



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E
CONTABILIDADE – FEAAC
PROGRAMA DE ECONOMIA PROFISSIONAL – PEP

LARA MARIA SILVA COSTA

OS EFEITOS DA CRISE ECONÔMICA BRASILEIRA DE 2014-2016 SOBRE O
PRÊMIO SALARIAL POR NÍVEL DE ESCOLARIDADE

FORTALEZA

2019

LARA MARIA SILVA COSTA

**OS EFEITOS DA CRISE ECONÔMICA BRASILEIRA DE 2014-2016 SOBRE O
PRÊMIO SALARIAL POR NÍVEL DE ESCOLARIDADE**

Dissertação submetida à Coordenação do Programa de Economia Profissional – PEP, da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Orientador: Prof. Dr. João Mário Santos de França

Coorientador: Prof. Dr. Jimmy Lima de Oliveira

FORTALEZA

2019

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- C873e Costa, Lara Maria Silva.
Os efeitos da crise econômica brasileira de 2014-2016 sobre o prêmio salarial por nível de escolaridade / Lara Maria Silva Costa. – 2019.
61 f. : il. color.
- Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Mestrado Profissional em Economia do Setor Público, Fortaleza, 2019.
Orientação: Prof. Dr. João Mário Santos de França.
Coorientação: Prof. Dr. Jimmy Lima de Oliveira.
1. Prêmio salarial. 2. Escolaridade. 3. Crise econômica. 4. Mercado de trabalho. I. Título.

CDD 330

LARA MARIA SILVA COSTA

**OS EFEITOS DA CRISE ECONÔMICA BRASILEIRA DE 2014-2016 SOBRE O
PRÊMIO SALARIAL POR NÍVEL DE ESCOLARIDADE**

Dissertação submetida à Coordenação do Programa de Economia Profissional – PEP, da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Aprovada em: **23 de agosto de 2019.**

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. João Mário Santos de França (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Jimmy Lima de Oliveira (Coorientador)
Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

Prof. Dr. Ricardo Antônio de Castro Pereira
Universidade Federal do Ceará (UFC)

AGRADECIMENTOS

A Deus, por todas as bênçãos concedidas, as quais me permitiram superar mais este grande desafio posto em minha vida.

Aos meus pais, Alfrêdo e Yêda, meus eternos portos seguros, que destacaram desde sempre a importância do aprendizado para minha formação pessoal e profissional e proporcionaram todas as condições para que eu pudesse avançar em meus estudos.

Ao meu amado esposo, Marcelo, pelo amparo, compreensão e paciência, sendo o suporte do meu dia a dia, especialmente nos momentos em que mais precisei de motivação para seguir adiante nesta missão.

À minha irmã, Tatiana, e sobrinhos, João Gabriel e Anna Clara, que me presentearam com sua leveza e alegria em dias de intensos desafios.

Ao meu amigo de vida e de profissão Avilton Júnior, com quem tenho a sorte de conviver desde o início de nossa carreira na Seplag e que me apoiou incondicionalmente para a realização deste mestrado.

Aos meus colegas da turma de mestrado, pela rica convivência e incentivos mútuos, destacando a minha costumeira equipe de trabalho, formada por Alessandra, Cristiane, Tuíro e Bruno, a quem devo muito do sucesso obtido no curso.

Ao professor Dr. João Mário, pela disponibilidade em aceitar a orientação e incentivo para a realização deste trabalho.

Ao professor Dr. Jimmy Oliveira, pela coorientação e auxílio ofertados desde o princípio, prestando todos os esclarecimentos demandados para elaboração desta dissertação.

Ao monitor Cristiano, pela ajuda na resolução de dúvidas durante o mestrado.

Ao professor Dr. Ricardo Pereira, pela sua participação na banca examinadora.

À Seplag, pelo estímulo à continuidade de meu aperfeiçoamento profissional.

À EGP e ao Ipece, pela cessão de espaço físico, facilitando o acesso às aulas.

À Asseplag, pelo suporte prestado por meio da representação de seus associados junto ao CAEN/UFC.

RESUMO

O recente ciclo econômico recessivo brasileiro, iniciado no segundo trimestre de 2014 e encerrado no quarto trimestre de 2016, segundo o Comitê de Datação dos Ciclos Econômicos (Codace), tem sido apontado por estudiosos como um dos piores da história do país, tanto do ponto de vista de sua duração, quanto da magnitude de seus efeitos. Os indicadores estruturais do mercado de trabalho revelam um crescimento recorde da taxa composta de subutilização da mão de obra, além do aumento da informalidade, onde há normalmente predominância de postos de trabalho mais precários em comparação aos existentes no mercado regulamentado. Nesse contexto, esta dissertação investiga os impactos decorrentes da crise econômica sobre os fatores determinantes do prêmio salarial, utilizando dados da Pnad Contínua de 2013 a 2017, a fim de verificar, sobretudo, as variações do retorno associado ao grau de escolaridade, compreendido pela literatura como a característica individual que possui maior peso na explicação dos rendimentos. Observa-se, ainda, o comportamento das diferenças salariais entre os níveis de instrução, dada a sua relação com a desigualdade de renda. A análise empírica foi realizada por meio da aplicação do método de regressão de mínimos quadrados ordinários em dois estágios proposto por Heckman para tratamento do problema da seletividade amostral. Os resultados apontam que os trabalhadores com ensino superior completo foram os que mais sofreram reduções salariais no período analisado, ao passo que os de menor escolaridade, com salário de reserva inferior, mostraram-se menos suscetíveis a perdas reais. Essa pressão negativa sobre as remunerações mais altas teve como consequência adicional a redução das diferenças salariais entre os trabalhadores segundo o nível de escolaridade, acompanhada de prejuízos para a renda geral da população.

Palavras-Chave: Prêmio salarial. Escolaridade. Crise econômica. Mercado de trabalho.

ABSTRACT

The recent stage of recession in the economic cycle of Brazil, dating between second quarter of 2014 and fourth quarter of 2016 according to the Economic Cycle Dating Committee (Codace), has been pointed out by literature as one of the worst in the country's history, demarcated by long duration and intense severity. In the same sense, structural indicators of the labor market have reported record growth in the underutilization of labor rate and increase tendency in informality, sector with job conditions precarious if compared with the regulated market. In this context, this dissertation investigates the impacts resulting from the economic crisis on the determinants of wage premium, using data from Continuous Pnad from 2013 to 2017, in order to verify, above all, the variations in the return associated with the level of education, understood in the literature, as the individual characteristic that has the greatest weight in explaining yields. We also observe the behavior of wage differences between levels of education, given their relationship with income inequality. The empirical analysis was performed by applying the two-stage ordinary least squares regression method proposed by Heckman to treat the sample selectivity problem. The results show that workers with complete higher education were the ones that suffered more salary reductions in the analyzed period, while the lower schooling ones, with lower reserve salary, were less susceptible to real losses. This negative pressure on higher wages had as an additional consequence the reduction of wage differences among workers according to educational level, accompanied by losses to the general income of the population.

Keywords: Wage premium. Schooling. Economic crisis. Labor market.

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1 - Taxas de desocupação, combinada de desocupação e de subocupação por insuficiência de horas trabalhadas e composta de subutilização da força de trabalho, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade – Brasil 1T2012 – 1T2019..... 21
- Figura 2 - Taxa de desocupação, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade, por níveis de instrução – Brasil 1T2012 – 1T2019..... 22
- Figura 3 - Nível de ocupação, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade, por níveis de instrução – Brasil 1T2012 – 1T2019..... 23
- Figura 4 - Taxa combinada de desocupação e de subocupação por insuficiência de horas trabalhadas, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade, por níveis de instrução – Brasil 1T2012 – 1T2019..... 24
- Figura 5 - Taxa composta de subutilização da força de trabalho, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade, por níveis de instrução – Brasil 1T2012 – 1T2019..... 24
- Figura 6 - Percentual de pessoas desalentadas, por níveis de instrução – Brasil 1T2012 – 1T2019..... 25
- Figura 7 - Número índice do rendimento médio real habitual de todos os trabalhos, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade, por níveis de instrução – Brasil 1T2012 – 1T2019 (primeiro trimestre de 2012 = 100)..... 26
- Figura 8 - Nível de escolaridade da população de 14 anos ou mais ocupada, na semana de referência – Brasil 1T2012 – 1T2019..... 27
- Figura 9 - Percentual de pessoas de 14 anos ou mais ocupadas, por posição na ocupação – Brasil 1T2012 – 1T2019..... 28
- Figura 10 - Percentual de pessoas ocupadas, com ensino fundamental completo, por posição na ocupação – Brasil 1T2012 – 1T2019..... 29
- Figura 11 - Percentual de pessoas ocupadas, com ensino médio completo, por posição na ocupação – Brasil 1T2012 – 1T2019..... 29
- Figura 12 - Percentual de pessoas ocupadas, com ensino superior completo, por posição na ocupação – Brasil 1T2012 – 1T2019..... 30
- Figura 13 - Diferenças salariais entre os níveis de instrução – Brasil 2T2013 - 4T2017..... 44

LISTA DE TABELAS

| | |
|---|----|
| Tabela 1 - Cronologia das recessões brasileiras - duração em trimestres e variação do PIB..... | 19 |
| Tabela 2 - Estimativas do primeiro estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – Modelo Probit – 2T2013 - 4T2017..... | 36 |
| Tabela 3 - Resultados do segundo estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – MQO – 2T2013-4T2017..... | 39 |
| Tabela 4 - Estimativas do primeiro estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – Modelo <i>Probit</i> – 2T2013 - 4T2015..... | 54 |
| Tabela 5 - Estimativas do primeiro estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – Modelo <i>Probit</i> – 1T2016 - 4T2017..... | 55 |
| Tabela 6 - Estimativas do segundo estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – MQO – 2T2013 - 4T2015..... | 56 |
| Tabela 7 - Estimativas do segundo estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – MQO – 1T2016 - 4T2017..... | 58 |
| Tabela 8 - Prêmio salarial segundo o nível de instrução – Brasil 2T2013/4T2017..... | 60 |

SUMÁRIO

| | | |
|--------------|---|-----------|
| 1 | INTRODUÇÃO..... | 9 |
| 2 | REVISÃO DA LITERATURA..... | 13 |
| 3 | CRISE ECONÔMICA E MERCADO DE TRABALHO..... | 19 |
| 3.1 | A recente crise econômica brasileira..... | 19 |
| 3.2 | O comportamento do mercado de trabalho..... | 20 |
| 4 | BASE DE DADOS E METODOLOGIA..... | 31 |
| 4.1 | Base de dados..... | 31 |
| 4.2 | Metodologia Econométrica..... | 32 |
| 4.2.1 | <i>Método de Heckman e o viés de seleção amostral.....</i> | 32 |
| 5 | RESULTADOS..... | 36 |
| 5.1 | Determinantes da inserção dos indivíduos no mercado de trabalho..... | 36 |
| 5.2 | Resultados estimados para o salário dos indivíduos..... | 39 |
| 6 | CONCLUSÃO..... | 45 |
| | REFERÊNCIAS..... | 48 |
| | APÊNDICES..... | 54 |

1 INTRODUÇÃO

Os impactos diretos dos investimentos em educação sobre crescimento econômico e, via retornos salariais, sobre a distribuição de renda entre os indivíduos, é um tema bastante explorado em trabalhos empíricos. Diante da relevância desta abordagem para a economia, o presente estudo se propõe a analisar as consequências da mais recente crise brasileira, registrada entre 2014 e 2016, sobre o prêmio salarial à educação, discutindo, ainda, as suas implicações sobre importantes indicadores estruturais do mercado de trabalho.

O objetivo é identificar se os efeitos negativos da crise foram mais intensos sobre os indivíduos com maior ou menor nível de escolaridade, uma vez que não foi identificada na literatura uma abordagem desse tipo que contemplasse o período completo da crise, a qual se estendeu até o quarto trimestre de 2016. Para tanto, foram estimadas equações *mincerianas* de salários com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (Pnad Contínua), desde o segundo trimestre de 2013 ao quarto trimestre de 2017, a fim de possibilitar uma comparação interanual entre momentos antes e pós-crise. Para fins de correção do viés de seleção amostral, foi utilizado o método de regressão de mínimos quadrados ordinários em dois estágios proposto por Heckman (1979). Os níveis de escolaridade selecionados foram ensino fundamental, médio e superior completos.

A dinâmica da economia mundial é naturalmente cíclica, apresentando historicamente períodos de expansão e contração da atividade produtiva. No cenário brasileiro, essa alternância entre momentos de ascensão e declínio da produção interna tem sido oficialmente registrada pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (Codace), organização independente que estabelece uma metodologia cronológica trimestral para a delimitação dos ciclos econômicos brasileiros observados desde a década de 80, chegando à mais recente crise, datada do segundo trimestre de 2014 ao quarto trimestre de 2016. As razões e a complexidade de cada período recessivo variam de acordo com as circunstâncias de sua origem, mas seus efeitos inevitavelmente atingem indicadores estruturais do mercado de trabalho, como taxa de desemprego e renda do trabalhador, com desdobramentos diretos sobre a qualidade de vida dos indivíduos.

O Brasil vivenciou a partir do segundo semestre de 2003, em um contexto de crescimento global da economia, um período de reestruturação do mercado de trabalho, com reflexos na redução das taxas de desemprego, aumento da renda e da formalização das relações de emprego. Essa conjuntura positiva possibilitou ao país contornar mais rapidamente os efeitos imediatos da crise financeira internacional de 2008. Os estímulos do

governo brasileiro ao mercado interno possibilitaram a contenção da taxa de desemprego, além da recuperação da tendência de crescimento salarial e da oferta de postos de trabalho já em 2009 (LIMA; DEUS, 2013). De fato, Saboia *et al.* (2019) registram um acréscimo no rendimento real médio de 44,1% entre 2004 e 2014 e queda na desigualdade de renda, fatos associados ao aumento dos empregos formais e à política de valorização do salário mínimo, que teriam proporcionado ganhos reais aos trabalhadores. Os dados da Pnad de 2001 a 2014 utilizados pelos autores possibilitaram a identificação de queda no índice de Gini de 0,562 para 0,489, bem como a redução da razão entre o rendimento médio dos trabalhadores com 10% dos maiores rendimentos e o rendimento médio daqueles com 40% dos menores rendimentos de 18,2 para 11,6, em igual período.

A contração da demanda internacional após a crise de 2008, associada a um conjunto de políticas malsucedidas de forte intervenção governamental na economia adotadas entre 2011 e 2012 (BARBOSA FILHO, 2017), causaram uma profunda mudança nesse cenário de prosperidade a partir de meados de 2014, quando a economia nacional sinalizou o início de mais um período de recessão. Os indicadores socioeconômicos regrediram de modo substancial, com fortes impactos sobre o mercado de trabalho ao longo dos anos 2015 e 2016, cujos efeitos ainda se fazem presentes nos tempos atuais.

Dados da Pnad Contínua mostram que as condições do mercado de trabalho permanecem bastante desfavoráveis, mesmo após os 11 trimestres de crise datados pelo Codace. Em 2017, ano em que se observa uma retomada do crescimento do PIB, registrou-se a maior taxa de desocupação da série histórica iniciada em 2012: 13,7%, equivalente a 14,2 milhões de brasileiros sem ocupação. Os dados relativos à subutilização dos trabalhadores também têm crescido significativamente. No primeiro trimestre de 2019, a taxa combinada de pessoas subocupadas (ocupadas com uma jornada de menos de 40 horas semanais, mas que gostariam de trabalhar em um período maior), somada às pessoas desocupadas, chegou a 19,1%, representando 6,8 milhões de trabalhadores subocupados por insuficiência de horas trabalhadas e 13,4 milhões de desocupados. O contingente de desalentados também manteve o recorde da série histórica no período, atingindo 4,4%, ou seja, 4,8 milhões de pessoas que desistiram de trabalhar diante de situações adversas enfrentadas na busca por uma ocupação.

O crescimento da informalidade nas relações de emprego também é visto como mais uma consequência negativa da crise, em virtude de os postos de trabalho ligados a esse segmento estarem normalmente associados a um menor nível de qualificação e a retornos salariais mais baixos, comparativamente às ocupações do mercado formal (COELHO; CORSEUIL, 2002). Segundo dados da Pnad Contínua (IBGE, 2019), a proporção de pessoas

com carteira de trabalho assinada, que no primeiro trimestre de 2014 era de 43,4%, caiu para 39,1% no primeiro trimestre de 2019, enquanto a parcela de pessoas sem carteira e que trabalham por conta própria aumentou de 18,2% para 19,2%, e de 22,9% para 25,9%, respectivamente, na mesma comparação.

A desestruturação do mercado de trabalho traz consigo um efeito direto sobre a renda dos indivíduos, uma vez que a renda do trabalho compõe mais de 70% dos rendimentos dos domicílios, conforme mencionado em Saboia *et al.* (2019). Esse efeito, todavia, não é o mesmo para toda a população, variando de acordo com os fatores determinantes da renda do trabalhador, tema extensamente explorado na literatura. Nesse sentido, existe um consenso de que o capital humano, representado pelo seu componente educacional, é o principal determinante das desigualdades salariais entre os trabalhadores. A partir da constatação do impacto direto da educação na produtividade e no crescimento econômico, esta passa a ser um elemento de investimento tanto por parte dos trabalhadores, na expectativa de melhores retornos salariais, quanto pelo estado, a fim de promover o crescimento da nação (SCHULTZ, 1967 *apud* KELNIAR; LOPES; PONTILI, 2013).

Na análise dos retornos dos rendimentos à educação, faz-se necessário também observar a variação da sensibilidade a esses retornos em razão das mudanças no perfil de demanda e oferta de trabalho. Em seu estudo sobre a distribuição de renda no Brasil, Langoni (1973) verifica que a expansão educacional não acompanhou o aumento na demanda por trabalhadores qualificados advinda das alterações tecnológicas ocorridas entre os anos 60 e 70, levando a um aumento na sensibilidade dos salários à educação. Barros e Mendonça (1995), por sua vez, compreendem que as diferenças salariais entre os trabalhadores dependem do grau de desigualdade entre os indivíduos com respeito à educação e da sensibilidade dos salários ao nível educacional. Quanto maior essa sensibilidade, maior o diferencial entre os níveis de instrução. Nesse mesmo sentido, Silva, França e Pinho Neto (2016) constatam que a desigualdade de salários não decorre apenas da distribuição da qualificação entre os trabalhadores (nível de escolaridade), mas dos retornos sobre essa qualificação, que estão suscetíveis à maior ou menor procura por trabalho qualificado, convergindo também com os relatos de Andrade e Menezes-Filho (2005) e Pauli, Nakabashi e Sampaio (2012).

A identificação dos grupos de escolaridade mais afetados pela desestruturação do mercado de trabalho em um cenário de crise é uma etapa fundamental para se promover uma investigação das possíveis causas dos fenômenos encontrados, contribuindo, assim, para o correto direcionamento das políticas públicas. Se o prêmio salarial dos indivíduos que

possuem o ensino superior completo for mais afetado em relação aos demais níveis de instrução, por exemplo, isso pode ser decorrente tanto de uma maior propensão de as empresas, a fim de reduzir seus custos operacionais, demitirem trabalhadores com melhores salários, normalmente associados a uma escolaridade mais elevada, e os substituïrem por trabalhadores menos escolarizados; como pode ser relacionado a uma mudança de comportamento dos trabalhadores com ensino superior, os quais, conforme Reis (2018), podem estar mais propensos a aceitar ofertas de emprego menos vantajosas em tempos de deterioração do mercado de trabalho. Nesse caso, haveria uma tendência de diminuição das desigualdades salariais entre os níveis de instrução, situação contrária na hipótese de haver uma redução do prêmio salarial para os trabalhadores com menor escolaridade.

Este estudo está dividido em cinco capítulos, além desta introdução. O segundo capítulo é destinado a uma revisão da literatura, onde são apresentados alguns trabalhos empíricos relacionados ao tema. O terceiro capítulo faz uma breve contextualização da crise econômica de 2014-2016 e analisa o desempenho dos principais indicadores estruturais do mercado de trabalho desde o primeiro trimestre de 2012 ao primeiro trimestre de 2019. O quarto capítulo é dedicado à apresentação da base de dados e da metodologia utilizada para a estimação dos coeficientes da equação de salários. No quinto capítulo são relatados os resultados da regressão da equação de salários, incluindo os efeitos sobre os diferenciais salariais conforme o nível de instrução. Por fim, o sexto capítulo apresenta as conclusões do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Os retornos sobre os rendimentos associados à escolaridade dos indivíduos é um tema bastante explorado na literatura, dadas as evidências empíricas da influência direta da educação sobre o grau de desenvolvimento e igualdade de uma nação. Nessa abordagem, Langoni (1973) desenvolveu um trabalho pioneiro no Brasil ao analisar a distribuição de renda nos anos 1960 e 1970, constatando que os desequilíbrios do mercado de trabalho brasileiro, derivados do crescimento desproporcional do setor urbano relativamente ao rural e da ampliação das indústrias modernas em comparação às tradicionais, foram a causa principal para o aumento da desigualdade na divisão da riqueza do país. Dentre os resultados obtidos, o autor verificou que o grupo com o maior nível de qualificação (nível superior) foi o mais beneficiado com ganho de renda real (52%), bem acima do ganho obtido pelo indivíduo com apenas o colegial (28%), o que levou a crer que o aumento da demanda por mão de obra qualificada, decorrente da expansão tecnológica observada à época, teve como consequência a elevação do diferencial salarial entre grupos com diversos níveis de escolaridade, causando, por sua vez, uma maior desigualdade de renda.

Em sua investigação sobre as fontes de produção e reprodução da desigualdade via mercado de trabalho, Barros e Mendonça (1995) concluem que contribuição da educação para a desigualdade salarial no Brasil é consideravelmente maior do que a contribuição de qualquer forma de segmentação e discriminação no mercado de trabalho ou demais características individuais ligadas à produtividade (experiência no mercado de trabalho e na empresa). Os autores mencionam o dado de que, tudo o mais permanecendo constante, eliminando os diferenciais de salário por escolaridade, haveria uma redução de 35 a 50% na desigualdade de rendimentos dos trabalhadores brasileiros. Acrescentaram, também, que o aumento da oferta relativa de indivíduos mais qualificados tende a reduzir a sensibilidade dos salários à educação e, conseqüentemente, o hiato entre os níveis de instrução, evidenciando o peso das políticas educacionais no combate à desigualdade de renda.

Fernandes e Menezes-Filho (2002) decompõem a evolução dos salários relativos entre grupos de trabalhadores qualificados, intermediários e não-qualificados a partir de um modelo de oferta e demanda de trabalho desenvolvido para análise do comportamento do prêmio salarial no período de 1981 e 1999, intervalo que contempla os anos prévios e pós abertura comercial. A importância da divisão dos trabalhadores em pelo menos três grupos de qualificação é ressaltada quando se trata de um contexto de países em desenvolvimento, como o Brasil, onde a parcela dos indivíduos com instrução superior é bem menor quando

comparada com os países desenvolvidos, apresentando, ainda, uma dispersão acentuada entre as diferentes categorias de classificação, mesmo após o aumento ocorrido no nível de escolaridade da população brasileira a partir da década de 50.

Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004), utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (Pnad), de 1992 a 1999, disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), analisam os retornos em escolaridade no país, tratando por meio de diferentes procedimentos os possíveis vieses que poderiam prejudicar a estimação da equação de salários: a endogeneidade da educação, pelo método de Garen; o viés de variável omitida, relacionada à habilidade do indivíduo, pelo método de pseudo-painel; e o viés de seletividade amostral, pelo método de estimação em dois estágios de Heckman. Os resultados indicaram a existência dos vieses investigados, à exceção do efeito da variável omitida, que aparentou ser nulo ou pouco perceptível. De modo geral, os coeficientes estimados pelos diferentes modelos foram muito próximos, apresentando, em regra, o mesmo sinal de relação com o salário mensal.

As estimações alternativas ao método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) utilizadas em Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) também foram abordadas em Suliano e Siqueira (2012) na investigação da taxa de retorno da educação para as regiões Nordeste e Sudeste, com dados da Pnad/IBGE de 2001 a 2006. Os autores observaram, igualmente, robustez e semelhança entre os resultados dos modelos utilizados, cujas evidências indicaram que o prêmio à escolaridade se manteve em patamares elevados no período, mesmo considerando as disparidades socioeconômicas das áreas geográficas estudadas.

Abordando de modo mais específico a questão da endogeneidade da educação, caracterizada pela existência de correlação entre o resíduo da regressão de MQO e a variável escolaridade, Arraes e Mariano (2014) buscam identificar o melhor modelo preditivo para obtenção das taxas de retorno sobre os rendimentos individuais. Para tanto, foram comparados o método de Heckman, que trata o problema da seletividade amostral, e o procedimento de variáveis instrumentais, que considera, além da questão da seletividade, o viés da endogeneidade da educação. A estimação que resultou em menor erro quadrático médio (MSE) em todas as estratificações da amostra foi a derivada da aplicação do método de Heckman, indicando que este proporciona melhor ajuste do que o modelo de variáveis instrumentais, ainda que restasse enviesado.

Dentre os possíveis motivos para essa fragilidade no procedimento de variáveis instrumentais, os autores destacam as limitações quanto à disponibilidade de dados que permitam aos pesquisadores dimensionar de modo mais preciso o estoque de capital humano

dos indivíduos, tendo em vista este ser formado por um conjunto de habilidades e qualidades adquiridas ao longo dos anos (saúde, nutrição, treinamentos), além da educação, tendo relação direta com a sua produtividade. Nesse sentido, declaram que as dificuldades existentes no país em relação a coleta, acesso e qualidade dos dados inibem a elaboração de modelos mais sofisticados que possam estabelecer uma melhor conexão entre o rol de variáveis que compõem o capital humano e as informações observadas dos indivíduos.

Definido o melhor poder preditivo, Arraes e Mariano (2014), utilizando dados de 2009 da Pnad/IBGE, estimaram a equação *minceriana* fazendo a interação entre capital humano e regionalização, na tentativa de reduzir o viés da endogeneidade relacionado à escolha educacional e às habilidades dos indivíduos. Os resultados confirmaram a hipótese de que os indivíduos com mesmo número de anos de estudo, residentes em regiões com diferentes níveis de desenvolvimento, não possuem o mesmo estoque de capital humano: os que habitam nas regiões economicamente mais desenvolvidas tendem a possuir um estoque de capital humano mais elevado do que os residentes em regiões menos desenvolvidas, resultando em efeitos marginais variáveis sobre salários.

Outro importante ponto abordado na literatura refere-se à relação entre os diferenciais de salários e as características dos postos de trabalho dos indivíduos. Coelho e Corseuil (2002) mencionam que uma das possíveis origens associadas à segmentação do mercado de trabalho está no aparato institucional trabalhista e na prática do salário-eficiência, fundamentado na hipótese de que a produtividade da mão de obra depende do salário real pago pela empresa. Supondo-se que este rendimento não tem muita dispersão dentro de um mesmo setor de atividade, o comportamento dos diferenciais salariais entre setores atraiu o interesse de pesquisadores como Hoffmann e Ney (2004), Oliveira e Kretzmann (2011) e Catelan *et al.* (2018), cujos estudos apontaram para diferenças no rendimento esperado conforme o setor de ocupação, sinalizando que os empregados do ramo agrícola tendem a ganhar menos do que os empregados dos demais ramos produtivos.

Coelho e Corseuil (2002) abordaram também a questão da informalidade do mercado de trabalho, sobre a qual os autores destacaram a predominância de ocupações que exigem menor nível de qualificação e ofertam menor remuneração em comparação aos postos de trabalho regulamentados. Considerando a dimensão e complexidade hoje existentes na economia informal, essa discussão tem sido mais aprofundada recentemente.

Nesse contexto, Duarte, Cirino e Sette (2018) analisam a diferença de rendimentos entre trabalhadores formais e informais nas Regiões Metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza, estimando uma equação *minceriana* pelo método de regressão quantílica.

Foram classificados no conceito informal os trabalhadores que se auto declararam conta própria, exceto profissionais liberais, e os empregados sem carteira assinada. Os resultados mostraram que os ganhos relacionados a um maior nível de escolaridade tendem a ser maiores no setor formal que no informal, embora, ao se considerar apenas o ensino médio, o grupo dos indivíduos integrantes do setor informal tenha apresentado maiores rendimentos em relação ao formal.

Para estimar os efeitos das mudanças na composição relativa da força de trabalho sobre os diferenciais de rendimentos no Brasil, Maciel e Oliveira (2017) também fizeram uso de uma regressão quantílica e trataram a questão da seletividade amostral por meio do uso de um modelo *logit* multinomial na estimação da equação sobre a decisão de participação no mercado de trabalho. Utilizando microdados dos Censos Demográficos dos anos 2000 e 2010, os autores observaram apenas nos estratos de renda mais baixos um aumento da desigualdade em desfavor do trabalho por conta própria, o que foi associado ao peso da evolução do salário mínimo ocorrida à época na valorização relativa do trabalho formal. Por outro lado, a redução da desigualdade entre trabalho formal e por conta própria nos estratos de renda mais altos evidenciou a influência de características individuais na composição dos salários, com atenção especial à escolaridade, que cresceu mais expressivamente no grupo dos trabalhadores por conta própria, destacando-se como fator preponderante para redução da heterogeneidade entre os grupos estudados.

O comportamento dos salários em tempos de crise econômica sob a ótica da escolaridade da população foi o foco da pesquisa de Manni, Menezes Filho e Komatzu (2017). Os autores realizaram um estudo da trajetória de indicadores como taxa de desemprego, salário real médio, salário domiciliar *per capita* e medidas de desigualdade da renda entre dois períodos de recessão econômica: 1996 a 2003 e de 2012 a 2016. Esses mesmos indicadores foram analisados considerando também a faixa etária, anos de estudo e condição no domicílio a partir dos microdados da Pnad e da Pnad Contínua, realizando ajustes para tornar os indicadores comparáveis.

Em relação à escolaridade, os autores verificaram que, na recessão de 1998, as pessoas entre 0 e 8 anos de estudo foram as menos afetadas em termos de redução salarial, com queda de 6,39%, enquanto que os grupos de pessoas entre 9 e 11 anos de estudo e com 12 anos ou mais de estudos sofreram uma queda de 9,53% e 8,93% respectivamente. Por outro lado, o grupo mais atingido pela recessão de 2014 (considerando os anos de 2014 e 2015) foi o de menor escolaridade - 0 a 8 anos de estudo, com queda de 3,99%, enquanto os

grupos entre 9 e 11 anos e com mais de 12 anos de estudo apresentaram quedas de 1,75% e 1,93%, respectivamente.

Os efeitos da rotatividade entre postos de trabalhos sobre a renda foram analisados por Muniz (2017) entre os anos 2012 e 2017 com base nos dados da Pnad Contínua. Além de observar um percentual de rotação mais elevado nos anos de intensa recessão (2016 e 2017), o autor encontrou evidências de um impacto nocivo da instabilidade dos vínculos empregatícios sobre o rendimento dos trabalhadores. As estimações realizadas pelos modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e de efeitos fixos por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) sinalizaram que os ciclos de saída e recolocação do indivíduo em um estado de ocupação reduzem seu retorno salarial. A análise por efeitos fixos que, segundo o autor, parece captar uma superestimação dos resultados por MQO, indica que essa redução seria de 3,79%.

Investigando as características regionais que determinam as diferenças de prêmio salarial por ensino superior no Brasil nos anos de 2012 a 2015 com uso da estrutura de dados em painel da Pnad Contínua, Silva (2018) observou que o retorno salarial das pessoas com nível superior completo é menor nas regiões em que a proporção de indivíduos com essa certificação é maior, tendência que o autor relacionou à expansão mais recente do ensino superior no país, não acompanhada, na mesma proporção, pela demanda por trabalhadores que possuem o referido grau de escolaridade. Assim, o maior acesso ao ensino superior parece ter reduzido o retorno salarial dos indivíduos com superior completo, diminuindo, por sua vez, as diferenças salariais em relação aos que possuem apenas o ensino médio completo.

O impacto de cenários de recessão econômica sobre o comportamento do mercado de trabalho, mais especificamente sobre a probabilidade de transição dos indivíduos da situação de desemprego para o emprego, foi analisado por Reis (2018) a partir de dados da Pnad Contínua entre o primeiro trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2017, contemplando os anos da recente crise econômica. Utilizando o estimador de Kaplan-Meier¹, os resultados mostraram que as transições para o emprego são mais difíceis quando as condições do mercado de trabalho estão piores: em 2012, quando havia uma situação relativamente melhor do mercado de trabalho, a probabilidade um indivíduo permanecer desempregado após dois anos buscando emprego foi estimada em 36,9%, bem abaixo dos 45,9% estimados para 2016, período com as mais elevadas taxas de desemprego registradas na série.

¹ Estimador não-paramétrico para a função de confiabilidade, também conhecido como estimador limite-produto.

Além disso, o autor verificou que a probabilidade de deixar o desemprego diminui quanto maior for a escolaridade do indivíduo, especialmente em períodos de taxas de desemprego mais baixas. Quando a situação do mercado de trabalho é mais desfavorável, entretanto, a diferença dessa probabilidade em relação aos indivíduos menos escolarizados é reduzida, fato que, segundo o autor, pode estar relacionado tanto à restrição de postos de trabalho para os indivíduos com menor nível de instrução, quanto à maior propensão de os trabalhadores com ensino superior aceitarem oferta de empregos menos vantajosos, porém sem possibilidade de distinção dos efeitos específicos desses fatores sobre a redução na diferença observada.

3 CRISE ECONÔMICA E MERCADO DE TRABALHO

3.1 A recente crise econômica brasileira

O Brasil enfrentou a partir do segundo trimestre de 2014 uma das crises econômicas mais profundas e duradouras de sua história, perdurando 11 trimestres, segundo a cronologia de ciclos econômicos brasileiros realizada pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (Codace). De acordo com este Comitê, a recessão 2014-2016 foi a mais longa dentre as nove datadas a partir de 1980, tendo ocorrido tempo igual apenas na recessão de 1989 a 1992. Dados do Sistema de Contas Nacionais do IBGE apontam nesse período uma perda acumulada do Produto Interno Bruto (PIB) de 8,6%, a maior dentre todas as crises registradas pelo Codace até o momento, como ilustrado na Tabela 1.

Tabela 1 – Cronologia das recessões brasileiras - duração em trimestres e variação do PIB

| Período | Duração em trimestres | Varição % do PIB |
|------------------------------|-----------------------|------------------|
| 1º T de 1981 ao 1º T de 1983 | 9 | -8,5% |
| 3º T de 1987 ao 4º T de 1988 | 6 | -4,2% |
| 3º T de 1989 ao 1º T de 1992 | 11 | -7,7% |
| 2º T de 1995 ao 3º T de 1995 | 2 | -2,8% |
| 1º T de 1998 ao 1º T de 1999 | 5 | -1,5% |
| 2º T de 2001 ao 4º T de 2001 | 3 | -0,9% |
| 1º T de 2003 ao 2º T de 2003 | 2 | -1,6% |
| 4º T de 2008 ao 1º T de 2009 | 2 | -5,5% |
| 2º T de 2014 ao 4º T de 2016 | 11 | -8,6% |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Codace (2017).

Os dados do IBGE apontam dois anos consecutivos de forte retração econômica na crise iniciada em 2014, com quedas no PIB de 3,8% e 3,6% nos anos 2015 e 2016, respectivamente, acarretando sérias consequências para os períodos seguintes. Apesar do processo de reversão observado no primeiro semestre de 2017, a recuperação da capacidade produtiva da economia tem sido muito lenta, especialmente quando comparada com as saídas de recessões anteriores. Segundo Borça Jr., Barboza e Furtado (2019), “após 19 trimestres do início da recessão, ou seja, quase 5 anos depois, a economia brasileira ainda se encontra mais de 5% abaixo de seu nível do início de 2014”, destacando que o PIB do quarto trimestre de 2018 ainda estava em 94,9% do nível registrado no trimestre imediatamente anterior ao início da recessão, ao passo que a recuperação do PIB pré-crise das recessões anteriores ocorreu em torno de 7 trimestres depois de seu início.

Essa conjuntura traz consigo mudanças que se manifestam inevitavelmente no desempenho das atividades econômicas e na estrutura do mercado de trabalho, refletindo desigualdades estruturais da sociedade nos seus mais distintos aspectos. Alguns grupos populacionais se tornam mais vulneráveis em períodos de recessão econômica, envolvendo desde a inserção precária no mercado de trabalho a perdas mais significativas no nível de renda. Considerando que o capital humano, expresso principalmente pelo nível educacional dos indivíduos, é a variável classicamente identificada como a de maior peso na determinação da renda (LANGONI, 1973; BARROS; MENDONÇA, 1995), serão analisados alguns indicadores do mercado de trabalho com foco nessa abordagem.

3.2 O comportamento do mercado de trabalho

As consequências da recente crise econômica sobre o mercado de trabalho podem ser observadas por meio da evolução de seus indicadores estruturais, divulgados pela Pnad Contínua desde o início de sua série, em 2012, até o primeiro trimestre de 2019.

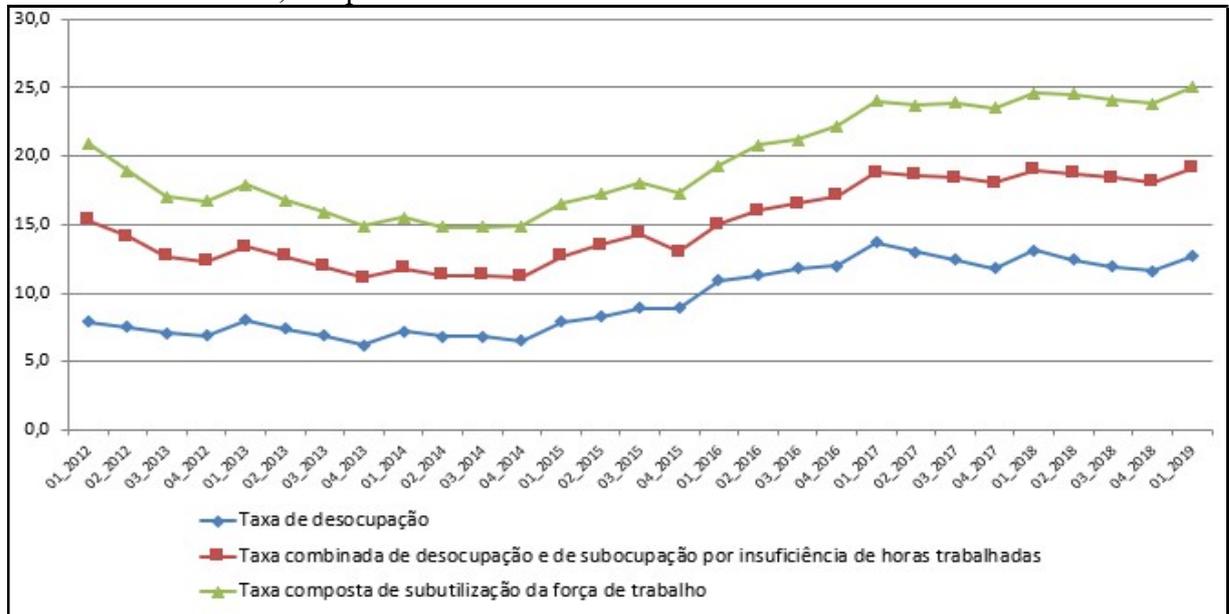
Em relação ao número de desocupados, a Figura 1 mostra o crescimento contínuo da taxa de desocupação após os 6,8% registrados no segundo trimestre de 2014, período de início da retração econômica, chegando ao quarto trimestre de 2016 em 12%. Depois de atingir o seu nível máximo de 13,7% no primeiro trimestre de 2017, o indicador continuou na casa dos dois dígitos até o final da série histórica. Embora a taxa de 12,7% observada no primeiro trimestre de 2019 represente uma redução de 0,4 p.p. em relação ao mesmo trimestre de 2018, esse percentual continua muito acima dos níveis registrados antes da recessão, quando a taxa máxima alcançada foi de 8% no primeiro trimestre de 2013.

O crescimento da taxa combinada de desocupação e de subocupação por insuficiência de horas trabalhadas (pessoas desocupadas somadas às pessoas ocupadas com uma jornada de menos de 40 horas semanais, que gostariam de trabalhar por um período maior, em relação à força de trabalho) acima da taxa de desocupação a partir do quarto trimestre de 2016 sinaliza o aumento do nível de subocupação por insuficiência de horas trabalhadas, mostrando que a atividade econômica não está sendo capaz de gerar postos de trabalho adequados e suficientes para atender aos anseios dos trabalhadores. Segundo o Boletim Emprego em Pauta, de maio de 2019, do Dieese², o contingente de subocupados cresceu 66% desde 2015, chegando a 6,8 milhões no primeiro trimestre de 2019.

² Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos.

No que diz respeito à taxa composta de subutilização da força de trabalho (pessoas desocupadas, subocupadas por insuficiência de horas trabalhadas e na força de trabalho potencial em relação à força de trabalho ampliada), destaca-se que a progressão observada a partir de 2015 teve como pesos tanto o crescimento da taxa de subocupação quanto o da força de trabalho potencial (FTP)³. Conforme relatado pelo IBGE (2018), a população na força de trabalho potencial registrou um crescimento de 65,9% entre os anos 2014 e 2017, passando de 4,6 milhões de pessoas para 7,6 milhões, respectivamente. No primeiro trimestre de 2019, esse quantitativo chegou a 8,2 milhões de pessoas, dos quais 4,8 milhões é o contingente de desalentados⁴, o maior registrado até então.

Figura 1 – Taxas de desocupação, combinada de desocupação e de subocupação por insuficiência de horas trabalhadas e composta de subutilização da força de trabalho, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade – Brasil 1T2012 – 1T2019



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral / IBGE.

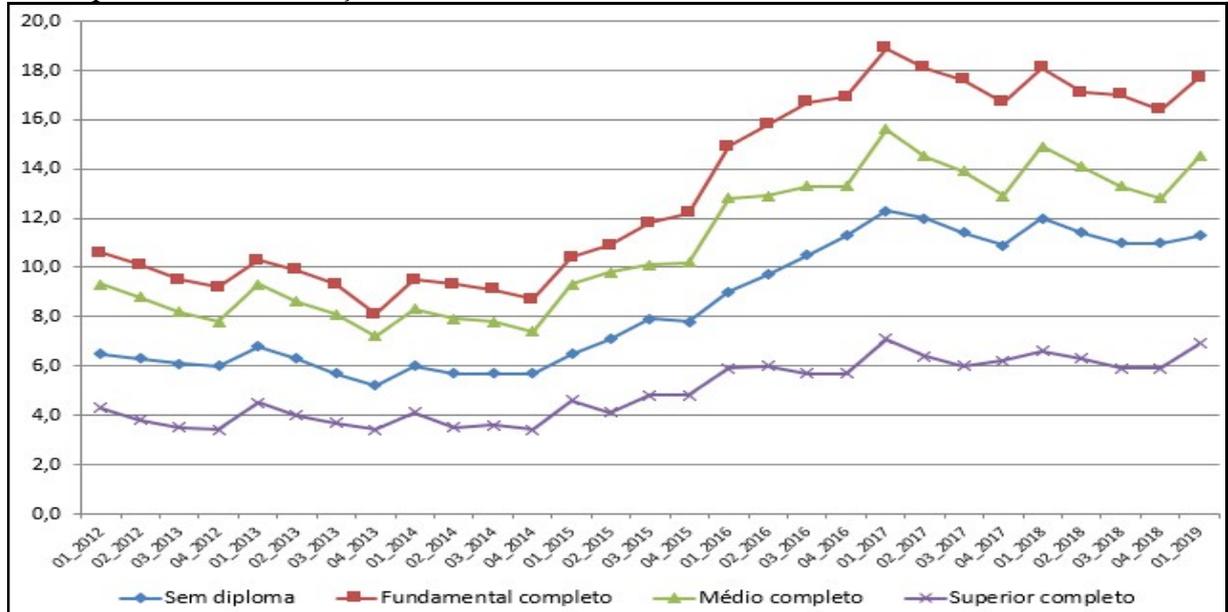
Observando o desempenho desses indicadores conforme o nível de escolaridade, a Figura 2 mostra que a taxa de desocupação apresentou maior crescimento entre as pessoas com o fundamental completo, chegando a variar 4,9 p.p na comparação do segundo e terceiro trimestres de 2016 com os mesmos de 2015. A evolução dessa taxa foi interrompida a partir do quarto trimestre 2017 para todos os níveis de instrução, porém se verifica no decorrer da

³ A FTP é formada por pessoas que não estavam ocupadas na semana de referência, que realizaram busca efetiva por trabalho no período de 30 dias, mas não se encontravam disponíveis para trabalhar, ou que estavam disponíveis para começar a trabalhar, mas não realizaram busca por trabalho (IBGE, 2019).

⁴ Pessoas que não realizaram busca efetiva por trabalho no período de referência por não ter conseguido trabalho adequado, não ter experiência profissional ou qualificação, não haver trabalho na localidade em que residia ou não conseguir trabalho por ser considerado muito jovem ou muito idoso (IBGE, 2019).

série histórica que os percentuais ainda persistem muito superiores aos registradas no primeiro trimestre de 2012, refletindo a lenta recuperação da economia.

Figura 2 – Taxa de desocupação, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade, por níveis de instrução – Brasil 1T2012 – 1T2019



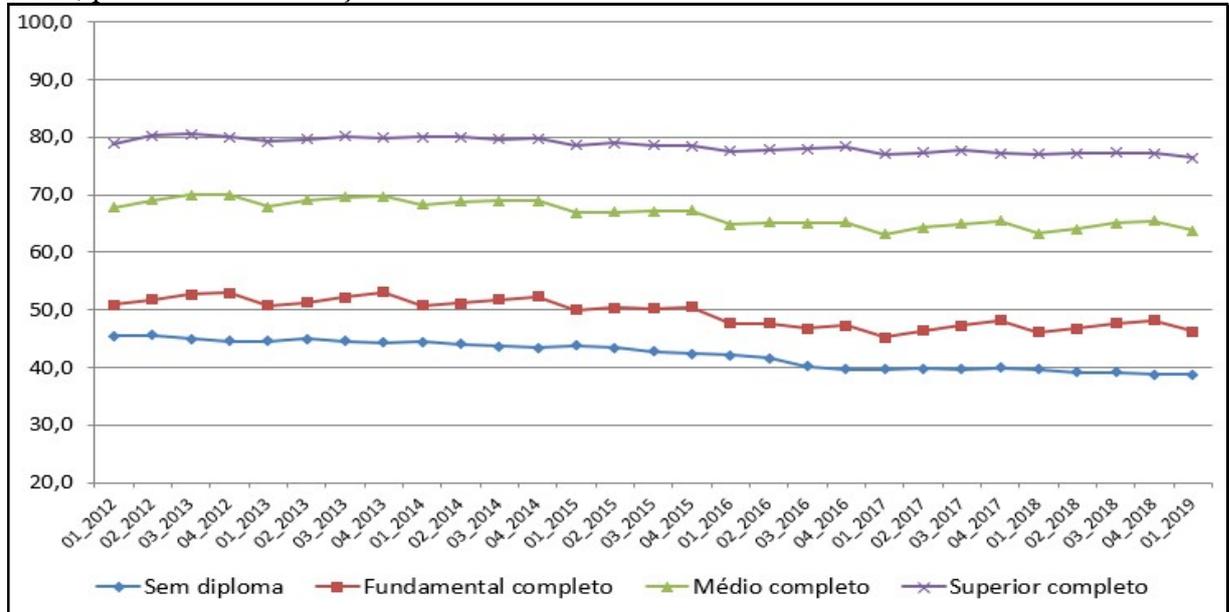
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral / IBGE.

Comparando os primeiros trimestres de 2019 e 2018, observa-se que a taxa de desocupação desacelerou entre os estratos com instrução mais baixa. Entretanto, ao se relacionar o indicador de desocupação com o de nível de ocupação (Figura 3), observam-se indícios de que esse recuo decorreu de uma retração da força de trabalho, pois a redução da desocupação foi também acompanhada por uma queda no nível de ocupação dos sem diploma (-0,9 p.p) e pelo aumento de apenas 0,1 p.p. no nível de ocupação do fundamental completo.

A trajetória de queda no percentual de pessoas com nível superior ocupadas começou a se manifestar mais intensamente no primeiro trimestre de 2015, em comparação com igual período de 2014. Associado ao aumento gradual da desocupação no período, esse cenário pode sinalizar que, dado o contexto de restrição econômica, as empresas estejam demitindo trabalhadores com maior escolaridade, geralmente associados a salários mais elevados; ou que, devido à expansão mais recente do ensino superior no país, a demanda por trabalhadores mais instruídos não esteja acompanhando na mesma proporção a oferta de trabalho com esse nível de formação (SILVA, 2018). Conforme inferiu Reis (2018), a redução

no salário de reserva⁵ dos indivíduos, que costuma ocorrer em tempos prolongados de recessão, parece não estar sendo suficiente para compensar a redução na probabilidade de os trabalhadores desempregados receberem ofertas de emprego em períodos de crise.

Figura 3 – Nível de ocupação, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade, por níveis de instrução – Brasil 1T2012 – 1T2019



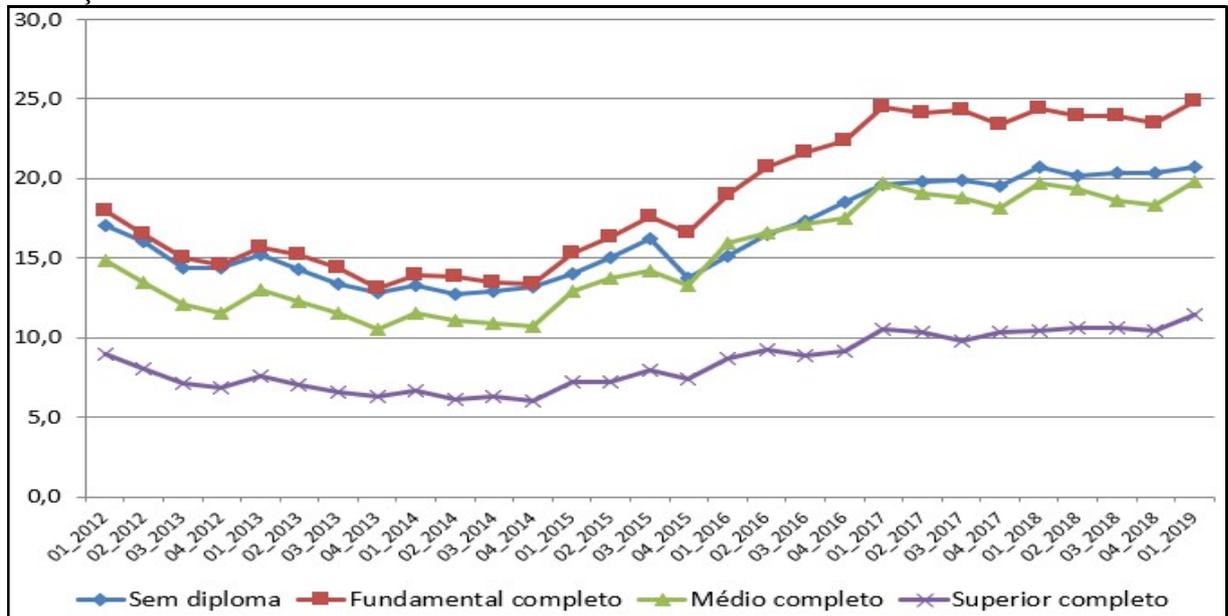
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral / IBGE.

Em relação às taxas combinadas de desocupação e subocupação segundo o nível de instrução (Figura 4), destaca-se a magnitude dos percentuais registrados no grupo das pessoas sem diploma, que ficou acima dos valores registrados para o nível médio completo em quase toda a série (inverso do que se observou na taxa de desocupação). Isso é um indicativo de que as maiores taxas de subocupação estão concentradas nos grupos de indivíduos menos escolarizados, os quais, conforme a literatura, são de fato mais propensos a serem alocados em postos de trabalho precários⁶.

⁵ Monte, Ramalho e Pereira (2011) também afirmam que o salário de reserva é influenciado pelas condições do mercado de trabalho. Quanto mais tempo o indivíduo permanecer desocupado, menor a chance de receber uma proposta compatível com o seu salário de reserva inicial.

⁶ Na definição de Guiginski e Wajnman (2016), os postos precários são formados por trabalhadores que recebem rendimento/hora abaixo de um salário mínimo proporcional, com jornada de trabalho inferior a 40 horas semanais, além dos autônomos (conta própria), empregados sem carteira assinada e donos de negócio sem contribuição à previdência social e com rendimento mensal inferior a dois salários mínimos.

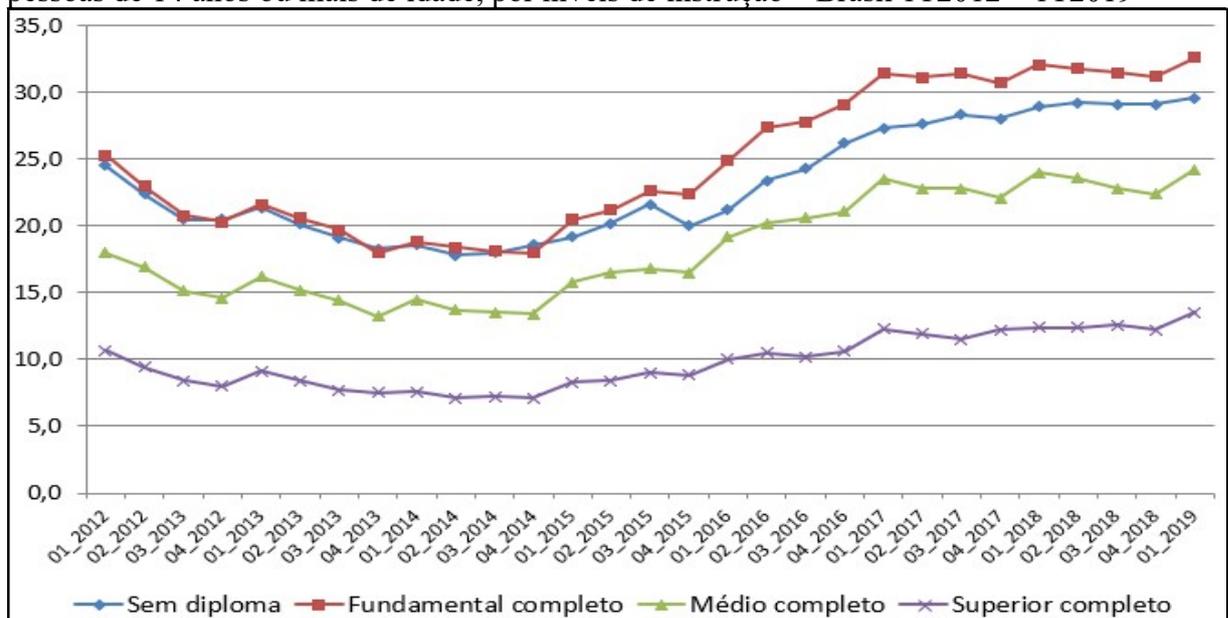
Figura 4 – Taxa combinada de desocupação e de subocupação por insuficiência de horas trabalhadas, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade, por níveis de instrução – Brasil 1T2012 – 1T2019



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral / IBGE.

A taxa composta de subutilização da força de trabalho por nível de instrução (Figura 5) apresentou também, a partir de 2015, uma trajetória ascendente e em patamares acima dos observados para a taxa combinada de desocupação e de subocupação em decorrência das variações positivas na força de trabalho potencial.

Figura 5 – Taxa composta de subutilização da força de trabalho, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade, por níveis de instrução – Brasil 1T2012 – 1T2019

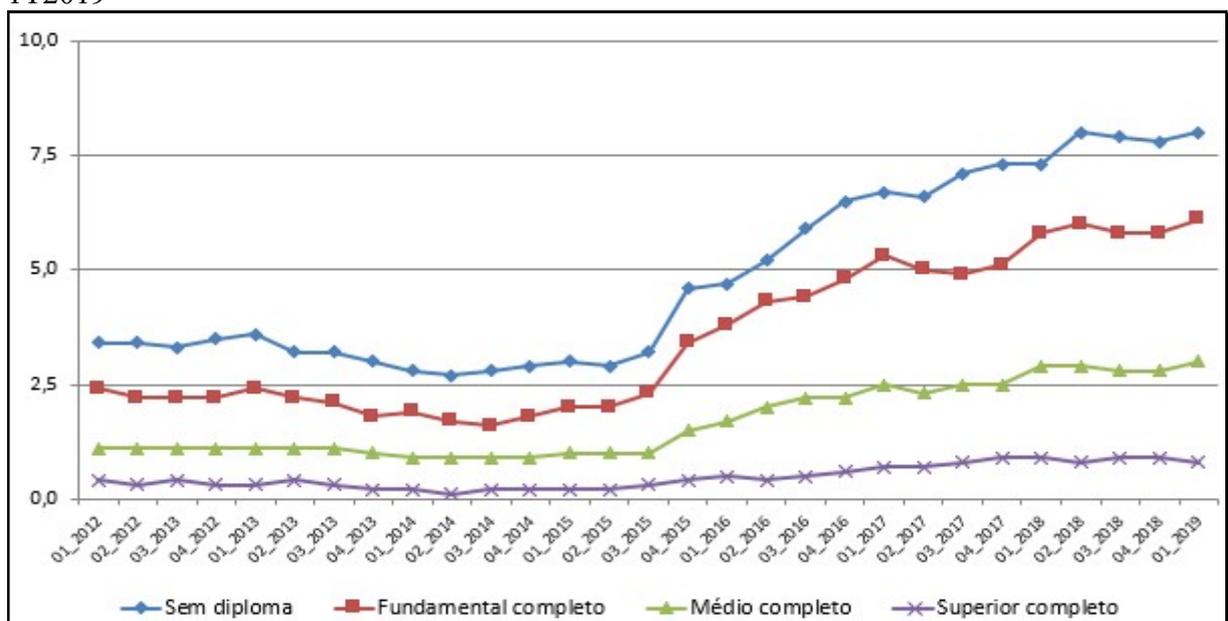


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral / IBGE.

Sendo um dos componentes da força de trabalho potencial, o contingente de desalentados é registrado em maior proporção nos níveis de menor escolaridade, os quais apresentam, também, as maiores taxas de crescimento do desalento a partir do quarto trimestre de 2015 (Figura 6).

Embora em menor intensidade, o crescimento do percentual de pessoas desalentadas com nível superior, traduz, dentre outros pontos, o pessimismo desse grupo de indivíduos com o mercado de trabalho. Após um cenário de recessão, as oportunidades de emprego surgidas são geralmente mais precárias em relação às do período anterior à crise, com salários inferiores e com menos garantias trabalhistas. Diante disso, pode ocorrer um desestímulo entre os brasileiros que acumularam mais anos de estudo em relação à busca por ocupação, levando-os a desistir, ao menos por um tempo, de assumirem algum posto de trabalho, até conseguirem um retorno mais compatível com o seu salário de reserva.

Figura 6 – Percentual de pessoas desalentadas, por níveis de instrução – Brasil 1T2012 – 1T2019

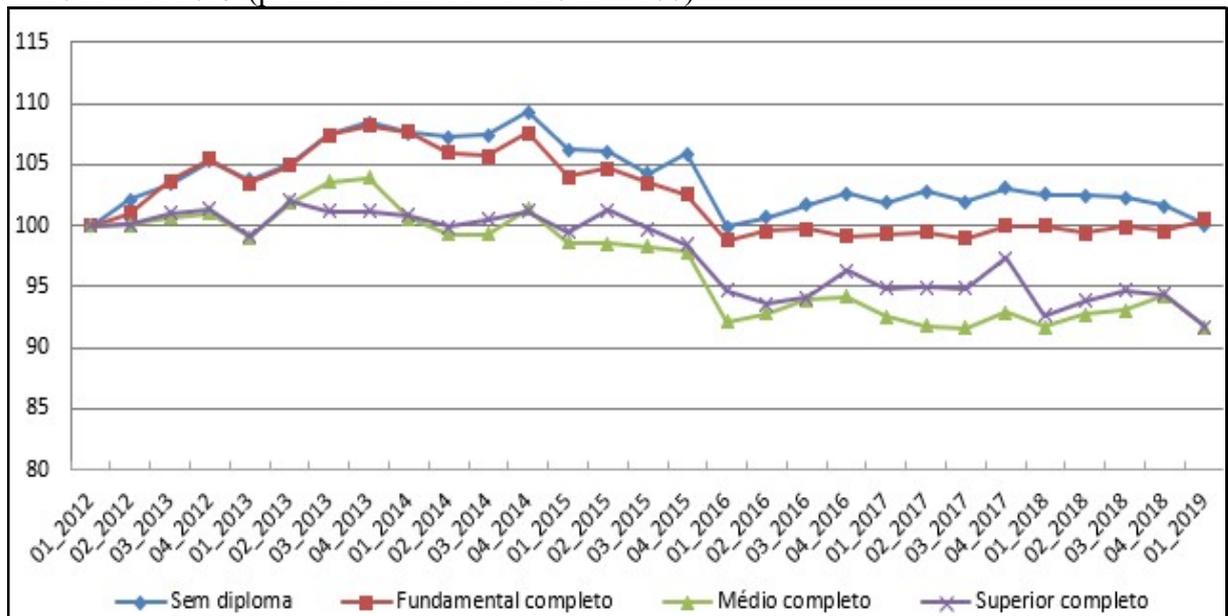


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral / IBGE.

A respeito dos rendimentos médios reais por nível de instrução, as maiores reduções salariais em termos percentuais são observadas no primeiro trimestre de 2016, com queda de 6,60%, 5,96% e 5,04%, em relação ao mesmo período de 2015, para os grupos com ensino médio completo, sem diploma e fundamental completo, respectivamente. Para o grupo superior completo, a variação negativa foi mais intensa no segundo trimestre do mesmo ano, com redução de 7,53%.

Apesar da sequência de reduções percentuais, registradas especialmente entre 2015 e 2016 para os grupos de escolaridade mais baixa (sem diploma e fundamental completo), verifica-se que esses mesmos grupos foram os que obtiveram menores perdas em relação à renda auferida no primeiro trimestre de 2012, terminando o primeiro trimestre de 2019 com um valor um pouco acima do registrado no início da série histórica analisada (Figura 7). Por sua vez, os níveis médio completo e superior completo continuam acumulando perdas salariais, encerrando a série com 92% do valor obtido no primeiro trimestre de 2012. Essa maior estabilidade na renda dos trabalhadores com menor grau de instrução pode ser atribuída ao fato de que a maioria desses indivíduos são remunerados pelo salário mínimo, menos suscetível a perdas reais, devido ao seu reajuste ter como base a inflação (MANNI, MENEZES FILHO; KOMATZU, 2017).

Figura 7 – Número índice do rendimento médio real habitual de todos os trabalhos, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade, por níveis de instrução – Brasil 1T2012 – 1T2019 (primeiro trimestre de 2012 = 100)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral / IBGE.

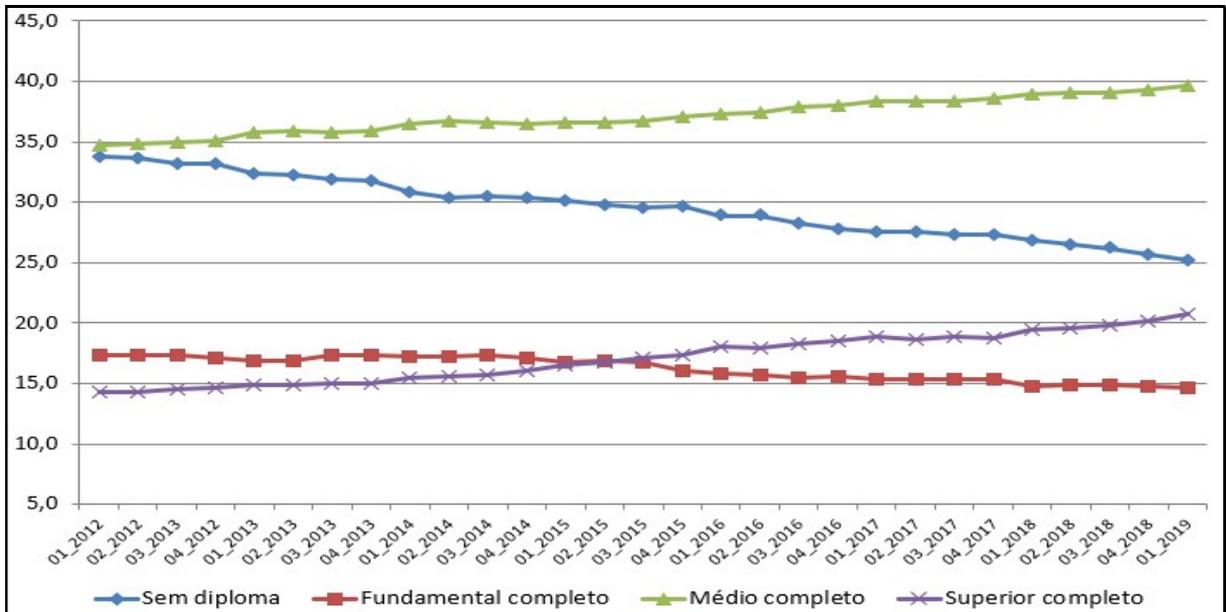
Em relação aos grupos médio completo e superior completo, um dos fatores associados a essa redução do prêmio salarial pode ser atribuída ao aumento da oferta superior à demanda por trabalhadores com esses níveis de instrução, pressionando os salários para baixo (ANDRADE; MENEZES-FILHO, 2005; PAULI; NAKABASHI; SAMPAIO, 2012).

Em relação ao ensino médio, houve um crescimento significativo na sua oferta a partir da década de 90, estabilizando-se ao longo da década seguinte, com aumento de apenas 2% no total de concluintes entre 2000 e 2012 (CORBUCCI, 2014). A oferta de pessoas com

ensino superior completo, por seu turno, vem apresentando taxas crescentes nos últimos anos. Segundo dados do Censo da Educação Superior (2018), o número de concluintes em cursos de graduação cresceu 52,52% no intervalo de 2007 a 2017, alcançando 1,2 milhão de pessoas nesse período.

Essa elevação na oferta de trabalhadores com maior qualificação relativa tem se refletido na proporção de pessoas ocupadas que possuem os ensinos médio e superior completos, com crescimento mais intensivo desse último grupo, ao passo que os demais têm diminuído a sua participação, especialmente o grupo dos indivíduos sem diploma (Figura 8).

Figura 8 – Nível de escolaridade da população de 14 anos ou mais ocupada, na semana de referência – Brasil 1T2012 – 1T2019

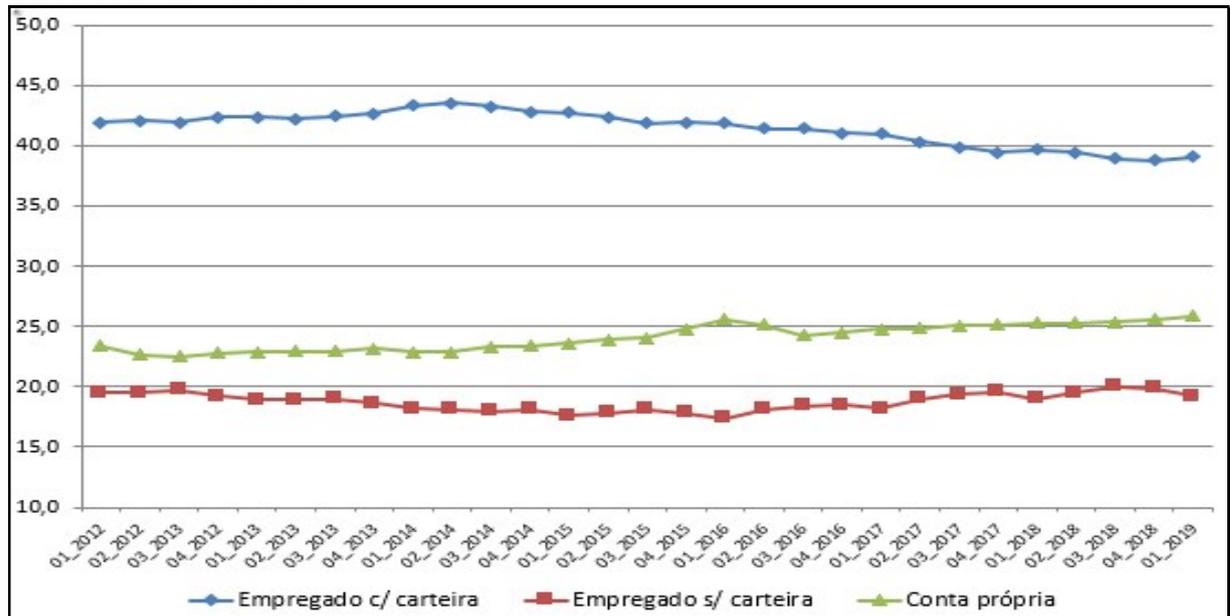


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral / IBGE.

Em relação aos segmentos representativos do mercado de trabalho formal e informal, a Figura 9 ilustra o comportamento de três categorias de trabalhadores que, conforme Saboia *et al.* (2019), correspondem a mais de 80% dos postos de trabalho ocupados: empregados com carteira de trabalho assinada, empregados sem carteira de trabalho assinada e trabalhadores por conta própria, sendo as duas últimas representativas do mercado informal.

Os dados mostram que o crescimento da formalização do mercado observada no período anterior à crise foi interrompido já no início da recessão econômica de 2014, mais especificamente no terceiro trimestre desse ano. O percentual de pessoas com carteira assinada começou a apresentar variações negativas, em comparação interanual, a partir de 2015 e, embora essa redução tenha diminuído a partir de 2018, a série ainda encerra o trimestre de 2019 com uma queda de 0,6 p.p em relação ao mesmo período do ano anterior.

Figura 9 – Percentual de pessoas de 14 anos ou mais ocupadas, por posição na ocupação – Brasil 1T2012 – 1T2019



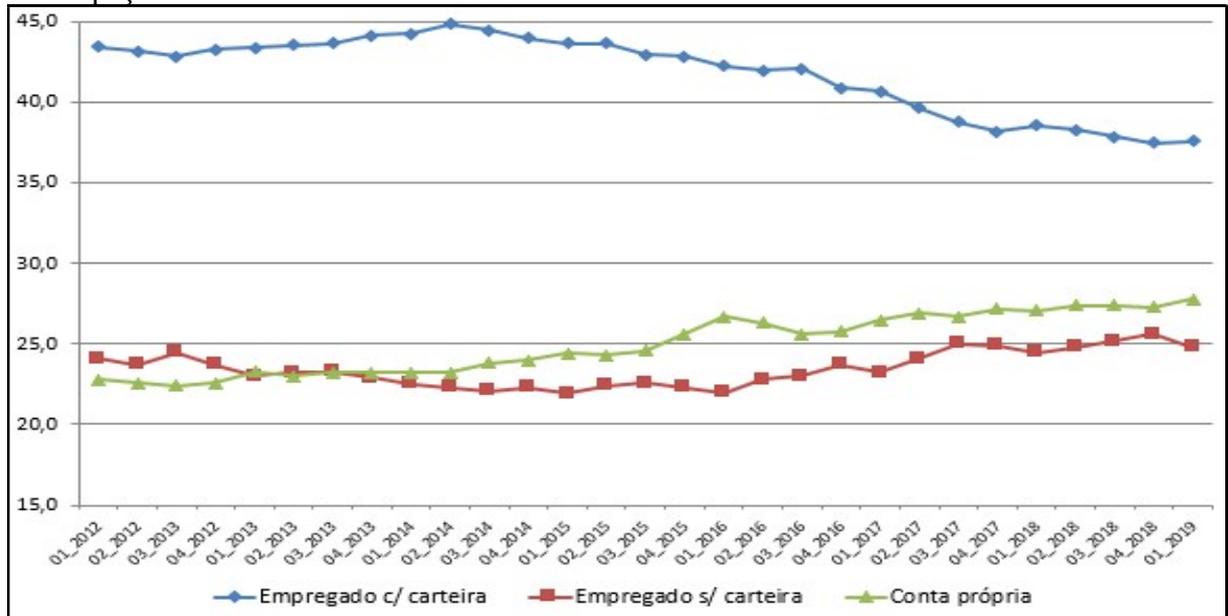
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral / IBGE.

Em paralelo, observa-se também a partir de 2014 o crescimento do percentual dos indivíduos que estão trabalhando por conta própria, o que pode ser interpretado como uma estratégia ocupacional do trabalhador, tanto como alternativa à escassez da oferta de emprego formal, como por escolha do indivíduo diante de vantagens vislumbradas sobre o emprego formal, dentre as quais melhorias na renda, flexibilidade e autonomia (MACIEL; OLIVEIRA, 2017).

Somando-se a esse fato, verifica-se um aumento da informalidade por meio da elevação contínua do percentual de pessoas sem carteira assinada a partir do segundo trimestre de 2016. Conforme visto, esse segmento está geralmente associado a postos de trabalhos precários, evidenciando uma possível relação com o crescimento das taxas de subocupação e subutilização observadas a partir de 2015.

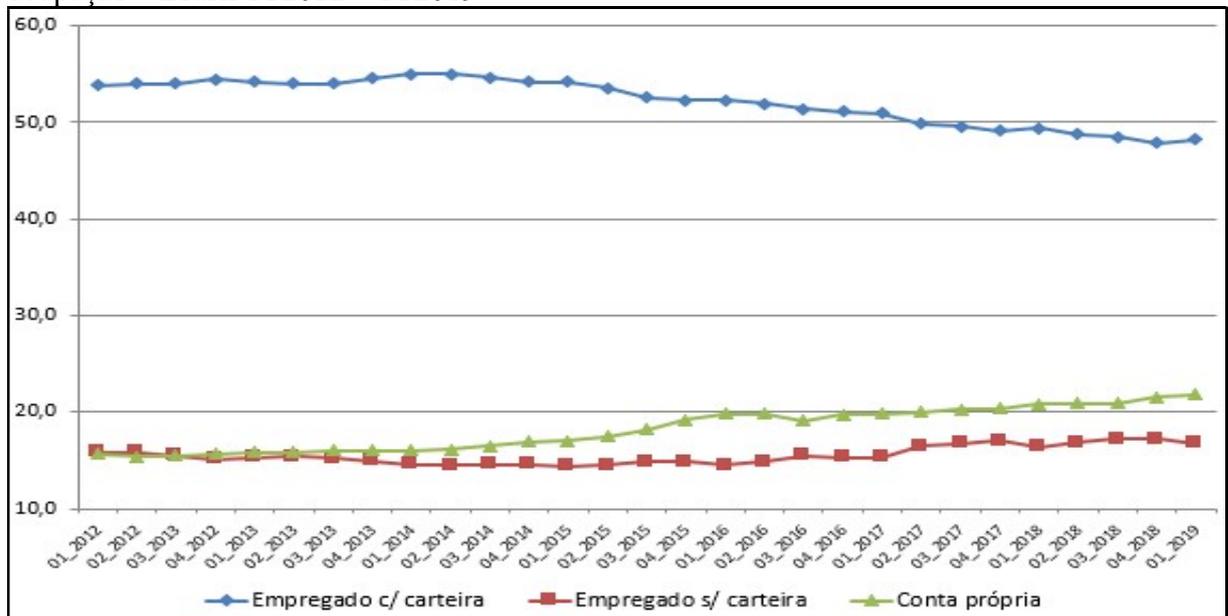
O desempenho das mesmas três categorias de posição na ocupação de acordo com o nível de escolaridade dos indivíduos (Figuras 10, 11 e 12) mostra que a redução no número de trabalhadores com carteira assinada foi muito mais elevada para o grupo dos que tinham apenas o nível fundamental completo, especialmente no intervalo entre o quarto trimestre de 2016 e o quarto trimestre de 2017, em comparações interanuais. Assim como na visão agregada, esse movimento é acompanhado pelo crescimento dos percentuais de trabalhadores por conta própria e sem carteira assinada, sinalizando mais uma vez o ingresso no mercado informal como alternativa à restrição da oferta de emprego formal na economia.

Figura 10 – Percentual de pessoas ocupadas, com ensino fundamental completo, por posição na ocupação – Brasil 1T2012 – 1T2019



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral / IBGE.

Figura 11 – Percentual de pessoas ocupadas, com ensino médio completo, por posição na ocupação – Brasil 1T2012 – 1T2019

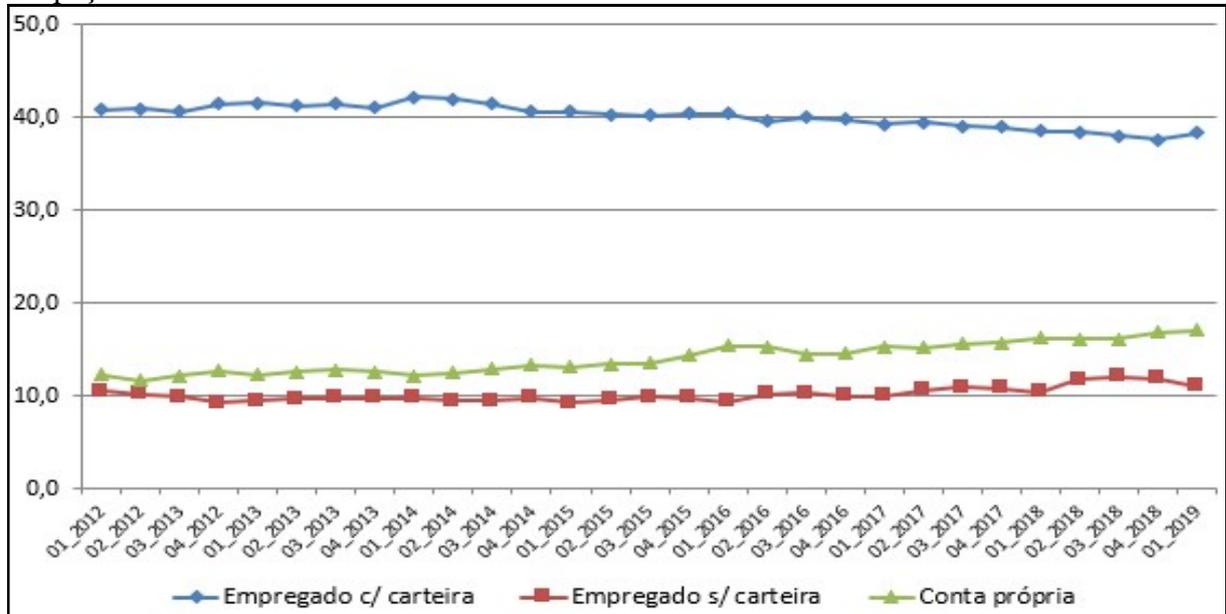


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral / IBGE.

O grupo superior completo foi o que apresentou menor redução de empregados com carteira assinada (Figura 12). Uma provável explicação seria a de que os encargos trabalhistas com salários maiores desestimulam a empresas a demitir e contratar pessoas de remuneração mais elevada (mais escolarizadas), o que explicaria também o menor

crescimento relativo das taxas de desemprego nesse grupo de instrução, bem como a maior participação dessas pessoas no trabalho por conta própria.

Figura 12 – Percentual de pessoas ocupadas, com ensino superior completo, por posição na ocupação – Brasil 1T2012 – 1T2019



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral / IBGE.

Por sua vez, o crescimento do percentual de trabalhadores sem carteira no grupo superior completo parece se alinhar ao indício encontrado por Reis (2018) de que os indivíduos de escolaridade mais alta tornam-se mais propensos a aceitarem um emprego no setor informal nos períodos de maior deterioração do mercado de trabalho, acrescentando, ainda, que há uma tendência de que os empregos considerados de melhor qualidade (geralmente associados ao mercado formal) sejam os mais afetados nos períodos de crise, o que acaba por induzir a maior participação dos indivíduos nos postos de trabalho informais.

4 BASE DE DADOS E METODOLOGIA

4.1 Base de dados

Os dados utilizados neste trabalho foram extraídos da Pnad Contínua, produzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), abrangendo desde o segundo trimestre de 2013 até o quarto trimestre de 2017, de modo a contemplar um ano antes e após o período datado da última recessão econômica observada no país, de acordo com o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (Codace). A razão para a escolha desse período é possibilitar a comparação da trajetória das variáveis que interferem nas taxas de retornos salariais entre os trimestres de cada ano da série histórica, em uma tentativa de minimizar os efeitos da sazonalidade na comparação entre os resultados.

A Pnad Contínua é uma pesquisa recente no país, tendo sido implantada em caráter definitivo a partir de janeiro de 2012, em todo território nacional, com o intuito de acompanhar as flutuações e evolução da força de trabalho por meio de indicadores trimestrais. Os domicílios que compõem a amostra são visitados por cinco trimestres consecutivos, sendo cada domicílio entrevistado uma vez por trimestre, com intervalos de dois meses entre uma visita e outra, encerrando o ciclo de entrevistas no mesmo mês correspondente ao início da pesquisa. Segundo nota técnica da Pnad, a pesquisa foi planejada de modo a se obter uma sobreposição de 20% dos domicílios entre um trimestre de um ano e o mesmo trimestre do ano anterior, de modo que as alterações observadas no comportamento dos indicadores não sejam atribuídas a uma mudança completa da amostra.

Será observado o rendimento médio real horário do trabalho principal, habitualmente recebido por mês pelas pessoas de 25 a 65 anos⁷, conforme os seguintes níveis de instrução: ensino fundamental completo, ensino médio completo e ensino superior completo, tendo com grupo de controle os indivíduos sem diploma. O conjunto de dados selecionados contempla também alguns determinantes dos rendimentos já consagrados na literatura, como gênero, raça, região, espaço geográfico, setores da economia e formalização do mercado de trabalho⁸, cujos coeficientes estimados possibilitarão analisar os efeitos da recente crise econômica sobre os rendimentos dos indivíduos, com especial destaque para o parâmetro da escolaridade.

⁷ Foram excluídos da amostra os trabalhadores familiares auxiliares, dado que não recebem remuneração.

⁸ O grupo formal será representado pelos trabalhadores que contribuem para a previdência social, mesmo critério adotado por Suliano e Siqueira (2012).

4.2 Metodologia econométrica

O modelo a ser estimado consiste em uma equação *minceriana* de salário real/hora dos determinantes da remuneração no mercado de trabalho, extensamente utilizada na literatura que aborda o tema. Segundo Moura (2008), o economista e formulador da função salário do capital humano, Jacob Mincer, aprimorou o seu modelo original ao considerar que os agentes podem investir na acumulação de capital humano após a educação formal, o que seria representado pela experiência no trabalho, destacando, ainda, que esse investimento declina após certa idade ou nível de experiência. Para representar a variável “experiência” e o declínio de seu retorno no tempo, este estudo utiliza como *proxy* a idade dos indivíduos e a idade ao quadrado, além de uma variável que mede o tempo de trabalho em anos do indivíduo na ocupação atual.

A equação de salários será estimada pelo modelo de regressão de mínimos quadrados ordinários (MQO). Este método, entretanto, demanda a realização de procedimentos adicionais, devido à presença de alguns problemas relacionados à consistência dos valores estimados quando utilizado de forma pura e simples, dentre os quais estão os vieses oriundos das variáveis omitidas que podem afetar a renda do indivíduo (viés de habilidade), a endogeneidade da escolaridade e o problema de seletividade amostral, questões estas abordadas em estudos como Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004), França, Gasparini e Loureiro (2005), Resende e Wyllie (2006), Salvato e Silva (2007) e Arraes e Mariano (2014).

Dentre as alternativas possíveis existentes na literatura, o presente estudo considera na estimação de seu modelo o tratamento do viés de seletividade amostral pelo método de Heckman, identificado por Arraes e Mariano (2014) como o melhor modelo preditivo das taxas de retorno à educação, cujo detalhamento será abordado a seguir.

4.2.2 Método de Heckman e o viés de seleção amostral

O viés de seletividade amostral é um dos problemas que decorrem da complexidade de desenhos amostrais típicos de pesquisas censitárias, em que determinado estrato da população não é selecionado de modo aleatório. No caso específico da equação de rendimentos, este viés está relacionado ao fato de as informações relativas aos salários dos indivíduos serem fornecidas apenas pelas pessoas que possuíam algum tipo de trabalho durante a realização da pesquisa, excluindo dessa amostra os indivíduos que, devido a fatores não observáveis, tomaram a decisão de não trabalhar. Essa restrição amostral pode levar à

obtenção de resultados enviesados, tornando as estimativas inconsistentes (ARRAES; MARIANO, 2014).

No intuito de tratar a ocorrência desse viés, adotou-se o modelo de Heckman (1979), que possibilita observar a amostra inicial com todos os indivíduos, não só os que auferiam rendimentos no período da pesquisa. O modelo admite que a decisão de um indivíduo participar ou não do mercado de trabalho está associada ao fato existir um salário de reserva abaixo do qual ele não estaria disposto a aceitar um determinado tipo de trabalho. Desse modo, faz-se necessário primeiro identificar a probabilidade do indivíduo participar do mercado de trabalho, tendo como base a comparação entre a oferta salarial do empregador e o seu salário de reserva, para em seguida estimar a equação de salários, considerando nesta somente os indivíduos que possuem algum rendimento.

Nesse sentido, o método proposto por Heckman (1979) consiste em uma estimação da equação de salários por Mínimos Quadrados Ordinários em dois estágios (MQ2E), onde o primeiro compreende estimar uma equação no modelo binomial *probit* relacionada à participação dos indivíduos no mercado de trabalho, da qual resultará uma variável a ser incorporada na equação de rendimentos *minceriana*, cuja regressão representa o segundo estágio do método aqui descrito.

A equação de participação no mercado é dada por:

$$L_i^* = \beta' X_i + \mu_i, \text{ sendo } i = 1, 2, \dots, n.$$

A variável que representa a participação do indivíduo no mercado de trabalho é designada por L , enquanto X é o vetor de variáveis determinantes da probabilidade de participação no mercado de trabalho, sendo μ o vetor de erros. Considerando que o indivíduo opta por trabalhar somente se o salário esperado for maior que o seu salário de reserva, e que a variável L é latente (não observada), define-se uma variável *dummy* (binária), tal que:

$$L_i = 1, \text{ se } L_i^* > 0$$

$$L_i = 0, \text{ se } L_i^* \leq 0$$

Assim, quando o indivíduo estiver participando do mercado de trabalho, L assumirá o valor 1. Do contrário, L assume valor 0.

Seguindo para o segundo estágio, a equação de salários precisa considerar a existência do viés de seletividade amostral, o que é solucionado por meio da inclusão da razão inversa de Mills, obtida a partir do seguinte processo:

$$W_i = \gamma_i' Z_i + \varepsilon_i, \text{ sendo } i = 1, 2, \dots, n.$$

Na equação acima, W é o logaritmo do salário real/hora do indivíduo, Z é um vetor de características pessoais explicativas do salário e ε é o vetor de erros. Considerando que a referida equação contempla apenas os indivíduos que recebem salários, será obtido valor para W apenas quando L assumir valor maior que 0.

Aborda-se, então, o viés da seletividade amostral da seguinte forma:

$$\begin{aligned} E[W_i / L_i^* > 0] &= E[W_i / \mu_i > -\beta_i X_i] \\ &= \gamma_i' Z_i + E[\varepsilon_i / \mu_i > -\beta_i X_i] \\ &= \gamma_i' Z_i + \frac{\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} \cdot \frac{\phi(\beta_i X_i)}{\Phi(\beta_i X_i)} \end{aligned}$$

A função densidade de probabilidade normal padrão é representada pelo símbolo ϕ , enquanto a função densidade normal padronizada acumulada é representada por Φ . A razão inversa de Mills é a expressa por $\lambda = \frac{\phi(\beta_i X_i)}{\Phi(\beta_i X_i)}$, a qual será incluída na equação *minceriana* com o intuito de resolver o viés da seletividade amostral.

Desse modo, a equação principal será composta pelas variáveis explicativas do rendimento do trabalho do indivíduo, acrescida da variável λ (*lambda*), ficando da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \ln Y_i &= \beta_0 + \beta_1 idade_i + \beta_2 idade_i^2 + \beta_3 tempo + \beta_4 fundamental_i + \beta_5 medio_i + \beta_6 superior_i \\ &+ \beta_7 homem_i + \beta_8 branco_i + \beta_9 formal_i + \beta_{10} funcpub_i + \beta_{11} empregador_i + \beta_{12} contpropria_i + \\ &\beta_{13} industria_i + \beta_{14} serviços_i + \beta_{15} urbana_i + \beta_{16} metrop_i + \beta_{17} NE_i + \beta_{18} SE_i + \beta_{19} S_i + \beta_{20} CO_i + \\ &\beta_{21} lambda_i + \varepsilon_i, \text{ sendo } i = 1, 2, \dots, n. \end{aligned}$$

Na equação, $\ln Y_i$ representa o logaritmo do salário real/hora observado pelos indivíduos que decidiram trabalhar, seguido das variáveis explicativas:

1. *idade* – idade do indivíduo na data da pesquisa.
2. *idade²* – idade do indivíduo elevada ao quadrado.
3. *tempo* – tempo de trabalho do indivíduo na ocupação atual, medido em anos.
4. *fundamental, medio e superior* – *dummies* representativas do nível de escolaridade (fundamental completo, médio completo e superior completo),

sendo os indivíduos sem diploma a categoria de controle.

5. *homem – dummy* representativa do gênero: se for homem = 1; se mulher = 0.
6. *branco – dummy* representativa da raça: se for branca = 1; caso contrário = 0.
7. *formal – dummy* representativa do setor de ocupação: se o indivíduo contribui para a previdência social = 1, caso contrário = 0.
8. *funcpub – dummy* em que o indivíduo funcionário público = 1; caso contrário = 0.
9. *empregador – dummy* em que o indivíduo empregador = 1; caso contrário = 0.
10. *contpropria – dummy* em que o indivíduo trabalhador por conta própria = 1; caso contrário = 0.
11. *industria e serviços - dummies* representativas dos setores econômicos, sendo a agricultura a categoria de controle.
12. *urbana e metrop – dummies* representativas dos espaços geográficos área urbana e metropolitana, sendo a área rural a categoria de controle.
13. *NE, SE, S e CO – dummies* representativas das regiões brasileiras Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste, sendo a região Norte a categoria de controle.
14. *lambda – razão inversa de Mills*, gerada pelo procedimento de Heckman.

O termo de erro da equação é a variável ε .

A identificação do modelo considerou o método de restrição por exclusão de variáveis proposto por Maddala (1983 *apud* QUEIROZ; ARAGÓN, 2015), pelo qual algumas variáveis determinantes dos salários são incluídas apenas na equação de participação do mercado de trabalho. Representam variáveis de controle, uma vez que não devem apresentar relação direta com a variável dependente da equação de salários, a fim de não afetar a eficiência estatística do modelo. Neste caso, as variáveis selecionadas foram a binária chefe de família e o número de pessoas no domicílio, cuja ausência na equação de salários evita seu relacionamento com o termo de erro e viabiliza a estimação dos valores dos coeficientes.

Considerando o período delimitado neste estudo, que abrange desde o segundo trimestre de 2013 até o quarto trimestre de 2017, serão estimadas um total de 19 equações com dados em *cross section*, cada uma correspondendo a um trimestre da série histórica, a fim de possibilitar a comparação entre mesmos trimestres dos anos selecionados. O efeito parcial (marginal) exato das variáveis explicativas descritas no modelo é obtido através da expressão $[\exp(\text{coef})-1] \times 100$, onde *exp* é um número irracional que vale aproximadamente 2,718281828 e *coef* são os coeficientes estimados para as variáveis explicativas.

5 RESULTADOS

5.1 Determinantes da inserção dos indivíduos no mercado de trabalho

No intuito de apresentar um panorama do comportamento das características individuais e do domicílio que afetam diretamente as chances de o indivíduo estar empregado, são apresentados na Tabela 2 os resultados da equação de seleção amostral para o segundo trimestre dos anos que compõem o intervalo em análise (2013-2017), bem como a regressão relacionada ao último trimestre de 2017 (4T2017), a última observação temporal disponível na base de dados. Essa apresentação resumida tem o intuito apenas de facilitar a visualização do desempenho dos coeficientes das variáveis explicativas entre os anos selecionados, considerando o trimestre inicial da crise⁹.

As regressões apresentadas englobam o período pré-crise (2T2013), período de vigência da crise (2T2014-2T2016) e o período pós-crise (2T2017 e 4T2017). Tal estrutura permite também identificar se o estabelecimento de um cenário de instabilidade econômica afetou diretamente os coeficientes estimados ou se existe certa regularidade no impacto associado aos determinantes, mesmo com a mudança na dinâmica da atividade econômica.

Tabela 2 – Estimativas do primeiro estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – Modelo *Probit* – 2T2013 - 4T2017

| Variáveis | 2T2013 | 2T2014 | 2T2015 | 2T2016 | 2T2017 | 4T2017 |
|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| constante | 0,5273 (0,0148) | 0,5870 (0,0149) | 0,5602 (0,0148) | 0,4385 (0,0146) | 0,3358 (0,0146) | 0,3737 (0,0147) |
| idade | -0,0227 (0,0002) | -0,0237 (0,0002) | -0,0229 (0,0002) | -0,0202 (0,0002) | -0,0187 (0,0003) | 0,0193 (0,0002) |
| fundamental | 0,2086 (0,0079) | 0,2152 (0,0079) | 0,2292 (0,0078) | 0,2334 (0,0079) | 0,2300 (0,0079) | 0,2149 (0,0080) |
| medio | 0,3966 (0,0068) | 0,4042 (0,0068) | 0,3776 (0,0067) | 0,3805 (0,0066) | 0,3971 (0,0065) | 0,3853 (0,0065) |
| superior | 0,8439 (0,0099) | 0,8853 (0,0098) | 0,8654 (0,0094) | 0,8535 (0,0091) | 0,8490 (0,0088) | 0,8120 (0,0088) |
| homem | 0,8137 (0,0056) | 0,7928 (0,0056) | 0,7582 (0,0055) | 0,7604 (0,0053) | 0,7257 (0,0052) | 0,7282 (0,0052) |
| branco | 0,0934 (0,0054) | 0,0634 (0,0054) | 0,0700 (0,0053) | 0,0884 (0,0053) | 0,1166 (0,0052) | 0,1183 (0,0053) |
| chefe | 0,4071 (0,0058) | 0,4428 (0,0058) | 0,4291 (0,0057) | 0,3528 (0,0054) | 0,3083 (0,0053) | 0,2934 (0,0053) |
| urbana | 0,1219 (0,0066) | 0,1103 (0,0066) | 0,1089 (0,0065) | 0,1191 (0,0064) | 0,1495 (0,0063) | 0,1860 (0,0063) |

Continua

⁹ A relação completa dos coeficientes estimados consta no apêndice A deste documento.

Tabela 2 – Estimativas do primeiro estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – Modelo *Probit* – 2T2013 - 4T2017

| Variáveis | 2T2013 | 2T2014 | 2T2015 | 2T2016 | 2T2017 | 4T2017 |
|---------------|---------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|
| metropolitana | 0,0233 (0,0058) | 0,0081** (0,0058) | 0,0100* (0,0057) | -0,0080** (0,0057) | 0,0041** (0,0056) | 0,0105* (0,0056) |
| npessoas | -0,0099 (0,0016) | -0,0089 (0,0016) | -0,0092 (0,0016) | -0,0130 (0,0016) | -0,0204 (0,0016) | 0,0181 (0,0017) |

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1 - Os coeficientes sem chamada são estatisticamente significantes a 1%. / * Significativo a 5%. / ** Não significativo. / 2 - O erro padrão é apresentado entre parênteses.

Do ponto de vista global, a equação de seleção apresenta um nível satisfatório de ajustamento, na medida em que, à exceção da variável binária metropolitana, significativa ao nível de 5%, todas as demais variáveis explicativas foram significantes ao nível de 1% no intervalo analisado.

A variável idade apresentou-se inversamente relacionada à probabilidade de inserção dos indivíduos no mercado de trabalho até o segundo trimestre de 2017. Na medida em que a base de dados foi filtrada para considerar pessoas com idade entre 25 e 65 anos, a reversão do sinal no último período indica que os mais experientes passaram a ter mais chance de estarem empregados, o que pode estar associado à dificuldade dos mais jovens conseguirem encontrar o primeiro emprego. Nakabashi e Assahide (2017) encontraram evidências de que os jovens de 15 a 29 anos são mais vulneráveis em períodos de instabilidade econômica, o que os autores associam à menor experiência acumulada nessa faixa etária, desestimulando a participação desse perfil no mercado de trabalho.

Os resultados indicam que o nível de escolaridade está positivamente relacionado com a probabilidade de o indivíduo encontrar-se efetivado no mercado de trabalho, sendo a relação crescente à medida que o grau de qualificação se amplia. Essa sinalização corrobora os dados apresentados, em seção anterior deste estudo, acerca do nível de ocupação por escolaridade entre 1T2012 e 1T2019, cujos percentuais variaram em torno de 76% a 80% no nível superior completo, e de 63% a 70% no médio completo, ao passo que os níveis fundamental completo e sem diploma obtiveram taxas máximas de ocupação de 53,1% e 45,6%, respectivamente, no mesmo período selecionado.

Observa-se que a relação positiva entre o grau de escolaridade e a probabilidade do indivíduo estar ocupado mantém-se estável na transição do período de baixo desemprego (2013-2014) para alto desemprego (2015-2017), porém, na fase mais crítica da crise, os coeficientes diminuem em maior proporção para os que possuem superior completo.

A homogeneidade do impacto nos diferentes momentos econômicos pode estar ligada tanto à maior produtividade associada aos trabalhadores com nível de escolaridade mais elevado, aumentando a propensão dos indivíduos encontrarem-se empregados, como também pelo fato de que, em períodos de crise econômica, com a redução na demanda por trabalhadores, há também uma redução no custo de oportunidade da mão de obra mais escolarizada, o que reduz o seu salário de reserva e amplia a propensão de os indivíduos aceitarem postos de trabalho que exigem escolaridade inferior ao seu nível de instrução para voltar ao mercado de trabalho (REIS, 2018).

O maior decréscimo relativo observado na probabilidade de as pessoas com ensino superior completo estarem trabalhando na fase de alto desemprego (2015-2017), por seu lado, pode ter relação com seus salários de reserva mais elevados em comparação aos dos demais grupos, fazendo com que, mesmo as taxas de desemprego pressionando para baixo o prêmio salarial, esses indivíduos tenham mais dificuldade de encontrar uma ocupação compatível com o novo valor esperado.

Quanto às demais características individuais, em todas as estimações a probabilidade de estar empregado é maior para os homens, estando associada de maneira positiva também com a raça branca, o que sugere a presença de desigualdade de gênero e raça no processo de entrada no mercado de trabalho em nível nacional.

Em relação à segmentação espacial, indivíduos localizados na região urbana apresentam maior probabilidade de inserção no mercado de trabalho, refletindo uma possível deterioração do mercado de trabalho localizado no meio rural. Por fim, à exceção do segundo trimestre de 2013, o fato de residir na região metropolitana parece não afetar a probabilidade de estar empregado.

Com respeito aos determinantes domiciliares, percebe-se que a variável *dummy* chefe foi positiva e estatisticamente significativa em todos os períodos. No entanto, o coeficiente apresentou tendência decrescente a partir da crise econômica nacional, indicando que o ciclo econômico influencia diretamente na inserção dos responsáveis pelos domicílios no mercado de trabalho.

Os resultados apontam, também, que a probabilidade de inserção de um indivíduo no mercado de trabalho reduz-se à medida em que o número de pessoas residentes no seu domicílio aumenta. Considerando que esse aumento diminui o peso relativo de cada agente no orçamento familiar, isso pode afetar diretamente a tomada de decisão sobre a sua oferta de trabalho. Por outro lado, esse número mais elevado de pessoas pode estar relacionado ao número de filhos, aspecto que, segundo Coelho, Veszteg e Soares (2010), é positivamente

associado ao salário de reserva do indivíduo, afetando negativamente a probabilidade de participação no mercado de trabalho.

5.2 Resultados estimados para o salário dos indivíduos

A presente seção é destinada à discussão relacionada aos determinantes dos rendimentos salariais ao longo do período 2T2013-4T2017. É importante notar que, além de discutir quais os efeitos das variáveis explicativas sobre o retorno salarial das pessoas, é necessário observar o comportamento desses efeitos na trajetória do ciclo econômico observado na economia nacional durante o período em análise, com a transição de um intervalo de menor desemprego e relativa estabilidade econômica (2013-2014) para um período de crescimento na taxa de desemprego e de desalento, alinhado à forte recessão na atividade econômica (2015-2017).

A partir desse enquadramento histórico, é possível inferir quais determinantes são mais sensíveis ao estado da economia, bem como a presença de persistência ou homogeneidade nos determinantes salariais ao longo do período observado. Do ponto de vista econométrico, ressalta-se que o viés de seleção é corrigido pela incorporação de uma transformação da variável probabilidade predita (razão de Mills), calculada na seção anterior a partir do modelo *probit*, como uma variável explicativa.

Na Tabela 3 estão os resultados da regressão de segundo estágio pelo método de Heckman para os indivíduos ocupados no mercado de trabalho durante o período selecionado. Do ponto de vista geral, o modelo adotado demonstra boa aderência em todos os períodos analisados. Os coeficientes associados às variáveis de controle são todos estatisticamente significantes, e o grau de ajustamento, mensurado pela estatística R², foi superior a 0,40 em todos os casos. Além disso, o coeficiente relativo à razão de Mills foi significativo em todas as regressões, ressaltando a importância da equação de seleção estimada no primeiro estágio para correção do viés de especificação da amostra¹⁰.

Tabela 3 – Resultados do segundo estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – MQO – 2T2013 - 4T2017

| Variáveis | 2T2013 | 2T2014 | 2T2015 | 2T2016 | 2T2017 | 4T2017 |
|-----------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| constante | 0,3781 (0,0271) | 0,5153 (0,0287) | 0,5117 (0,0258) | 0,4721 (0,0271) | 0,4247 (0,0279) | 0,4853 (0,0282) |

Continua

¹⁰ A relação completa dos coeficientes estimados consta no apêndice B deste documento.

Tabela 3 – Resultados do segundo estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – MQO – 2T2013 - 4T2017

| Variáveis | 2T2013 | 2T2014 | 2T2015 | 2T2016 | 2T2017 | 4T2017 |
|---------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| idade | 0,0299 (0,0012) | 0,02852 (0,0013) | 0,0285 (0,0011) | 0,0303 (0,0011) | 0,0331 (0,0011) | 0,0313 (0,0011) |
| idade2 | -0,000268 (0,00001) | -0,000255 (0,00001) | -0,000252 (0,00001) | -0,000259 (0,00001) | -0,000303 (0,00001) | -0,000281 (0,00001) |
| tempo | 0,0051 (0,0002) | 0,004715 (0,0002) | 0,0054 (0,0002) | 0,0044 (0,0001) | 0,0063 (0,0002) | 0,0065 (0,0002) |
| fundamental | 0,1375 (0,0050) | 0,1140 (0,0053) | 0,1149 (0,0049) | 0,1157 (0,0053) | 0,1178 (0,0054) | 0,1169 (0,0055) |
| medio | 0,2987 (0,0049) | 0,2508 (0,0052) | 0,2501 (0,0047) | 0,2303 (0,0051) | 0,2326 (0,0054) | 0,2280 (0,0055) |
| superior | 0,9330 (0,0076) | 0,8674 (0,0081) | 0,8733 (0,0073) | 0,7985 (0,0081) | 0,7971 (0,0086) | 0,7933 (0,0086) |
| homem | 0,1629 (0,0071) | 0,1538 (0,0073) | 0,1510 (0,0065) | 0,1205 (0,0073) | 0,1268 (0,0073) | 0,1241 (0,0076) |
| branco | 0,1211 (0,0035) | 0,1182 (0,0037) | 0,1183 (0,0033) | 0,1074 (0,0035) | 0,1056 (0,0035) | 0,0996 (0,0035) |
| formal | 0,2148 (0,0039) | 0,2203 (0,0042) | 0,2100 (0,0037) | 0,2426 (0,0037) | 0,2419 (0,0037) | 0,2421 (0,0037) |
| func_pub | 0,3035 (0,0050) | 0,2944 (0,0053) | 0,2880 (0,0047) | 0,3070 (0,0049) | 0,3027 (0,0049) | 0,3036 (0,0049) |
| empregador | 0,5640 (0,0077) | 0,5681 (0,0082) | 0,5326 (0,0072) | 0,4712 (0,0076) | 0,4669 (0,0072) | 0,4660 (0,0071) |
| conta_prop | 0,0242 (0,0042) | 0,01902 (0,0044) | -0,0064* (0,0039) | -0,0302 (0,0038) | -0,0404 (0,0039) | -0,0480 (0,0038) |
| industria | 0,3458 (0,0059) | 0,3307 (0,0063) | 0,3279 (0,0056) | 0,3250 (0,0057) | 0,2694 (0,0059) | 0,2570 (0,0059) |
| servicos | 0,3098 (0,0058) | 0,2848 (0,0061) | 0,3000 (0,0055) | 0,3028 (0,0055) | 0,2580 (0,0056) | 0,2433 (0,0057) |
| urbana | 0,0790 (0,0047) | 0,08174 (0,0049) | 0,0844 (0,0044) | 0,0848 (0,0046) | 0,0764 (0,0047) | 0,0795 (0,0049) |
| metropolitana | 0,1503 (0,0034) | 0,1222 (0,0036) | 0,1466 (0,0032) | 0,1588 (0,003) | 0,1519 (0,0034) | 0,1629 (0,0034) |
| nordeste | -0,1922 (0,0050) | -0,2357 (0,0053) | -0,1927 (0,0048) | -0,1952 (0,0048) | -0,1652 (0,0049) | -0,1728 (0,0049) |
| sudeste | 0,1317 (0,0052) | 0,06253 (0,0055) | 0,1079 (0,0049) | 0,1278 (0,0050) | 0,1531 (0,0050) | 0,1482 (0,0050) |
| sul | 0,2049 (0,0059) | 0,1682 (0,0064) | 0,1853 (0,0056) | 0,1861 (0,0057) | 0,2398 (0,0057) | 0,2525 (0,0058) |
| centro_oeste | 0,2433 (0,0062) | 0,2143 (0,0066) | 0,2087 (0,0059) | 0,2286 (0,0060) | 0,2574 (0,0060) | 0,2615 (0,0061) |
| lambda | -0.2537 (0.01458) | -0.2609 (0.01472) | -0.2823 (0.01351) | -0.3664 (0.01568) | -0.3107 (0.01677) | -0.3337 (0.01771) |
| R2 Ajustado | 0,462 | 0,408 | 0,472 | 0,475 | 0,466 | 0,466 |

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1 – Os coeficientes sem chamada são estatisticamente significantes a 1%. / * Significativo a 5%. / 2 – O erro padrão é apresentado entre parênteses.

No que tange às características individuais, vale ressaltar a presença da desigualdade de gênero e de raça também no segundo estágio do método de Heckman, apresentando relação direta com o retorno salarial dos indivíduos e corroborando resultados clássicos da literatura. Essas desigualdades, entretanto, parecem se reduzir em períodos de crise.

Avaliando a evolução da variável binária homem durante o período analisado, os coeficientes reportados apresentam uma tendência decrescente, reduzindo-se de 16,29% em 2T2013 para 12,41% em 4T2017, com quebra mais intensa entre 2T2015-2T2016, sugerindo que rendimento salarial dos homens apresentou maior sensibilidade ao processo de deterioração no mercado de trabalho. Mesma tendência observa-se em relação à variável branco, cujo coeficiente decaiu de 12,11% no primeiro período amostral para 9,96% em 4T2017, sinalizando uma redução do peso do fator raça na determinação salarial.

Outra variável que se alinhou à literatura relacionada diz respeito ao caráter não linear da variável idade. Tendo em vista que a variável em nível apresentou sinal positivo e a variável ao quadrado sinal negativo, sendo ambas estatisticamente significantes, observa-se que o envelhecimento, associado à experiência das pessoas, gera retornos crescentes a taxas decrescentes sobre o retorno salarial.

A respeito da condição de contratação, indivíduos do setor formal (que contribuem com a previdência social) apresentam maior retorno salarial em relação aos ocupados na informalidade. Resultado semelhante foi encontrado por Suliano e Siqueira (2012) para o período 2001-2006, quando concluíram pela existência de uma alta segmentação no mercado de trabalho, registrando ganhos médios acima de 20% para os trabalhadores do setor formal.

Observa-se que o efeito positivo para a formalidade aparece como uma tendência crescente na época da crise, indicando que o ganho adicional no setor formal se elevou durante o período de instabilidade econômica. No segundo trimestre de 2013, ano anterior à crise, os resultados apontam que o fato de um indivíduo estar no mercado formal aumentava a sua remuneração em 23,96%, subindo para 27,46% no segundo trimestre de 2016, período de intensos efeitos da recessão, e encerrando a série em 27,39% no quarto trimestre de 2017.

Reis (2018) reporta que, durante a crise econômica, a probabilidade de transição do desemprego para o emprego no setor formal apresentou maior queda em comparação com as chances de transição para o informal. Pelas condições de oferta e demanda do mercado de trabalho, a maior possibilidade de obter uma ocupação no setor informal durante a recessão aumenta a disponibilidade de mão de obra nesse setor, o que tende a exercer um efeito

negativo sobre o retorno salarial, tendo em vista que mais pessoas estão propensas a ingressar na informalidade como alternativa à escassez da oferta de emprego formal. O crescimento do número de indivíduos sem carteira de trabalho observado no período da crise é mais um retrato dessa maior propensão de ingresso no setor informal.

É importante ressaltar que o prêmio salarial dos empregadores e trabalhadores por conta própria decaiu ao longo da crise econômica. No segundo caso, houve uma reversão de sinal, com a variável conta própria apresentando sinal negativo e estatisticamente significativa a partir do segundo trimestre de 2015. O resultado é esperado, uma vez que atividades com maior volatilidade tendem a sofrer, em média, maior repercussão em períodos de crise econômica. Outro fator importante é que, na medida em que o grau de formalização da economia decai em períodos de instabilidade econômica, há uma migração natural da mão de obra em direção ao trabalho por conta própria, inclusive por parte dos trabalhadores com maior grau de instrução, como observado nas figuras apresentadas anteriormente. Isso acentua a concorrência nesse segmento e, em consequência, tende a reduzir o retorno das atividades envolvidas.

A concentração de setores econômicos na região metropolitana e urbana torna o retorno salarial maior em ambas as áreas. O resultado se mantém aproximadamente estável ao longo do ciclo econômico. A mesma evidência é observada do ponto de vista regional. Considerando a região Norte como referência, trabalhadores residentes nas regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste apresentam um retorno salarial maior, enquanto a região Nordeste é a única que apresenta coeficiente negativo, corroborando os resultados encontrados por Arraes e Mariano (2014) de que as taxas de retorno da educação variam de acordo com o nível de desenvolvimento das regiões brasileiras, ficando o Nordeste com a menor dentre elas.

No tocante aos setores da economia, tanto a indústria quanto o setor de serviços apresentaram rendimentos salariais superiores aos percebidos no setor agrícola, resultado comumente encontrado na literatura. É importante notar, no entanto, que o acréscimo no rendimento salarial, tanto na indústria, quanto nos serviços, torna-se decrescente a partir da crise econômica. O coeficiente relacionado ao setor industrial decai em torno de 10 pontos percentuais entre o primeiro e o último recorte temporal, sendo este o setor econômico mais assolado pela crise nacional.

Em relação ao prêmio salarial à educação, observa-se, como esperado pela literatura, que o avanço nos níveis de escolaridade gera retornos positivos a taxas crescentes para os trabalhadores. Os coeficientes estimados indicam que, no segundo trimestre de 2013, os indivíduos com níveis superior, médio e fundamental completos possuíam, em média,

respectivamente, retornos salariais superiores em 154%, 35% e 15% em relação aos retornos obtidos pelos indivíduos sem diploma algum. Mesmo em cenário de crise, a gradação permanece mantida. No último trimestre de 2017, os prêmios salariais foram, em média, de 121%, 26% e 12% para os grupos superior, médio e fundamental completos, respectivamente¹¹.

No tocante à evolução do prêmio no período da crise econômica, é possível observar uma trajetória temporal de queda no coeficiente da variável *dummy* superior completo. Vale ressaltar que a primeira redução brusca no coeficiente ocorre entre o primeiro e o terceiro trimestres de 2014, ou seja, na vizinhança do início da recessão econômica analisada, o que já sinalizava uma queda na demanda por mão de obra especializada.

Após um processo de recuperação do prêmio salarial em 2015, o último trimestre deste ano é demarcado por nova queda no prêmio do ensino superior, registrando reduções acentuadas desde então, comportamento que vêm se mantendo até o período mais recente. Esta nova dinâmica está potencialmente relacionada à adaptação da mão de obra especializada ao novo ambiente econômico. Diante do processo de deterioração do mercado de trabalho, os indivíduos mais especializados tendem a reduzir o seu salário de reserva (REIS, 2018), aceitando vagas menos intensivas em capital humano, o que afeta diretamente o salário médio recebido.

A esse efeito, pode estar associado também o aumento crescente nos últimos anos da oferta de trabalhadores com superior completo, cujo incremento não absorvido pelo mercado de trabalho pressiona a redução do prêmio salarial para esse nível de instrução, conforme constatado em Andrade e Menezes-Filho (2005), Pauli, Nakabashi e Sampaio (2012) e Silva (2018).

Em menor medida, o mesmo processo é observado entre os trabalhadores com ensino médio completo, porém, a intensidade de queda é relativamente inferior. Esta dinâmica pode ser decorrente da menor flexibilidade do salário de reserva dos indivíduos desse grupo, os quais apresentam remunerações menores às registradas no ensino superior completo.

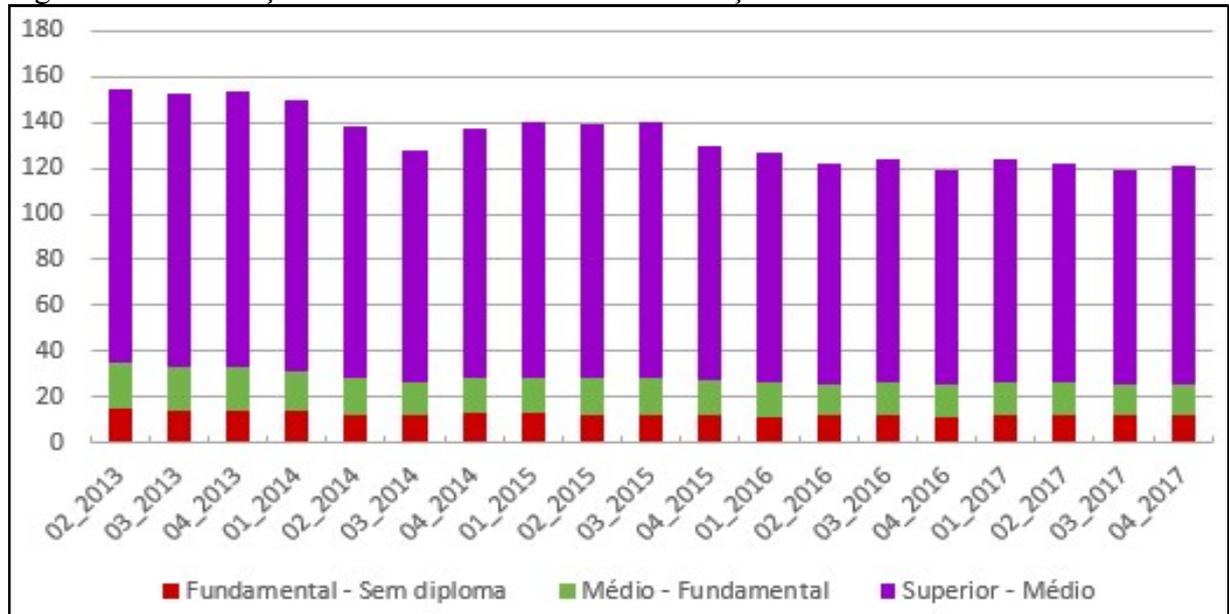
Com relação aos trabalhadores com fundamental completo, os coeficientes estimados oscilaram em torno da média, indicando que o prêmio salarial possui menor sensibilidade ao ciclo econômico. Esses resultados alinham-se às evidências encontradas por Manni, Menezes Filho e Komatzu (2017) de haver mais estabilidade na renda dos trabalhadores com menor nível de instrução em decorrência do fato de a maioria desses

¹¹ A série completa dos prêmios salariais por nível de instrução encontra-se no apêndice C deste documento.

indivíduos serem remunerados pelo salário mínimo, menos suscetível a perdas reais, dado o seu reajuste pela inflação. Nesse sentido, Saboia *et al.* (2019) verificaram que o salário mínimo, de modo geral, preservou os retornos salariais dos níveis mais baixos de rendimento, enquanto os níveis superiores, normalmente associados a qualificação mais elevada, estiveram mais sujeitos aos efeitos da conjuntura econômica.

A respeito das diferenças entre os prêmios salariais percebidos pelos grupos ensino superior, médio e fundamental completos, os resultados evidenciam uma redução desses hiatos ao longo do período a favor dos grupos de menor escolaridade, em decorrência das perdas salariais mais intensas sofridas pelos trabalhadores com ensino superior completo. Na comparação entre períodos antes e pós recessão, verifica-se que a diferença de rendimento entre trabalhadores com nível superior completo e médio completo foi reduzida em 23 pontos percentuais entre os segundos trimestres de 2013 e 2017, ao passo que entre os níveis médio e fundamental e fundamental e sem diploma, a redução do retorno salarial foi de 6,39 p.p. e 2,24 p.p., respectivamente, conforme ilustrado na Figura 13.

Figura 13 – Diferenças salariais entre os níveis de instrução – Brasil 2T2013 - 4T2017



Fonte: Elaboração própria.

Esse comportamento de queda nas diferenças de remuneração por nível de instrução, observado principalmente a partir do quarto trimestre de 2015, também foi reconhecido no estudo de Silva (2018), cujos resultados indicaram uma redução das diferenças salariais no período 2012 a 2015 entre trabalhadores com ensino superior completo e com ensino médio completo em 20 estados brasileiros, reforçando a tendência apresentada.

6 CONCLUSÃO

A crise econômica iniciada em 2014 produziu consequências negativas sobre o mercado de trabalho brasileiro, cujos desdobramentos são refletidos em seus indicadores estruturais. As taxas de desocupação, subocupação e desalento dos indivíduos assumiram trajetórias crescentes que ainda perduram na atualidade, evidenciando a lenta recuperação da capacidade produtiva da economia na fase pós-recessão, iniciada no primeiro trimestre de 2017, segundo o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (Codace).

Com o objetivo de identificar os grupos de indivíduos, segundo o nível de escolaridade, mais afetados pelo recente ciclo recessivo, esta dissertação investigou os determinantes do prêmio salarial no mercado de trabalho brasileiro, atentando-se às mudanças no impacto das variáveis explicativas sobre os rendimentos. Para tanto, foram utilizados dados da Pnad Contínua de 2013 a 2017, de modo que a análise contemplasse os períodos antes e após a crise para fins de comparação.

A questão da seletividade amostral, levantada de forma seminal por Heckman, foi considerada na modelagem. Aplicou-se o método de regressão em dois estágios, sendo o primeiro destinado à estimação da equação de seleção a partir do modelo *probit*. Em um segundo momento, a equação dos retornos salariais foi estimada, considerando a inversa de Mills, tratando, assim, o problema de seleção presente na especificação do modelo.

Os coeficientes estimados na equação de primeiro estágio indicam uma relação positiva entre o grau de escolaridade e a probabilidade de uma pessoa estar trabalhando, sendo crescente à medida que esse grau aumenta, e manteve-se estável na transição do período de baixo desemprego (2013-2014) para alto desemprego (2015-2017). A maior produtividade associada aos trabalhadores com nível de instrução mais elevada, bem como a maior propensão de esse grupo aceitar salários mais baixos em tempos de crise, pode explicar essa estabilidade dos coeficientes nos diferentes momentos econômicos.

Na equação de segundo estágio, as evidências obtidas na estimação dos determinantes do prêmio salarial no mercado de trabalho apontam para uma valorização mais intensiva do mercado formal após a crise. O ganho adicional de um indivíduo no setor formal aumentou de 23,96% no segundo trimestre de 2013, ano anterior à recessão, para ganhos acima de 27% a partir de 2016, período crítico da recessão, encerrando 2017 com um adicional de 27,39% em relação aos indivíduos ocupados no setor informal.

No tocante ao prêmio salarial à educação, observa-se que, embora o nível de escolaridade esteja relacionado positivamente aos retornos salariais, os indivíduos com o

ensino superior completo foram os que apresentaram as maiores perdas de renda em decorrência da crise, comparativamente aos indivíduos com ensino médio e fundamental completos. Os retornos salariais de uma pessoa com nível superior, que antes da recessão estava acima de 150% em relação a quem não possuía diploma algum, reduziram-se de modo acentuado no período, chegando a 121% ao final de 2017.

As movimentações observadas na demanda e oferta de emprego ao longo dos ciclos econômicos demonstraram-se fortemente relacionadas com o prêmio salarial dos indivíduos. Em um primeiro momento, o advento da crise econômica leva a uma redução na demanda por mão de obra devido à redução dos lucros realizados pelas empresas, afetando diretamente os rendimentos salariais da classe trabalhadora. Havendo persistência da situação de recessão, os agentes tendem a adequar suas expectativas salariais e de posto laboral à nova realidade.

Nesse contexto, pessoas com nível de escolaridade mais alto possuem mais flexibilidade em sua tomada de decisão, com capacidade de reduzir tanto seu salário de reserva, como de ampliar o leque de vagas de interesse, aceitando cargos com exigência de capital humano inferior ao que dispõem. Tal dinâmica amplia as suas chances de obter um novo emprego, porém o aumento dessa oferta de mão de obra afeta diretamente o seu prêmio salarial, como observado no grupo formado pelos indivíduos com superior completo.

Por sua vez, pessoas com menor escolaridade possuem salários de reserva mais rígidos, próximos ao limite mínimo, tornando esse grupo menos suscetível a reduções salariais. De acordo com Manni, Menezes Filho e Komatzu (2017), a maior estabilidade na renda dos trabalhadores com nível de instrução mais baixo pode ser relacionada ao salário mínimo, percebido por grande parte dos indivíduos desse grupo, tornando-os menos suscetíveis a perdas reais, devido ao reajuste do salário pela inflação.

Os resultados indicam, portanto, assim como encontrado em Silva (2018), que a recente crise econômica provocou uma redução no diferencial de rendimentos entre os mais escolarizados e menos escolarizados, uma vez que os trabalhadores com superior completo apresentaram maiores perdas salariais como consequência da recessão. Entretanto, os indivíduos que possuem apenas o fundamental completo foram os mais afetados no que concerne às taxas de desocupação, subocupação e de desalento quanto ao emprego, sendo ainda o grupo que apresentou a maior redução do número de trabalhadores com carteira assinada no período analisado, evidenciando o peso da informalidade nesse segmento.

Essa situação leva a um questionamento acerca de até que ponto políticas protetivas ao trabalhador, destacando-se, aqui, o salário mínimo, estão, de fato, atingindo os

efeitos esperados, dado que, em um cenário de crise econômica, observou-se que a inexistência de uma margem para redução do salário do indivíduo que já recebe o valor mínimo estabelecido por lei acaba por diminuir suas chances de permanecer no mercado de trabalho, repercutindo, também, na qualidade de sua ocupação. O aprofundamento dessa hipótese, bem como a análise de alternativas que possam tornar as normas de proteção ao trabalhador mais eficazes, ficam como proposta para realização de estudos futuros.

REFERÊNCIAS

- AGÊNCIA DE NOTÍCIAS IBGE. Pnad Contínua: taxa de desocupação é de 12,7% e taxa de subutilização é de 25,0% no trimestre encerrado em março de 2019. Disponível em: <<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/24284-pnad-continua-taxa-de-desocupacao-e-de-12-7-e-taxa-de-subutilizacao-e-de-25-0-no-trimestre-encerrado-em-marco-de-2019>>. Acesso em: 12 mai. 2019.
- AGÊNCIA DE NOTÍCIAS IBGE. PIB tem resultado negativo de 0,2% no 1º trimestre de 2019. Disponível em: <<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/24653-pib-tem-resultado-negativo-de-0-2-no-1-trimestre-de-2019>>. Acesso em: 10 jun. 2019.
- AMANCIO, G. R.; HOLZ-VIEIRA, R.; CIRINO, J.; CASSUCE, F. C. C. O retorno da pós-graduação no rendimento dos profissionais das ciências e das artes no Brasil. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, 21., Curitiba, 2015. **Anais...** Curitiba: CBE, 2015.
- ANDRADE, A. A. S. de; MENEZES FILHO, N. A. O papel da oferta de trabalho no comportamento dos retornos à educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 35, n. 2, ago. 2005.
- ARRAES, R. A.; MARIANO, F. Z. Endogeneidade da educação na previsão da taxa de retorno: avaliação metodológica e aplicação para regiões brasileiras e estados selecionados. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza -CE, v. 45, n. 2, p. 125-139, 2014.
- BARBOSA FILHO, F. H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 51-60, abr. 2017. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142017000100051>. Acesso em: 14 mai. 2019.
- BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. **Texto para Discussão**, n. 377, Rio de Janeiro: IPEA, 1995.
- BARROS, R. P. de; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil. **Texto para Discussão**, n. 1288, Rio de Janeiro: IPEA, 2007.
- BORÇA JR., G.; BARBOZA, R. M.; FURTADO, M. A recuperação do PIB brasileiro em recessões: uma visão comparativa. **Blog do Ibre - Instituto Brasileiro de Economia – FGV**. Disponível em: <<https://blogdoibre.fgv.br/posts/recuperacao-do-pib-brasileiro-em-recessoes-uma-visao-comparativa>>. Acesso em: 4 mai. 2019.
- BRASIL. Ministério da Educação. **Censo da Educação Superior**. Notas Estatísticas 2017. Brasília: INEP, 2018. Disponível em: <http://download.inep.gov.br/educacao_superior/censo_superior/documentos/2018/censo_da_educacao_superior_2017-notas_estatisticas2.pdf>. Acesso em: 5 jul. 2019.

BRASIL. Ministério da Educação. **Censo da Educação Superior 2017**. Divulgação dos principais resultados. Brasília: INEP, 2018. Disponível em: <<http://portal.mec.gov.br/docman/setembro-2018-pdf/97041-apresentac-a-o-censo-superior-u-ltimo/file>>. Acesso em: 5 jul. 2019.

CATELAN, D. W.; FONSECA, M. R.; BACCHI, M. D.; ALVES, A. F. Diferenciais de salários e discriminação por gênero e cor para trabalhadores dos setores agrícola e não agrícola do Brasil. *In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL*, 21., Curitiba, 2018. **Anais...** Curitiba: Anpec Sul, 2018.

COMITÊ DE DATAÇÃO DE CICLOS ECONÔMICOS (CODACE). Comunicado de 04/08/2015. **Portal Ibre - Instituto Brasileiro de Economia – FGV**. Rio de Janeiro. 2015. Disponível em: <https://portalibre.fgv.br/data/files/12/17/48/F4/978FE410F9AC5BD45C28C7A8/Comite%20de%20Datacao%20de%20Ciclos%20Economicos%20-%20Comunicado%20de%204_8_2015.pdf>. Acesso em: 24 mai. 2019.

COMITÊ DE DATAÇÃO DE CICLOS ECONÔMICOS (CODACE). Comunicado de 30/10/2017. **Portal Ibre - Instituto Brasileiro de Economia – FGV**. Rio de Janeiro. 2017. Disponível em: <https://portalibre.fgv.br/data/files/F3/C1/F8/E8/A18F66108DDC4E66CA18B7A8/Comite%20de%20Data_o%20de%20Ciclos%20Econ_micos%20-%20Comunicado%20de%2030_10_2017%20_1_.pdf>. Acesso em: 24 mai. 2019.

COELHO, A. M., CORSEUIL, C. H. Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama. **Texto para Discussão**, n. 0898, Rio de Janeiro: IPEA, 2002.

COELHO, D.; VESZTEG, R.; SOARES, F. Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil. **Texto para Discussão**, n. 1483, Brasília: IPEA, 2010.

CORBUCCI, P. R. Evolução do Acesso de Jovens à Educação Superior no Brasil. **Texto para Discussão**, n. 1950, Brasília: IPEA, 2014.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. O mercado de trabalho brasileiro é segmentado? Alterações no perfil da informalidade e nos diferenciais de salários nas décadas de 1980 e 1990. **Estudos Econômicos**, v. 36, n. 4, 2006.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (DIEESE). Ocupados, mas insatisfeitos – uma análise do crescimento da subocupação. **Boletim Emprego em Pauta**, n. 12, abril/maio 2019.

DUARTE, L. B.; CIRINO, J. F.; SETTE, A. B. P. Diferencial de salários no mercado formal/informal para as regiões metropolitanas do Nordeste. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 49, p. 9-24, 2018.

FERNANDES, R.; MENEZES-FILHO, N. A. Escolaridade e demanda relativa por trabalho: uma avaliação para o Brasil nas décadas de 80 e 90. *In: Mercado de trabalho no Brasil:*

salário, emprego e desemprego numa era de grandes mudanças. Universidade de São Paulo - USP, 2002.

FRANÇA, G. N.; GASPARI, C. E.; LOUREIRO, P. R. de A. Relação entre escolaridade e renda no Brasil na década de 1990. *In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA*, 10., Fortaleza, 2005. **Anais...** Fortaleza: Banco do Nordeste, 2005.

GUIGINSKI, J. T.; WAJNMAN, S. Mercado de trabalho e relações de gênero - associação entre a presença de filhos e as condições de acesso ao trabalho das mulheres. CONGRESO DE LA ASOCIACIÓN LATINOAMERICANA DE POBLACIÓN (ALAP), 7. / ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS (ABEP), 20., Foz do Iguaçu - PR, 2016. **Anais...** Foz do Iguaçu: ALAP/ABEP, 2016.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, p. 153–161, 1979.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. Desigualdade, escolaridade e rendimentos na agricultura, indústria e serviços, de 1992 a 2002. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 13, n. 2, p. 51-79, dez. 2004. Disponível em: <<https://periodicos.sbu.unicamp.br/ojs/index.php/ecos/article/view/8643053/10605>>. Acesso em: 14 fev. 2019.

INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA (IBRE). Incerteza em alta. **Boletim Macro**. Maio, 2019. Disponível em: <https://portalibre.fgv.br/data/files/30/F2/67/E0/EE4EA61078ADFDA68904CBA8/Boletim_MacroIbre_1905.pdf>. Acesso em: 16 mai. 2019.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Indicadores IBGE**. Disponível em: <ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_continua/Trimestral/Novos_Indicadores_Sobre_a_Forca_de_Trabalho/pnadc_201901_trimestre_novos_indicadores.pdf>. Acesso em: 23 mai. 2019.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua – Pnad Contínua**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>>. Acesso em: 20 mai. 2019.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema de Contas Nacionais Trimestrais**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais.html>>. Acesso: 25 mai. 2019.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Uma análise das condições de vida da população brasileira. **Estudos e Pesquisas - Informação Demográfica e Socioeconômica**, n. 39, Rio de Janeiro, 2018. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101629.pdf>>. Acesso em: 11 jul. 2019.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Mercado de trabalho. **Carta de Conjuntura**, n. 43, Seção VIII, II trimestre de 2019. Disponível em:

<http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/190618_cc_43_mercado_de_trabalho.pdf>. Acesso em: 28 jun. 2019.

KELNIAR, V. C.; LOPES, J. L.; PONTILI, R. M. A teoria do capital humano: revisitando conceitos. *In: ENCONTRO DE PRODUÇÃO CIENTÍFICA E TECNOLÓGICA*, 8., Campo Mourão – PR, 2013. **Anais...** Campo Mourão - PR: UNESPAR/FECILCAM, 2013. Disponível em: <http://www.fecilcam.br/nupem/anais_viii_epct/PDF/TRABALHOS-COMPLETO/Anais-CSA/ECONOMICAS/05-Vckelniartrabalhocompleto.pdf>. Acesso em: 12 abr. 2019.

LANGONI, C. G. Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil: uma reafirmação. **Ensaio Econômico da Escola Brasileira de Economia e Finança (EPGE)**, n. 8, Rio de Janeiro: IBRE/FGV, 1973.

LIMA, T. D.; DEUS, L. N. A crise de 2008 e seus efeitos na economia brasileira. **Revista Cadernos de Economia**, Chapecó, v. 17, n. 32, p. 52-65, jan./jun. 2013.

MACIEL, F. T.; OLIVEIRA, A. M. H. C. de. Uma decomposição da desigualdade de rendimentos entre trabalho formal e por conta própria no Brasil (2000-2010): evidências a partir de regressões quantílicas. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 47, n. 3, dez. 2017.

MANNI, S. R.; MENEZES FILHO, N.; KOMATSU, B. K. Crise e mercado de trabalho: uma comparação entre recessões. **Policy Paper**, n. 23, Insper, mar. 2017.

MONTE, P. A.; RAMALHO, H. M. B.; PEREIRA, M. L. O salário de reserva e a oferta de trabalho: evidências para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 4, p. 613-639, 2011.

MONTEIRO, W. F. A metodologia neoclássica da teoria do capital humano: uma análise sobre Theodore Schultz e Gary Becker. **Revista Econômica do Centro-Oeste**, Goiânia, v. 2, n. 1, p. 40-56, 2016.

MOURA, R. L. de. Testando as hipóteses do modelo de Mincer para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, p. 407-449, 2008.

MUNIZ, B. P. **Análise do efeito da rotatividade sobre os salários no mercado de trabalho brasileiro utilizando os dados da PNAD Contínua**. 2017. 37f. Monografia (Curso de Graduação em Economia) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2017. Disponível em: <http://www.econ.puc-rio.br/uploads/adm/trabalhos/files/Bruno_Pugliese_Muniz.pdf>. Acesso em: 18 mai. 2019.

NAKABASHI, L.; ASSAHIDE, L. Estimando o retorno da escolaridade dos jovens por classe de renda: 1997–2012. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 47, n. 3, p. 137-183, 2017.

OLIVEIRA, F. C. R.; KRETZMANN, C. K. Mercado de trabalho assalariado: diferenças regionais, setoriais e entre empregados formais e informais. *In: MOSTRA ACADÊMICA DA UNIMEP*, 9., Piracicaba, 2011. **Anais...** Piracicaba: Unimep, 2011.

PAULI, R. C.; NAKABASHI, L.; SAMPAIO, A. V. Mudança estrutural e mercado de trabalho no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 32, n. 3, p. 459-478, 2012.

- PEREIRA, V. F.; LIMA, J. E.; LIMA, J. R. F.; BRAGA, M. J.; MENDONÇA, T. G. Avaliação dos retornos aos investimentos em educação para trabalhadores do sexo masculino no Brasil. *In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC*, 37., Foz do Iguaçu, 2009. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009.
- PINTO, E. C.; GONÇALVES, R. Transformações globais, modelo liberal periférico e educação no Brasil. **Textos para discussão** n. 7, Rio de Janeiro: Instituto de Economia da UFRJ, 2016.
- QUEIROZ, V. S.; ARAGÓN, J. A. O. Alocação de tempo em trabalho pelas mulheres brasileiras. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 45, n. 4, p. 787-819, out.-dez. 2006.
- REIS, M. C. Como as condições do mercado de trabalho influenciam as transições do desemprego para o emprego?. Rede de Economia Aplicada (Reap), **Working Paper** n. 112, 2018.
- RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retornos para a educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 10, n. 3, p. 349-365, jul.-set. 2006.
- ROCHA, M. A. A.; CAMPOS, M. F. S. S. Desigualdades salariais no mercado de trabalho urbano no Paraná: uma aplicação da metodologia de Heckman. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, v. 112, p. 47-71, 2007.
- SABOIA, J.; HALLAK NETO, J.; SIMÕES, A.; DICK, P. Mercado de Trabalho, salário mínimo e distribuição de renda na desaceleração e crise do período 2012/2017. **Texto para Discussão**, n. 4, Rio de Janeiro: instituto de Economia da UFRJ, 2019.
- SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. de. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 2, p. 249-265, 2004.
- SALVATO, M. A.; SILVA, D. G. O impacto da educação nos rendimentos do trabalhador: uma análise para a região metropolitana de Belo Horizonte. *In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS - VENABER*, 5., Recife, 2007. **Anais...** Recife: ABER, 2007. v. 158.
- SILVA, H. R. de A. **Determinantes das diferenças regionais de prêmio salarial por ensino superior no Brasil**. 2018. 110f. Dissertação (Mestrado em Administração) - Programa de Pós-Graduação em Administração e Desenvolvimento Rural, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, 2018. Disponível em: <<http://www.tede2.ufrpe.br:8080/tede2/bitstream/tede2/7671/2/Hugo%20Raphael%20de%20Albuquerque%20Silva.pdf>>. Acesso em: 7 mai. 2019.
- SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da Pnad: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659– 670, 2002.
- SILVA, V. H. M. C.; FRANÇA, J. M. S. de; PINHO NETO, V. R. Capital humano e desigualdade salarial no Brasil: uma análise de decomposição para o período 1995-2014. **Estudos Econômicos**, v. 46, p. 579-608, 2016.

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 1, p. 137-165, 2012.

APÊNDICE A - RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS DO PRIMEIRO ESTÁGIO (*PROBIT*)

Tabela 4 – Estimativas do primeiro estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – Modelo *Probit* – 2T2013 - 4T2015

| Variáveis explicativas | 2013 | | | 2014 | | | | 2015 | | | |
|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|------------------------|--------------------------|-------------------------|
| | 2º trim | 3º trim | 4º trim | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim |
| constante | 0,5273 (0,0148773) | 0,5686 (0,0149266) | 0,5740 (0,0149827) | 0,5456 (0,0149133) | 0,5870 (0,0149314) | 0,5706 (0,0148917) | 0,5885 (0,0149325) | 0,5366 (0,014877) | 0,5602 (0,014854) | 0,5205 (0,0147958) | 0,5590 (0,0149142) |
| idade | -0,0227 (0,0002492) | -0,0237 (0,0002509) | -0,0238 (0,0002517) | -0,0233 (0,0002493) | -0,0237 (0,0002491) | -0,0238 (0,0002481) | -0,0239 (0,0002481) | -0,0229 (0,0002467) | -0,0229 (0,0002462) | -0,0222 (0,0002452) | -0,0225 (0,0002471) |
| fundamental | 0,2086 (0,0079662) | 0,2035 (0,0079565) | 0,2233 (0,0079968) | 0,1980 (0,0078929) | 0,2152 (0,0078884) | 0,2305 (0,0078749) | 0,2239 (0,007881) | 0,2200 (0,0078346) | 0,2292 (0,007849) | 0,2221 (0,0078307) | 0,2321 (0,0080818) |
| medio | 0,3966 (0,0068584) | 0,3866 (0,0068857) | 0,4017 (0,0069025) | 0,3925 (0,0068315) | 0,4042 (0,0068268) | 0,4042 (0,0068093) | 0,3892 (0,0067882) | 0,3668 (0,0067341) | 0,3776 (0,0067065) | 0,3795 (0,006693) | 0,3791 (0,0067174) |
| superior | 0,8439 (0,0099405) | 0,8631 (0,0100459) | 0,8613 (0,0100321) | 0,8645 (0,0098521) | 0,8853 (0,0098313) | 0,8803 (0,0097507) | 0,8691 (0,0097136) | 0,8432 (0,0094841) | 0,8654 (0,0094605) | 0,8529 (0,0093931) | 0,8557 (0,0094156) |
| homem | 0,8137 (0,0056327) | 0,8053 (0,0056812) | 0,8107 (0,0057227) | 0,8007 (0,0056605) | 0,7928 (0,0056596) | 0,8010 (0,0056308) | 0,7920 (0,0056228) | 0,7763 (0,0055597) | 0,7582 (0,0055446) | 0,7461 (0,0055232) | 0,7782 (0,0055353) |
| branco | 0,0934 (0,0054804) | 0,0809 (0,0054988) | 0,0677 (0,005517) | 0,0663 (0,0054564) | 0,0634 (0,0054696) | 0,0602 (0,0054517) | 0,0695 (0,0054494) | 0,0675 (0,0054114) | 0,0700 (0,0053883) | 0,0754 (0,0053788) | 0,0733 (0,0054189) |
| chefe | 0,4071 (0,0057807) | 0,4357 (0,0058509) | 0,4397 (0,0058976) | 0,4429 (0,0058406) | 0,4428 (0,0058397) | 0,4404 (0,0058075) | 0,4376 (0,0057985) | 0,4323 (0,0057388) | 0,4291 (0,0057257) | 0,4351 (0,005706) | 0,3911 (0,0056952) |
| urbana | 0,1219 (0,0066314) | 0,1306 (0,0066268) | 0,1251 (0,0066355) | 0,1181 (0,0065718) | 0,1103 (0,006568) | 0,1209 (0,0065561) | 0,1293 (0,0065406) | 0,1276 (0,0065098) | 0,1089 (0,0065063) | 0,1085 (0,0064852) | 0,1222 (0,0065014) |
| metropolitana | 0,0233 (0,0058414) | 0,0228 (0,0058687) | 0,0132 (0,0058845) | 0,0240 (0,005833) | 0,0081** (0,005826) | 0,0061** (0,0058036) | -0,00115** (0,0058077) | 0,0052** (0,0057553) | 0,0100* (0,0057432) | -0,0038** (0,0057349) | -0,0101* (0,0057885) |
| npeessoas | -0,0099 (0,001619) | -0,0086 (0,0016243) | -0,0063 (0,0016382) | -0,0069 (0,001642) | -0,0089 (0,0016501) | -0,0050 (0,0016504) | -0,0062 (0,0016604) | -0,0074 (0,0016535) | -0,0092 (0,001652) | -0,0065 (0,0016459) | -0,0136 (0,0016613) |

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1 - Os coeficientes sem chamada são estatisticamente significantes a 1%. / * Significativo a 5%. / ** Não significativo. / 2 - O erro padrão é apresentado entre parênteses.

Tabela 5 – Estimativas do primeiro estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – Modelo *Probit* – 1T2016 - 4T2017

| Variáveis explicativas | 2016 | | | | 2017 | | | |
|------------------------|-------------------------|--------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim |
| constante | 0,4667 (0,0147796) | 0,4385 (0,0146705) | 0,3852 (0,0146126) | 0,3360 (0,0146183) | 0,2786 (0,014488) | 0,3358 (0,014577) | 0,3615 (0,014587) | 0,3737 (0,0146973) |
| idade | -0,0209 (0,0002435) | -0,0202 (0,0002414) | -0,0196 (0,0002401) | -0,0187 (0,0002397) | -0,0181 (0,0002371) | -0,0187 (0,000238) | -0,0189 (0,000238) | 0,0193 (0,0002394) |
| fundamental | 0,2345 (0,0079691) | 0,2334 (0,0079016) | 0,2324 (0,0078762) | 0,2317 (0,0078567) | 0,2299 (0,0078025) | 0,2300 (0,007859) | 0,2317 (0,007888) | 0,2149 (0,0079476) |
| medio | 0,3707 (0,0066434) | 0,3805 (0,0065832) | 0,3929 (0,0065291) | 0,3988 (0,006528) | 0,3831 (0,0064692) | 0,3971 (0,006487) | 0,3912 (0,0065) | 0,3853 (0,0065333) |
| superior | 0,8371 (0,009192) | 0,8535 (0,0091347) | 0,8797 (0,009105) | 0,8812 (0,0090699) | 0,8304 (0,0088009) | 0,8490 (0,00884) | 0,8438 (0,008814) | 0,8120 (0,0088019) |
| homem | 0,7791 (0,0054156) | 0,7604 (0,0053337) | 0,7602 (0,0052775) | 0,7658 (0,0052598) | 0,7438 (0,0051858) | 0,7257 (0,005198) | 0,7262 (0,005199) | 0,7282 (0,0052236) |
| branco | 0,0848 (0,0053618) | 0,0884 (0,0053169) | 0,0919 (0,0052922) | 0,1056 (0,0053038) | 0,1277 (0,005254) | 0,1166 (0,005275) | 0,1120 (0,005279) | 0,1183 (0,0053136) |
| chefe | 0,3778 (0,005565) | 0,3528 (0,0054772) | 0,3365 (0,0054137) | 0,3222 (0,0053877) | 0,3133 (0,005311) | 0,3083 (0,00532) | 0,2989 (0,005316) | 0,2934 (0,0053347) |
| urbana | 0,1047 (0,0064386) | 0,1191 (0,0063715) | 0,1147 (0,0063338) | 0,1300 (0,0063132) | 0,1472 (0,0062681) | 0,1495 (0,006286) | 0,1615 (0,006291) | 0,1860 (0,0063058) |
| metropolitana | -0,0099* (0,0057119) | -0,0080** (0,0056662) | 0,0106* (0,0056337) | 0,0161 (0,0056354) | 0,0299 (0,0055733) | 0,0041** (0,005605) | -0,0063** (0,005613) | 0,0105* (0,0056474) |
| npessoas | -0,0112 (0,0016514) | -0,0130 (0,0016282) | -0,0154 (0,0016227) | -0,0187 (0,0016322) | -0,0205 (0,001624) | -0,0204 (0,001633) | -0,0206 (0,001636) | 0,0181 (0,0016579) |

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1 - Os coeficientes sem chamada são estatisticamente significantes a 1%. / * Significativo a 5%. / ** Não significativo. / 2 - O erro padrão é apresentado entre parênteses.

APÊNDICE B - RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS DO SEGUNDO ESTÁGIO (MQO)

Tabela 6 – Estimativas do segundo estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – MQO – 2T2013 - 4T2015

| Variáveis explicativas | 2013 | | | 2014 | | | | 2015 | | | |
|------------------------|--------------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | 2º trim | 3º trim | 4º trim | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim |
| constante | 0,3781 (0,02712) | 0,4327 (0,02654) | 0,4444 (0,02636) | 0,4332 (0,0262) | 0,5153 (0,02866) | 0,6104 (0,03011) | 0,5289 (0,02719) | 0,4830 (0,02604) | 0,5117 (0,0258187) | 0,5103 (0,02602) | 0,4900 (0,0267271) |
| fundamental | 0,1375 (0,005034) | 0,1354 (0,004937) | 0,1310 (0,00491) | 0,1294 (0,004863) | 0,1140 (0,005342) | 0,1124 (0,00563) | 0,1265 (0,005087) | 0,1205 (0,004864) | 0,1149 (0,0048685) | 0,1164 (0,004894) | 0,1174 (0,0051936) |
| medio | 0,2987 (0,004975) | 0,2886 (0,004823) | 0,2861 (0,004817) | 0,2714 (0,004768) | 0,2508 (0,00525) | 0,2322 (0,005525) | 0,2522 (0,004954) | 0,2534 (0,004698) | 0,2501 (0,0047067) | 0,2516 (0,004747) | 0,2458 (0,0049521) |
| superior | 0,9330 (0,007642) | 0,9277 (0,007428) | 0,9316 (0,007365) | 0,9160 (0,00731) | 0,8674 (0,00806) | 0,8244 (0,008451) | 0,8640 (0,007623) | 0,8741 (0,00724) | 0,8733 (0,0072765) | 0,8756 (0,007285) | 0,8311 (0,0077449) |
| idade | 0,0299 (0,001177) | 0,0295 (0,001161) | 0,0283 (0,001152) | 0,0300 (0,001142) | 0,02852 (0,001253) | 0,0278 (0,001311) | 0,0298 (0,001182) | 0,0293 (0,001126) | 0,0285 (0,001117) | 0,0302 (0,001123) | 0,0295 (0,0011463) |
| idade2 | -0,000268 (0,0000137) | -0,000262 (0,0000135) | -0,000249 (0,00001341) | -0,000274 (0,0000133) | -0,0002553 (0,0000145) | -0,000247 (0,0000152) | -0,000266 (0,0000137) | -0,000262 (0,000013) | -0,000252 (0,0000129) | -0,000271 (0,0000129) | -0,000251 (0,0000132) |
| tempo | 0,0051 (0,0001846) | 0,0055 (0,0001822) | 0,0048 (0,0001811) | 0,0051 (0,0001804) | 0,0047 (0,0001977) | 0,0050 (0,0002065) | 0,0051 (0,0001856) | 0,0051 (0,000176) | 0,0054 (0,0001753) | 0,0054 (0,0001754) | 0,0050 (0,0001755) |
| homem | 0,1629 (0,00718) | 0,1479 (0,006853) | 0,1700 (0,006844) | 0,1621 (0,006769) | 0,1538 (0,00729) | 0,1261 (0,00772) | 0,1499 (0,00695) | 0,1571 (0,006655) | 0,1510 (0,006495) | 0,1477 (0,006497) | 0,1346 (0,0070694) |
| branco | 0,1211 (0,003498) | 0,1138 (0,003428) | 0,1254 (0,003391) | 0,1164 (0,003384) | 0,1182 (0,003713) | 0,1094 (0,003893) | 0,1057 (0,003512) | 0,1112 (0,003361) | 0,1183 (0,0033326) | 0,1189 (0,003364) | 0,1160 (0,0034449) |
| formal | 0,2148 (0,003904) | 0,2146 (0,003826) | 0,2122 (0,003809) | 0,2168 (0,003793) | 0,2203 (0,004178) | 0,2090 (0,004356) | 0,2067 (0,003917) | 0,2166 (0,00374) | 0,2100 (0,0037033) | 0,2026 (0,003705) | 0,2317 (0,0037536) |
| func_pub | 0,3035 (0,004998) | 0,2907 (0,004915) | 0,2970 (0,004904) | 0,2994 (0,00486) | 0,2944 (0,005315) | 0,2997 (0,005547) | 0,2967 (0,005005) | 0,2899 (0,004812) | 0,2880 (0,0047509) | 0,2978 (0,004765) | 0,2901 (0,0049132) |
| empregador | 0,5640 (0,007656) | 0,5823 (0,007578) | 0,5853 (0,00747) | 0,5702 (0,007524) | 0,5681 (0,008195) | 0,5695 (0,008529) | 0,5837 (0,007587) | 0,5357 (0,007179) | 0,5326 (0,0072005) | 0,5185 (0,007236) | 0,4981 (0,0075262) |

Continua

Tabela 6 – Estimativas do segundo estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – MQO – 2T2013 - 4T2015

| Variáveis explicativas | 2013 | | | 2014 | | | | 2015 | | | |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|
| | 2º trim | 3º trim | 4º trim | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim |
| conta_prop | 0,0242 (0,004167) | 0,0334 (0,004086) | 0,0358 (0,004056) | 0,0293 (0,004024) | 0,01902 (0,004413) | 0,0161 (0,00461) | 0,0262 (0,004129) | 0,0068* (0,003918) | -0,0064* (0,0038754) | -0,0112 (0,00387) | -0,0088 (0,0038829) |
| industria | 0,3458 (0,005927) | 0,3235 (0,005831) | 0,3317 (0,005772) | 0,3264 (0,005737) | 0,3307 (0,006296) | 0,3229 (0,006636) | 0,3164 (0,005934) | 0,3325 (0,005683) | 0,3279 (0,005644) | 0,3176 (0,005655) | 0,3250 (0,0057196) |
| servicos | 0,3098 (0,005779) | 0,2950 (0,005687) | 0,2923 (0,005646) | 0,2826 (0,005595) | 0,2848 (0,006124) | 0,2798 (0,006456) | 0,2855 (0,005807) | 0,2981 (0,005542) | 0,3000 (0,0054796) | 0,2877 (0,005504) | 0,3024 (0,005562) |
| urbana | 0,0790 (0,004713) | 0,0762 (0,004642) | 0,0845 (0,004576) | 0,0965 (0,004549) | 0,08174 (0,004944) | 0,0808 (0,005198) | 0,0786 (0,004689) | 0,0945 (0,004503) | 0,0844 (0,0044243) | 0,0865 (0,004447) | 0,0903 (0,0045965) |
| metropolitana | 0,1503 (0,003407) | 0,1607 (0,003374) | 0,1645 (0,00334) | 0,1590 (0,003326) | 0,1222 (0,003632) | 0,0949 (0,003806) | 0,1430 (0,003442) | 0,1512 (0,003286) | 0,1466 (0,0032581) | 0,1492 (0,003285) | 0,1633 (0,0033928) |
| nordeste | -0,1922 (0,005017) | -0,1903 (0,004949) | -0,1928 (0,004901) | -0,2045 (0,004858) | -0,2357 (0,005306) | -0,2587 (0,005562) | -0,2193 (0,005006) | -0,2109 (0,004782) | -0,1927 (0,0047497) | -0,2108 (0,004765) | -0,1984 (0,0048512) |
| sudeste | 0,1317 (0,005168) | 0,1274 (0,005094) | 0,1242 (0,005073) | 0,1116 (0,005036) | 0,06253 (0,005507) | 0,0147 (0,005774) | 0,0597 (0,005204) | 0,0908 (0,004965) | 0,1079 (0,0049359) | 0,0937 (0,004949) | 0,1214 (0,0050483) |
| sul | 0,2049 (0,005912) | 0,2106 (0,005844) | 0,2054 (0,005806) | 0,1951 (0,005791) | 0,1682 (0,006355) | 0,1590 (0,006652) | 0,1914 (0,005967) | 0,1819 (0,005691) | 0,1853 (0,0056515) | 0,1657 (0,005676) | 0,1939 (0,0057488) |
| centro_oeste | 0,2433 (0,006178) | 0,2472 (0,006095) | 0,2494 (0,006067) | 0,2207 (0,006007) | 0,2143 (0,006579) | 0,1940 (0,006892) | 0,2059 (0,006217) | 0,1903 (0,005918) | 0,2087 (0,0058758) | 0,1859 (0,005911) | 0,2277 (0,006024) |
| lambda | -0,2537 (0,01458) | -0,2761 (0,01379) | -0,2548 (0,01369) | -0,2631 (0,01351) | -0,2609 (0,01472) | -0,2937 (0,01559) | -0,2896 (0,01414) | -0,2850 (0,01357) | -0,2823 (0,01351) | -0,2965 (0,01355) | -0,3637 (0,01476) |

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1 – Os coeficientes sem chamada são estatisticamente significantes a 1%. / * Significativo a 5%. / 2 – O erro padrão é apresentado entre parênteses.

Tabela 7 – Estimativas do segundo estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – MQO – 1T2016 - 4T2017

| Variáveis explicativas | 2016 | | | | 2017 | | | |
|------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim |
| constante | 0,4386 (0,02687) | 0,4721 (0,02717) | 0,4875 (0,02707) | 0,5163 (0,02753) | 0,4474 (0,02785) | 0,4247 (0,02797) | 0,5069 (0,02815) | 0,4853 (0,02828) |
| fundamental | 0,1066 (0,005195) | 0,1157 (0,005259) | 0,1146 (0,005227) | 0,1112 (0,005294) | 0,1159 (0,005308) | 0,1178 (0,005392) | 0,1157 (0,005467) | 0,1169 (0,005459) |
| medio | 0,2329 (0,004979) | 0,2303 (0,005104) | 0,2363 (0,005148) | 0,2249 (0,005279) | 0,2366 (0,005284) | 0,2326 (0,005412) | 0,2285 (0,005474) | 0,2280 (0,005498) |
| superior | 0,8177 (0,007802) | 0,7985 (0,008111) | 0,8045 (0,008259) | 0,7856 (0,008451) | 0,8052 (0,008341) | 0,7971 (0,008552) | 0,7862 (0,008677) | 0,7933 (0,008606) |
| idade | 0,0306 (0,001142) | 0,0303 (0,001144) | 0,0301 (0,001133) | 0,0288 (0,001139) | 0,0318 (0,001143) | 0,0331 (0,001153) | 0,0310 (0,001153) | 0,0313 (0,001155) |
| idade2 | -0,000267 (0,0000131) | -0,000259 (0,0000132) | -0,000261 (0,0000130) | -0,000250 (0,0000131) | -0,000284 (0,0000131) | -0,000303 (0,0000132) | -0,000275 (0,0000132) | -0,000281 (0,0000132) |
| tempo | 0,0046 (0,0001746) | 0,0044 (0,0001738) | 0,0048 (0,000172) | 0,0052 (0,0001744) | 0,0052 (0,0001752) | 0,0063 (0,0001766) | 0,0062 (0,0001766) | 0,0065 (0,000179) |
| homem | 0,1272 (0,007213) | 0,1205 (0,00728) | 0,1270 (0,007264) | 0,1232 (0,007436) | 0,1312 (0,007419) | 0,1268 (0,007353) | 0,1121 (0,007467) | 0,1241 (0,007582) |
| branco | 0,1116 (0,003456) | 0,1074 (0,003467) | 0,1097 (0,003421) | 0,1154 (0,003472) | 0,1059 (0,003509) | 0,1056 (0,003521) | 0,1058 (0,003529) | 0,0996 (0,003548) |
| formal | 0,2455 (0,003734) | 0,2426 (0,003718) | 0,2394 (0,003657) | 0,2492 (0,003688) | 0,2459 (0,0037) | 0,2419 (0,003714) | 0,2424 (0,003703) | 0,2421 (0,003704) |
| func_pub | 0,2866 (0,004907) | 0,3070 (0,004868) | 0,3018 (0,004779) | 0,3027 (0,004852) | 0,3011 (0,004893) | 0,3027 (0,004879) | 0,2968 (0,004887) | 0,3036 (0,004916) |
| empregador | 0,5027 (0,007622) | 0,4712 (0,007584) | 0,4744 (0,007176) | 0,4660 (0,007198) | 0,4812 (0,007108) | 0,4669 (0,007158) | 0,4695 (0,007172) | 0,4660 (0,007088) |
| conta_prop | -0,0155 (0,003847) | -0,0302 (0,003853) | -0,0258 (0,003814) | -0,0339 (0,003823) | -0,0388 (0,003841) | -0,0404 (0,00387) | -0,0440 (0,00386) | -0,0480 (0,003855) |
| industria | 0,3365 (0,005725) | 0,3250 (0,005727) | 0,2982 (0,005668) | 0,2883 (0,005733) | 0,2807 (0,005827) | 0,2694 (0,0059) | 0,2485 (0,005899) | 0,2570 (0,005931) |

Continua

Tabela 7 – Estimativas do segundo estágio das equações selecionadas pelo método de Heckman – MQO – 1T2016 - 4T2017

| Variáveis explicativas | 2016 | | | | 2017 | | | |
|------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim |
| servicos | 0,3141 (0,005519) | 0,3028 (0,005501) | 0,2774 (0,005446) | 0,2700 (0,005496) | 0,2646 (0,005564) | 0,2580 (0,005618) | 0,2389 (0,00563) | 0,2433 (0,005667) |
| urbana | 0,0855 (0,004591) | 0,0848 (0,004606) | 0,0907 (0,004538) | 0,0904 (0,004614) | 0,0757 (0,004699) | 0,0764 (0,004719) | 0,0745 (0,004782) | 0,0795 (0,004882) |
| metropolitana | 0,1571 (0,003383) | 0,1588 (0,003389) | 0,1504 (0,003332) | 0,1428 (0,003355) | 0,1451 (0,003349) | 0,1519 (0,00337) | 0,1612 (0,003399) | 0,1629 (0,00341) |
| nordeste | -0,2043 (0,00482) | -0,1952 (0,00481) | -0,1913 (0,004759) | -0,1746 (0,00481) | -0,1814 (0,004842) | -0,1652 (0,004883) | -0,1763 (0,004902) | -0,1728 (0,004916) |
| sudeste | 0,1232 (0,005014) | 0,1278 (0,004999) | 0,1214 (0,004935) | 0,1341 (0,00499) | 0,1396 (0,005001) | 0,1531 (0,005032) | 0,1458 (0,005035) | 0,1482 (0,005053) |
| sul | 0,1774 (0,005719) | 0,1861 (0,005733) | 0,1910 (0,005654) | 0,2062 (0,00569) | 0,2285 (0,005693) | 0,2398 (0,005746) | 0,2439 (0,005745) | 0,2525 (0,005766) |
| centro_oeste | 0,2260 (0,005991) | 0,2286 (0,005954) | 0,2415 (0,005887) | 0,2544 (0,005941) | 0,2502 (0,005937) | 0,2574 (0,005982) | 0,2460 (0,006004) | 0,2615 (0,006053) |
| lambda | -0.3590 (0.0150) | -0.3664 (0.01568) | -0.3408 (0.01574) | -0.3428 (0.01618) | -0.3148 (0.01638) | -0.3107 (0.01677) | -0.3380 (0.01727) | -0.3337 (0.01771) |

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1 – Os coeficientes sem chamada são estatisticamente significantes a 1%. / * Significativo a 5%. / 2 – O erro padrão é apresentado entre parênteses.

APÊNDICE C - PRÊMIO SALARIAL DOS INDIVÍDUOS SEGUNDO O NÍVEL DE INSTRUÇÃO

Tabela 8 – Prêmio salarial segundo o nível de instrução – Brasil 2T2013/4T2017

| Escolaridade | 2013 | | | 2014 | | | | 2015 | | | | 2016 | | | | 2017 | | | |
|----------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 2º trim | 3º trim | 4º trim | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim | 1º trim | 2º trim | 3º trim | 4º trim |
| Fundamental completo | 14,74 | 14,50 | 14,00 | 13,81 | 12,08 | 11,90 | 13,48 | 12,81 | 12,17 | 12,34 | 12,45 | 11,25 | 12,27 | 12,14 | 11,76 | 12,29 | 12,50 | 12,27 | 12,40 |
| Médio completo | 34,81 | 33,46 | 33,12 | 31,18 | 28,51 | 26,14 | 28,69 | 28,84 | 28,41 | 28,61 | 27,86 | 26,23 | 25,90 | 26,66 | 25,22 | 26,69 | 26,19 | 25,67 | 25,61 |
| Superior completo | 154,21 | 152,87 | 153,86 | 149,93 | 138,07 | 128,05 | 137,26 | 139,67 | 139,48 | 140,03 | 129,59 | 126,53 | 122,22 | 123,56 | 119,37 | 123,71 | 121,91 | 119,50 | 121,07 |

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1 – O efeito parcial (marginal) dos níveis de instrução está em percentual e foi obtido por meio da expressão $[\exp(\text{coef}) - 1] \times 100$. / 2 - Os percentuais representam o adicional de remuneração em relação a quem não possui nenhum diploma.