*** (0.000)
Casal sem filhos	0.00285*** (0.000)	0.00657*** (0.000)	0.00136*** (0.000)	0.00806*** (0.000)
Casal com todos os filhos menores de 14 anos	0.00469*** (0.000)	0.00537*** (0.000)	0.00205*** (0.000)	0.00801*** (0.000)
Casal com todos os filhos de 14 anos ou mais	0.000830*** (0.000)	0.0105*** (0.000)	-0.00180*** (0.000)	0.0131*** (0.000)
Casal com filhos menores de 14 anos e de 14 anos ou mais	0.00409*** (0.000)	0.0111*** (0.000)	-0.000107*** (0.000)	0.0153*** (0.000)
Mãe com todos os filhos menores de 14 anos	0.00937*** (0.000)	-0.00697*** (0.000)	0.00260*** (0.000)	-0.000205*** (0.000)
Mãe com todos os filhos de 14 anos ou mais	0.00695*** (0.000)	-0.00658*** (0.000)	0.00376*** (0.000)	-0.00339*** (0.000)
Mãe com filhos menores de 14 anos e de 14 anos ou mais	0.00118*** (0.000)	-0.000785*** (0.000)	0.000632*** (0.000)	-0.000233*** (0.000)
Outros tipos de família	0.00651*** (0.000)	0.0100*** (0.000)	0.00291*** (0.000)	0.0136*** (0.000)
Constante		0.470*** (0.000)		0.470*** (0.000)
<b>Totais em porções do Diferencial</b>	<b>0.135***</b> (0.000)	<b>0.0676***</b> (0.000)	<b>0.161***</b> (0.000)	<b>0.0412***</b> (0.000)
<b>Totais em termos percentuais do diferencial total</b>	<b>66,8%</b>	<b>33,5%</b>	<b>79,7%</b>	<b>20,4%</b>
<b>Número de Observações</b>	<b>100.203</b>		<b>100.203</b>	

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.

As características observadas podem ser divididas em dois grupos: i) as que contribuem para que o salário do homem seja maior do que da mulher e ii) as que contribuem para que o salário da mulher seja maior do que do homem. O saldo desses dois grupos dá a parcela explicada do diferencial de salário entre os gêneros. No primeiro grupo, ou seja, dentre as variáveis que contribuem para o aumento do diferencial de salários, podemos destacar a probabilidade de interromper a carreira profissional — maior para as mulheres, em média, como visto na Tabela 3 —, que contribui com cerca de 11,2 p.p. para o diferencial de salários estimado. Além disso, o número de horas trabalhadas na semana impacta o diferencial com outros 6,3 p.p. As mulheres têm, em média, uma jornada de trabalho menor do que a dos homens, e tal composição acarreta no aumento do diferencial em favor do gênero masculino.

Além disso, outro fator relevante que contribui no sentido de aumentar o diferencial salarial entre homens e mulheres parece ser o número de horas dedicadas a afazeres domésticos. Conforme foi visto na seção anterior, mulheres gastam mais tempo do seu dia com tarefas domésticas em comparação com os homens, e esse cenário faz com que seus rendimentos sejam menores. A contribuição para o aumento do diferencial dessa variável é de 4,8 p.p.

Ainda na Tabela 4, podemos observar que a concentração das mulheres em ocupações e atividades distintas das dos homens auxilia para que a diferença de salários seja maior em 3,0 p.p. e 2,4 p.p., respectivamente. Esses resultados parecem mostrar que as mulheres tendem a se concentrar em ocupações e atividades que remuneram, em média, menos.

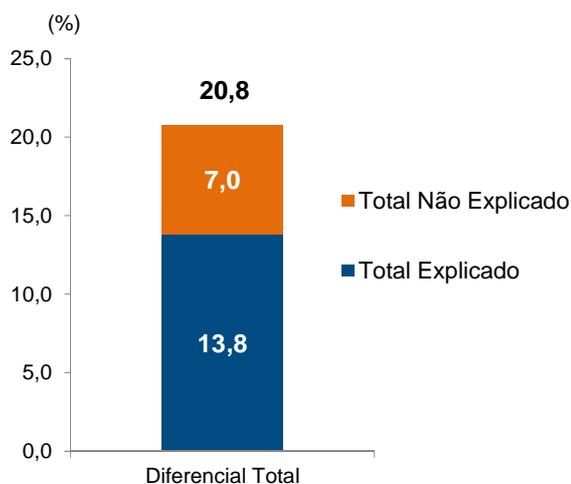
Quando olhamos para as variáveis que contribuem para a redução do diferencial, ou seja, para que o hiato salarial entre homens e mulheres seja menor (segundo grupo), vemos que a que mais contribui para isso é a variável de anos de estudo. Tal variável reduz o diferencial em cerca de 12,3 p.p.. De fato, as mulheres na amostra apresentam um nível de escolaridade mais elevado e, como educação está correlacionada com a renda, tal diferença contribui para redução do hiato. Outra variável que tem importante contribuição para a redução da diferença salarial entre homens e mulheres é a idade em que começou a trabalhar. Tal variável contribui negativamente para o hiato em 5,4 p.p..

Considerando a agregação em cada perfil, percebemos que em três deles o efeito auxilia para que salário dos homens seja maior, e em dois deles, o contrário ocorre. O perfil do emprego das mulheres contribui com 12,7 p.p. para a diferença de salários existente entre os homens e as mulheres, enquanto o perfil profissional responde por 9,6 p.p. e a estrutura familiar, 7,2 p.p.. No segundo grupo, cabe destacar as características básicas (-3,8 p.p.) e o capital humano (-12,3 p.p.), afinal as mulheres estudam mais.

Em 2013, os homens ganharam, em média, 20,8% a mais do que as mulheres no Brasil. Utilizando as mesmas proporções relativas entre as variáveis usadas no estudo, pode-se afirmar que desse diferencial, 13,8 p.p. podem ser explicados pelas variáveis observáveis enquanto 7,0 p.p. não se justificam pelos elementos considerados. Ou seja, se os homens e mulheres tivessem exatamente as mesmas características em todos os perfis considerados na análise, ainda assim as mulheres ganhariam 7,0% a menos do que homens por alguma razão que não se pode observar ou alguma característica que não foi contemplada no estudo.

Gráfico 5

Decomposição do diferencial de salários entre homens e mulheres no Brasil — 2013

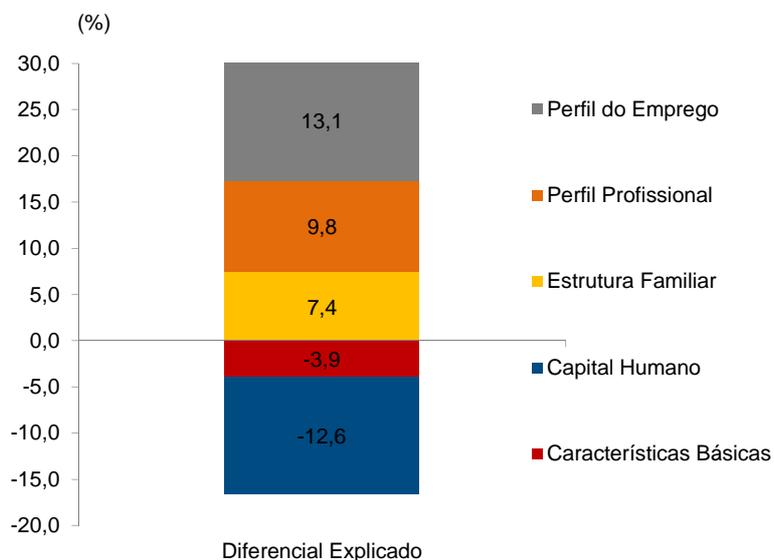


FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.

A parcela explicada pelas variáveis observadas (13,8 p.p.) resulta do efeito líquido entre as características que agem no sentido de ampliar o diferencial de salários (perfil do emprego, perfil profissional e estrutura familiar, que contribuem para que o diferencial seja a favor dos homens em 30,4%) e aquelas que auxiliam para que esse diferencial não seja tão elevado (características básicas e capital humano que, juntas, fazem o hiato de salários ser menor em 16,6%).

Gráfico 6

Características condicionantes da diferença de salário entre homem e mulher no Brasil — 2013



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.

## 4 Evolução da mão de obra no Rio Grande do Sul

A população em idade ativa (PIA), que compreende as pessoas com idade igual ou superior a 15 anos e inferior a 65 anos, somou, em 2013, 7,8 milhões no Estado, o equivalente a 69,4% do total da população. Esse número representa a mão de obra potencial do Rio Grande do Sul, que apresentou tendência de aumento até 2010, estabilizando-se a partir de então. O mesmo comportamento foi observado no Brasil, cujo percentual chegou a 68,9%.

Gráfico 7

Relação PIA e população, em percentual, do Rio Grande do Sul — 2001 - 2013

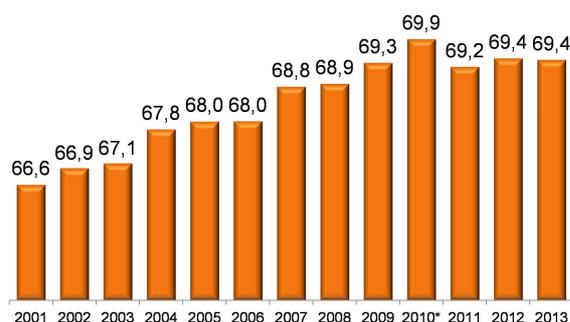
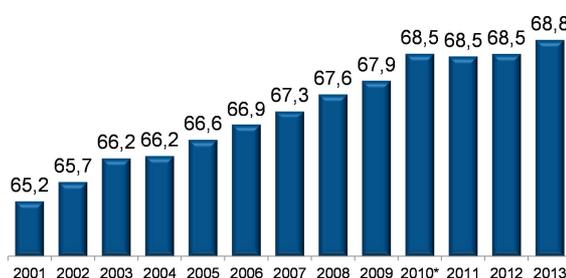


Gráfico 8

Relação PIA e população, em percentual, do Brasil — 2001 - 2013



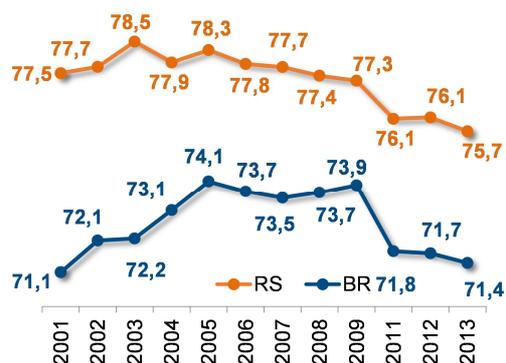
FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.  
NOTA: Os dados de 2010 consideram o Censo.

**A População Economicamente Ativa (PEA)**, por outro lado, que compreende as pessoas ocupadas ou que estão à procura de emprego, mostrou retração como proporção da PIA no Estado. O bom momento econômico verificado nos anos 2000, traduzido em expansão dos salários dos trabalhadores brasileiros e gaúchos, gerou dois efeitos distintos nas escolhas dos indivíduos. O primeiro, chamado efeito-renda, dá-se quando o aumento da renda familiar permite que parte de seus membros se torne menos disposto a trabalhar. Por exemplo, jovens podem preferir dedicar-se apenas aos estudos, e pessoas de idade avançada podem aposentar-se. O segundo, chamado de efeito-substituição, diz respeito ao fato de que o aumento dos salários torna mais atrativo o ingresso na força de trabalho daqueles que não estariam dispostos a trabalhar por um salário menor.

Analisando a proporção entre a PEA e a PIA, percebe-se que houve, nos últimos anos, uma redução das pessoas mais jovens (com idade entre 15 e 20 anos) na força de trabalho, sinalizando que o primeiro efeito (renda) se sobrepôs ao segundo (substituição) no período.

Gráfico 9

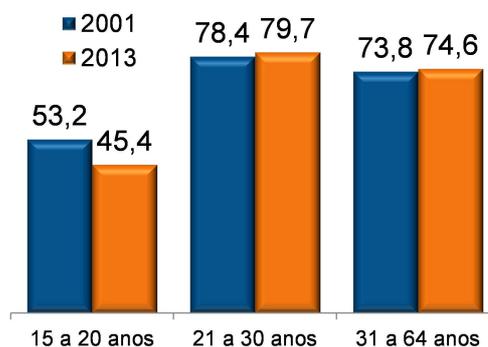
Evolução da População Economicamente Ativa, em percentual da PIA, RS e BR — 2001 - 2013



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.

Gráfico 10

Proporção de pessoas que participam da força de trabalho, por faixa etária, em percentual PEA/PIA) no RS — 2001 - 2013)



A população ocupada do Rio Grande do Sul cresceu 13,1% entre 2001 e 2013, passando de 5,0 milhões para 5,6 milhões de pessoas. Desse total, 3,8 milhões são empregados do setor público (646 mil) e privado (3,1 milhões).

## 4.1 Formalização do mercado de trabalho

A taxa de formalidade da economia gaúcha, quando se analisa o setor privado exclusivamente, ou seja, excluindo os funcionários públicos e militares da amostra, passou de 74,8% para 84,1% entre 2002 e 2013. O mesmo movimento foi verificado no Brasil, onde o percentual passou de 66,7% para 78,6% no mesmo período. Na Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA), a taxa de formalidade do setor privado é um pouco maior do que a do Estado, sendo de 84,6% em 2013.

Gráfico 11

Taxa de formalidade, em percentual, do setor privado no RS — 2002 e 2013

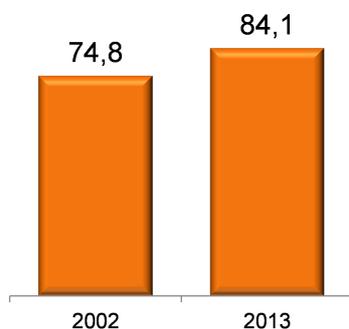


Gráfico 12

Taxa de formalidade, em percentual, do setor privado no Brasil — 2002 e 2013

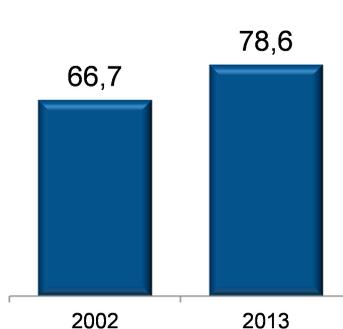
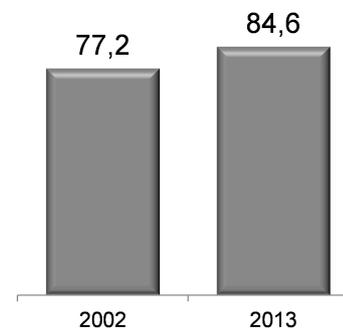


Gráfico 13

Taxa de formalidade, em percentual, do setor privado na RMPA — 2002 e 2013



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD. IBGE/PME.

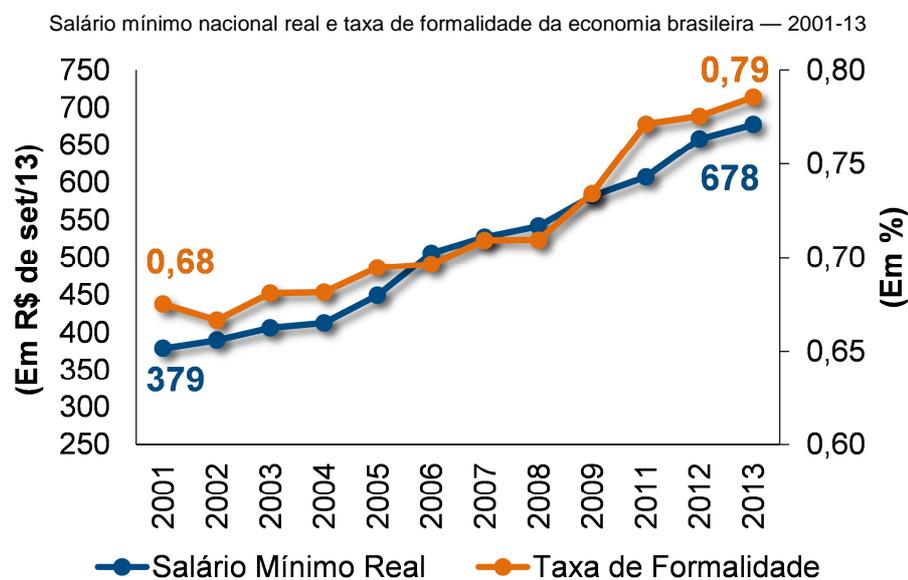
É importante destacar que, tanto para o Estado quanto para a RMPA, a taxa de formalidade poderia ser maior na ausência do salário mínimo nacional (SM) e do piso regional que vigora no Rio Grande do Sul para determinadas categorias estabelecidas em lei desde 2001. A seguir, será

estimado o efeito dessas políticas sobre o tamanho do mercado de trabalho formal nas ocupações e atividades contempladas na primeira faixa do piso regional na RMPA para os anos de 2002 e 2013.

#### 4.1.1 O Salário Mínimo e seu impacto no tamanho do setor formal do mercado de trabalho

Em princípio, uma forma de investigar o impacto de tais políticas é analisar a evolução do salário mínimo e o tamanho do setor formal do mercado de trabalho ao longo do tempo, assim como mostra o Gráfico 14. Uma análise superficial poderia concluir que, como ambas as séries estão subindo, parece que o salário mínimo a preços de setembro de 2013, tem impacto positivo sobre o tamanho do setor formal. No entanto, tal análise baseia-se no forte pressuposto de que o aumento do salário mínimo é independente, ou até não é correlacionado, com outras variáveis da economia que também afetam o nível de formalidade. O problema é que tal pressuposto parece não ser verdade.

Gráfico 14



FONTES DOS DADOS BRUTOS: IPEA. IBGE/PNAD.

NOTA: Valores de salário mínimo a preços de setembro de 2013.

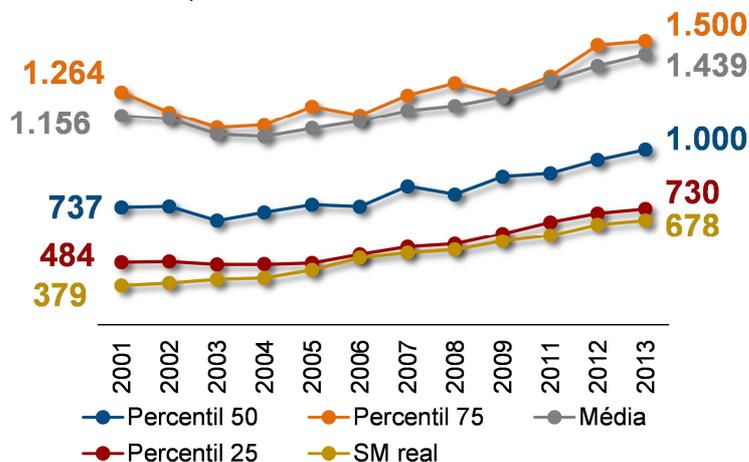
O gráfico abaixo mostra a evolução do rendimento real para diversas faixas de renda, bem como a evolução do salário mínimo nacional em termos reais. Como pode-se ver, este oscila acompanhando muito proximamente as demais faixas de rendimento. Ou seja, o salário mínimo é uma variável pró-cíclica, isto é, ele tende a aumentar quando a economia está aquecida, assim como as demais faixas de renda<sup>4</sup>. O nível de formalidade no mercado de trabalho também é uma variável que se eleva quando a economia está bem, especialmente porque, quando isso ocorre, a taxa de ocupação aumenta. Ou seja, uma terceira variável — o bom desempenho da economia — afeta positivamente tanto o nível do salário mínimo quanto o nível de formalidade e as demais faixas de

<sup>4</sup> De fato, desde 2005 o mínimo nacional está atrelado ao desempenho do PIB. Ademais, é natural que em uma economia aquecida o salário de equilíbrio, na ausência do mínimo, seja maior e, portanto, o impacto do mínimo, que é tanto maior quanto maior for a distância entre o valor dele e o salário de equilíbrio, será menor.

renda da economia. Por esse motivo, apenas explorar a variação no tempo é insuficiente para identificar a relação causal entre o mínimo e o tamanho do setor formal do mercado de trabalho.

Gráfico 15

Evolução do salário mínimo nacional real e rendimentos reais de salário, por faixa de renda no Brasil — 2001-13

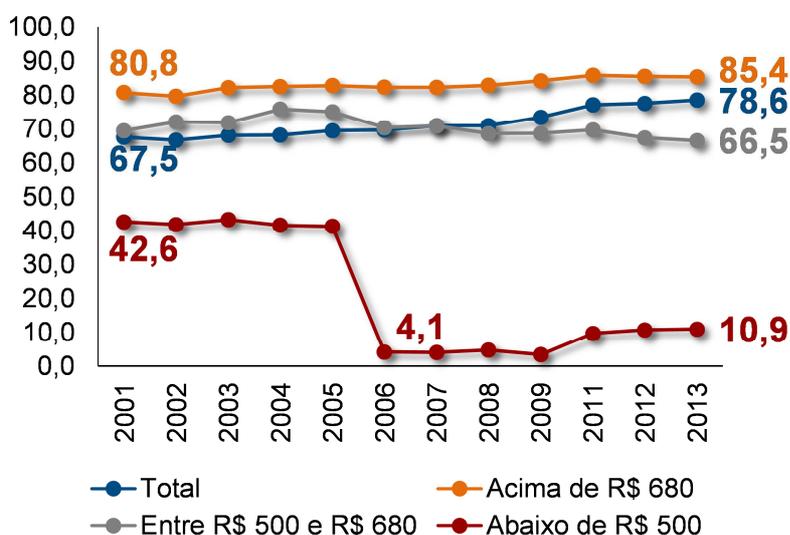


FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.  
NOTA: Todos os valores estão a preços de 2013.

Embora insuficiente para a identificação causal, a análise da evolução da formalidade ao longo tempo mostra algo muito interessante. O gráfico abaixo separa a taxa de formalização em quatro grupos: i) taxa de formalização total dos postos de trabalho; ii) taxa de formalização para postos de trabalho abaixo de 500 reais a preços de 2013; iii) taxa de formalização para postos de trabalho com renda entre 500 e 680 reais a preços de 2013; iv) taxa de formais que recebem acima de 680 reais a preços de 2013. Pode-se observar que as faixas de salário mais baixas apresentaram um declínio na taxa de formalização ao longo dos anos, enquanto na faixa mais alta observou-se um aumento na formalidade.

Gráfico 16

Salário mínimo nacional real e taxa de formalidade da economia brasileira — 2001-13



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.

A diferença entre as faixas mais baixas e mais alta pode ser explicada pela existência do salário mínimo. Por construção, nenhum trabalhador que recebe abaixo de um piso salarial atribuído à sua ocupação ou atividade pode ser formal (ter carteira assinada), logo, o nível do salário mínimo, bem como seus sucessivos aumentos, podem afetar a taxa de formalidade da economia. O efeito, no entanto, será mais sensível no grupo de postos de trabalho que pagam salários ao redor do salário mínimo vigente. O Gráfico 16 mostra justamente isso: 680 reais a preços de 2013 é um valor muito próximo ao valor do salário mínimo em 2013. Esse, por sua vez, se torna irrelevante para a determinação da formalidade quando se retrocede na série histórica, pois os salários mínimos naqueles anos iniciais são bem inferiores a 680 em preços de 2013. No entanto, na medida em que os anos se aproximam de 2013, os aumentos do piso salarial parecem afetar negativamente a taxa de formalidade no grupo de renda que ganha entre 500 e 680 a preços de 2013. Um comportamento similar é observado para a proporção de formais que recebem menos de 500 reais a preços de 2013. Para esse grupo, pode-se observar que a taxa de formalidade tem uma tendência de queda até 2005 e, então, a taxa cai abruptamente para valores mais baixos. O motivo para essa descontinuidade é que, em 2006, 500 reais a preço de 2013 se passou a ser um valor inferior ao do salário mínimo vigente.

Apesar do declínio da formalização nos níveis mais baixos de renda, a formalização total da economia aumentou entre 2001 e 2013. Isso ocorreu porque os declínios não foram suficientes para compensar a formalização que ocorreu nos valores de renda superiores, que não são afetados pelos valores dos pisos salariais que vigoraram até então.

Portanto, se faz necessária uma análise alternativa à comparação da evolução da taxa de formalidade e do valor do salário mínimo para que se possa inferir sobre o impacto deste sobre a primeira. A teoria microeconômica a respeito do mercado de fatores postula que o efeito de um preço mínimo depende da estrutura do mercado com que se está lidando. Por um lado, quando há concorrência no mercado de trabalho, de tal forma que a decisão de um empregador individual tem pouca influência sobre o salário vigente do mercado, uma política de salário mínimo causará um excesso de oferta no mercado de trabalho, i.e., desemprego. Em particular, nas economias emergentes, onde a presença do setor informal do mercado de trabalho é significativa, ao invés de ficar desempregado, o trabalhador pode acabar virando informal. Por outro lado, quando o demandante do fator de produção tem um poder de mercado significativo, i.e, tem a capacidade de afetar substancialmente o preço de mercado, uma política de salário mínimo tem o efeito de aumentar o emprego. Nesse sentido, os efeitos das políticas de mínimo precisam ser estimados empiricamente.

Idealmente, para medir o efeito causal de uma política, precisaríamos observar o mundo no qual tal política não foi implementada e o mundo em que ela foi. Em seguida, poderíamos comparar ambas as realidades e, então, inferir qual foi o real efeito causal da política. No caso em questão, precisaríamos observar qual seria o tamanho do setor formal do mercado de trabalho na ausência do mínimo e na presença do mesmo.

O problema é que nós só podemos observar um dos mundos de cada vez. Quando o salário mínimo está implementado, nós não conseguimos observar a situação do tamanho do setor formal do mercado de trabalho na ausência da política e vice-versa.

No caso em questão, ambos os mínimos estão implementados e, portanto, aquilo que não conhecemos é “como seria o tamanho do setor formal na economia na ausência do mínimo nacional e piso regional”, o que se chama de variável latente ou contrafactual. Tal variável precisa ser estimada de forma adequada para que a comparação com a realidade permita a correta identificação do impacto causal do mínimo e piso regional.

#### 4.1.1.1 Identificação do efeito causal a partir de um pressuposto testável

A metodologia de identificação utilizada neste relatório baseia-se em um único pressuposto: A probabilidade de um indivíduo ser formal é independente de seu salário. Formalmente, definimos  $s \in \{f, i\}$  como o setor no qual o trabalhador se encontra, onde  $f$  é o setor formal e  $i$  o setor informal. O trabalhador, formal ou informal, pode estar em uma situação onde existe salário mínimo ou em uma situação onde não existe salário mínimo. Portanto, definimos ainda  $s(0)$  como sendo o setor do trabalhador formal na ausência do mínimo e  $s(1)$  como sendo o setor do trabalhador formal na presença do mínimo. Por último, temos as seguintes probabilidades:

$$P(s(0)), P(s(1)) \tag{7}$$

$$P(s(0)|w \geq sm), P(s(1)|w \geq sm) \tag{8}$$

$$P(s(0)|w < sm), P(s(1)|w < sm) \tag{9}$$

Os elementos em (7) são as probabilidades do trabalhador estar no setor  $s$  na ausência e na presença do salário mínimo, respectivamente. Os elementos em (8) por sua vez, são as probabilidades do trabalhador estar no setor  $s$  dado que seu salário,  $w$ , é maior do que o valor do salário mínimo vigente,  $sm$ . Finalmente, os elementos em (9) são as probabilidades do trabalhador estar no setor  $s$  dado que seu salário é menor do que o mínimo vigente. A hipótese de identificação é que  $P(s(0) = f) = P(s(0) = f|w) = P(s(1) = f|w \geq sm)$ . A probabilidade  $P(s(1) = f|w)$  é observável e, portanto, podemos testar a hipótese de identificação.

Os Gráficos 17, 18 e 19 explicam como, a partir da hipótese de identificação, é possível estimar o efeito das políticas de mínimo. O Gráfico 17 mostra a probabilidade teórica de um indivíduo ser formal dado seu salário na ausência do salário mínimo. Sob a hipótese de identificação, note que a probabilidade é constante.

Por sua vez, o Gráfico 18 mostra a mesma probabilidade teórica dado o salário, mas dessa vez em um mundo onde o salário mínimo existe. Sob a hipótese de identificação, o que o salário mínimo faz é criar uma descontinuidade na probabilidade teórica no salário igual ao mínimo. Agora, todos os indivíduos que recebem uma quantia menor são, por construção, trabalhadores informais, i.e., não tem carteira assinada. Por outro lado, os indivíduos que ganham o mínimo ou um valor superior continuam com a mesma probabilidade de ser formal, 0,8 no nosso exemplo.

Gráfico 17

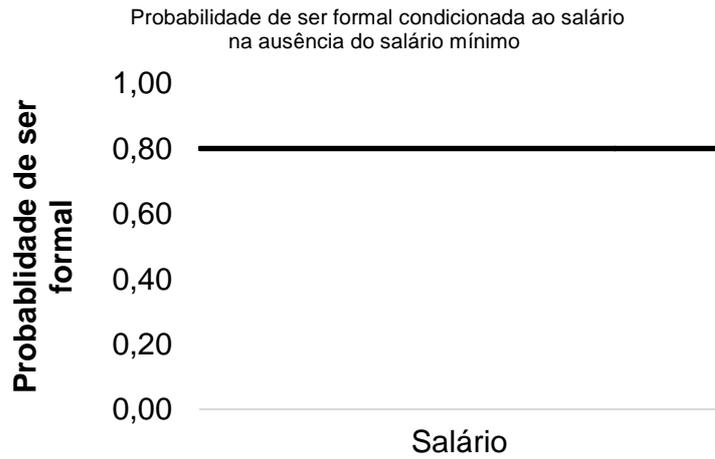


Gráfico 18

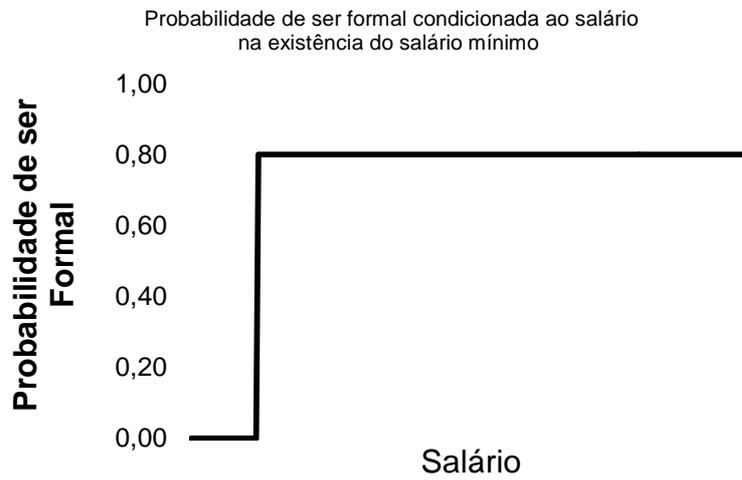
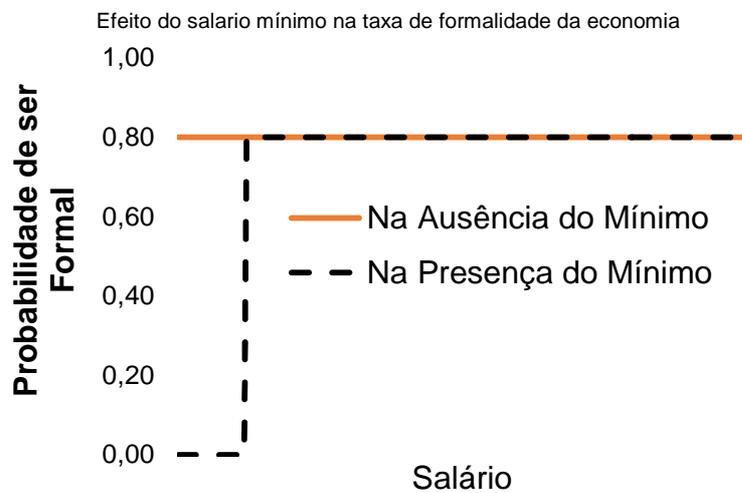


Gráfico 19



Combinados, os Gráficos 17 e 18 nos dão o efeito da política de mínimo. Este efeito pode ser visto no Gráfico 19. Trata-se da área azul ponderada pela proporção total de pessoas que recebem na faixa salarial que vai de “zero” até o salário mínimo. Formalmente, o efeito da política é:

$$Efeito = \int_0^{sm} [P(s(1) = f | w \geq sm) - P(s(1) = i | w < sm)] f(w) dw$$

onde  $f(w)$  é a função de densidade de probabilidade do salário.

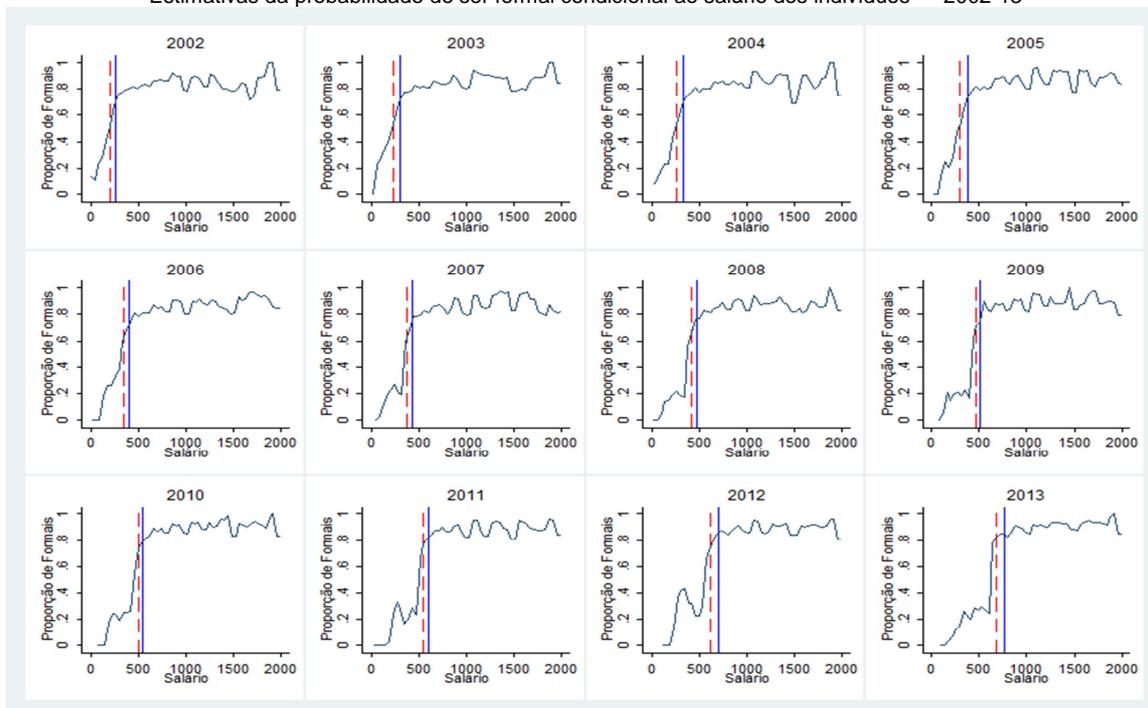
#### 4.1.1.2 Estimando os efeitos do mínimo e do piso regional

Nesta subseção, buscamos identificar o efeito causal do mínimo regional e nacional no tamanho do setor formal do mercado de trabalho. Em particular, foi estimado o impacto de ambas as políticas no tamanho do setor formal da região metropolitana de Porto Alegre para dos anos de 2002 até 2013. O impacto foi estimado usando dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME), considerando apenas os indivíduos que tinham ocupações e exerciam atividades que se enquadravam nas categorias da primeira faixa do piso regional, i.e., o menor valor.

O Gráfico 20 mostra estimativas não paramétricas da probabilidade de ser formal dada o salário dos indivíduos para os anos de 2002 até 2013 na região metropolitana de Porto Alegre. Em todos os anos é possível observar que a probabilidade de ser formal à direita do piso regional é praticamente constante. Ao redor do mínimo e do piso, no entanto, há uma descontinuidade na probabilidade de ser formal.

Gráfico 20

Estimativas da probabilidade de ser formal condicional ao salário dos indivíduos — 2002-13

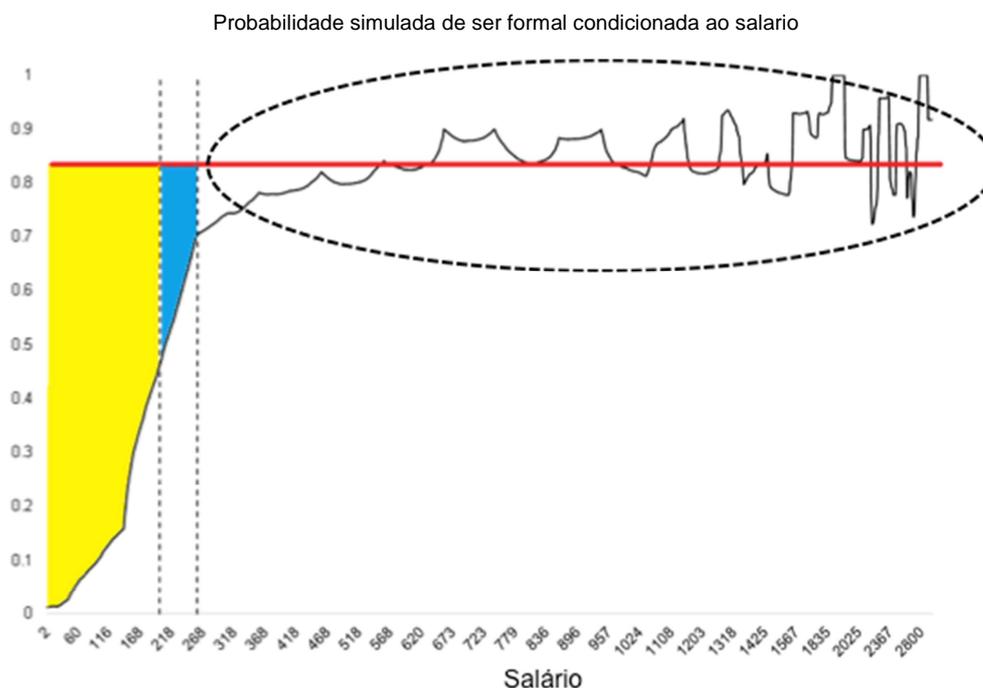


FORNE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PNAD.

Quando há duas políticas de salário mínimo, como é o caso do Rio Grande do Sul, onde está localizada a região metropolitana de Porto Alegre, é possível decompor o efeito das duas políticas. O

Gráfico 21 mostra a ideia por trás da decomposição. A faixa em destaque que está entre os valores do salário mínimo nacional e do piso regional (azul), ponderada pela população que ganha um salário dentro de tal intervalo, representa o efeito que o mínimo regional tem no tamanho do setor formal do mercado de trabalho.

Gráfico 21



A faixa que está em destaque entre o valor “zero” e o nível do salário mínimo nacional (amarelo), ponderada pela população de trabalhadores no mesmo intervalo, representa o efeito do mínimo nacional. Formalmente, temos:

$$EF_{pr} = \int_{sm}^{pr} [P(s(1) = f|w \geq pr) - P(s(1) = i|sm \leq w < pr)]f(w)dw \quad (10)$$

$$EF_{sm} = \int_0^{sm} [P(s(1) = f|w \geq pr) - P(s(1) = i|w < sm)]f(w)dw \quad (11)$$

$$Efeito\ Total = EF_{pr} + EF_{sm}$$

#### 4.1.1.3 Resultados

A tabela abaixo mostra os efeitos das políticas de salário mínimo (SM) nacional e do piso regional no mercado de trabalho formal para os anos de 2002 até 2013. A primeira coluna representa a parcela que seria adicionada ao tamanho do setor formal caso o piso regional não tivesse sido implementado. A segunda coluna mostra o impacto total, caso tanto o salário mínimo nacional quanto o piso regional não tivessem sido implementados, respectivamente. Os valores entre parêntesis são os desvios padrão calculados a partir do método *Bootstrap*.

Tabela 5

Estimativas de impacto dos salários mínimos nacional e regional sobre o tamanho do mercado de trabalho formal na RMPA — 2002-13

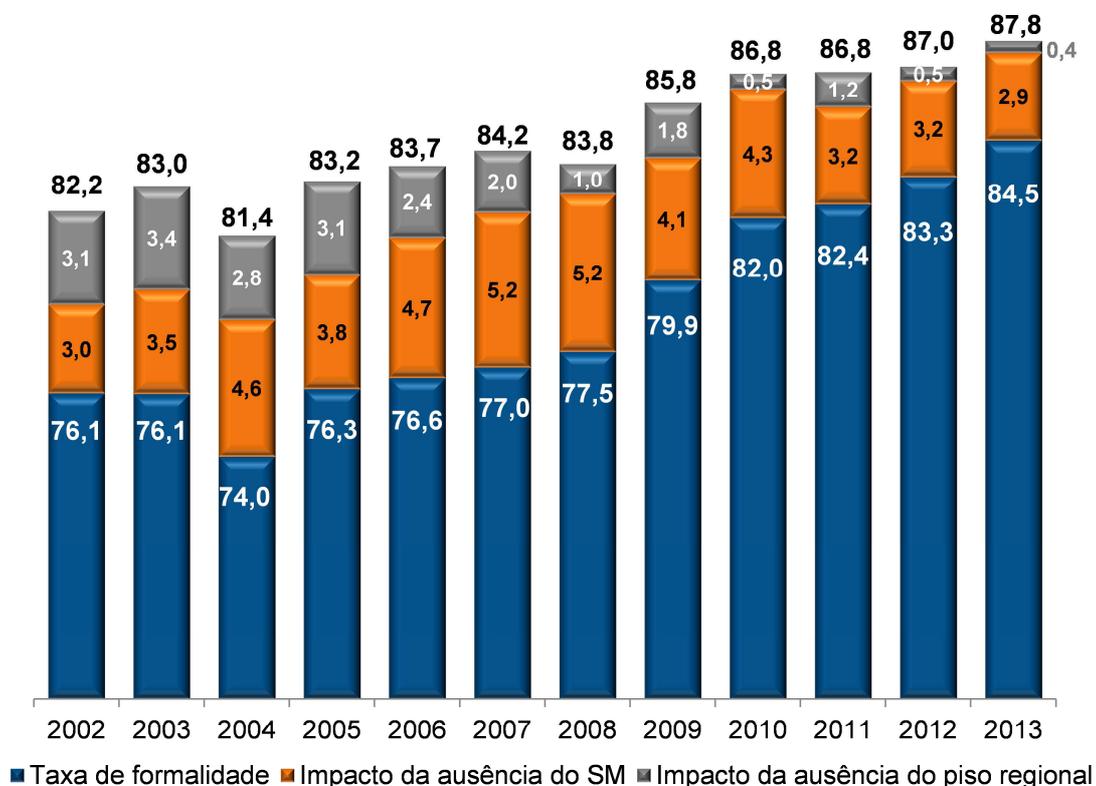
	<b>Impacto do Mínimo Regional</b>	<b>Impacto Total</b>
2002	0,031 (0,002)	0,061 (0,003)
2003	0,034 (0,003)	0,069 (0,005)
2004	0,028 (0,002)	0,073 (0,004)
2005	0,031 (0,002)	0,070 (0,003)
2006	0,024 (0,002)	0,071 (0,004)
2007	0,021 (0,002)	0,072 (0,004)
2008	0,010 (0,002)	0,062 (0,003)
2009	0,018 (0,002)	0,058 (0,003)
2010	0,005 (0,001)	0,048 (0,002)
2011	0,012 (0,002)	0,044 (0,003)
2012	0,005 (0,001)	0,036 (0,002)
2013	0,004 (0,001)	0,033 (0,002)

FORNE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PME.

Os resultados mostram, portanto, que na ausência do SM e do piso regional do Rio Grande do Sul, o mercado de trabalho formal da RMPA teria sido de 82,2% em 2002 (6,1 p.p. maior do que o verificado naquele ano) e 87,8% em 2013 (3,3 p.p. superior).

Gráfico 22

Taxa de formalidade, em percentual, das profissões contempladas na primeira faixa do piso regional do Rio Grande do Sul — 2002-13

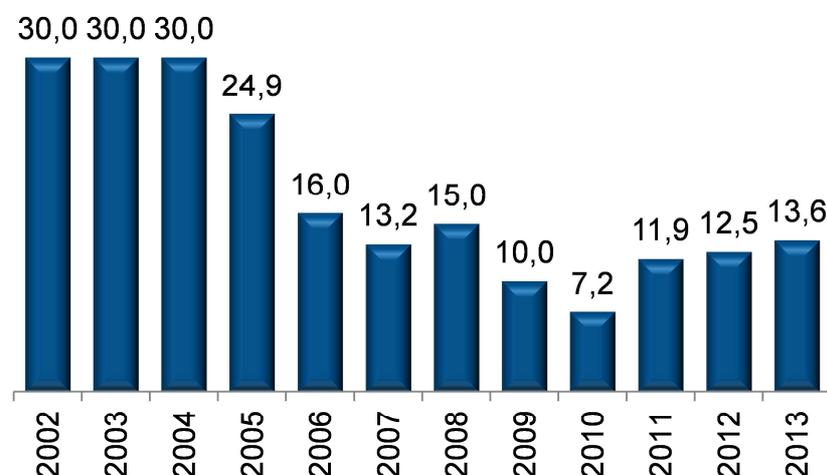


FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE/PME.

Entre 2002 e 2013, o impacto apenas do salário mínimo nacional na formalidade não apresentou muita alteração, mantendo-se em torno de 3 pontos percentuais (p.p.). Por outro lado, o impacto do piso regional do Rio Grande do Sul reduziu-se no período, passando de 3,1 p.p. para 0,4 p.p., o que pode ser explicado pela redução da diferença entre o piso do Rio Grande do Sul e o SM nacional ao longo desses anos. Enquanto de 2002 a 2004, o piso regional era 30% superior ao SM, em 2013, essa diferença foi de 13,6%. Logo, parece que a magnitude do impacto do piso regional no tamanho do setor formal está positivamente correlacionada com o hiato existente entre o mínimo nacional e o piso regional. Em outras palavras, quanto maior for o piso regional em relação ao salário mínimo nacional, maior será seu impacto na redução do tamanho do setor formal do mercado de trabalho.

Gráfico 23

Diferença percentual entre piso regional do RS e salário mínimo nacional — 2002-13



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Legislação do piso regional do Rio Grande do Sul e MTE.

## Referências

APPLETON, S.; HODDINOTT, J.; KRISHNAN, P. **The gender wage in three African countries.** Economic Development and Cultural Changes 47(2). 289-312, 1999.

BAKER, M.; FORTIN, N. M. **Occupational gender composition and wages in Canada, 1987-1988.** Canadian Journal of Economics 34(2), 345-376, 2003.

BAYARD, K.; HELLERSTEIN, J.; NEUMARK, D.; TROSKE, K. **New evidence on sex segregation and sex differences in wages from matched employee-employer data.** Journal of Labor Economics 21 (4), 887-922.

BLINDER, A. S. **Wage discrimination: Reduced form and structural estimates.** Journal of Human Resources 8(4), 436-55, 1973.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F.; ROSALINO, J. W. **Estreitamento dos diferenciais de salários e aumento do grau de discriminação: limitações da mensuração padrão?** Planejamento e Políticas Públicas, v. 33, n. 1, p. 196-222, 2009.

CONSAD Research Corporation. **An analysis of reasons for the disparity in wages between men and women. 2009.** Disponível em: <<http://www.consad.com/content/reports/Gender Wage Gap Final Report.pdf>>. Acesso em: 29 mar. 2015.

GIUBERTI, A. C.; MENEZES-FILHO, N. **Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos**. Economia Aplicada, v. 93, n. 3, p. 369-383, 2005.

FERNANDES, M. M. **Ensaio em microeconomia aplicada**. 2013. 196 f. Tese (Doutorado) - Curso de Economia, PUC-Rio, Rio de Janeiro, 2013.

JACINTO, P. **Diferenciais de salários por gênero na indústria avícola da Região Sul do Brasil: uma análise com microdados**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 43, n. 3, p. 529-555, 2005.

JALES, Hugo. **Estimating the Effects of Minimum Wage in a Developing Country: A Density Discontinuity Design Approach**. Working Paper, 2015.

MADALOZZO, R. **Occupational segregation and the gender wage gap in Brazil: an empirical analysis**. Economia Aplicada, v. 14, n. 2, p. 147-168, 2010.

MADALOZZO, R.; GOMES, C. F. **The impact of civil status on women's wages in Brazil**. In: Inper Working Papers, Inper Instituto de Ensino e Pesquisa, 2011.

MINCER, Jacob. **Investment in Human Capital and Personal Income Distribution**. Journal of Political Economy 66 (4): 281-302, 1958.

MONTENEGRO, Claudio; PATRINOS, Harry. **Comparable estimates of returns to schooling around the world**. Policy Research Working Paper. Volume 1. 2014.

SALARDI, P. **The Evolution of Gender and Racial Occupational Segregation and wage discrimination across Formal and non-Formal Labour Markets in Brazil - 1987 to 2006**. Tese (Doutorado) - Curso Economia, Universidade de Sussex, 2012

OAXACA, R. **Male-female wage differentials in urban labor markets**. International Economic Review, v. 14, n. 3, p. 693-708, 1973.