

Desigualdade de Renda e Informalidade do Trabalho: uma análise RIF para o Brasil de 2012 a 2019

Bernardo Esteves*

Valéria Pero[†]

Daniel Duque[‡]

Resumo

Este artigo investiga a dinâmica da desigualdade de renda no mercado de trabalho brasileiro no período de 2012 a 2019, dando um enfoque particular à contribuição da informalidade do trabalho nas trajetórias de queda e, sobretudo, elevação da disparidade ocorridas ao longo deste intervalo. Para tanto, utiliza-se uma estratégia de decomposição baseada em regressões RIF, a partir da qual torna-se possível a análise da contribuição de diversas covariadas sobre mudanças de índices de desigualdade. Os resultados sugerem que a dinâmica equalizadora da distribuição de renda entre 2012 e 2015 é conduzida por efeitos prêmio setoriais, os quais conseguem compensar mudanças composicionais concentradoras. Alternativamente, o período seguinte de 2015 a 2019 tem sua ascensão da desigualdade de renda liderada por efeitos composição relativos ao aumento da informalidade do trabalho e, principalmente, à expansão da escolaridade neste período, tendo em vista o papel dispersivo da existência de retornos convexos à educação. A análise relativa às caudas inferior e superior da distribuição sugere que a queda da desigualdade ocorrida em ambas no primeiro período é liderada por efeitos macroeconômicos não observáveis. Por outro lado, ao passo que a cauda superior tem seu movimento concentrador expresso em termos de mudanças composicionais relativos à expansão da escolaridade entre 2015 e 2019, a cauda inferior tem na elevação da informalidade do trabalho o componente explicativo mais importante para a alta da disparidade ocorrida neste período.

Palavras-Chave: Distribuição de Renda, Desigualdade, Informalidade, Mercado de Trabalho

Abstract

This paper investigates the Brazilian income inequality dynamics throughout the period from 2012 to 2019, with a special regard to the role driven by labor informality to the downside and, particularly, upside disparity trajectories. To this effort, a RIF regression-based decomposition approach is exploited, through which one can derive the contribution of a myriad of covariates to changes in inequality measures. The results suggest that the equalizing dynamics between 2012 and 2015 is mainly driven by sectorial-related wage structure effects, which more than compensate inequality-increasing compositional changes. Alternatively, increases in informality and, specially, in education account for the most of the inequality rise in the 2015-2019 period. The analysis relative to the bottom and top halves of the income distribution suggests that non-observable macroeconomics effects lead the fall to both tails of the distribution in the first period. Conversely, whereas compositional changes led by education expansion induced most part of the inequality increase in the upper half of the distribution from 2015 to 2019, the labor informality rise accounts for the most important component to explain the rise in income disparity occurred in the bottom half throughout the second period of the analysis.

Keywords: Income Distribution, Inequality, Informality, Labor Market

Área 13 - Economia do Trabalho

Código JEL: J21, J31, J46

*Mestrando em Economia pela EPGE-FGV

[†]Professora Associada do IE-UFRJ

[‡]Doutorando em Economia pela Norwegian School of Economics

1 Introdução

O Brasil é amplamente reconhecido por ter tido uma das experiências mais bem-sucedidas em termos de redução de sua desigualdade de rendimentos, processo ocorrido no país entre meados da década de 1990 e o início de 2010. Não diferentemente ao que se logrou até então, de 2012 a 2015 a trajetória do índice de Gini sugere uma continuidade de tal dinâmica equalizadora em curso no mercado de trabalho brasileiro, ainda que este processo enuncie-se de forma menos expressiva nesse período quando comparado a anos anteriores. Contudo, em meados de 2014, instaura-se no Brasil uma das maiores crises econômicas de sua história recente, gerando efeitos profundos sobre a atividade econômica e, particularmente, sobre o mercado de trabalho. Diante disso, assistiu-se no país a um retorno do processo de ascensão em sua disparidade de rendimentos a partir de 2015, de modo que esta vem aumentando de forma não só acelerada, mas também persistente. Simultaneamente, o mercado de trabalho brasileiro observa um aumento substantivo em sua informalidade do trabalho, o qual demonstra-se, tal qual o primeiro fenômeno, muito duradouro, mesmo com o arrefecimento da crise e de seus efeitos sobre a atividade econômica.

Este trabalho tem como objetivo a investigação a respeito da dinâmica da desigualdade de rendimentos no mercado de trabalho brasileiro entre os anos de 2012 e 2019, dando-se um enfoque particular à contribuição assumida pela informalidade do trabalho neste processo. Mais particularmente, analisam-se os períodos de queda e alta da desigualdade ocorridos nos períodos de 2012-2015 e 2015-2019, respectivamente. Para tanto, utiliza-se uma metodologia de decomposição a partir de regressões *Recentered Influence Function* (RIF), através da qual torna-se possível avaliar a participação de características individuais observáveis sobre a mudança de diversas estatísticas da distribuição da variável de interesse, dentre elas índices de desigualdade. Portanto, por meio de tal metodologia, logra-se êxito em avaliar a contribuição da informalidade do trabalho para a dinâmica recente do índice de Gini da renda no mercado de trabalho brasileiro, por exemplo.

Em termos de índice de Gini, os resultados encontrados apontam no sentido de quadros distintos para a dinâmica da desigualdade entre os dois períodos. Ao passo que o período de 2012-2015 tem sua queda da disparidade de renda conduzida por efeitos prêmio, que conseguem sobrepor efeitos composição concentradores, o período seguinte é marcado pela indução de mudanças composicionais incrementadores da desigualdade. Em particular, os efeitos prêmio equalizadores do primeiro período referem-se a componentes setoriais da atividade econômica, que, argumenta-se, teriam permitido uma dinâmica de redução na disparidade de rendimentos em razão de alterações pelo lado da demanda, haja visto o ciclo expansivo que se logrou de 2012 até a eclosão da crise econômica no país. Já os efeitos composicionais incrementadores da desigualdade, tanto no primeiro como no segundo período, são em larga medida induzidos pelo efeito concentrador da educação, cuja expansão produz efeitos de deslocamento da força de trabalho para trechos mais inclinados da curva de rendimentos condicionais à escolaridade, aumentando a dispersão salarial no mercado de trabalho brasileiro via efeito composição (FERREIRA et al., 2006; FERREIRA et al., 2017). O papel assumido pela informalidade do trabalho neste processo, em particular, também apresenta um comportamento dual entre os dois períodos. Por um lado, o *status* de formalidade contribuiu, ainda que de maneira modesta, para a redução da desigualdade no período de 2012-2015, quando ocorre uma mudança composicional da força de trabalho em direção a uma maior formalização. Por outro, no período seguinte, o *status* de formalidade não só passou a contribuir para a elevação do índice de Gini, como também tornou-se o segundo elemento, em termos de importância relativa em mudanças composicionais, para explicar a alta da disparidade de renda. Mais particularmente, argumenta-se que tal resultado é compatível com a evidência sugerida na literatura de existência de segmentação entre empregados formais e informais no mercado de trabalho brasileiro (BOTELHO; PONCZEK, 2011; BARGAIN; KWENDA, 2011).

Os resultados que utilizam medidas de desigualdade a partir de razões entre percentis, sugerem que, para os anos de 2012 a 2015, fatores macroeconômicos não observáveis constituem-se como os componentes mais relevantes para explicar a queda da desigualdade ocorrida nas duas caudas

da distribuição. Quanto ao papel assumido pelo *status* de formalidade nesse período, as mudanças composicionais de redução da informalidade do trabalho promovem contribuições equalizadoras modestas em ambas as caudas no período de 2012-2015, tendo maior expressividade na inferior, apesar de que tal efeito composição é completamente sobreposto por reduções do prêmio equalizador da formalidade em ambas as seções da distribuições de rendimentos, em especial a inferior. Alternativamente, ambas as metades da distribuição sofrem aumentos de desigualdade no período de 2015-2019, ainda que tal efeito concentrador tenha sido mais acentuado na cauda inferior. Em particular, a metade superior da curva de distribuição teve seu incremento da desigualdade liderado por efeitos composicionais concentradores relativos à educação, os quais refletem a mencionada convexidade dos retornos salariais condicionais à escolaridade. A cauda inferior, por outro lado, teve no *status* de formalidade o componente de maior importância relativa para a explicação do aumento da desigualdade no período 2015-2019. Em particular, sugere-se que tal resultado associa-se às evidências de maior expressividade do diferencial de rendimentos entre trabalhadores formais e informais na cauda inferior da distribuição de rendimentos do mercado de trabalho brasileiro (BOTELHO; PONCZEK, 2011).

O artigo divide-se da seguinte maneira. A próxima seção realiza uma revisão da literatura sobre as relações entre distribuição de renda e informalidade do trabalho no Brasil. A seção 3 apresenta os dados utilizados na análise, além de introduzir um breve panorama do contexto econômico do país ao longo do período sob análise. A seção 4 expõe a metodologia e estratégia empírica empregadas, e a seção 5 apresenta os resultados. A seção 6 conclui o trabalho.

2 Revisão da Literatura

O debate acerca da interação entre informalidade do trabalho e a distribuição dos rendimentos no mercado de trabalho não é recente nas literaturas nacional e internacional. Desde o início da década de 1990 até o início da década seguinte, o Brasil passou por um período de intenso aumento em sua informalidade do trabalho, motivando grande esforço de compreensão acerca do fenômeno da informalidade e quais os papéis por ela desempenhados não só na estrutura do mercado de trabalho brasileiro, mas também em sua distribuição salarial. Particularmente, dentre os aspectos mais discutidos, destacam-se a hipótese de segmentação no mercado de trabalho e de diferenciais de salários entre os setores formal e informal¹. Além disso, apesar de que de maneira tangencial, parte dessa literatura relativa à informalidade dedicou-se para além do diferencial de salários *per se*, explorando relações entre o trabalho informal e a desigualdade de rendimentos (ULYSSEA, 2007).

Entretanto, conforme aponta Ulyssea (2006), não se observa consenso na literatura sobre o tema, sendo possível encontrar resultados contraditórios entre distintos trabalhos. Por um lado, Sedlacek et al. (1990), similarmente a Neri (2002), atestam contrariamente à hipótese de existência de segmentação, dada a evidência por eles encontrada de elevado grau de mobilidade de trabalhadores entre os dois setores. Alternativamente, Tannuri-Pianto e Pianto (2002) corroboram em favor de tal hipótese, sugerindo evidências de segmentação nos quantis inferiores da distribuição de rendimentos, ao passo que o mesmo não ocorreria com trabalhadores dos percentis do topo da distribuição. Mais recentemente, Botelho e Ponczek (2011) utilizam-se de dados longitudinais a partir da PME, empregando efeitos fixos ao nível do trabalhador em sua estratégia de identificação, reduzindo significativamente a possibilidade de endogeneidade. Nesse prisma, documentam evidências de que trabalhadores comparáveis ganham significativamente menos no setor informal do mercado de trabalho brasileiro, sobretudo nos percentis inferiores da distribuição. Semelhantemente, mas sob uma perspectiva internacional, Bargain e Kwenda (2011) testam a hipótese de existência de diferenciais de rendimentos entre os setores formal e informal para a África do Sul, México e Brasil, incluindo também a possibi-

¹Ver, *e.g.*, Barros et al. (1993); Carneiro e Henley (2001); Tannuri-Pianto e Pianto (2002); Filho et al. (2004); Machado et al. (2006).

lidade de ocupação por conta própria. Para o caso de todos os três países, os autores argumentam no sentido de os trabalhadores informais serem sub-remunerados comparativamente a suas contrapartes formais, ainda que o Brasil seja um caso intermediário com relação aos prêmios de formalidade entre os dois outros países. Além disso, ainda que sem enfoque na hipótese de segmentação no mercado de trabalho, [Gomes et al. \(2019\)](#) encontram evidências de que trabalhadores pertencentes à informalidade estão mais sujeitos a choques de renda, diferentemente de suas contrapartes formais. Mais ainda, os autores sugerem evidência de que a transição de trabalhadores formais para a informalidade é marcada por choques de rendimentos assimétricos substantivos, o que indica uma maior volatilidade a que os empregados informais veem seus rendimentos sujeitos quando comparados a trabalhadores formais.

No início do século XXI, por outro lado, o Brasil atravessa por uma notável transformação em seu mercado de trabalho, tanto no que diz respeito a sua composição setorial quanto a sua distribuição de rendimentos. Simultaneamente e até meados do início de 2010, o país observa uma redução sem precedentes tanto de sua informalidade do trabalho como de sua desigualdade de renda. Com relação à informalidade, a taxa caiu para além de um terço entre 2003 e 2012, indo de 28.1% a 17.3%, tornando o Brasil um caso especialmente intrigante, dado que ao longo do mesmo período ocorreu uma valorização de 61% do salário mínimo em termos reais ([HAANWINCKEL; SOARES, 2020](#)). Já com relação à desigualdade de rendimentos, o coeficiente de Gini da renda domiciliar *per capita* caiu de cerca de 0.6, em 2001, para 0.527 em 2013 ([MESSINA; SILVA, 2017](#)), ao passo que o diferencial de salários entre os setores formal e informal reduziu-se em 12.6 p.p. ([FIRPO; PORTELLA, 2019](#)).

Quanto ao debate específico à dinâmica da desigualdade dos rendimentos, muitas mudanças ocorreram no país simultaneamente, de modo que a conjunção de fatores que ajudam a explicar o declínio da desigualdade possui enorme amplitude. Conforme apontam [Firpo e Portella \(2019\)](#), as mudanças ocorridas podem ser sumarizadas em termos de fatores de: oferta e composição da força de trabalho; mudanças pelo lado da demanda; e alterações institucionais ocorridas no período sobre o mercado de trabalho brasileiro. No caso do presente trabalho, contudo, o interesse restringe-se ao primeiro e terceiro fatores.²

Com relação ao primeiro fator, dentre os primeiros trabalhos dedicados a esse esforço, comumente atribui-se grande parte da redução de desigualdade de rendimentos no Brasil, do período de 1995 a 2010, à estrutura dos rendimentos do trabalho ([BARROS et al., 2010](#)). Em particular, sugere-se que a redução dos prêmios salariais relativos à educação seria a razão principal para o declínio na disparidade dos rendimentos, tendo em vista a substancial expansão educacional ocorrida no Brasil ao longo do período, quando a escolaridade média aumentou em cerca de dois anos. Entretanto, esta abordagem não se vê livre de contradições por outros trabalhos, os quais documentam evidência de que a expansão da escolaridade teria sido, em grande medida, propulsora da desigualdade. Isto porque a existência de convexidade nos retornos à educação somada às mudanças composicionais da força de trabalho em direção a níveis de escolaridade mais altos teriam compensado grande parte do efeito equalizador da redução dos prêmios de educação ocorrida no período ([FERREIRA et al., 2006](#); [FERREIRA et al., 2017](#)). Dessa maneira, tal deslocamento da massa da força de trabalho para trechos mais inclinados da curva de rendimentos condicional à escolaridade teria, via efeito composição, aumentado a dispersão salarial no mercado de trabalho brasileiro. Mais particularmente, tal fenômeno conhece-se na literatura como o “paradoxo do progresso” ([LUSTIG et al., 2004](#)).

No que diz respeito aos fatores de ordem institucional, destaca-se a já mencionada substancial elevação do salário mínimo ocorrida ao longo do período. Utilizando-se de um modelo estrutural de *search and matching* com fricções no mercado de trabalho, heterogeneidade de trabalhadores e firmas e com dados administrativos, [Engbom e Moser \(2018\)](#) encontram evidência, para o período de 1996 a 2012, de que a política de incremento real do salário mínimo foi responsável pela redução de 14 pontos log na variância de salários, produzindo efeitos de externalidade que alcançam o 80^o percentil da

²Quanto à abordagem relativa a alterações na demanda sobre a desigualdade de rendimentos ver, *e.g.*, [Adão \(2015\)](#); [Dix-Carneiro e Kovak \(2015\)](#); [Helpman et al. \(2017\)](#).

distribuição de rendimentos³. Paralelamente, [Alvarez et al. \(2018\)](#) exploram, para o mesmo período, um modelo de determinação salarial a partir de efeitos fixos de trabalhadores e firmas *à la* [Abowd et al. \(1999\)](#), documentando evidências de que elevações no salário mínimo estão diretamente relacionadas a diminuições na dispersão dos prêmios salariais de empregados e empregadores, o que teria produzido efeitos de compressão na disparidade de rendimentos do mercado de trabalho brasileiro.

De modo intermediário, [Ferreira et al. \(2017\)](#) encontram evidências de que tanto o aumento da escolaridade como a elevação do salário mínimo teriam importância para a redução da desigualdade de rendimentos, apesar de que suas respectivas contribuições viram-se minoradas por efeitos compensatórios⁴. Alternativamente, os autores sugerem que o eixo determinístico central para o declínio da desigualdade de renda seria composto por dois elementos principais: a diminuição dos retornos relativos à experiência potencial; e a redução nos diferenciais de salário associados a características demográficas e de caráter setorial formal e informal, condicionais a variáveis institucionais e de capital humano.

Contudo, a despeito do notável declínio em sua desigualdade de rendimentos e informalidade do trabalho na década passada, o Brasil assiste a uma reversão de tal quadro desde a eclosão de uma das maiores crises econômicas de sua história em meados de 2014. Em particular, a partir de 2015, conforme será discutido na Seção 3.2, a trajetória das séries de disparidades de rendimentos e informalidade do trabalho tem sido de clara e simultânea ascensão. Nesse aspecto, este trabalho tem como justificativa a compreensão a respeito dos determinantes da dinâmica recente da disparidade de rendimentos no Brasil, com particular interesse quanto à contribuição da informalidade do trabalho neste processo.

Com efeito, o presente trabalho contribui à literatura através de dois eixos principais. Por um lado, investiga os condicionantes à dinâmica recente da desigualdade de rendimentos no mercado de trabalho brasileiro, algo com respeito à cuja documentação e entendimento a literatura ainda se demonstra escassa. Por outro, explora a associação entre a informalidade do trabalho e disparidade de renda no Brasil, discussão que tem ganhado cada vez mais importância no debate público.

3 Dados e Contexto

3.1 Dados

A principal base de dados utilizada neste trabalho é a *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua* (PNADC, doravante), divulgada pelo *Instituto Nacional Brasileiro de Geografia e Estatística* (IBGE) desde 2012. A PNADC consiste em uma pesquisa realizada por amostragem com estratificação e possui o domicílio como unidade de análise da pesquisa, apresentando representatividade nacional. A amostra da pesquisa engloba diversas variáveis demográficas, educacionais e do universo do mercado de trabalho brasileiro.

Neste trabalho utilizam-se os dados da 1^a entrevista da versão anual da PNADC, e o período de análise é o de 2012 a 2019. Mais particularmente, embora parte das análises descritivas faça uso do período completo, as decomposições são realizadas levando-se em consideração uma periodização específica: 2012 a 2015, 2015 a 2019 e, ademais, o período completo de 2012 a 2019. O motivo para

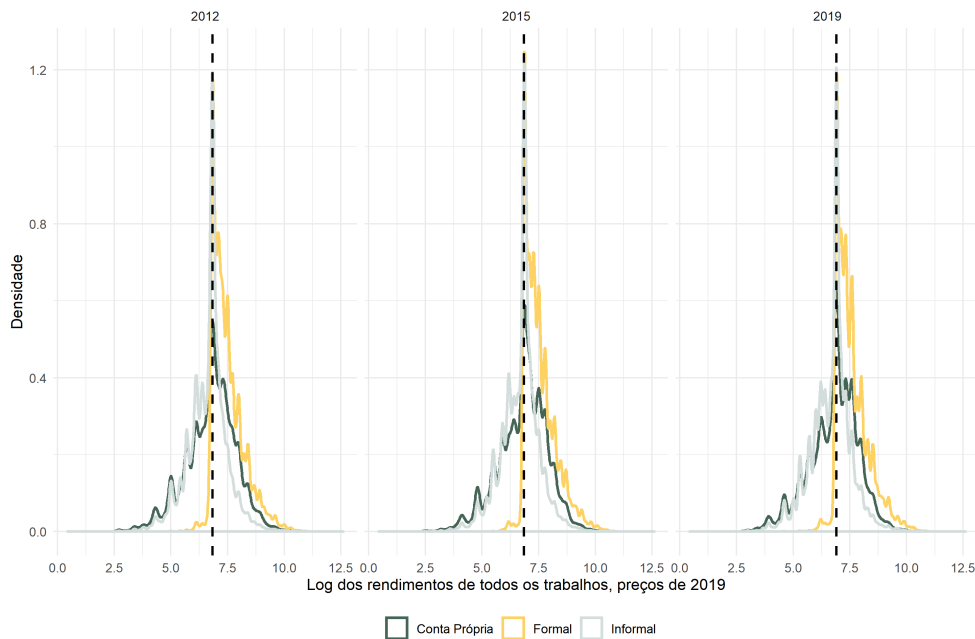
³Em particular, sob resultados de equilíbrio em uma estrutura de mercado de trabalho intermediária entre os casos de competição perfeita e monopsonio, alterações no salário mínimo levariam as firmas a revisar suas decisões de salários e postagem de vagas, induzindo, por conseguinte, externalidades para a cauda superior da distribuição de rendimentos.

⁴Segundo os autores, a diminuição dos prêmios associados à educação de fato contribuiu para uma redução das disparidades salariais, mas foi em parte compensada pela já mencionada convexidade da curva de rendimentos condicional à escolaridade. Similarmente, o salário mínimo efetivamente induziu uma redução da desigualdade de rendimentos entre 2003 e 2012, ao passo que promoveu o efeito inverso no período de 1995 a 2003 em razão de folgas no cumprimento à política salarial por parte de firmas, o que levou a uma dilatação do diferencial de salários entre trabalhadores formais e informais ao longo desse período.

escolha desta periodização em particular é uma delimitação adequada entre períodos de queda e elevação da desigualdade de renda, conforme será discutido mais adiante na Seção 3.2.

Para proceder com a análise, a amostra é filtrada de maneira semelhante à de Ferreira et al. (2017), de modo que se incluem apenas indivíduos entre 18 e 65 anos com rendimento positivo na semana de referência da pesquisa. A variável de renda utilizada é o rendimento habitual de todos os trabalhos, deflacionada a preços de 2019 pelo *Índice de Preços ao Consumidor Amplo* (IPCA), divulgado também pelo IBGE.

Figura 1: Densidade de *kernel* dos rendimentos por condição ocupacional e ano



Fonte: PNADC. Os dados de salário mínimo foram coletados a partir da ILOSTAT e deflacionados pelo IPCA. Elaboração própria.

Além dos rendimentos, incluem-se na análise apenas variáveis categóricas, com exceção das variáveis de anos de escolaridade e de experiência potencial⁵ no mercado de trabalho, ambas mensuradas em anos. Dentre as primeiras, distinguem-se, a partir de variáveis *dummy*, sexo, raça, região geográfica, setores de atividade econômica, meios urbano e rural e o status de formalidade no mercado de trabalho⁶. Os indivíduos ocupados por conta própria, por sua vez, serão definidos como uma categoria à parte, tendo em vista a grande heterogeneidade de trabalhadores e rendimentos presente nessa categoria ocupacional. Em particular, tal característica pode ser vista na Figura 1, que mostra as curvas de densidade de *kernel* do log dos rendimentos de todos os trabalhos para os anos de 2012, 2015 e 2019, em que cada uma das linhas denota a curva de densidade relativa a uma determinada condição ocupacional, e a linha vertical tracejada, o nível de salário mínimo para cada um dos referidos anos. Como se pode ver, a ocupação por conta própria possui um comportamento ambivalente em torno do salário mínimo. Em níveis de rendimentos inferiores ao piso salarial mínimo, os ocupados por conta própria apresentam uma distribuição de rendimentos que se assemelha em muito aos

⁵Como a PNADC não possui uma variável de tempo de experiência total no mercado de trabalho, calcula-se sua *proxy* a partir da seguinte fórmula: idade - escolaridade - 6.

⁶Trabalhadores formais definem-se como aqueles indivíduos ocupados nas seguintes posições ocupacionais: setor privado com carteira assinada; setor público com carteira assinada; trabalhador doméstico com carteira assinada; militar e estatutário; e empregador. Já os empregados informais referem-se às seguintes posições ocupacionais: setor privado sem carteira assinada; trabalhador doméstico sem carteira assinada; setor público sem carteira assinada; e trabalhador familiar auxiliar. Por esta definição, os empregados do setor privado sem carteira assinada representam cerca de 61% dos trabalhadores informais, na média de todo o período.

trabalhadores informais, ao passo que, após a linha vertical, seus rendimentos denotam um padrão distributivo mais similar ao dos empregados formais.

A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas a partir das amostras da PNADC para os anos de 2012, 2015 e 2019. Para cada um dos anos, calculam-se as médias de escolaridade, experiência potencial e de rendimentos, em que para estes últimos também calculam-se as médias referentes aos empregados formais, informais e aos ocupados por conta própria. Além disso, para as variáveis categóricas, calcula-se a proporção da população naquela determinada condição para cada um dos referidos anos.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

	2012	2015	2019
Escolaridade	9.98	10.35	10.96
Experiência Potencial	21.73	22.14	22.25
Conta Própria	0.23	0.24	0.26
Informal	0.19	0.18	0.20
Formal	0.58	0.58	0.54
Branco	0.49	0.47	0.45
Mulher	0.42	0.42	0.44
Urbano	0.89	0.89	0.90
Nordeste	0.23	0.24	0.23
Norte	0.07	0.07	0.08
Centro-Oeste	0.08	0.08	0.08
Sul	0.16	0.16	0.16
Sudeste	0.46	0.45	0.45
Agricultura	0.09	0.08	0.08
Indústria	0.15	0.14	0.13
Construção	0.09	0.09	0.07
Comércio	0.19	0.19	0.19
Serviços	0.49	0.50	0.53
Rendimentos Todos os Trabalhos	2243.78	2292.99	2312.98
Rendimentos Todos os Trabalhos - Conta Própria	1805.21	1791.13	1725.64
Rendimentos Todos os Trabalhos - Formal	2736.35	2791.79	2920.25
Rendimentos Todos os Trabalhos - Informal	1282.68	1345.04	1419.46

Fonte: PNADC. Elaboração própria.

3.2 Contexto

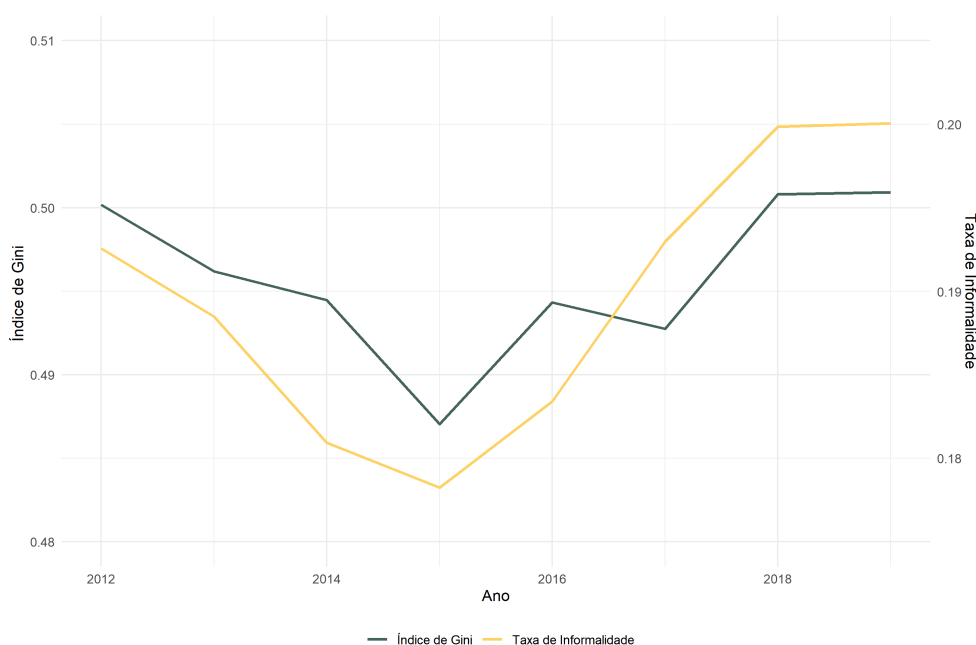
Embora constitua um intervalo de tempo relativamente curto, o período de 2012 a 2019 marca-se como uma dinâmica particularmente conturbada para a economia brasileira. Entre 2012 e 2014, o Brasil atravessa um período de relativa continuidade da expansão econômica que vinha logrando desde então, ainda que este ritmo expansivo já expressasse sinais de desaceleração. Entretanto, em meados de 2014, instaura-se no país uma das maiores crises econômicas de sua história recente, gerando efeitos profundos sobre a atividade econômica e, particularmente, sobre o mercado de trabalho. Segundo o *Comitê de Datação de Ciclos Econômicos* da FGV⁷, tal ciclo recessivo dura aproximadamente dois anos, de modo que a economia brasileira acumula, neste intervalo de 2014 a 2016, queda de cerca de 8% em seu nível de produto, segundo dados do IBGE⁸. A partir do ano seguinte, a economia retoma um movimento de expansão, ainda que este se demonstre relativamente modesto, de maneira que, em 2019, o produto brasileiro ainda se encontrava a um nível aproximadamente 2% mais baixo do que aquele que apresentava em 2014 (IBGE).

⁷Ver (<https://portalibre.fgv.br/codace>).

⁸Ver (<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1621>).

Neste cenário, em 2015 a dinâmica da desigualdade de rendimentos mensurada pelo índice de Gini interrompe o ciclo de queda que o país vinha logrando até então para, a partir desse ano, sofrer uma inflexão e experimentar ciclos sucessivos de elevação. Simultaneamente, a taxa de informalidade do trabalho experimenta semelhante dinâmica de queda, inflexão e elevação, de maneira que desigualdade de rendimentos e informalidade passam a apresentar trajetórias de alta concomitantes a partir de 2015. A Figura 2 mostra a evolução conjunta das séries do índice de Gini do rendimento de todos os trabalhos e da taxa de informalidade no mercado de trabalho brasileiro para o período de 2012 a 2019. Conforme se pode observar, a partir de 2015, as duas séries interrompem uma dinâmica de queda e passam a apresentar um movimento de simultânea elevação. Em particular, o índice de Gini passa de seu patamar mínimo de 0.487, em 2015, para um nível de cerca de 0.5, de modo que a desigualdade de rendimentos retornou a seu nível inicial de 2012. Já a taxa de informalidade do trabalho passa de sua mínima de 17% em 2015 para alcançar uma taxa de 20% em 2019, cerca de 1 ponto percentual acima de seu nível inicial de 2012.

Figura 2: Índice de Gini e taxa de informalidade do trabalho



Fonte: PNADC. Elaboração própria.

Em termos distributivos, os trabalhadores informais concentram-se de maneira muito mais expressiva na cauda inferior da distribuição de renda. A Tabela 2 mostra a taxa de informalidade por quintis de rendimentos de todos os trabalhos para os anos de 2012, 2015 e 2019. Conforme se pode ver, a informalidade do trabalho concentra-se nos quintis inferiores da distribuição, em particular entre os 20% mais pobres, dentre os quais cerca de 4 a cada 10 trabalhadores são empregados informalmente nos referidos anos. À medida que se avança para quintis superiores da distribuição de rendimentos, a taxa de informalidade decresce de maneira monotônica. Dessa maneira, torna-se claro que a informalidade do trabalho constitui-se um fenômeno muito mais expressivo entre os mais pobres. Não surpreendentemente, as médias de rendimentos dos trabalhadores informais demonstram-se substantivamente inferiores às dos empregados formais ou dos ocupados por conta própria, conforme visto na Tabela 1.

Tabela 2: Informalidade por Quintis de Rendimentos

Ano	0.2	0.4	0.6	0.8	1
2012	0.43	0.22	0.14	0.1	0.07
2015	0.4	0.21	0.13	0.09	0.06
2019	0.45	0.23	0.14	0.11	0.08

Fonte: PNADC. Elaboração própria.

Diante disso, torna-se premente o seguinte questionamento: a informalidade do trabalho passou a ser um fator de maior importância relativa à dinâmica recente de elevação da desigualdade de rendimentos no Brasil, em particular no período 2015-2019? Para responder tal pergunta, a próxima seção apresenta a metodologia e estratégia empírica empregadas neste trabalho para que se possa avaliar a contribuição de características observáveis dos indivíduos presentes nas amostras da PNADC, dentre elas o *status* de formalidade, para a trajetória da disparidade de renda entre 2012 e 2019.

4 Metodologia e Estratégia Empírica

4.1 Metodologia

Desde a contribuição seminal de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), técnicas de decomposição estatística tornaram-se um valioso instrumento de análise para a ciência econômica, em particular para a área de economia do trabalho. Seu valor reside na possibilidade de separar a variação da média de uma determinada variável de interesse entre dois grupos (ou períodos) em dois termos aditivos de relevante significado econômico: um *efeito composição* e um *efeito prêmio*. Mais particularmente, suponha que uma variável de interesse Y (digamos, salários) seja definida por uma função linear separável entre características observáveis, X , e não-observáveis, ϵ :

$$Y_t = X_t' \beta_t + \epsilon_t, \quad t = A, B \quad (1)$$

em que, por hipótese, $\mathbb{E}(\epsilon_t|X, t) = 0$, e o subscrito t denota o pertencimento a um dos dois grupos sob análise, A ou B . Assumindo-se, a fim de simplificar a notação, $t = 1$ como um indicador de pertencimento ao grupo B, defina a diferença total das médias da variável de interesse entre os grupos, Δ_o^μ , como:

$$\Delta_o^\mu \equiv \mathbb{E}[Y_t|t = 1] - \mathbb{E}[Y_t|t = 0] \quad (2)$$

Utilizando a Lei das Expectativas Iteradas e a hipótese de esperança condicional nula dos resíduos, temos que:

$$\Delta_o^\mu = \mathbb{E}[X|t = 1]' \beta_1 - \mathbb{E}[X|t = 0]' \beta_0 \quad (3)$$

Somando e subtraindo a esta última equação o termo $\mathbb{E}[X|t = 1]' \beta_0$, que representa o contrafactual recebido pelo grupo B sob o retorno do grupo A, tem-se:

$$\Delta_o^\mu = \underbrace{\mathbb{E}[X|t = 1]'(\beta_1 - \beta_0)}_{\Delta_P^\mu} + \underbrace{(\mathbb{E}[X|t = 1] - \mathbb{E}[X|t = 0])' \beta_0}_{\Delta_C^\mu} \quad (4)$$

Isto é, podemos decompor a diferença total das médias da variável Y entre os grupos, Δ_o^μ , em dois termos aditivos entre si, Δ_P^μ e Δ_C^μ . O primeiro equivale ao que se convencionou denominar *efeito prêmio*, que denota a alteração na variável de interesse devida a uma mudança no retorno da covariada X entre os grupos sob análise. A segunda, por sua vez conhecida como *efeito composição*, explica a variação de Y em termos de uma mudança na média da variável X entre os referidos grupos,

mantendo-se constante seu retorno. Evidentemente, a mesma análise pode ser feita na ordem inversa entre os grupos, podendo estes, ademais, referir-se não a grupos, mas a períodos de tempo específicos.

Por conta da hipótese de linearidade, torna-se direto avaliar a decomposição de uma variável de interesse em termos de diversas covariadas, conforme mostram Fortin et al. (2011). Em particular, os efeitos prêmio e composição obtidos a partir da soma das contribuições individuais de cada uma das, digamos, m variáveis explicativas sob análise são dados por, respectivamente:

$$\begin{aligned}\Delta_P^\mu &= (\beta_{B,0} - \beta_{A,0}) + \sum_{j=1}^m \mathbb{E}[X_j|t = B]'(\beta_{B,j} - \beta_{A,j}) \\ \Delta_C^\mu &= \sum_{j=1}^m \beta_{A,j}(\mathbb{E}[X_j|t = B] - \mathbb{E}[X_j|t = A])',\end{aligned}\tag{5}$$

em que $(\beta_{B,0} - \beta_{A,0})$ denota a diferença entre os coeficientes das variáveis omitidas entre os grupos B e A , e $\beta_{k,j}$ refere-se ao coeficiente associado à j -ésima covariada, X_j , pertencente ao grupo k .

Entretanto, conforme pode-se notar, a decomposição de Oaxaca-Blinder (OB) limita-se apenas à diferença entre as médias da variável de interesse, não conseguindo abranger outras formas funcionais. Nesse aspecto, a metodologia desenvolvida por Firpo et al. (2009) supera tal restrição, na medida em que possibilita tal procedimento de decomposição para quaisquer estatísticas da distribuição da variável de interesse, desde que essas assumam uma *influence function* (IF) bem definida. Em particular, os autores demonstram que, combinando o uso de uma estratégia de reponderação, apresentada por DiNardo et al. (1995), com regressões em que a variável dependente assume-se sob a forma *Recentered Influence Function* (RIF, doravante) de uma determinada função da distribuição, torna-se possível aplicar a proposta da decomposição de OB para diversas estatísticas da distribuição da variável de interesse. Dessa maneira, possibilita-se a análise para índices de dispersão e desigualdade, como a variância, o índice de Gini e razões entre percentis da distribuição, por exemplo.

Mais particularmente, seja $v(\cdot)$ uma funcional específica da distribuição de uma determinada variável, de modo que $v(Y)$ equivale a tal funcional aplicada à variável de interesse Y . Conforme demonstram Firpo et al. (2009), aplicando-se a estratégia de decomposição sobre $v(Y)$ em sua forma RIF, tornamo-nos capazes de decompor a variação de $v(Y)$ entre os grupos em termos de efeitos prêmio e composição para cada uma das m covariadas X_j em questão. Isto é:

$$\begin{aligned}\Delta_P^v &= (\beta_{B,0}^v - \beta_{A,0}^v) + \sum_{j=1}^m \mathbb{E}[X_j|t = B]'(\beta_{B,j}^v - \beta_{A,j}^v) \\ \Delta_C^v &= \sum_{j=1}^m \beta_{A,j}^v(\mathbb{E}[X_j|t = B] - \mathbb{E}[X_j|t = A])',\end{aligned}\tag{6}$$

em que $(\beta_{B,0}^v - \beta_{A,0}^v)$ denota a diferença entre os coeficientes das variáveis omitidas entre os grupos B e A , e $\beta_{k,j}^v$ refere-se ao coeficiente associado à j -ésima covariada, X_j , pertencente ao grupo k em uma regressão cuja variável dependente é o RIF de $v(Y)$. Neste trabalho, utilizam-se o índice de Gini e razões entre os percentis k -ésimos, τ^k , dos rendimentos de todos os trabalhos como as funcionais v escolhidas para a análise da decomposição da desigualdade.

4.2 Estratégia Empírica

Sendo v a funcional de interesse relativa à distribuição da variável de rendimentos de todos os trabalhos para os anos de 2012, 2015 e 2019, emprega-se uma estratégia econométrica semelhante à de Ferreira et al. (2017) para prosseguir com a decomposição RIF:

$$RIF(v(y_{it})) = \alpha_t + \beta_t Formal_{it} + \mathbf{X}'_{it} \gamma_t + \varepsilon_{it}, \quad (7)$$

em que $RIF(v(y_{it}))$ denota a funcional v sob a forma RIF da distribuição do rendimento de todos os trabalhos y dos indivíduos i presentes na amostra no ano t . \mathbf{X}_{it} denota uma matriz de características categóricas relativas ao indivíduo i no período t , abrangendo sexo, raça, região geográfica de residência, setor de atividade econômica, meio urbano ou rural e ocupação por conta própria, além de incluir também os níveis de escolaridade e experiência potencial no mercado de trabalho, ambos mensurados em anos. $Formal_{it}$ denota uma variável *dummy* que assume o valor 1 caso o indivíduo i possua um vínculo empregatício formal no ano t , e 0 caso contrário. Nesse sentido, o coeficiente β assume particular importância na análise dos resultados da decomposição neste trabalho, visto que denota a contribuição do *status* de formalidade para a variação da desigualdade de renda entre os períodos 2012-2019, 2012-2015 e 2015-2019. Conforme discutido na seção anterior, para a análise de decomposição adotam-se o índice de Gini e razões entre os percentis k -ésimos, τ^k , para a funcional v , em que, no primeiro caso, utilizam-se os dados de rendimentos em nível, e, no segundo, em escala logarítmica.

É sabido na literatura, contudo, que a escolha das variáveis categóricas omitidas possui relevância para diferenças no resultado da decomposição, (OAXACA; RANSOM, 1999; FORTIN et al., 2011). Nesse aspecto, como o período de enfoque principal deste trabalho reside no intervalo de alta da desigualdade, entre 2015 e 2019, optou-se por omitir as variáveis categóricas de pior performance, de maneira que se diminui a possibilidade de superestimação da alta da disparidade de rendimentos neste período. Em particular, a constante omitida diz respeito a mulheres ocupadas informalmente no setor de agropecuária, rurais, não-brancas e residentes do Nordeste.

5 Resultados

Esta seção apresenta os resultados das decomposições RIF. A primeira seção discute os resultados referentes à decomposição do índice de Gini, ao passo que a segunda faz o mesmo para as razões entre percentis da distribuição de rendimentos, P90/P50 e P50/P10. A fim de facilitar a interpretação dos resultados, sobretudo em termos de efeito prêmio, a Tabela 5, contida no Anexo, apresenta os coeficientes de regressões RIF referentes aos anos de 2012, 2015 e 2019 para cada uma das medidas de desigualdade empregadas.

5.1 Índice de Gini

A Tabela 3 enuncia os resultados da decomposição realizada sobre o Índice de Gini dos rendimentos de todos os trabalhos para cada um dos três períodos em questão. Cada uma das três colunas representa um determinado período, de modo que a primeira representa o período inteiro, de 2012 a 2019, a segunda, o período de 2012 a 2015, e a terceira, o período de 2015 a 2019. O primeiro quadro da tabela, de título *Total*, sumariza os níveis de Gini para os anos inicial e final de cada um dos três períodos, a diferença entre eles e sua decomposição em termos de efeito composição e efeito prêmio. O segundo e terceiro quadro, por sua vez, demonstram as contribuições de cada uma das covariadas em termos de efeito composição e prêmio, respectivamente, para cada um dos períodos sob análise. A fim de facilitar a interpretação, todos os coeficientes da decomposição foram centuplicados, de modo que as contribuições de cada uma das covariadas podem ser analisadas como variações em pontos percentuais da escala Gini.

Analisando-se a primeira coluna da tabela, referente ao período de 2012 a 2019, observa-se que o índice de Gini variou em 0.11 pontos percentuais (p.p.) entre os dois anos, diferença esta que não se mostra estatisticamente significativa, contudo. Isto faz sentido, pois, como visto, a trajetória da desigualdade de rendimentos nesse período possui duas fases, em que sofre queda acumulada de

cerca de 1.4 p.p. ao longo do primeiro período para, em 2015, apresentar uma inflexão e praticamente retornar ao nível inicial em 2019. Em particular, pode-se observar que os efeitos prêmio e composição praticamente compensam-se entre si ao longo de todo o período. Ainda assim, como a trajetória do Gini é marcada por duas fases distintas, convém esmiuçar a análise entre períodos de queda da desigualdade, de 2012 a 2015, e de alta da concentração da renda, de 2015 a 2019.

Tabela 3: Resultados da Decomposição: Índice de Gini

	2019-2012	2015-2012	2019-2015
Total			
Pós	50.08*** (173.860)	48.62*** (213.369)	50.08*** (173.860)
Pré	49.97*** (234.951)	49.97*** (234.951)	48.62*** (213.369)
Diferença	0.11 (0.299)	-1.35*** (-4.330)	1.46*** (3.967)
Composição	2.72*** (27.192)	1.09*** (25.165)	1.62*** (23.166)
Prêmio	-2.61*** (-6.326)	-2.44*** (-7.232)	-0.16 (-0.402)
Composição			
Educação	2.56*** (24.943)	0.98*** (24.923)	1.59*** (22.957)
Experiência Potencial	0.33*** (22.546)	0.26*** (22.483)	0.07*** (18.877)
Formal	0.33*** (22.187)	-0.02*** (-16.672)	0.34*** (13.503)
Conta Própria	-0.11*** (-7.452)	-0.05*** (-7.447)	-0.08*** (-7.760)
Branco	-0.25*** (-14.919)	-0.09*** (-14.883)	-0.13*** (-10.868)
Homem	-0.06*** (-7.513)	-0.02*** (-7.458)	-0.04*** (-6.424)
Urbano	-0.06*** (-14.015)	0.00*** (4.078)	-0.05*** (-13.895)
Norte	-0.01*** (-8.178)	-0.00*** (-7.892)	-0.01*** (-10.042)
Sudeste	0.01*** (7.232)	0.08*** (19.686)	-0.06*** (-18.569)
Sul	-0.02*** (-19.020)	-0.01*** (-9.750)	-0.02*** (-17.739)
Centro-Oeste	-0.02*** (-6.990)	-0.01*** (-6.809)	-0.02*** (-9.705)
Indústria	0.15*** (13.390)	0.06*** (13.329)	0.11*** (13.554)
Construção	0.15*** (16.808)	0.01*** (13.796)	0.16*** (16.997)
Comércio	-0.00* (-2.412)	-0.01*** (-12.856)	0.02*** (14.190)
Serviços	-0.27*** (-11.491)	-0.10*** (-11.476)	-0.25*** (-14.153)
Prêmio			
Educação	-0.79 (-0.428)	0.24 (0.147)	-1.04 (-0.542)
Experiência Potencial	-2.60** (-2.950)	-1.11 (-1.242)	-1.49 (-1.658)
Formal	-0.81 (-1.398)	0.11 (0.243)	-0.91 (-1.416)
Conta Própria	-0.59* (-2.301)	-0.30 (-1.511)	-0.27 (-0.965)
Branco	0.08 (0.259)	-0.45 (-1.600)	0.50 (1.507)
Homem	0.10 (0.218)	-0.15 (-0.359)	0.25 (0.520)
Urbano	0.80 (1.802)	0.41 (0.998)	0.39 (0.913)
Norte	0.05 (1.051)	-0.01 (-0.143)	0.06 (1.308)
Sudeste	1.00** (3.036)	0.44 (1.604)	0.55 (1.705)
Sul	-0.05 (-0.372)	-0.14 (-1.149)	0.09 (0.735)
Centro-Oeste	-0.26*** (-3.816)	-0.13 (-1.807)	-0.13 (-1.939)
Indústria	-0.06 (-0.361)	-0.29 (-1.956)	0.20 (1.095)
Construção	0.05 (0.422)	-0.17 (-1.807)	0.19 (1.697)
Comércio	-0.44* (-2.282)	-0.65*** (-3.759)	0.21 (1.040)
Serviços	-1.09* (-2.087)	-1.49*** (-3.453)	0.48 (0.870)
Constante	2.00 (0.849)	1.25 (0.562)	0.75 (0.319)

Estatística t entre parênteses. Estimação com erros-padrão robustos.

Fonte: PNADC. Elaboração própria.

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Entre os anos de 2012 a 2015, o Gini passa de 49.97 a 48.62, acumulando queda de 1.35 p.p.

ao longo desse período. Mais particularmente, esta queda é liderada pelo efeito prêmio, cuja contribuição equalizadora de 2.44 p.p. mais que compensa o efeito concentrador do efeito composição. Em outras palavras, não fosse o papel equalizador assumido pelo efeito prêmio, o índice de Gini teria aumentado em cerca de 1.1 p.p. por conta do efeito concentrador de mudanças composicionais. Este quadro assemelha-se ao encontrado por [Ferreira et al. \(2017\)](#), que argumentam que a redução da desigualdade de renda ocorrida no Brasil entre 1995 e 2012 teria sido impulsionada por efeitos prêmio equalizadores, os quais também teriam sobrepassado efeitos de mudanças composicionais contribuidoras ao incremento do Gini.

Em particular, tal efeito composição concentrador é puxado, sobretudo, pela contribuição da expansão da educação neste período, quando a escolaridade média aumenta em cerca de 4%, como visto na Tabela 1. Isto é consistente com a discussão realizada na seção 2 e com os resultados encontrados por [Ferreira et al. \(2006\)](#) e [Ferreira et al. \(2017\)](#), no sentido de que a expansão educacional para seções mais inclinadas da curva de rendimentos condicional à escolaridade teria surtido efeitos de aumento na dispersão salarial do mercado de trabalho. O segundo fator em importância para explicar a contribuição positiva do efeito composição à desigualdade neste período é a experiência potencial, que, embora represente apenas cerca de 27% do coeficiente relativo à escolaridade, teria implicado em um aumento de 0.26 p.p. no índice de Gini.

O efeito composição relativo ao *status* de formalidade, por outro lado, contribui de maneira equalizadora para a desigualdade de renda neste período, ainda que de forma modesta. Isto faz sentido, dada, como visto na Tabela 1, a expansão de cerca de 1 p.p. ocorrida neste período da formalização da força de trabalho, cujo prêmio equalizador contribui para a redução da disparidade de rendimentos. Pode-se argumentar que tal efeito equalizador do *status* de formalidade sobre a distribuição de renda diz respeito, em grande medida, ao atrelamento do emprego formal a faixas de rendimentos próximas ao salário mínimo, em torno do qual logra-se uma substantiva concentração de massa da população ocupada⁹, conforme visto na Figura 1.

O efeito prêmio, por sua vez, mais que compensou o efeito composição concentrador, como visto, de modo que sua contribuição equalizadora de 2.44 p.p. da escala Gini impulsionou uma queda da disparidade de rendimentos neste período. Mais particularmente, a maior parte de tal efeito prêmio é carregada pela contribuição equalizadora de componentes setoriais da atividade econômica, notadamente os setores de comércio e, sobretudo, serviços. Tal resultado possivelmente denota alterações pelo lado da demanda, de maneira que o ciclo expansivo logrado até a crise econômica teria permitido que tais setores contribuíssem para uma compressão da disparidade de rendimentos no mercado de trabalho ao longo deste período.

O período de 2015 a 2019, por outro lado, indica um quadro distinto para a dinâmica da desigualdade. Não só o índice de Gini cresceu 1.46 p.p. neste período, quando passou de 48.62 a 50.08, como também um efeito composição concentrador dominou a dinâmica da desigualdade de rendimentos, sobrepondo um efeito prêmio negativo (e não significativo) e originando uma alta na disparidade de renda neste período.

O movimento concentrador do efeito composição foi puxado, majoritariamente e semelhantemente ao período anterior, pela contribuição positiva da educação, que, inclusive, induziu um efeito acentuador à dinâmica da desigualdade ainda maior do que fizera entre 2012 e 2015. Particularmente, este efeito composicional ainda mais concentrador explica-se pela mais expressiva expansão da escolaridade média, que, como visto na Tabela 1, foi maior no período de 2015 a 2019¹⁰. Mais particularmente, a educação teria, isoladamente, contribuído com um crescimento do índice de Gini em cerca de 1.6 p.p. via efeito composição, isto é, ainda maior que a variação total do Gini ocorrida no período. Tal quadro não se manifesta, em grande medida, por mudanças composicionais equalizadoras referentes a

⁹Para a média dos anos de 2012, 2015 e 2019, cerca de 10% dos indivíduos da amostra recebem exatamente o salário mínimo.

¹⁰Ao passo que, de 2012 a 2015, a escolaridade média aumentou em cerca de 4%, sua expansão no período seguinte foi praticamente de 6%.

características demográficas e regionais, sobretudo, que logram um arrefecimento modesto dos efeitos composicionais incrementadores da desigualdade de renda.

Já o segundo componente mais importante à direção de alta na desigualdade manifestou-se, alternativamente ao primeiro período, pelo *status* de formalidade no mercado de trabalho. Diferentemente do intervalo de 2012 a 2015, este componente não só expressou-se como um vetor de alta para a desigualdade entre 2015 e 2019, como também passou a apresentar um coeficiente mais expressivo neste segundo período, quando teria contribuído com um aumento de 0.34 p.p. do Gini em termos de efeito composição. Isto mostra-se consistente com uma retração da formalidade no mercado de trabalho de cerca de 2 p.p. ocorrida entre 2015 e 2019, de maneira que tal mudança composicional da força de trabalho sobrepassou a redução da informalidade ocorrida no período anterior. Torna-se claro, portanto, o efeito incrementador sobre a desigualdade de renda que a expansão da informalidade do trabalho desempenha neste segundo período. Em particular, alinhando este resultado às evidências que corroboram a hipótese de existência de segmentação no mercado de trabalho brasileiro (BOTELHO; PONCZEK, 2011; BARGAIN; KWENDA, 2011)), pode-se argumentar que um aumento da informalidade do trabalho teria exacerbado diferenciais de rendimentos entre trabalhadores formais e informais, contribuindo, por conseguinte, para a dinâmica dispersiva da desigualdade salarial observada neste período.

5.2 Razões entre Percentis

A Tabela 4 enuncia os resultados da decomposição das razões entre percentis da distribuição¹¹, possuindo estrutura geral semelhante à da Tabela 3. Em particular, para cada um dos períodos, realiza-se a decomposição da razão entre percentis relativos à cauda superior e inferior (P90/P50 e P50/P10, respectivamente) da distribuição de rendimentos. Desse modo, pode-se analisar separadamente a dinâmica da desigualdade de renda para ambas as caudas da distribuição. Semelhantemente à Tabela 3, todos os coeficientes foram centuplicados.

Analisando-se primeiramente o quadro *Total* da Tabela 4, observa-se que, no período completo de 2012 a 2019, as caudas inferior e superior da distribuição de rendimentos lograram dinâmicas de desigualdades inversas. Ao passo que a primeira sofreu um aumento da desigualdade entre os dois anos, em que a razão P50/P10 acumulou um aumento de cerca de 8 p.p. entre os rendimentos dos referidos percentis, a segunda logrou uma dinâmica equalizadora ao longo do mesmo período, quando a razão P90/P50 logrou uma redução de sua proporção da ordem de 7.6 p.p.. Por outro lado, analisando-se individualmente os períodos 2012-2015 e 2015-2019, nota-se que ambas as caudas sofrem uma redução e um aumento da desigualdade de renda no primeiro e segundo períodos, respectivamente. Ainda assim, o movimento concentrador relativo à cauda superior da distribuição no segundo período não foi capaz de sobrepôr a dinâmica equalizadora que aquela lograra entre 2012-2015, de modo que se explica a equalização obtida por esta seção da distribuição de rendimentos entre os anos de 2012 e 2019. Semelhantemente à análise relativa ao índice de Gini, contudo, concentraremos em analisar separadamente as dinâmicas de queda e alta da desigualdade ocorridas nos períodos 2012-2015 e 2015-2019, respectivamente.

No primeiro período, tanto a cauda inferior como a superior logram redução de sua desigualdade de rendimentos, embora a última tenha logrado um movimento ainda mais equalizador que a primeira. Em particular, a razão P90/P50 tem seu movimento de redução da disparidade liderado pelo efeito prêmio, o qual consegue compensar um efeito composição positivo de 2.45 p.p. e, assim, induzir uma redução da proporção entre os referidos percentis da ordem de cerca de 14.9 p.p.. Tal efeito composição concentrador da cauda superior da distribuição é, em grande parte, composto pela contribuição da escolaridade.

¹¹As razões são calculadas a partir dos desvios logarítmicos dos percentis de rendimentos. Portanto, os coeficientes podem ser interpretados como variações aproximadas em pontos percentuais da mudança da proporção entre os referidos percentis nos períodos sob análise.

Tabela 4: Resultados da Decomposição: Razões de Percentis

	2019-2012		2015-2012		2019-2015	
	log(p90/p50)	log(p50/p10)	log(p90/p50)	log(p50/p10)	log(p90/p50)	log(p50/p10)
Total						
Pós	115.10*** (134.067)	100.10*** (224.216)	107.85*** (148.372)	88.12*** (172.625)	115.10*** (134.067)	100.10*** (224.216)
Pré	122.71*** (257.313)	92.02*** (105.258)	122.71*** (257.313)	92.02*** (105.258)	107.85*** (148.372)	88.12*** (172.625)
Diferença	-7.61*** (-7.753)	8.08*** (8.226)	-14.86*** (-17.090)	-3.90*** (-3.855)	7.24*** (6.439)	11.98*** (17.663)
Composição	6.34*** (34.709)	0.15 (0.487)	2.45*** (32.972)	-1.74*** (-12.582)	8.29*** (47.219)	2.19*** (18.363)
Prêmio	-13.96*** (-13.485)	7.93*** (7.850)	-17.30*** (-19.455)	-2.16* (-2.184)	-1.05 (-0.879)	9.79*** (14.202)
Composição						
Educação	5.56*** (34.565)	-4.78*** (-17.548)	2.14*** (34.511)	-1.84*** (-17.541)	8.73*** (56.047)	-0.08 (-0.826)
Experiência Potencial	0.62*** (27.221)	-0.01 (-0.263)	0.49*** (27.111)	-0.01 (-0.263)	0.29*** (31.869)	0.06*** (10.131)
Formal	0.86*** (22.274)	5.27*** (48.674)	-0.05*** (-16.709)	-0.28*** (-22.425)	0.32*** (5.462)	2.99*** (43.137)
Conta Própria	-0.34*** (-9.457)	1.09*** (9.600)	-0.15*** (-9.447)	0.47*** (9.590)	-0.19*** (-6.389)	0.24*** (6.614)
Branco	-0.46*** (-10.479)	0.13 (1.640)	-0.16*** (-10.467)	0.05 (1.640)	-0.68*** (-15.821)	-0.09** (-2.910)
Homem	0.06*** (3.505)	0.98*** (31.365)	0.02*** (3.499)	0.27*** (27.954)	-0.24*** (-12.184)	0.18*** (13.959)
Urbano	-0.08*** (-8.001)	-0.88*** (-20.296)	0.00*** (3.762)	0.02*** (4.172)	-0.08*** (-5.186)	-0.49*** (-20.034)
Norte	-0.03*** (-8.628)	-0.21*** (-18.698)	-0.01*** (-8.294)	-0.08*** (-15.881)	-0.01* (-2.251)	-0.06*** (-14.212)
Sudeste	0.02*** (7.482)	0.06*** (7.595)	0.26*** (27.516)	0.85*** (35.527)	-0.23*** (-17.362)	-0.37*** (-30.138)
Sul	-0.07*** (-22.585)	-0.20*** (-25.175)	-0.02*** (-10.146)	-0.07*** (-10.352)	-0.06*** (-15.839)	-0.06*** (-18.441)
Centro-Oeste	-0.08*** (-13.231)	-0.48*** (-35.164)	-0.02*** (-12.112)	-0.14*** (-22.867)	-0.03*** (-4.934)	-0.16*** (-28.139)
Indústria	0.47*** (16.306)	1.36*** (16.509)	0.19*** (16.197)	0.56*** (16.396)	0.42*** (16.621)	0.43*** (15.116)
Construção	0.46*** (21.374)	1.95*** (29.948)	0.04*** (16.006)	0.16*** (18.800)	0.56*** (18.915)	1.02*** (28.992)
Comércio	-0.00* (-2.406)	-0.02* (-2.428)	-0.03*** (-11.993)	-0.15*** (-16.128)	0.05*** (13.824)	0.09*** (15.922)
Serviços	-0.64*** (-10.321)	-4.10*** (-20.356)	-0.24*** (-10.311)	-1.54*** (-20.273)	-0.56*** (-9.547)	-1.50*** (-20.373)
Prêmio						
Educação	127.13*** (32.992)	77.66*** (22.496)	90.92*** (28.828)	48.90*** (14.575)	30.90*** (6.984)	25.90*** (10.494)
Experiência Potencial	37.08*** (19.249)	17.42*** (8.525)	29.96*** (17.115)	11.16*** (5.326)	6.96** (3.147)	6.20*** (4.488)
Formal	7.46*** (6.155)	61.99*** (34.558)	8.98*** (8.266)	39.07*** (19.267)	-0.94 (-0.692)	25.47*** (20.332)
Conta Própria	-1.83*** (-2.977)	-4.37*** (-3.929)	0.06 (0.104)	-5.56*** (-5.077)	-1.89*** (-2.686)	1.56* (2.132)
Branco	9.12*** (9.530)	4.01*** (4.210)	6.73*** (7.593)	3.02** (2.885)	2.79* (2.542)	1.17 (1.778)
Homem	18.32*** (14.592)	32.49*** (27.098)	13.90*** (12.153)	25.75*** (20.409)	4.70** (3.258)	7.27*** (8.830)
Urbano	0.61 (0.381)	41.18*** (11.012)	0.54 (0.393)	30.86*** (8.113)	0.06 (0.034)	9.91*** (4.022)
Norte	0.29 (1.559)	4.96*** (14.917)	0.49** (3.048)	3.13*** (9.367)	-0.22 (-1.039)	1.76*** (7.772)
Sudeste	0.41 (0.400)	34.48*** (25.422)	0.53 (0.595)	23.52*** (17.133)	-0.13 (-0.113)	10.55*** (11.523)
Sul	-1.30** (-3.093)	13.44*** (26.606)	-0.58 (-1.558)	9.27*** (17.878)	-0.71 (-1.472)	4.09*** (12.134)
Centro-Oeste	0.80** (3.274)	7.43*** (26.016)	0.65** (3.093)	4.98*** (17.433)	0.12 (0.434)	2.27*** (11.781)
Indústria	-1.74*** (-3.655)	7.88*** (11.008)	-2.04*** (-4.747)	5.25*** (6.571)	0.17 (0.309)	3.00*** (6.076)
Construção	-0.75** (-2.827)	7.98*** (18.565)	-0.97*** (-3.700)	5.68*** (11.123)	0.09 (0.317)	3.07*** (10.208)
Comércio	-4.27*** (-6.969)	12.74*** (12.442)	-3.76*** (-6.975)	7.74*** (7.209)	-0.54 (-0.782)	5.06*** (7.229)
Serviços	-3.16* (-2.020)	34.53*** (12.517)	-3.02* (-2.281)	19.88*** (7.278)	0.02 (0.012)	13.60*** (7.211)
Constante	-202.12*** (-39.717)	-345.90*** (-51.749)	-159.69*** (-36.543)	-234.80*** (-33.958)	-42.43*** (-7.293)	-111.11*** (-24.141)

Estatística t entre parênteses. Estimação com erros-padrão robustos.

Fonte: PNADC. Elaboração própria.

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

O efeito prêmio equalizador, por sua vez, é induzido, em grande parte, pela contribuição de componentes omitidos, os quais podem ser interpretados como fatores de ordem macroeconômica redutores da disparidade de rendimentos e que não estão relacionados a características observáveis dos trabalhadores, conforme semelhantemente argumentam [Ferreira et al. \(2017\)](#). Para a cauda superior da distribuição de rendimentos, o *status* de formalidade, promove um efeito composição equalizador, consistente com uma expansão da formalização nesse período, apesar de que este é compensado por um efeito prêmio positivo.

Já a cauda inferior da distribuição tem sua redução da desigualdade, no primeiro período, expressa pela contribuição negativa tanto do efeito prêmio como, sobretudo, do efeito composição, ainda que tal movimento equalizador tenha sido mais modesto que do extremo oposto da distribuição, como visto. A contribuição equalizadora do efeito composição é induzida, sobretudo, em função do componente do setor de serviços e, alternativamente ao ocorrido na cauda superior, pelas mudanças composicionais da educação. Em particular, este último resultado sugere que o efeito concentrador dos retornos convexos da educação não se aplica, neste período, à cauda inferior da distribuição de rendimentos. Isto faz sentido, haja vista a menor escolaridade média dos estratos de rendimentos da primeira metade da distribuição de rendimentos. Semelhantemente ao da cauda superior da distribuição, o efeito prêmio equalizador é impulsionado pela expressiva contribuição de componentes não observáveis.

A contribuição do *status* de formalidade para a redução da desigualdade na cauda inferior possui quadro semelhante à relativa à cauda superior, embora possua maior expressividade em termos de magnitude. Em particular, o efeito composição equalizador deste componente contribui com a redução

da proporção P50/P10 em cerca de 0.3 p.p., magnitude maior que a do mesmo efeito relativo à cauda superior da distribuição. Isto é consistente com uma redução mais expressiva da informalidade do trabalho nos estratos de rendimento inferiores da distribuição entre os anos de 2012 e 2015¹², conforme visto na Tabela 2. Por outro lado, tal efeito composição é sobreposto por um efeito prêmio de magnitude substantiva, o que sugere uma redução do prêmio equalizador que a formalidade do trabalho induz sobre a cauda inferior da distribuição ao longo deste período.

O período de 2015 a 2019, por outro lado, retrata um quadro de aumento da disparidade de rendimentos para as duas caudas da distribuição, ainda que tal movimento concentrador tenha sido ainda mais expressivo entre os mais pobres. Mais particularmente, ao passo que a cauda superior sofreu um aumento de 7.24 p.p. na razão P90/P50, a cauda inferior observou a uma elevação da proporção P50/P10 da ordem de cerca de 12 p.p..

Analisando-se primeiramente a cauda superior da distribuição de rendimentos, observa-se que o impulsionamento do incremento da disparidade se dá a partir do efeito concentrador de mudanças composicionais, que sobrepõem um efeito prêmio negativo (e não significativo, no total). Semelhantemente ao período anterior, o primeiro termo em ordem de importância para explicar tal efeito composição incrementador da desigualdade foi a educação, cuja contribuição fora da ordem de 8.7 p.p.. Mais particularmente, pode-se argumentar que a escolaridade compôs praticamente a totalidade do efeito composição concentrador na cauda superior da distribuição de rendimentos neste período, de modo que apenas não induziu um efeito de elevação ainda maior da desigualdade pelo arrefecimento promovido por mudanças composicionais equalizadores referentes a fatores demográficos e regionais, sobretudo.

Já a cauda inferior, por sua vez, tem sua elevação da desigualdade impulsionada tanto por efeitos composição como por efeitos prêmio, ainda que estes últimos tenham representado cerca de 80% do incremento total da proporção P50/P10 neste segundo período. Ao passo que a contribuição de mudanças composicionais concentradoras foi da ordem de 2.2 p.p., o efeito prêmio incrementou a distância entre os rendimentos dos 10% mais pobres e os da mediana da distribuição em cerca de 9.8 p.p..

O principal fator para explicar o efeito composição incrementador da desigualdade na cauda inferior da distribuição de rendimentos foi o *status* de formalidade. Em particular, a contribuição do efeito composição relativa a este componente, de cerca de 3 p.p., foi ainda maior que o efeito total das mudanças composicionais, que apenas não fora maior por conta de mudanças composicionais equalizadoras de natureza regional e demográfica. Tal movimento é impulsionado pela forte expansão da informalidade do trabalho entre os indivíduos da cauda inferior da distribuição de rendimentos entre 2015 e 2019¹³, como visto na Tabela 2. Semelhantemente, o *status* de formalidade, juntamente à educação, constituem os componentes de maior importância relativa para a contribuição incrementadora da desigualdade do efeito prêmio para a cauda inferior da distribuição de rendimentos neste período. De modo similar ao argumentado para o período anterior, tal resultado denota uma redução da capacidade compressiva da desigualdade por parte do *status* de formalidade para esta seção da distribuição de renda, ainda que tal efeito tenha se demonstrado de maneira mais relevante no período de 2012-2015.

Em particular, pode-se argumentar que o crescimento da informalidade do trabalho entre 2015 e 2019, juntamente à redução do prêmio equalizador do *status* de formalidade, expressa por efeitos prêmio positivos, constituem-se como os principais explicadores do incremento da desigualdade ocorrido na cauda inferior da distribuição de rendimentos. Tal resultado pode ser associado às evidências encontradas por Botelho e Ponczek (2011), que argumentam que a segmentação do mercado de trabalho brasileiro manifesta-se mais expressivamente entre os percentis inferiores da distribuição de renda.

¹²Neste período, a taxa de informalidade cai em cerca de 4 p.p. entre os 20% mais pobres, por exemplo, ao passo que os 20% mais ricos logram redução de apenas cerca de 1 p.p. para a mesma taxa.

¹³Entre os 20% mais pobres, por exemplo, a taxa de informalidade em 2019 é de cerca de 45%, aproximadamente 5 p.p. acima da mesma taxa para este quintil da distribuição em 2015.

Nesse sentido, a existência de diferenciais de rendimentos entre trabalhadores formais e informais implicaria em distâncias relativas de renda substantivas entre os trabalhadores de menor remuneração, de maneira que o *status* de formalidade possuiria importância ainda maior para explicar disparidades de rendimentos entre os indivíduos pertencentes a esta seção da distribuição.

6 Conclusão

O período de 2012 a 2019 constitui um intervalo de tempo particular para a trajetória da desigualdade de renda no Brasil, quando, de 2012 a 2015, reduz-se a disparidade de rendimentos e, neste último ano, a série do índice de Gini inflexiona concomitantemente a uma elevação simultânea da informalidade do trabalho. Os resultados encontrados neste trabalho sugerem que a queda da desigualdade ocorrida em 2012-2015 é induzida, em grande medida, por efeitos prêmios equalizadores relativos a componentes setoriais, os quais teriam conseguido compensar efeitos de mudanças composicionais incrementadores da desigualdade. Em particular, tal efeito composição concentrador é em grande parte liderado pela contribuição da educação, cuja expansão teria produzido efeitos dispersivos na distribuição salarial devido à convexidade dos retornos de renda condicionais à escolaridade. Ao mesmo tempo que tal resultado contrapõe narrativas comumente atribuídas ao declínio da desigualdade de renda no Brasil, associa-se a resultados mais recentes encontrados na literatura.

Quanto ao papel assumido pelo *status* de formalidade, encontramos que a expansão da formalização da força de trabalho entre os anos de 2012 e 2015 contribuiu à redução da desigualdade ocorrida nesse período, ainda que modestamente. Por outro lado, elevações da informalidade do trabalho tiveram um papel contributivo mais relevante para explicar a alta da desigualdade ocorrida no período seguinte, quando a formalização da população ocupada retraiu-se mais expressivamente. Argumentamos que estes resultados associam-se às evidências de existência de diferenciais de rendimentos entre empregados formais e informais no mercado de trabalho brasileiro, de modo que a expansão da informalidade teria produzido efeitos de dilatações salarial entre os setores formal e informal e, por conseguinte, contribuído à elevação da disparidade de rendimentos.

A partir dos resultados das decomposições para as caudas inferior e superior da distribuição, sugerimos, para o período de 2012 a 2015, que ambas têm suas reduções na disparidade de rendimentos induzidas por componentes macroeconômicos não observáveis. A contribuição do *status* de formalidade, em particular, é ambivalente neste primeiro período para ambas as caudas, ainda que tal dualidade enuncie-se de forma mais expressiva na seção inferior da distribuição. Ao passo que mudanças composicionais em direção a aumentos da formalização contribuem à redução da desigualdade neste período em ambas as caudas, tal efeito composição é mais que compensado por reduções do prêmio equalizador da formalidade, sobretudo para a cauda inferior da distribuição. A explicação causal de tais declínios do prêmio equalizador do *status* de formalidade, contudo, fogem do escopo deste trabalho e sugerem convite a futuras pesquisas nesse sentido.

Alternativamente, apesar de ambas sofrerem elevações em suas disparidades de rendimentos no período de 2015-2019, as duas caudas da distribuição logram dinâmicas de desigualdade diferentes no segundo período. A seção superior da distribuição de rendimento tem no efeito composição praticamente a totalidade da alta em sua desigualdade, sendo tal efeito composicional concentrador largamente explicado pela contribuição da educação. A cauda inferior, por outro lado, apresentou alta em sua desigualdade motivada tanto por efeitos composicionais como também, e sobretudo, por efeitos prêmio. Para esta seção da distribuição de rendimentos, em especial, o *status* de formalidade constituiu o componente de maior importância explicativa para a elevação da disparidade nesse período. Em particular, tanto mudanças composicionais expressas pelo aumento da informalidade do trabalho como, sobretudo, reduções do prêmio equalizador da formalização contribuíram para a elevação da desigualdade na cauda inferior da distribuição. Argumentamos que este resultado dialoga com evidências encontradas na literatura de que a segmentação do mercado de trabalho brasileiro manifesta-se mais acentuadamente nos percentis inferiores da distribuição de renda.

7 Referências

- ABOWD, J. M.; KRAMARZ, F.; MARGOLIS, D. N. High wage workers and high wage firms. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 67, n. 2, p. 251–333, 1999.
- ADÃO, R. Worker heterogeneity, wage inequality, and international trade: Theory and evidence from brazil. *Unpublished paper, MIT*, p. 98, 2015.
- ALVAREZ, J. et al. Firms and the decline in earnings inequality in Brazil. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 10, n. 1, p. 149–189, 2018. ISSN 19457715.
- BARGAIN, O.; KWENDA, P. Earnings Structures, Informal Employment, And Self-Employment: New Evidence From Brazil, Mexico, And South Africa. *Review of Income and Wealth*, v. 57, n. SUPPL. 1, p. 100–122, 2011. ISSN 00346586.
- BARROS, R. et al. Markets, the state, and the dynamics of inequality in brazil. *Declining inequality in Latin America: A decade of progress*, Brookings Institution and UNDP, pp. 134–174, Washington, DC, v. 169, 2010.
- BARROS, R. P. d.; MELLO, R.; PERO, V. Informal labor contracts: a solution or a problem? Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1993.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, JSTOR, p. 436–455, 1973.
- BOTELHO, F.; PONCZEK, V. Segmentation in the Brazilian labor market. *Economic Development and Cultural Change*, v. 59, n. 2, p. 437–463, 2011. ISSN 00130079.
- CARNEIRO, F.; HENLEY, A. Modelling formal vs. informal employment and earnings: micro-econometric evidence for brazil. *U of Wales at Aberystwyth Management & Business Working Paper*, n. 2001-15, 2001.
- DINARDO, J.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. *Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach*. [S.l.], 1995.
- DIX-CARNEIRO, R.; KOVAK, B. K. Trade liberalization and the skill premium: A local labor markets approach. *American Economic Review*, v. 105, n. 5, p. 551–57, 2015.
- ENGBOM, N.; MOSER, C. Earnings inequality and the minimum wage: Evidence from brazil. *Federal Reserve Bank of Minneapolis-Opportunity and Inclusive Growth Institute Working Paper*, v. 7, p. 18–50, 2018.
- FERREIRA, F. H.; FIRPO, S.; MESSINA, J. Ageing Poorly? Accounting for the Decline in Earnings Inequality in Brazil, 1995-2012. *IZA Discussion Paper*, n. 10656, 2017.
- FERREIRA, F. H.; LEITE, P.; LITCHFIELD, J. The rise and fall of brazilian inequality: 1981-2004 (world bank policy research working paper no. 3867). *Washington, DC: World Bank Policy*, 2006.
- FILHO, N. A. M.; MENDES, M.; ALMEIDA, E. S. d. O diferencial de salários formal-informal no brasil: segmentação ou viés de seleção? *Revista brasileira de economia*, SciELO Brasil, v. 58, n. 2, p. 235–248, 2004.
- FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, v. 77, n. 3, p. 953–973, 2009. ISSN 0012-9682.

- FIRPO, S.; PORTELLA, A. Decline in Wage Inequality in Brazil : A Survey. *World Bank Policy Research Working Paper*, n. 9096, 2019.
- FORTIN, N.; LEMIEUX, T.; FIRPO, S. Decomposition methods in economics. In: *Handbook of labor economics*. [S.l.]: Elsevier, 2011. v. 4, p. 1–102.
- GOMES, D.; IACHAN, F.; SANTOS, C. Labor earnings dynamics with a large informal sector. In: SOCIETY FOR ECONOMIC DYNAMICS. *2019 Meeting Papers*. [S.l.], 2019.
- HAANWINCKEL, D.; SOARES, R. R. Workforce composition, productivity, and labor regulations in a compensating differentials theory of informality. *University of Chicago, Becker Friedman Institute for Economics Working Paper*, n. 2020-45, 2020.
- HELPMAN, E. et al. Trade and inequality: From theory to estimation. *The Review of Economic Studies*, Oxford University Press, v. 84, n. 1, p. 357–405, 2017.
- LUSTIG, N.; BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. *The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America*. [S.l.]: The World Bank, 2004.
- MACHADO, A.; OLIVEIRA, A.; ANTIGO, M. Evolução recente do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no brasil (1999 a 2005): evidências a partir de regressões quantílicas. *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*, v. 2, p. 447–471, 2006.
- MESSINA, J.; SILVA, J. *Wage inequality in Latin America: Understanding the past to prepare for the future*. [S.l.]: The World Bank, 2017.
- NERI, M. C. Decent work and the informal sector in brazil. Escola de Pós-Graduação em Economia da FGV, 2002.
- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, JSTOR, p. 693–709, 1973.
- OAXACA, R. L.; RANSOM, M. R. Identification in detailed wage decompositions. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 81, n. 1, p. 154–157, 1999.
- SEDLACEK, G. L.; BARROS, R. P. d.; VARANDAS, S. Segmentação e mobilidade no mercado de trabalho: A carteira de trabalho em são paulo. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1990.
- TANNURI-PIANTO, M.; PIANTO, D. M. Informal Employment in Brazil-A Choice at the Top and Segmentation at the Bottom: A Quantile Regression Approach. n. 55, p. 1–20, 2002.
- ULYSSEA, G. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. *Brazilian Journal of Political Economy*, SciELO Brasil, v. 26, n. 4, p. 596–618, 2006.
- ULYSSEA, G. Texto Para Discussão N° 1261 Segmentação No Mercado De Trabalho E Desigualdade De Rendimentos No Brasil: Uma Análise Empírica. 2007. Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1261.pdf.

8 Anexo

Tabela 5: Resultados Regressões RIF: Índice de Gini, $\log(p90/p50)$ e $\log(p50/p10)$

	2012			2015			2019		
	Gini	$\log(p90/p50)$	$\log(p50/p10)$	Gini	$\log(p90/p50)$	$\log(p50/p10)$	Gini	$\log(p90/p50)$	$\log(p50/p10)$
Educação	0.26*** (1114.837)	5.65*** (1172.902)	-4.86*** (-454.867)	0.25*** (1158.052)	14.43*** (2046.355)	-0.14*** (-22.782)	0.21*** (911.275)	17.25*** (2106.615)	2.22*** (432.567)
Experiência Potencial	0.07*** (1028.221)	1.20*** (866.119)	-0.02*** (-7.015)	0.06*** (1059.234)	2.56*** (1281.334)	0.48*** (279.908)	0.05*** (880.751)	2.87*** (1302.381)	0.76*** (550.034)
Formal	-2.51*** (-1219.717)	-23.84*** (-551.870)	-145.88*** (-1522.368)	-2.27*** (-1178.164)	-8.38*** (-130.835)	-78.62*** (-1420.959)	-2.58*** (-1352.217)	-10.10*** (-146.671)	-31.70*** (-732.749)
Conta Própria	0.74*** (307.802)	-11.99*** (-238.609)	37.96*** (340.599)	0.52*** (237.843)	-11.75*** (-160.531)	14.87*** (235.114)	0.31*** (143.881)	-19.12*** (-248.911)	20.96*** (434.288)
Branco	0.55*** (340.319)	10.66*** (311.397)	-3.13*** (-41.166)	0.56*** (376.355)	24.87*** (501.346)	3.25*** (75.741)	0.57*** (375.343)	31.11*** (571.345)	5.86*** (171.418)
Homem	-0.49*** (-301.592)	-3.81*** (-112.160)	-60.16*** (-799.293)	-0.32*** (-214.868)	20.37*** (416.223)	-15.40*** (-364.444)	-0.36*** (-241.860)	28.71*** (532.824)	-2.50*** (-73.986)
Urbano	-1.71*** (-613.872)	-7.16*** (-122.229)	-76.61*** (-589.255)	-1.59*** (-632.654)	-6.55*** (-78.288)	-41.75*** (-577.296)	-1.54*** (-566.678)	-6.49*** (-65.994)	-30.70*** (-497.252)
Norte	-1.59*** (-509.594)	-10.59*** (-161.241)	-75.20*** (-516.052)	-1.45*** (-513.979)	-4.01*** (-42.654)	-33.40*** (-410.899)	-1.07*** (-370.045)	-6.85*** (-65.485)	-10.40*** (-158.345)
Sudeste	-2.43*** (-1224.728)	-30.67*** (-734.972)	-100.41*** (-1084.611)	-2.33*** (-1296.422)	-29.48*** (-491.896)	-47.75*** (-922.184)	-2.28*** (-1226.671)	-29.78*** (-444.386)	-24.53*** (-582.957)
Sul	-2.88*** (-1116.288)	-39.28*** (-723.681)	-107.40*** (-891.813)	-2.82*** (-1201.741)	-43.00*** (-550.688)	-48.47*** (-718.557)	-2.88*** (-1197.564)	-47.51*** (-548.328)	-22.67*** (-416.545)
Centro-Oeste	-2.18*** (-712.062)	-18.81*** (-292.876)	-115.09*** (-807.557)	-2.16*** (-781.829)	-10.79*** (-117.393)	-53.71*** (-676.798)	-2.27*** (-804.411)	-9.34*** (-91.922)	-26.72*** (-418.763)
Indústria	-1.95*** (-542.719)	-27.90*** (-370.268)	-80.99*** (-484.432)	-2.15*** (-632.679)	-42.45*** (-376.059)	-43.65*** (-447.628)	-1.82*** (-510.274)	-41.18*** (-320.650)	-20.66*** (-256.111)
Construção	-3.46*** (-904.076)	-36.74*** (-457.432)	-154.22*** (-865.604)	-3.67*** (-1026.328)	-48.06*** (-403.290)	-88.05*** (-855.353)	-3.08*** (-798.600)	-46.79*** (-335.958)	-46.69*** (-533.759)
Comércio	-2.48*** (-710.057)	-22.47*** (-306.350)	-108.58*** (-667.144)	-2.87*** (-873.521)	-42.33*** (-387.162)	-67.67*** (-716.471)	-2.62*** (-763.680)	-45.21*** (-364.891)	-40.76*** (-523.777)
Serviços	-1.89*** (-571.610)	-15.02*** (-215.981)	-95.80*** (-621.128)	-2.23*** (-711.685)	-21.04*** (-201.870)	-56.14*** (-623.701)	-2.04*** (-628.122)	-20.99*** (-179.217)	-30.39*** (-413.067)
Constante	9.69*** (2344.724)	101.25*** (1166.570)	490.48*** (2547.230)	9.24*** (2369.365)	-58.44*** (-450.125)	255.69*** (2279.910)	9.77*** (2353.164)	-100.86*** (-673.357)	144.58*** (1536.767)

Estatística t entre parênteses. Estimação com erros-padrão robustos.

Fonte: PNADC. Elaboração própria.

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$