



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE APERFEIÇOAMENTO DE ECONOMISTAS DO NORDESTE - CAEN
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
DOUTORADO EM ECONOMIA

NATANAEL SOARES LEITE

**POBREZA E DESIGUALDADE NO BRASIL: ANÁLISES SOBRE SUA EVOLUÇÃO E
DIFERENÇAS REGIONAIS**

FORTALEZA

2021

NATANAEL SOARES LEITE

POBREZA E DESIGUALDADE NO BRASIL: ANÁLISES SOBRE SUA EVOLUÇÃO E
DIFERENÇAS REGIONAIS

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste - CAEN da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de doutor em Economia. Área de Concentração: Desenvolvimento Econômico

Orientador: Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares

FORTALEZA

2021

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)

- L554p Leite, Natanael Soares.
POBREZA E DESIGUALDADE NO BRASIL : ANÁLISES SOBRE SUA EVOLUÇÃO E
DIFERENÇAS REGIONAIS / Natanael Soares Leite. – 2021.
121 f. : il. color.
- Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e
Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2021.
Orientação: Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares.
1. Desigualdade Salarial. 2. Recessão. 3. Pobreza. 4. Extrema Pobreza. 5. Desigualdade. I. Título.
CDD 330
-

NATANAEL SOARES LEITE

POBREZA E DESIGUALDADE NO BRASIL: ANÁLISES SOBRE SUA EVOLUÇÃO E
DIFERENÇAS REGIONAIS

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste - CAEN da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de doutor em Economia. Área de Concentração: Desenvolvimento Econômico

Aprovada em: 13 de outubro de 2021

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC/CAEN)

Prof. Dr. Leandro de Almeida Rocco
Universidade Federal do Ceará (UFC/CAEN)

Prof. Dr. Vitor Hugo Miro Couto Silva
Universidade Federal do Ceará (UFC/PPGER)

Prof. Dr. Cristiano da Costa da Silva
Universidade do Estado do Rio Grande do Norte
(UERN/PPE)

Prof. Dr. Tiago Almeida Saraiva
Universidade Federal Rural do Semi-Árido (UFERSA)

A Deus.

A minha esposa, Mikaelly.

Aos meus pais, Erivando e Elenyra.

Ao meu irmão, Paulo Natã.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço a Deus por me sustentar nos momentos mais difíceis e não me deixar desistir, por ter me dado força e saúde para superar as dificuldades e ter me proporcionado a esperança de um futuro melhor através dos estudos.

Aos meus pais, Erivando e Elenyra que sempre me apoiaram nas decisões que tomei na minha vida, e que sempre me deram apoio para que a minha escolha pudesse ser levada adiante, não me deixando abater nas horas de angústia, sempre com palavras repletas de amor e sabedoria. Não posso esquecer-me do meu irmão Paulo Natã o qual sempre se demonstrou companheiro.

Agradeço a minha esposa Mikaelly que sempre esteve ao meu lado, pela paciência nos momentos difíceis, por contribuir para que tudo se tornasse mais suave, mostrando-se sempre companheira e pronta a ajudar.

As minhas tias Elizabeth, Eva e Eleny que sempre que possível contribuíram direta ou indiretamente para minha formação educacional.

Agradeço a todos os amigos que fiz durante os anos que passei no CAEN, em especial ao Germano, Márcio, Cristiano, Tony, Felipe Bastos, Wellington, Arley, Francisco, Junior e Daniel Tomaz.

Quero agradecer, ao meu orientador Prof. Dr. Fabrício Linhares que, com paciência e atenção, dedicou do seu tempo para me orientar neste trabalho, o qual sem seu apoio não obteria êxito. Assim como, a todos os demais membros da banca examinadora pelas contribuições realizadas.

Obrigado a todos que, mesmo não estando citados aqui, tanto contribuíram para que este trabalho fosse possível.

À CAPES pelo apoio financeiro, via concessão de bolsa de estudos, durante o doutorado.

“A maior desgraça de uma nação pobre é que em vez de produzir riqueza, produz ricos.”

(Mia Couto)

RESUMO

Esta tese de doutorado contempla três estudos empíricos que agregam à discussão sobre a evolução da pobreza e da desigualdade no Brasil e suas diferenças regionais. O primeiro estudo, explora as diferenças regionais no comportamento da pobreza através de um modelo de componentes não observados. Deste modelo, extraiu-se componentes de tendência e ciclo que representam variações de natureza comum e idiossincráticas nos índices de pobreza estaduais. Assim, os determinantes da pobreza são avaliados para diferentes fontes de choques não observadas que influenciam o seu comportamento. Destaca-se entre os resultados que a comunalidade na evolução da pobreza é predominante na maioria dos estados, o que evidenciaria a predominância dos efeitos de políticas centrais e/ou de choques nacionais sobre a renda dos indivíduos mais pobres nas diferentes regiões do Brasil. No entanto, há algumas exceções notáveis para alguns estados da região Norte e da Região Sul. No caso do Norte, foram estimadas contribuições idiossincráticas que atuam no sentido contrário à tendência nacional, piorando o quadro de pobreza nessa região. Nos estados do Sul, detectou-se uma situação inversa, onde contribuições idiossincráticas reforçam a tendência nacional, intensificando a redução da pobreza nessa região. Alguns exercícios econométricos foram aplicados na tentativa de descobrir que fatores poderiam estar associados com a comunalidade no comportamento dos indicadores estaduais de pobreza e as diferenças regionais. Dentre os resultados, aparentemente há uma substancial correlação entre o componente comum e a desigualdade de renda, captada pelo índice de Gini. Nas diferenças regionais, além da variável já citada, verificou-se correlações significativas com as variáveis PIB *per capita*, população ocupada e urbanização. Além disso, verificou-se que as diferenças regionais podem ter relação com o padrão de crescimento pró-pobre dos estados. Por exemplo, nos estados do Sul o crescimento pró-pobre foi consideravelmente mais forte do que no restante do país. O segundo estudo, realiza uma análise semelhante do primeiro artigo, mas com enfoque nas diferenças regionais em termos de desigualdade de renda. Para um painel de medidas de distribuição de renda no período 1976-2019, estima-se um modelo de fatores latentes que decompõe as variações dessas medidas em três componentes: um fator nacional, que capta a comunalidade das variações em todos os indicadores de todos os estados; fatores estaduais, que representam a comunalidades exclusivas nas variações dos indicadores de cada estado (separadamente); e fatores idiossincráticos, que correspondem à variações exclusivas de cada indicador em cada estado. Os resultados indicam que mudanças na distribuição de renda dos estados mais ricos estão associadas mais fortemente ao fator nacional, enquanto para os

estados mais pobres o fator estadual foi o principal responsável pela dinâmica da desigualdade. Ademais, medidas de desigualdade que dão maior peso a estratos inferiores da distribuição de renda parecem estar completamente desconexas entre os estados. Isso implica que políticas de combate à desigualdade, a depender do grupo de interesse a ser tratado, devem ser individualizadas. Por fim, o terceiro estudo, complementa a pesquisa anterior procurando identificar que características dos indivíduos e do mercado estariam associadas a mudanças na distribuição de renda. O contexto escolhido para análise se refere as recentes crises econômicas brasileiras de 2008 e 2014. Com base no modelo quantílico de decomposição proposto por Firpo *et al.* (2018), as estimativas indicam que os salários dos trabalhadores mais bem pagos foram os mais sensíveis, provavelmente como resultado de menor rigidez no topo da distribuição salarial. Por outro lado, o efeito da composição atua na direção oposta, compensando o efeito estrutural. Isso significa que embora os trabalhadores mais bem pagos tenham sido mais afetados, a remuneração das dotações contribuiu para anular o efeito da crise. Destaca-se, em geral, que a classe média foi a mais afetada pelas referidas crises. Por fim, observa-se que as referidas crises contribuíram para redução da desigualdade.

Palavras-chave: Desigualdade Salarial. Recessão. Pobreza. Extrema Pobreza. Desigualdade.

ABSTRACT

This doctoral thesis comprises three empirical studies that add to the discussion on the evolution of poverty and inequality in Brazil and their regional differences. The first study explores regional differences in poverty behavior through an unobserved component model. From this model, trend and cycle components were extracted that represent variations of a common and idiosyncratic nature in the state poverty indices. Thus, the determinants of poverty are assessed for different sources of unobserved shocks that influence their behavior. It is noteworthy among the results that the commonality in the evolution of poverty is predominant in most states, which would evidence the predominance of the effects of central policies and/or national shocks on the income of the poorest individuals in different regions of Brazil. However, there are some notable exceptions for some states in the North and South regions. In the case of the North, idiosyncratic contributions were estimated that act contrary to the national trend, worsening the situation of poverty in this region. In the southern states, an inverse situation was detected, where idiosyncratic contributions reinforce the national trend, intensifying poverty reduction in this region. Some econometric exercises were applied in an attempt to discover which factors could be associated with commonality in the behavior of state poverty indicators and regional differences. Among the results, there appears to be a substantial correlation between the common component and income inequality, captured by the Gini index. In regional differences, in addition to the aforementioned variable, there were significant correlations with the *GDP per capita*, employed population and urbanization variables. Furthermore, it was found that regional differences may be related to the pro-poor growth pattern of the states. For example, in the southern states pro-poor growth was considerably stronger than in the rest of the country. The second study performs a similar analysis to the first article, but with a focus on regional differences in terms of income inequality. For a panel of measures of income distribution over the period 1976-2019, a latent factor model is estimated that breaks down the variations of these measures into three components: a national factor, which captures the commonality of variations in all indicators of all indicators. States; state factors, which represent the unique commonalities in the variations of each state's indicators (separately); and idiosyncratic factors, which correspond to the unique variations of each indicator in each state. The results indicate that changes in the income distribution of the richest states are more strongly associated with the national factor, while for the poorest states the state factor was the main responsible for the inequality dynamics. Furthermore, measures of inequality that give greater weight to lower strata of the income

distribution seem to be completely disconnected across states. This implies that policies to combat inequality, depending on the interest group to be treated, must be individualized. Finally, the third study complements the previous research seeking to identify which characteristics of individuals and the market would be associated with changes in income distribution. The context chosen for analysis refers to the recent Brazilian economic crises of 2008 and 2014. Based on the quantile decomposition model proposed by Firpo *et al.* (2018), estimates indicate that the wages of the highest paid workers were the most sensitive, probably as a result of less rigidity at the top of the wage distribution. On the other hand, the composition effect works in the opposite direction, offsetting the structural effect. This means that although the highest paid workers were most affected, the remuneration of endowments helped to nullify the effect of the crisis. It is noteworthy, in general, that the middle class was the most affected by these crises. Finally, it is observed that these crises contributed to the reduction of inequality.

Keywords: Salary Inequality. Recession. Poverty. Extreme Poverty. Income Inequality.

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 – Evolução da pobreza e extrema pobreza entre 1981 a 2019	19
Figura 2.2 – Evolução estadual da pobreza e extrema pobreza entre 1981 a 2019	21
Figura 2.3 – Pobreza e extrema pobreza em 1981 e 2019	37
Figura 2.4 – Variação da pobreza e extrema pobreza: 1981-2019, 1995-2019 e 2003-2019	39
Figura 2.5 – Evolução da Pobreza e Extrema Pobreza no Brasil e o Comportamento do Fator Comum de Tendência Nacional entre 1981 a 2019	41
Figura 2.6 – Evolução e variação dos fatores comuns de tendência nacional entre 1981 a 2019	42
Figura 2.7 – Decomposição da pobreza com base no total de rendimentos	45
Figura 2.8 – Decomposição da pobreza com base no rendimento da ocupação principal .	47
Figura 2.9 – Decomposição da extrema pobreza com base no total de rendimentos	49
Figura 2.10–Curva de incidência do crescimento, 1988/1989 – 2018/19 (Renda de todas as fontes, idade > 15)	56
Figura 2.11–Curva de incidência do crescimento, 1988/1989 – 2018/19 (Rendimento da ocupação principal, idade > 15)	58
Figura 3.1 – Dinâmica do fator nacional	68
Figura 3.2 – Loadings no fator nacional	69
Figura 3.3 – Resumo das decomposições da variância por região: a média da variância (das medidas de desigualdade) dos Estados da mesma região geográfica explicada por cada fator	70
Figura 4.1 – Variação real do PIB por trimestre	77
Figura 4.2 – Distribuição de frequência salarial	90
Figura 4.3 – Curva de Lorenz para o Salário/hora	90
Figura 4.4 – Decomposição da mudança total no logaritmo do salário por hora para 2008- 2009	93
Figura 4.5 – Decomposição da mudança total no logaritmo do salário por hora para 2013- 2014	97
Figura A.1 – Valor e volume de beneficiários do Bolsa Família	111
Figura A.2 – Variação da pobreza para cada uma das Regiões-Estado entre 1981 e 2019 .	111
Figura A.3 – Variação da extrema pobreza para cada uma das Regiões-Estado entre 1981 e 2019	112

Figura A.4–Evolução das características domiciliares entre 1981 e 2019	112
Figura C.1 – Estatísticas descritivas: Gráficos por decil de salário 2006-2015	120
Figura C.2– Ajuste do salário mínimo real para o período sobre estudo	121

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Correlação à estrutura econômica para as tendências da pobreza (todas as fontes)	51
Tabela 2.2 – Correlação entre as características da composição domiciliar para as tendências da pobreza (todas as fontes)	52
Tabela 2.3 – Decomposição da Variância	54
Tabela 3.1 – Estatísticas descritivas do índice de Gini	66
Tabela 3.2 – Resumo das decomposições da variância nacional: explicado para cada medida de desigualdade	71
Tabela 3.3 – Correlação entre o fator nacional e choques agregados	74
Tabela 4.1 – Evolução Anual	88
Tabela 4.2 – Estatísticas descritivas por intervalos	89
Tabela 4.3 – Decomposição para 2008-2009	92
Tabela 4.4 – Decomposição para 2013-2014	95
Tabela A.1 – Correlação à estrutura econômica para as tendências da pobreza (ocupação principal)	113
Tabela A.2 – Correlação entre as características da composição domiciliar para as tendências da pobreza (ocupação principal)	113
Tabela A.3 – Correlação à estrutura econômica para as tendências da extrema pobreza (todas as fontes)	114
Tabela A.4 – Correlação entre as características da composição domiciliar para as tendências da extrema pobreza (todas as fontes)	114
Tabela B.1 – Estatísticas descritivas da razão 50/10	115
Tabela B.2 – Estatísticas descritivas da razão 90/50	115
Tabela B.3 – Estatísticas descritivas do índice de Theil	116
Tabela B.4 – Estatísticas descritivas do desvio padrão dos logs	116
Tabela B.5 – Resumo das decomposições da variância: a média da variância (das medidas de desigualdade) explicada para cada fator	117
Tabela B.6 – Resumo das decomposições da variância local: explicado para cada medida de desigualdade	118
Tabela B.7 – Resumo das decomposições da variância idiossincráticas: explicadas para cada medida de desigualdade	119

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO GERAL	16
2	DIFERENÇAS REGIONAIS NA DINÂMICA DA POBREZA NO BRASIL	19
2.1	Introdução	19
2.2	Aspectos Teóricos e Literatura Empírica	24
2.2.1	<i>Determinantes da Pobreza</i>	24
2.2.2	<i>Brasil e os Contrastes Regionais</i>	30
2.3	Estratégia Metodológica	31
2.3.1	<i>Probabilidade de Transição na Pobreza</i>	32
2.3.2	<i>Dinâmica da Pobreza e Decomposição</i>	33
2.4	Dados	35
2.5	Resultados	40
2.5.1	<i>Estimativa do Fator de Tendência Nacional (F^c) e sua relação com Agregados Macroeconômicos</i>	40
2.5.2	<i>Evolução dos indicadores estaduais de pobreza: Contraste entre os componentes de tendência nacional ($\omega_{\eta,r}F^c$) e regional (F_r^*)</i>	44
2.5.3	<i>Uma análise da Relação entre as Tendências e as Características Estaduais</i>	50
2.5.4	<i>Influência de Fatores Nacional e Locais nos ciclos Regionais da pobreza</i>	54
2.5.5	<i>Contraste das Tendências Regionais com o Crescimento pró-pobre</i>	55
2.6	Considerações finais	59
3	A DINÂMICA DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA EM NÍVEL ESTADUAL E SUA RELAÇÃO COM CHOQUES AGREGADOS: BRASIL 1976-2019	61
3.1	Introdução	61
3.2	Aspectos metodológicos	64
3.3	Dados e os fatores	65
3.4	Resultados	68
3.4.1	<i>Fator comum e cargas fatoriais</i>	68
3.4.2	<i>Decomposição da Variância</i>	70
3.4.3	<i>O fator nacional e os choques agregados</i>	72

3.5	Considerações finais	74
4	MUDANÇAS DISTRIBUTIVAS NOS SALÁRIOS DURANTE CRISES ECONÔMICAS: UMA AVALIAÇÃO DOS EFEITOS COMPOSIÇÃO E ESTRUTURAL NO BRASIL	76
4.1	Introdução	76
4.2	Aspectos Teóricos e Literatura Empírica	80
4.3	Estratégia Empírica	84
4.4	Dados	87
4.5	Resultados	91
4.5.1	<i>A crise de 2008</i>	91
4.5.2	<i>A crise de 2014</i>	94
4.6	Considerações finais	97
	REFERÊNCIAS	99
	APÊNDICES	111
	APÊNDICE A–TABELAS E GRÁFICOS COMPLEMENTARES DO CAPÍTULO 1	111
	APÊNDICE B–TABELAS COMPLEMENTARES DO CAPÍTULO 2 .	115
	APÊNDICE C–GRÁFICOS COMPLEMENTARES DO CAPÍTULO 3	120

1 INTRODUÇÃO GERAL

Considerando a dimensão geográfica do Brasil e sua composição por economias regionais com características distintas, talvez um aspecto da literatura sobre pobreza e desigualdade que ainda não foi explorado detalhadamente no Brasil seja os determinantes e evolução regional destas. Embora o Brasil tenha apresentado no últimos anos acelerada redução nos índices de pobreza, essa queda não teve uma distribuição uniforme entre as regiões do país (TEIXEIRA, 2020). Do ponto de vista regional, o que se observa é uma concentração relativa de produção e renda nas regiões Sul e Sudeste e maior nível de pobreza nas regiões Norte e Nordeste (MACIEL *et al.*, 2010), i.e., há maior incidência de ricos em regiões como Sul e Sudeste, enquanto as regiões Norte e Nordeste apresentam proporções muito menores de ricos por habitante (MEDEIROS, 2004).

Os acentuados contrastes socioeconômicos, não apenas entre indivíduos, mas também entre estados e regiões é função de variáveis, que são expressivamente distintas entre as regiões brasileiras. Assim, além dos efeitos de choques nacionais, que afetam simultaneamente a desigualdade de renda em todas as regiões, embora não apresentem necessariamente os mesmos resultados em todas elas, mudanças também podem ocorrer devido a fatores que diferem entre regiões e estados, como renda do trabalho, discriminação e segmentação no mercado de trabalho, por exemplo.

Sobre os fatores que determinam o comportamento da desigualdade, observa-se na literatura estudos, por exemplo, que analisam a relação entre programas de transferência condicional de renda (HOFFMANN, 2006), valorização do salário mínimo (FIRPO; REIS, 2007), inflação (DEYSHAPPRIYA, 2017) e desemprego (BLANK; BLINDER, 1985).

No que se refere a pobreza, destaca-se na literatura por meio dos trabalhos de Blank e Blinder (1985), Blank (2000), Blunch *et al.* (2001), Gundersen e Ziliak (2004), Hoynes *et al.* (2006), Fields e Kanbur (2005), Isaacs (2011), Sabia (2014) e Ramirez *et al.* (2015), os ciclos econômicos, inflação, crédito e mudanças reais no salário mínimo. Até mesmo decisões sobre a composição familiar (BURGESS; PROPPER, 1998) e contexto cultural e social (SMALL; NEWMAN, 2001) são componentes que determinam a pobreza. Além disso, investimento em infraestrutura (CUENCA-LÓPEZ; TORRES, 2020) e persistência intergeracional de renda (PERO; SZERMAN, 2008), são alguns exemplos.

Nesse sentido, é factível supor que estados e regiões em diferentes níveis econômicos e com características completamente distintas apresentem resultados distintos, não só para a

pobreza, mas também para a desigualdade, mediante choques agregados. Isto é, embora choques agregados potencialmente associe co-movimentos comuns aos entes federativos, por meio da heterogeneidade estadual, tais choques também produzem co-movimentos que são particulares a cada uma das unidades. Em outras palavras, as diferenças regionais se baseiam em diferenças em oportunidades de acumulação de capital humano, oportunidades no mercado de trabalho e estrutura setorial diferente entre as regiões, por exemplo. Logo, entender como e em que medida tais diferenças definem as distinções de dinâmica da pobreza e desigualdade entre as unidades federativas do Brasil é um desafio. Assim, a presente tese tem por objetivo analisar a evolução da pobreza e da desigualdade no Brasil e suas diferenças regionais.

A relação da pobreza e desigualdade com o mercado de trabalho e a espacialização da riqueza, por exemplo, são alguns dos fatores que justificam a relevância de entender como as diferenças regionais modificam a dinâmica da pobreza e da desigualdade brasileira.

Diante do problema exposto, da justificativa e relevância do tema, mais especificamente pretende-se aqui, respectivamente, nos três capítulos:

i) Explorar as diferenças regionais no comportamento da pobreza através de um modelo de componentes não observados. Deste modelo, extraiu-se componentes de tendência e ciclo que representam variações de natureza comum e idiossincráticas nos índices de pobreza estaduais. Assim, é possível avaliar a relação de diferentes fontes de choques não observados com a dinâmica da pobreza brasileira, bem como em que medida componentes comuns (nacionais) e locais explicam tal evolução. Adicionalmente, alguns exercícios econométricos foram aplicados na tentativa de descobrir que fatores poderiam estar associados com a comunalidade no comportamento dos indicadores estaduais de pobreza e as diferenças regionais. Além disso, buscou-se verificar em que medida diferenças regionais podem ter relação com o padrão de crescimento pró-pobre dos estados;

ii) Avaliar com base em diferentes medidas de desigualdade, as quais ponderam diferentemente cada região da distribuição de rendimentos, se o grau de persistência da desigualdade no Brasil é um fenômeno nacional ou regional. Assim, para um painel de medidas de distribuição de renda no período 1976-2019, estima-se um modelo de fatores latentes que decompõe as variações dessas medidas em três componentes: um fator nacional, que capta a comunalidade das variações em todos os indicadores de todos os estados; fatores estaduais, que representam a comunalidades exclusivas nas variações dos indicadores de cada estado (separadamente); e fatores idiossincráticos, que correspondem à variações exclusivas de cada indicador em cada

estado. Além disso, buscou-se examinar a relação entre o fator nacional e algumas fontes de choques agregados, objetivando entender quais choques agregados exercem influência sobre o fator nacional, i.e., sobre o movimento comum entre os estados para a desigualdade.

iii) Complementar a pesquisa anterior procurando identificar que características dos indivíduos e do mercado estariam associadas à mudanças na distribuição de renda. Para tal, buscou-se avaliar o impacto distributivo das recentes crises brasileiras de 2008 e 2014 nos salários, usando o procedimento de decomposição proposto por Firpo *et al.* (2018). Visto que o curto espaço de tempo apresentado entre as referidas crises, expôs uma oportunidade ímpar de investigar a fixação de salários, os aspectos distributivos e sua relação com as características dos trabalhadores, uma vez que estas tiveram vários aspectos distintos. Destaca-se que o referido método apresenta a vantagem de realizar a decomposição para outras distribuições estatísticas dos salários, tais com a razão entre quantis e o índice de Gini. Logo, é possível observar como a remuneração das dotações e da relação da remuneração com as dotações mudam nas referidas crises para indivíduos de diferentes camadas da distribuição salarial, assim como os efeitos sobre a desigualdade de rendimentos.

Logo, acreditasse que os estudos aqui apresentados possam contribuir para nortear iniciativas de combate à pobreza e desigualdade no Brasil, uma vez que o entendimento sobre como a heterogeneidade estadual interfere no comportamento de tais variáveis possibilitará definir estratégias de políticas públicas que apresentem resultados mais eficientes.

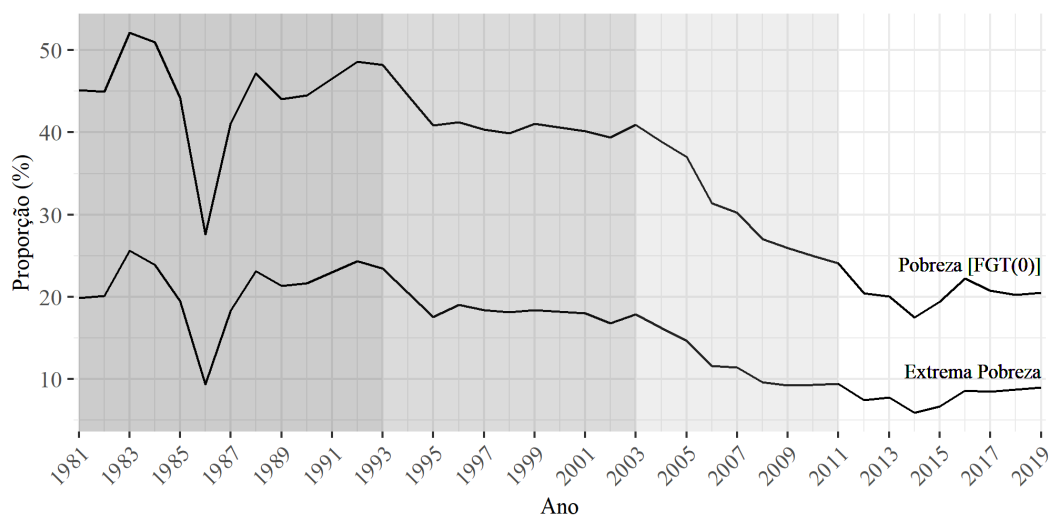
2 DIFERENÇAS REGIONAIS NA DINÂMICA DA POBREZA NO BRASIL

2.1 Introdução

A década de 1990 e a de 2000, com destaque para esta última, testemunharam um avanço bastante expressivo no bem-estar da população brasileira, evidenciado pela redução dos indicadores de pobreza e miséria. Observou-se entre 1993 e 1995 redução da pobreza de 43% para 35,1%, a qual se manteve estável em torno dos 35% entre 1995 e 2003, voltando a apresentar redução ano após anos, entre 2003 e 2012, até chegar a “apenas” 15,9% da população (CAMPOS, 2015). Segundo relatório do IBGE (2020a), com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 2012 a 2019, a pobreza no Brasil medida pela linha de US\$ 5,50 PPC apresentou redução na proporção de pobres entre 2012 e 2019, de 26,5% para 24,7% da população. Frente a 2018, a proporção de pessoas com rendimento domiciliar per capita abaixo dessa linha caiu 0,6 ponto percentual, passando de 25,3% para 24,7%. Vale ressaltar que essa mudança recente, aparentemente pequena, é na verdade uma melhora adicional à queda bastante expressiva alcançada entre 2003 e 2012.

Em uma análise da trajetória dos indicadores de pobreza do Brasil, Rocha (2013) dividiu a experiência brasileira de 1980 a 2011 em três períodos, conforme apresentado na Figura 2.1.

Figura 2.1 – Evolução da pobreza e extrema pobreza entre 1981 a 2019



Nota: Elaboração própria com dados da PNAD.

No primeiro período, entre 1980 e 1993, as sucessivas fases de expansão e recessão da economia brasileira, associadas a um crescimento fraco do PIB, mesmo diante dos avanços na

área social com a Constituição de 1988, impactaram na estagnação dos indicadores de pobreza (TOCHETTO *et al.*, 2004) e (FERREIRA; LITCHFIELD, 2001). Conforme a autora argumenta, isso seria resultado da predominância das atividades econômicas em áreas urbanas e voltadas para demandas de curto prazo dos mercados, tornando a renda dos mais pobres bastante sensível às oscilações da conjuntura econômica. Ferreira e Litchfield (2001), por exemplo, argumentam que muito da dinâmica da pobreza na década de 80 estava associada com os níveis reais dos salários.

O período 1993-2003 tem o seu início marcado pela bem sucedida implantação do plano de estabilização, o Plano Real, que contribuiu consideravelmente na redução da pobreza (CLEMENTS, 1997) e (ROCHA, 2000b), já que as rendas dos pobres são provavelmente as mais vulneráveis à corrosão pela alta de preços (EASTERLY; FISCHER, 2001) e (BLANK; BLINDER, 1985). Ademais, o aumento da renda do trabalho (pós-estabilização) ocorrida no setor de serviços, onde se concentra grande parte de trabalhadores com baixa qualificação, também colaborou para o alívio da pobreza nesse período (SKOUFIAS *et al.*, 2017). Nessa linha, Tochetto *et al.* (2004) encontraram que o crescimento durante a década de 90 foi pró-pobre.

No entanto, cabe ressaltar que parte da literatura atribui a melhora no quadro de pobreza iniciada nesta fase ao processo de democratização do Brasil no final dos anos 80 e parâmetros para o gasto social estabelecidos na Constituição de 1988, quando a política pública passou a dar maior ênfase aos gastos com educação e saúde¹. Ferreira *et al.* (2010), por exemplo, sugerem que não foi o crescimento, mas a constituição de 88, juntamente com o fim da hiperinflação, que tiveram um grande impacto sobre a pobreza.

Após um período de estabilização, os indicadores de pobreza sofreram forte declínio após 2003, resultado provável de uma série de políticas e mudanças na economia brasileira, tais como crescimento acelerado do PIB, incrementos na renda do trabalho, expansão do crédito, valorização do salário mínimo, e a expansão significativa das transferências de renda assistenciais (ZARA, 2006), (SOARES *et al.*, 2011), (NERI *et al.*, 1996; NERI *et al.*, 1999), (ROCHA, 2007), (HOFFMANN, 2005), (BARROS *et al.*, 2006; BARROS *et al.*, 2007), (SOARES *et al.*, 2006), (TAVARES *et al.*, 2009) e (KAKWANI *et al.*, 2007). Esse quadro perdurou até aproximadamente 2013, quando o país entrou em um processo de instabilidade política e iniciava uma fase de profunda crise econômica. Esses eventos seriam parte de um quarto período, o mais recente, não contemplado na análise da autora, que refletiu em uma leve piora nos indicadores sociais

¹ Blank e Blinder (1986) e Gregorio e Lee (2002)

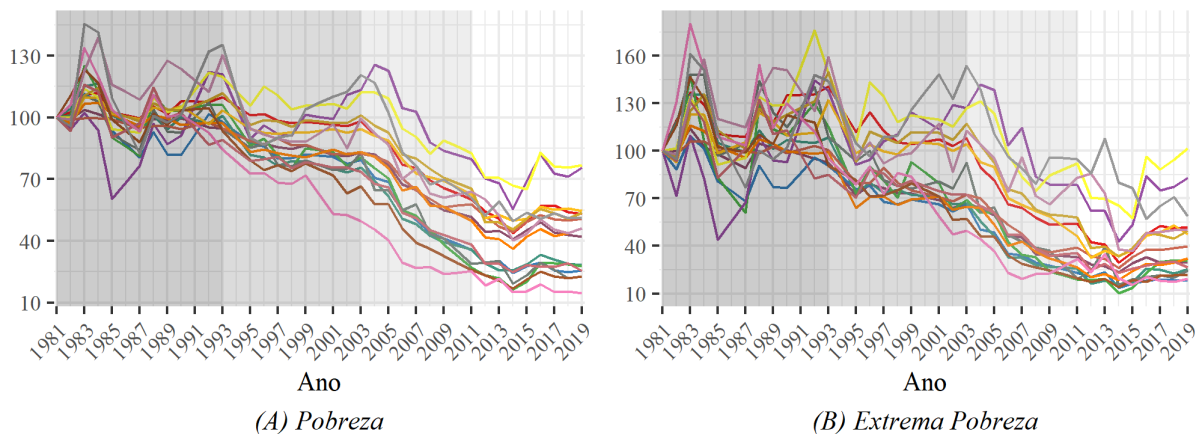
(MATTEI, 2018).

Em geral, as ações de combate à pobreza no Brasil tiveram caráter nacional, com origem em iniciativas do Governo Federal, e contemplaram essencialmente duas alternativas: políticas macroeconômicas mais amplas que afetam indiretamente a renda dos pobres por meio da promoção do crescimento, da reforma da legislação trabalhista, da expansão do crédito ou da melhoria do salário mínimo; ou programas, como o Bolsa Família, com impacto direto na renda ou no consumo, alternativa esta que ganhou bastante destaque nos debates acadêmicos e políticos nos últimos anos. O que tem gerado preocupação com os efeitos macroeconômicos sobre a pobreza referente à quando e se essa situação se reverter.

Considerando a dimensão geográfica do Brasil e sua composição por economias regionais com características distintas, talvez um aspecto do tema que ainda não foi explorado detalhadamente no Brasil seja os determinantes e evolução regional da pobreza, principalmente considerando a possibilidade de que a trajetória da pobreza em uma região específica seja determinada por choque nacionais, que repercutem em todas as regiões, e locais. Dependendo do tamanho e interação dessas forças, pode-se ter heterogeneidade substancial na evolução dos indicadores regionais de pobreza.

Para ilustrar essa perspectiva, considere a evolução de índices, com base 100 em 1981, para os indicadores de pobreza e extrema pobreza, calculados a partir dos dados da PNAD e PNADC, para os estados brasileiros no período 1981-2019, apresentada na Figura 2.2. Podemos observar que há uma tendência geral de declínio nos indicadores de pobreza e extrema pobreza, mas também há diferenças substanciais nas trajetórias regionais, especialmente após o Plano Real.

Figura 2.2 – Evolução estadual da pobreza e extrema pobreza entre 1981 a 2019



Nota: Elaboração própria com dados da PNAD para o rendimento de todas as fontes.

Essa evolução dos indicadores regionais é consequência da ação conjunta de uma multitude de fatores que influenciam a dinâmica da pobreza e extrema pobreza, tais como ciclos econômicos, inflação, crédito e mudanças reais no salário mínimo² (BLANK; BLINDER, 1985), (BLANK, 2000), (BLUNCH *et al.*, 2001), (GUNDERSEN; ZILIAK, 2004), (HOYNES *et al.*, 2006), (FIELDS; KANBUR, 2005), (ISAACS, 2011), (SABIA, 2014) e (RAMIREZ *et al.*, 2015); falta de oportunidades para trabalhadores pouco qualificados e a presença de discriminação (CORCORAN *et al.*, 1985); composição familiar (BURGESS; PROPPER, 1998); características dos indivíduos e de suas famílias (STEVENS, 1999). Ressalta-se que alguns desses fatores têm constituição específica em cada região.

Nessa perspectiva, por mais que políticas do governo central possam afetar os condicionantes de saída da pobreza e extrema pobreza, simultaneamente nas diversas regiões, a intensidade com que essas políticas são absorvidas é diferenciada devido a heterogeneidade das características socioeconômicas estaduais. Em consonância com tal realidade, dentre as diversas medidas para redução da pobreza surge em tramitação o projeto de lei nº 5343 de 2020, que institui a Lei de Responsabilidade Social (LRS), a qual estabelece metas de redução da pobreza a serem observadas pelo Governo Federal; cria benefícios financeiros; regulamenta o cadastro único de famílias para a seleção de beneficiários e dá outras providências. Destaca-se que em seu art. 12 se apresenta a possibilidade de execução e gestão descentralizadas mediante adesão voluntária dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios à política de benefícios prevista nesta lei.

No estudo das correlações ou causalidades entre indicadores de pobreza e choques advindos de políticas centrais, a literatura tem geralmente recorrido aos modelos de painel tradicionais. Por exemplo, Blank e Blinder (1985) ao considerar as interações entre inflação e desemprego para o período de 1959–1989 descobriram que, em termos de renda, os pobres perdem relativamente mais nas recessões e ganham relativamente mais nas expansões. Cutler *et al.* (1991) indicaram que um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego - um fator chave na ligação entre choques macroeconômicos e pobreza - aumenta a proporção de pessoas pobres em até 0,69 pontos percentuais. Gottschalk (1997), Blank (2000) e Gundersen e Ziliak (2004) documentaram quais tipos de grupos demográficos e composições familiares na pobreza são mais sensíveis às mudanças macroeconômicas. Além disso, Meyer e Sullivan

² Destaca-se que embora estes fatores representem choques agregados, estes podem ter repercussões diferenciadas entre as regiões. Essas repercussões diferenciadas podem ser determinadas por outros fatores, como escolaridade média, alocação setorial da força de trabalho, informalidade, etc.

(2011), Freeman (2001) e Hoynes *et al.* (2006) indicaram a grande variabilidade temporal e regional que os efeitos macroeconômicos têm sobre os indicadores de pobreza. Outros exemplos, são os estudos de Janvry e Sadoulet (2000), Ravallion e Datt (2002), Dollar e Kraay (2004), Hoynes *et al.* (2012), Gábos *et al.* (2015) e Autor *et al.* (2016), dentre vários outros.

Diferentemente da abordagem tradicional adotada na literatura, o presente estudo propõe um exercício econométrico de decomposição, por meio de um modelo de componentes não observados em painel, para determinar as contribuições relativas de choques comuns e locais nas tendências dos indicadores de pobreza regionais. Partindo do pressuposto de que a dinâmica da pobreza nas diferentes regiões é o resultado de forças de origem comum e idiossincráticas, o trabalho propõe um modelo de componentes não observados em painel que decompõe cada série de um painel de indicadores regionais em tendências e ciclos de âmbito nacional e local.

Assim, torna-se possível detalhar melhor a dinâmica da pobreza no Brasil e entre seus estados, possibilitando por exemplo investigar como a tendência e ciclo comuns nos indicadores estaduais estariam relacionados às variáveis macroeconômicas potencialmente correlacionadas com a pobreza. Essa separação, além de evitar alguns problemas econométricos, é interessante por demonstrar como economias espacialmente separadas estão associadas em termos de condições sociais e, nesse contexto, como elas podem reagir a choques agregados. Apesar da pesquisa se concentrar nos entes federativos do Brasil, uma nação, algumas informações talvez sejam úteis para análises de um grupo de países com economias mais integradas, como na zona do Euro.

Ademais, as diferenças culturais, climáticas e econômicas de um país continental como o Brasil são justificativas mais do que suficientes para supor que determinantes da pobreza não sofram os mesmos efeitos de políticas centralizadas para todos os estados e que estes também não desempenhem o mesmo papel sobre a pobreza. De modo, que as esferas estaduais, em complementariedade as políticas macroeconômicas executadas pela esfera federal, podem ser instrumentos relevantes na redução da pobreza e extrema pobreza, agindo onde políticas macroeconômicas dificilmente obteriam os resultados desejados.

Logo, acreditasse que o presente trabalho possa contribuir para nortear iniciativas de combate à pobreza e extrema pobreza no Brasil, uma vez que o entendimento sobre como a heterogeneidade estadual interfere na aplicação de políticas públicas se mostra relevante para obtenção de resultados satisfatórios em tal combate.

Dado posto, além desta introdução, com o intuito de alcançar objetivos apresentados,

o artigo é estruturado em mais cinco seções. A seção 2.2 apresenta os aspectos teóricos e a literatura empírica. A estratégia empírica e as questões metodológicas são abordadas na seção 2.3. Em seguida, são reportadas informações sobre a base de dados e variáveis utilizadas, seção 2.4. Os resultados são apresentados na seção 2.5. E, por fim, são tecidas as considerações finais na seção 2.6.

2.2 Aspectos Teóricos e Literatura Empírica

Existe um certo consenso na literatura de que, independentemente de seus ciclos, as mudanças no ambiente macroeconômico têm um impacto potencialmente mais significativo sobre a pobreza, uma vez que provocam ajustes nos gastos sociais e nas políticas públicas, que afetam diretamente a qualidade de vida dos pobres. Seus efeitos nas atividades econômicas e nas expectativas têm forte influência no ganho, poder de compra, acesso ao crédito e oportunidades no mercado de trabalho dos mais pobres. Como Blank (2000) concluiu em relação à pobreza, “uma macroeconomia forte é mais importante do que qualquer outra coisa”. No entanto, não existe na literatura uma teoria geral, mais abrangente e completa que descreva a dinâmica da pobreza e sua relação com a macroeconomia. As concepções teóricas disponíveis geralmente cobrem apenas aspectos parciais dos mecanismos que levam ao surgimento e perpetuação da pobreza. Logo, a falta de um referencial teórico central pode ser responsável pela grande diversidade de estudos empíricos. De modo que inúmeras metodologias e tipos de dados foram usados para investigar vários aspectos da pobreza, ou seja, inovar nessa área a não ser por meio de descobertas deduzidas de novos bancos de dados é um grande desafio.

2.2.1 Determinantes da Pobreza

Embora a literatura ainda não tenha uma teoria geral completa para o fenômeno da pobreza, existem alguns conceitos teóricos parciais que se propõem a explicar sua existência e persistência em uma economia. Por exemplo, a hipótese da renda permanente - originada nos trabalhos de Friedman e Modigliani - destaca a importância dos ciclos de renda transitórios em relação ao seu fluxo permanente (de longo prazo) na transição dos indivíduos para o estado de pobreza. Essa ideia também é a base do método empírico dos componentes de variância, que foi disseminado nos trabalhos de Duncan *et al.* (1993) e Stevens (1999).

Assim, dentre os determinantes da pobreza destaque especial é atribuído ao papel que

o mercado de bens e serviços - ou mais especificamente, o mercado de trabalho - desempenha na difusão dos choques agregados. Dependendo de sua estrutura e das características da força de trabalho, podemos ter um ambiente de transmissão bastante propício a mudanças no nível de pobreza diante de choques na economia. Análises nessa linha, como as de Blank e Blinder (1985), Blank (2000), Blunch *et al.* (2001), Gundersen e Ziliak (2004), Hoynes *et al.* (2006), Fields e Kanbur (2005), Isaacs (2011), Sabia (2014) e Ramirez *et al.* (2015) relataram como os ciclos econômicos, inflação, crédito e mudanças reais no salário mínimo influenciam a dinâmica da pobreza por meio de interações no mercado de trabalho.

Sendo assim, falhas de mercado, falta de oportunidades de promoção em setores que empregam trabalhadores pouco qualificados e a presença de discriminação também seriam responsáveis pela dinâmica da pobreza (CORCORAN *et al.*, 1985). Nesse sentido, mudanças estruturais da indústria também seriam responsáveis por aumentar a pobreza no curto prazo, prejudicando em maior proporção negros e adultos sem diploma de ensino médio (LEVERNIER *et al.*, 2000).

Logo, devido a presença de falhas de mercado, muitos trabalhadores investem em atividades empreendedoras como forma de fugir da pobreza. Segundo Lin *et al.* (2020), analisando a relação entre empreendedorismo e redução da pobreza na China, conclui-se que, em geral, as atividades empreendedoras nas economias emergentes têm um efeito positivo na redução da pobreza (medida como aumento da renda), a qual é significativamente mais forte nas regiões urbanas e desenvolvidas em detrimento de rurais e subdesenvolvidas.

Outro fator relevante é a existência de uma dependência de estado na pobreza, i.e., a armadilha da pobreza, a experiência de baixa renda em um ano aumenta o risco de ter baixa renda no ano seguinte. Segundo Cappellari e Jenkins (2002) a persistência na pobreza se mostrou mais elevada para indivíduos com chefes de família do sexo feminino, indivíduos que viviam em domicílios multifamiliar e quanto mais crianças com idades entre 3 e 11 anos que estavam presentes na casa. No que diz respeito as taxas de entrada na pobreza, esta se apresentou mais elevada para os indivíduos cujo chefe de família era relativamente jovem, não tinha qualificações educacionais e não trabalhava em tempo integral.

Bigsten e Shimeles (2008), analisando a persistência da pobreza nas áreas rurais e urbanas da Etiópia durante 1994–2004, sugerem que a pobreza é mais persistente nas áreas urbanas do que nas rurais. Dentre os resultados encontrados se destaca o fato de que as famílias chefiadas por homens nas áreas rurais tendem a ter uma probabilidade mais elevada de terminar

um período de pobreza e, ao mesmo tempo, um risco mais elevado de retornar ao estado de pobreza. Em contrapartida, famílias chefiadas por mulheres tendem a manter o seu status de não pobreza, embora tenham dificuldade em acabar com um período de pobreza. Nas áreas urbanas, as famílias chefiadas por homens apresentaram probabilidade semelhante as famílias chefiadas por mulheres de terminar um período de pobreza, no entanto, famílias chefiadas por homens apresentam um risco muito maior de voltar a cair na pobreza do que as famílias chefiadas por mulheres.

Fernández-Ramos *et al.* (2016), analisando os níveis de pobreza crônica e transitória das famílias Mexicanas, apontam que pertencer a um grupo de minoria étnica aumenta a probabilidade de cair na pobreza, assim como residir em área rural, possuir elevado percentual de idosos e crianças no domicílio, assim como possuir família numerosa. Em contrapartida, ter mais escolaridade, ter mais bens, maior idade do chefe do agregado familiar e acesso a água e eletricidade aumentam a probabilidade de sair da pobreza. Ademais, vale destacar que ter uma chefe de família do sexo feminino está positivamente associado à probabilidade de cair na pobreza crônica e inversamente relacionado à probabilidade de a família nunca ser pobre, além disso, quanto maior o nível de escolaridade do chefe do domicílio, menor a probabilidade de cair na pobreza e maior a probabilidade de o domicílio sair da pobreza.

Deste modo, observa-se que a evolução do quadro de pobreza envolve até mesmo decisões sobre a composição familiar (BURGESS; PROPPER, 1998). Semelhantemente, Stevens (1999) aponta que a resposta à pergunta se a pobreza é transitória ou permanente depende muito das características dos indivíduos e de suas famílias. A permanência média na pobreza é maior para aqueles em famílias chefiadas por homens negros com menos escolaridade do que para aqueles em domicílios chefiados por brancos com pelo menos o ensino médio. Para os indivíduos em famílias onde o chefe é uma mulher solteira, ou tem menos do que o ensino médio, a pobreza é um estado persistente.

Assim, de acordo com a teoria do capital humano, as decisões que envolvem baixo investimento em educação e treinamento definem um padrão de renda no ciclo de vida futuro que impede o escape da pobreza. Levernier *et al.* (2000) utilizando dados em nível de condado dos EUA, o que permite o exame da pobreza da área não metropolitana e da área metropolitana, nas décadas de 1980 e 1990 para explorar até que ponto as diferenças nas taxas de pobreza dos condados podem ser explicadas por vários fatores econômicos e demográficos, apontam dentre outros resultados, o aumento da educação como a chave para a redução da pobreza,

especialmente para condados com minorias e condados não metropolitanos.

No entanto, Cappellari (2007), investigando a mobilidade de rendimentos de funcionários de baixa remuneração italianos desde o início da década de 1990, observa que ter mais capital humano reduz a probabilidade de cair em salários baixos, mas apresenta pouco impacto no aumento das taxas de saída dos salários baixos, destacando-se que o capital humano apresenta maiores efeitos para as mulheres do que para os homens. Observa-se que mesmo indivíduos com características favoráveis podem correr o risco de receber salários baixos persistentemente após terem experimentado um salário baixo uma vez, i.e., impacto dos atributos pessoais na mobilidade de rendimentos enfraquece para indivíduos que tiveram salários baixos no passado. Isso ocorre quando há fatores, como os efeitos do estigma e a depreciação do capital humano, que atingem os mal pagos independentemente de suas características e influenciam sua mobilidade de rendimentos subsequente.

Destaca-se também o papel das políticas públicas de transferência de renda condicionada. Villa e Niño-Zarazúa (2019) fornecem uma análise das implicações da dinâmica da pobreza na implementação de estratégias de graduação de transferência de renda condicionada, tendo o programa mexicano Progresas-Oportunidades-Prospera (POP) como caso de referência. Os resultados demonstram que apenas um terço dos beneficiários do programa exibiu baixa probabilidade de se tornarem pobres no futuro e, portanto, poderiam ser considerados verdadeiros graduados do programa. Espera-se que as transferências diretas para os mais pobres reduzam o nível de pobreza, no entanto, essas transferências podem criar um desincentivo financeiro que pode levar à redução da oferta de trabalho desses indivíduos e, conseqüentemente, à manutenção do estado de pobreza (GWARDNEY; MCCALEB, 1985).

Construções teóricas destacam ainda o papel do contexto cultural e social no engendramento da pobreza (SMALL; NEWMAN, 2001). A Índia pode ser um dos exemplos mais claros de que o contexto cultural e social se entrelaça à pobreza, Krishna (2004) demonstra que mais de 85% de todos os casos de declínio na pobreza, três fatores principais estão em ação: despesas com saúde e relacionadas com a saúde, dívida com juros elevados e despesas sociais e habituais. Tais empréstimos com altas taxas de juros são geralmente relacionadas com despesas com saúde e para cobrir despesas com funções sociais, principalmente festas de morte. Os casamentos também envolvem despesas bastante pesadas, especialmente para a família da noiva.

Ademais, outro fator recorrentemente citado na literatura como determinante da pobreza é o investimento em infraestrutura. Embora, os estudos de crescimento não permitam

o consenso de que a pobreza será reduzida devido ao crescimento de renda e produtividades ocasionados pelo investimento em infraestrutura, uma vez que os ganhos de produtividade não necessariamente serão distribuídos a todas as camadas da população.

Cuenca-López e Torres (2020) argumentam que o investimento em infraestrutura tem efeito inverso sobre a pobreza extrema e a pobreza, porém apresenta maior impacto negativo sobre a pobreza extrema. No que diz respeito à infraestrutura econômica, os maiores impactos observados foram os de infraestrutura de transporte e energia. Em relação à infraestrutura social, maiores gastos públicos com educação apresentam potencial de reduzir a pobreza.

No que se refere as evidências empíricas levantadas sobre possíveis fatores de influência na dinâmica da pobreza no Brasil, Machado e Ribas (2008) estudando a probabilidade de famílias saírem da pobreza no Brasil metropolitano entre 2002 e 2007, encontraram que na média, quanto maior a distância da renda per capita em relação à linha de pobreza, menor a probabilidade ou chance de transitar para fora da pobreza. Entretanto, os domicílios na situação de pobreza mais extrema não correspondem àqueles com maiores chances de permanência, isso se explica devido ao desemprego temporário que ocasiona uma condição onde o hiato de renda é maior, porém a probabilidade de permanência na pobreza é menor, quando comparadas a famílias que detêm uma baixa renda permanente.

Outros resultados apresentados por Machado e Ribas (2008) demonstram que à proporção de pessoas em idade ativa, assim como o de maior escolaridade dos adultos, reduz a probabilidade das famílias permanecerem na pobreza devido ao efeito indiretamente positivo da inserção no mercado de trabalho sobre a possibilidade de sair da pobreza, embora a saída da pobreza seja decrescente ao longo do tempo, principalmente a partir do segundo mês de duração em tal situação.

Ademais, no que consiste a “transferência” da pobreza para as gerações seguintes. Pero e Szerman (2008) apontam que persistência intergeracional de renda para o Brasil variam entre 0.67 e 0.80, dependendo do conceito de renda utilizado, sendo mais altas quando a renda familiar per capita é considerada. Como forma de quebrar tal ciclo políticas públicas de combate direto à pobreza - que no Brasil têm o aspecto de uma política centralizada – são utilizadas com certa intensidade tornando-se necessário analisar a melhor forma de utilizar tal recurso.

Assim, Cavalcanti e Corrêa (2010) observam, com referência no mercado de trabalho brasileiro, que à medida que o tamanho das transferências de renda aumenta, o emprego diminui e o desemprego permanece aproximadamente constante, porém, observa-se também que quando

a cobertura do programa é pequena, as transferências de renda diminuem tanto o desemprego quanto as taxas de emprego.

Hiromoto (2018) analisa os efeitos dos gastos sociais das três instâncias de governo (federal, estadual e municipal) sobre a pobreza no Brasil de 1988 a 2009 e observa que o gasto com saúde e saneamento apresenta o maior efeito sobre a queda da pobreza no Brasil, possivelmente porque o público desassistido é quem utiliza majoritariamente os serviços públicos de saúde. Ademais, mesmo não focalizado na parcela mais carente da população, com maior volume direcionado para a aposentadoria do funcionalismo público e outras pensões e aposentadorias da população mais favorecida, o gasto federal em previdência e assistência apresentou efeito redutor sobre a pobreza. Provavelmente em decorrência da intensificação crescente dos programas sociais do governo federal e do aumento real do salário mínimo nos anos recentes. Cabe destacar que há evidências da influência das características específicas de cada estado sobre o grau em que seu gasto reduz a pobreza, o que segundo a autora, pode ter relação com a eficiência na aplicação do gasto de cada governo, entre outras idiosincrasias regionais. Tais efeitos variam de acordo com as características da infraestrutura como oferta, qualidade e acesso, sendo potencializados quando a qualidade da infraestrutura e o acesso são maiores (MEDEIROS *et al.*, 2021).

Adicionalmente, Araujo *et al.* (2013) validam a ideia de que a infraestrutura, o PIB per capita e os anos médios de estudo são fundamentais para a sua redução da pobreza. Porém, a desigualdade contribuiu intensamente para o aumento da pobreza, de modo que políticas voltadas para a redução de desigualdades são mais efetivas no combate à pobreza do que aquelas voltadas exclusivamente para o crescimento econômico.

Conforme visto, as repercussões que os choques têm sobre a pobreza dependem de muitos fatores, estrutura e características da força de trabalho, contexto social e cultural em que vivem os pobres, bem como de sua estrutura familiar, nível de escolaridade, entre outros. Logo, contrastes na estrutura desses fatores justificariam a existências de similaridades e diferenças entre os indicadores regionais de pobreza. Assim, evidencia-se a necessidade de distinguir efeitos comuns (nacionais) e locais, no sentido de obter respostas de como cada um dos fatores contribuiu para a evolução da pobreza e extrema pobreza nos estados durante o período analisado, 1981 até 2019. Além disso, verificar quais características apresentadas pelos estados foram mais relevantes para construção de tal cenário.

Dado posto, o presente estudo propõe um exercício de contabilidade estatística destinado a determinar as contribuições relativas dos componentes comuns, provavelmente

causados por mudanças no quadro macroeconômico ou por políticas centrais, e regionais em um painel de indicadores de pobreza estadual, assim como o grau de influência local de cada um desses fatores, suas restrições, se mudaram ao longo do tempo. Ademais, a relação dos fatores comuns com as variáveis macroeconômicas potencialmente correlacionadas será investigada.

2.2.2 *Brasil e os Contrastes Regionais*

Embora o Brasil tenha apresentado no últimos anos acelerada redução nos índices de pobreza, essa queda não teve uma distribuição uniforme entre as regiões do país, estados com as menores taxas de pobreza foram aqueles que apresentaram as maiores reduções (Sul, Centro-Oeste e Sudeste, 65,1%, 57,8% e 54,3%, respectivamente), enquanto nas regiões Norte e Nordeste a redução foi de 37% e 41,2%, respectivamente, abaixo da média nacional de 45,5% entre 2000 e 2010 (TEIXEIRA, 2020).

Do ponto de vista regional, o que se observa é uma concentração relativa de produção e renda nas regiões Sul e Sudeste e maior nível de pobreza nas regiões Norte e Nordeste. De modo que os estados da região Centro-Sul são mais eficientes na geração de bem-estar e os menos eficientes na geração de desigualdade, enquanto os estados da região Nordeste são os menos eficientes na geração de bem-estar e os mais eficientes na geração de desigualdade (MACIEL *et al.*, 2010). Relacionado a isto, Medeiros (2004) mostra que os estados da região Sul, da região Sudeste e o Distrito Federal apresentam a maior incidência de ricos na população, enquanto as regiões Norte e Nordeste exibem proporções de ricos por habitante bem menores.

Nesse sentido, em um país de dimensões continentais, as diferenças são muitas, sejam elas históricas, culturais ou econômicas, de modo que se torna um desafio conhecer o grau de diversidade da sociedade e compreender como as diferenças passam a ser motivo de desigualdade de oportunidades e formas de exclusão social em diversas regiões do País (FERNANDES, 2001). Além do mais, as desigualdades regionais, em certa medida, promovem a persistência da pobreza em determinadas regiões em detrimento de outras, uma vez que influenciam a dinâmica do mercado de trabalho (MANSO *et al.*, 2010), produzindo espacialização da riqueza nacional (AZZONI, 2001). Logo, a pobreza é determinada pela elevada distribuição desigual dos recursos (BARROS; FOGUEL, 2000).

Segundo Saboia (2014), tem-se no Brasil mercados de trabalho mais consolidados nas regiões mais desenvolvidas, as quais podem enfrentar melhor mudanças na economia, enquanto regiões menos desenvolvidas apresentam mercado de trabalho mais vulnerável a

mudanças econômicas. Adicionalmente, o custo de vida nas regiões tem efeito direto sobre as desigualdades de renda per capita em cada região (ALMEIDA; AZZONI, 2016).

Além do já exposto, cabe destacar que a pobreza é função de variáveis, que são expressivamente distintas entre as regiões brasileiras e que determinam a magnitude da desigualdade, como a escolarização (EHRENBERG; SMITH, 2000); (QUEIROZ, 1999), vagas no mercado de trabalho formal (GUIMARÃES *et al.*, 2015); Barros *et al.* (2000) e programas focalizados de transferência de renda (SOARES, 2012), por exemplo.

Assim, supor que a heterogeneidade existente entre as regiões brasileiras, e consequentemente nos estados, não é desprezível na análise da dinâmica da pobreza é factível, o que por si só justifica o presente trabalho.

2.3 Estratégia Metodológica

Pode-se considerar basicamente a existência de duas linhas de pesquisa sobre a pobreza. Uma investiga diretamente as medidas sintéticas de pobreza e seus determinantes, geralmente através de modelos econométricos de painel. Enquanto, a outra trabalha com dados micro (experimentos, quase-experimentos e variáveis instrumentais). O presente trabalho se encaixa na primeira linha, porém, o propósito do artigo é investigar a evolução e diferenças regionais desses indicadores, tentando identificar qual parte dessa evolução tem origem de fatores comuns e qual tem origem de fatores exclusivamente locais. Empregou-se um modelo que estima os componentes de tendência e ciclo em um painel de séries temporais que tem origem em fatores comuns, cujo efeito seria no âmbito nacional, e idiossincráticos, particulares a um estado específico. A estrutura do modelo econométrico pode ser justificada (ou é fundamentada) na agregação da dinâmica de transição dos indivíduos/famílias entre os estados de pobreza e “não pobreza”.

Assim, embora a maioria dos estudos encontrados na literatura geralmente use modelos econométricos tradicionais para estimar correlações entre um indicador de pobreza específico e um agregado macroeconômico, o presente estudo busca identificar choques comuns, provavelmente causados por mudanças no quadro macroeconômico ou por políticas centrais, e choques regionais em indicadores de pobreza e extrema pobreza regionais e estaduais³.

³ Assim, parte-se da hipótese de que a dinâmica da taxa de pobreza pode ser decomposta em tendência e ciclo para os fatores nacionais e regionais.

2.3.1 Probabilidade de Transição na Pobreza

Se faz necessário inicialmente determinar as taxas de persistência na pobreza e de transição para a pobreza por meio do modelo de transição da pobreza entre dois anos consecutivos, $t - 1$ e t , apresentado por Cappellari e Jenkins (2004). Assume-se que o indivíduo i é caracterizado pela propensão à pobreza latente $P_{i,t-1}^*$, em $t - 1$, na forma:

$$P_{i,t-1}^* = \beta' x_{i,t-1} + \mu_i + \delta_{i,t-1} \quad (2.1)$$

onde $x_{i,t-1}$ é um vetor de variáveis explicativas que descrevem o indivíduo i e sua família, β é um vetor de parâmetros e termo de erro $u_{i,t-1}$ é a soma de um efeito específico de cada indivíduo com um ruído branco ortogonal: $u_{i,t-1} = \mu_i + \delta_{i,t-1}$. Se a propensão a pobreza do indivíduo i excede algum limiar crítico⁴ (que pode ser definido igual a zero sem perda de generalidade), então ele é considerado pobre, $P_{i,t-1} = 1$ se $P_{i,t-1}^* > 0$ e zero caso contrário.

A função de propensão latente à pobreza $P_{i,t}^*$ pode ser separada em duas, caracterizando uma função de permanência na pobreza e uma função de transição para à pobreza, definindo o *status* de pobreza no período t condicionado à pobreza em $t - 1$, conforme apresentado abaixo:

$$P_{it}^* = [(P_{it-1}) \gamma_1' + (1 - P_{it-1}) \gamma_2'] z_{it-1} + \tau_i + \zeta_{it}$$

de modo que:

$$\begin{aligned} P_{it}^* &= \gamma_1' z_{it-1} + \tau_{1i} + \zeta_{1it} \quad \text{se } P_{it-1}^* > 0 \\ P_{it}^* &= \gamma_2' z_{it-1} + \tau_{2i} + \zeta_{2it} \quad \text{se } P_{it-1}^* \leq 0 \end{aligned} \quad (2.2)$$

onde γ_1 é o vetor de coeficientes determinantes da permanência na pobreza e γ_2 é o vetor de coeficientes determinantes da transição para a pobreza, z_{it-1} é o vetor de características individuais e o termo de erro ε_{it} é a soma de um efeito específico individual (τ_i) com um ruído branco ortogonal (ζ_{it}), com $\varepsilon_{it} \sim N(0, 1)$. Uma vez que o status da pobreza, equação (2.2), está condicionado à pobreza defasada, observa-se a existência de correlação com os termos de erro da equação (2.1).

$$\rho_1 \equiv \text{corr}(u_{i,t-1}, \varepsilon_{1i}) = \text{cov}(\mu_i, \tau_{1i}) \quad (2.3)$$

$$\rho_2 \equiv \text{corr}(u_{i,t-1}, \varepsilon_{2i}) = \text{cov}(\mu_i, \tau_{2i}) \quad (2.4)$$

⁴ No estudo em questão esse limiar será a linha de pobreza, a qual será abordada com mais detalhes na seção 2.4 (Dados).

Assim, as probabilidades de transição implícitas pelo modelo: a probabilidade de ser pobre em t , condicionado a ser pobre em $t - 1$ (a taxa de persistência da pobreza) e a probabilidade de ser pobre em t , condicionado a não ser pobre em $t - 1$ (a taxa de entrada na pobreza) podem ser expressas, respectivamente, por:

$$\varphi_{it} \equiv \Pr(P_{it} = 1 | P_{it-1} = 1) = \frac{\Phi_2(\gamma'_1 z_{it-1}, \beta' x_{it-1}; \rho_1)}{\Phi(\beta' x_{it-1})} \quad (2.5)$$

e

$$\pi_{it} \equiv \Pr(P_{it} = 1 | P_{it-1} = 0) = \frac{\Phi_2(\gamma'_2 z_{it-1}, -\beta' x_{it-1}; -\rho_2)}{\Phi(-\beta' x_{it-1})} \quad (2.6)$$

onde $\Phi(\cdot)$ e $\Phi_2(\cdot)$ são as funções de densidade cumulativa das distribuições normais padrão univariadas e bivariadas.

2.3.2 Dinâmica da Pobreza e Decomposição

Com base nas probabilidades de persistência na pobreza e de transição para a pobreza é possível determinar a dinâmica da pobreza para uma região r , conforme apresentado abaixo:

$$\begin{aligned} PR_{r,t} &= \frac{\sum_i^N I\{y_{r,i,t} < (\text{Linha de Pobreza})_t\}}{N_{r,t}} = \frac{N_{1,r,t}}{N_{r,t}} \\ &= PR_{r,t-1} + \frac{\pi_t^r N_{0,r,t-1}}{N_{r,t}} - \frac{(1 - \varphi_t^r) N_{0,r,t-1}}{N_{r,t}} + v_{r,t} \end{aligned} \quad (2.7)$$

Onde $y_{r,i,t}$ é o rendimento, $N_{r,t}$ tamanho da população, $N_{1,r,t}$ tamanho da população abaixo da linha de pobreza, $N_{0,r,t}$ tamanho da população acima da linha de pobreza e $v_{r,t}$ contabiliza a proporção de “novas” pessoas na pobreza.

Supondo um crescimento populacional na região r , $g_{r,t} = \frac{N_{r,t}}{N_{r,t-1}}$, com alguns procedimentos matemáticos, temos:

$$\begin{aligned} PR_{r,t} &= \left(1 + \left(\frac{\pi_t^r - (1 - \varphi_t^r)}{g_{r,t}}\right)\right) PR_{r,t-1} + v_{r,t} \\ PR_{r,t} &= \theta_{r,t} PR_{r,t-1} + v_{r,t} \end{aligned} \quad (2.8)$$

Logo, podemos abstrair da equação acima que pobreza é função da pobreza preexistente e de um termo de erro. Adicionalmente, $\theta_{r,t}$ é determinado pelas probabilidades de transições da pobreza e riqueza, i.e., a pobreza aumenta quando a probabilidade de entrar na pobreza é maior do que a probabilidade de sair, $\pi_t^r > (1 - \varphi_t^r)$.

Observa-se que a equação (2.8) é um modelo AR(1) para painel com coeficiente variável, onde há heterogeneidade no coeficiente e termo de erro. Ademais, é possível decompor

a referida equação através de um modelo de componentes não observados, o qual é comum para séries temporais não estacionárias. Para tanto, parte-se do pressuposto de que $PR_{r,t}$ tem uma representação de fator, cada série $PR_{r,t}$ é a soma de dois componentes não observáveis, um componente comum e um componente idiossincrático refletindo choques específicos ou erros de medição.

Portanto, o objetivo consiste em decompor das taxas de pobreza e extrema pobreza, por meio de um modelo de componentes não observados em painel, as tendências e ciclos para o âmbito nacional e local.

$$PR_{r,t} = F_{r,t} + \varepsilon_{r,t} \quad (2.9)$$

$$F_{r,t} = \omega_{\eta,r} F_t^c + F_{r,t}^*, \quad \varepsilon_{r,t} = \omega_{\varepsilon,r} \varepsilon_t^c + \varepsilon_{r,t}^* \quad (2.10)$$

onde F_t^c e ε_t^c representam os fatores comuns enquanto $F_{r,t}^*$ e $\varepsilon_{r,t}^*$ correspondem aos fatores idiossincráticos. Além disso, a sensibilidade de cada região aos fatores nacionais, *factor loading*, são representados por $\omega_{\eta,r}$ e $\omega_{\varepsilon,r}$ para a tendência comum e ciclo, respectivamente, para $r = 1, \dots, N$. Os fatores de tendência comuns e idiossincráticos são modelados como passeios aleatórios, onde temos $F_t^c = F_{t-1}^c + \eta_t^c$ e $F_{r,t}^* = F_{r,t-1}^* + \eta_{r,t}^*$, o que implica que $F_{r,t}$ é também modelado como passeio aleatório, da equação (2.10) temos:

$$F_{r,t} = \omega_{\eta,r} (F_{t-1}^c + \eta_t^c) + F_{r,t-1}^* + \eta_{r,t}^* = \omega_{\eta,r} F_{t-1}^c + F_{r,t-1}^* + \omega_{\eta,r} \eta_t^c + \eta_{r,t}^* = F_{r,t-1} + \eta_{r,t}, \quad (2.11)$$

onde $\eta_{r,t} = \omega_{\eta,r} \eta_t^c + \eta_{r,t}^*$, para $r = 1, \dots, N$. Portanto, os choques no modelo $PR_{r,t} = F_{r,t} + \varepsilon_{r,t}$ estão sujeitos à decomposição

$$\xi_{r,t} = \omega_{\xi,r} \xi_t^c + \xi_{r,t}^*, \quad \xi_t^c \sim NID(0, \exp h_{\xi,t}^c), \quad \xi_{r,t}^* \sim NID(0, \exp h_{\xi,r,t}^*), \quad \xi = \eta, \varepsilon, \quad (2.12)$$

onde,

$$\begin{aligned} h_{\xi,t}^c &= h_{\xi,t-1}^c + \sigma_{\xi}^c \zeta_{\xi,t}^c, & (\zeta_{\xi,t}^c) &\sim NID\left(0, \begin{bmatrix} 1 & \rho_{\eta\varepsilon}^c \\ \rho_{\eta\varepsilon}^c & 1 \end{bmatrix}\right) \\ h_{\xi,r,t}^* &= h_{\xi,r,t-1}^* + \sigma_{\xi,r}^* \zeta_{\xi,r,t}^*, & (\zeta_{\xi,r,t}^*) &\sim NID\left(0, \begin{bmatrix} 1 & \rho_{\eta\varepsilon}^* \\ \rho_{\eta\varepsilon}^* & 1 \end{bmatrix}\right) \end{aligned} \quad (2.13)$$

A correlação entre dois choques comuns é dado por $-1 \leq \rho_{\eta\varepsilon}^c \leq 1$. Portanto, as matrizes de variação de perturbação $\Sigma_{\xi,t} = \text{Var}(\xi_t)$, para $\xi = \eta, \varepsilon$, são dados por:

$$\Sigma_{\xi,t} = \exp(h_{\xi,t}^c) \left[\omega_{\xi} \omega_{\xi}' \right] + \Omega_{\xi,t}, \quad \Omega_{\xi,t} = \text{diag} \left[\exp(h_{\xi,1,t}^*), \dots, \exp(h_{\xi,N,t}^*) \right], \quad \xi = \eta, \varepsilon,$$

(2.14)

para $t = 1, \dots, T$, com $\omega_\xi = (\omega_{\xi,1}, \dots, \omega_{\xi,N})'$, onde $\text{diag}[a_1, \dots, a_N]$ é uma matriz diagonal $N \times N$ com elementos diagonais a_1, \dots, a_N . O número de parâmetros desconhecidos para cada matriz variância é $2 \times N$. O número total de parâmetros é $4N + 1$, incluindo o coeficiente de correlação $\rho_{\eta\varepsilon}^c$.

2.4 Dados

Com o intuito de enriquecer a análise, o modelo de componentes não observados em painel é aplicado aos indicadores de proporção de pobres e extremamente pobres considerando a renda de todas as fontes, assim como para a proporção de pobres considerando a renda do trabalho (referente à ocupação principal), utilizando linhas de pobreza e extrema pobreza construídas conforme procedimento apresentado em Rocha (2000a). Tal abordagem possibilita comparar a evolução da pobreza e extrema pobreza levando em consideração parcela referente a benefícios e programas de transferências de renda, uma vez que se utiliza todas as fontes de renda. Para além disso, o contraste entre a proporção de pobres para todas as fontes de rendimento e da renda do trabalho possibilita distinguir a influência de políticas públicas na redução da pobreza, por meio de transferência de renda, da dinâmica de crescimento da economia.

As proporções são calculadas com base nas rendas domiciliares *per capita* sobre os rendimentos de todas as fontes e rendimentos do trabalho referentes à ocupação principal utilizando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), para os anos de 1981 a 2015, e Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc), para os anos de 2016 a 2019, publicadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Ademais, cabe aqui destacar que para o ano de 1986, devido ao comportamento fora do padrão observado na série, conforme apresentado na Figura 2.1, optou-se por substituir os dados de 1986 pela média dos anos “vizinhos” nas estimações aqui utilizadas.

Adotou-se a utilização do pacote *datazoom_pnad*⁵ de forma que a construção das variáveis pudesse ser imediatamente comparável entre anos, uniformizando as variáveis de interesse para o período em estudo⁶. A compatibilização utilizada toma como base as pesquisas dos anos 1980, tornando os anos 1990 e 2000 compatíveis.

⁵ O Data Zoom disponibiliza gratuitamente pacotes em Stata para a leitura dos microdados das pesquisas domiciliares do IBGE.

⁶ Por exemplo, o código das Unidades Federativas (UFs) e das variáveis de renda utilizadas no estudo.

Cabe ressaltar que estas pesquisas não estão disponíveis para os anos de CENSO (1991, 2000 e 2010) e para o ano de 1994, quando não pode ser realizada. Nesses casos, o painel foi preenchido com médias simples dos valores registrados nos períodos imediatamente subjacentes aos dados faltantes. Ademais, devido a amplitude do período em análise, a amostra é formada por 25 estados e o Distrito Federal, a exceção é o estado de Tocantins uma vez que foi criado apenas no ano de 1988.

Porém, a estimação é prejudicada quando N é grande em relação a T (39 anos). Testes preliminares mostraram que as estimativas considerando os 25 estados e DF eram bastante imprecisas para alguns estados. Para contornar a limitação imposta pelo tamanho do período, optou-se por restringir N considerando apenas três áreas geográficas (estado-região) em cada grande região do Brasil; exceto para o Nordeste, onde foram considerados 6. Como resultado, os estados foram agregados em 18 “estados-região” conforme apresentado a seguir: N1 (Rondônia, Acre, Roraima, Amapá); AM (Amazonas); PA (Pará); BA (Bahia); PE (Pernambuco); NE1 (Piauí, Maranhão); NE2 (Paraíba, Rio Grande do Norte); NE3 (Sergipe, Alagoas); CE (Ceará); CO1 (Goiás, Distrito Federal); MS (Mato Grosso do Sul); MT (Mato Grosso); SP (São Paulo); SE1 (ES, RJ); MG (Minas Gerais); RS (Rio Grande do Sul); PR (Paraná); SC (Santa Catarina).

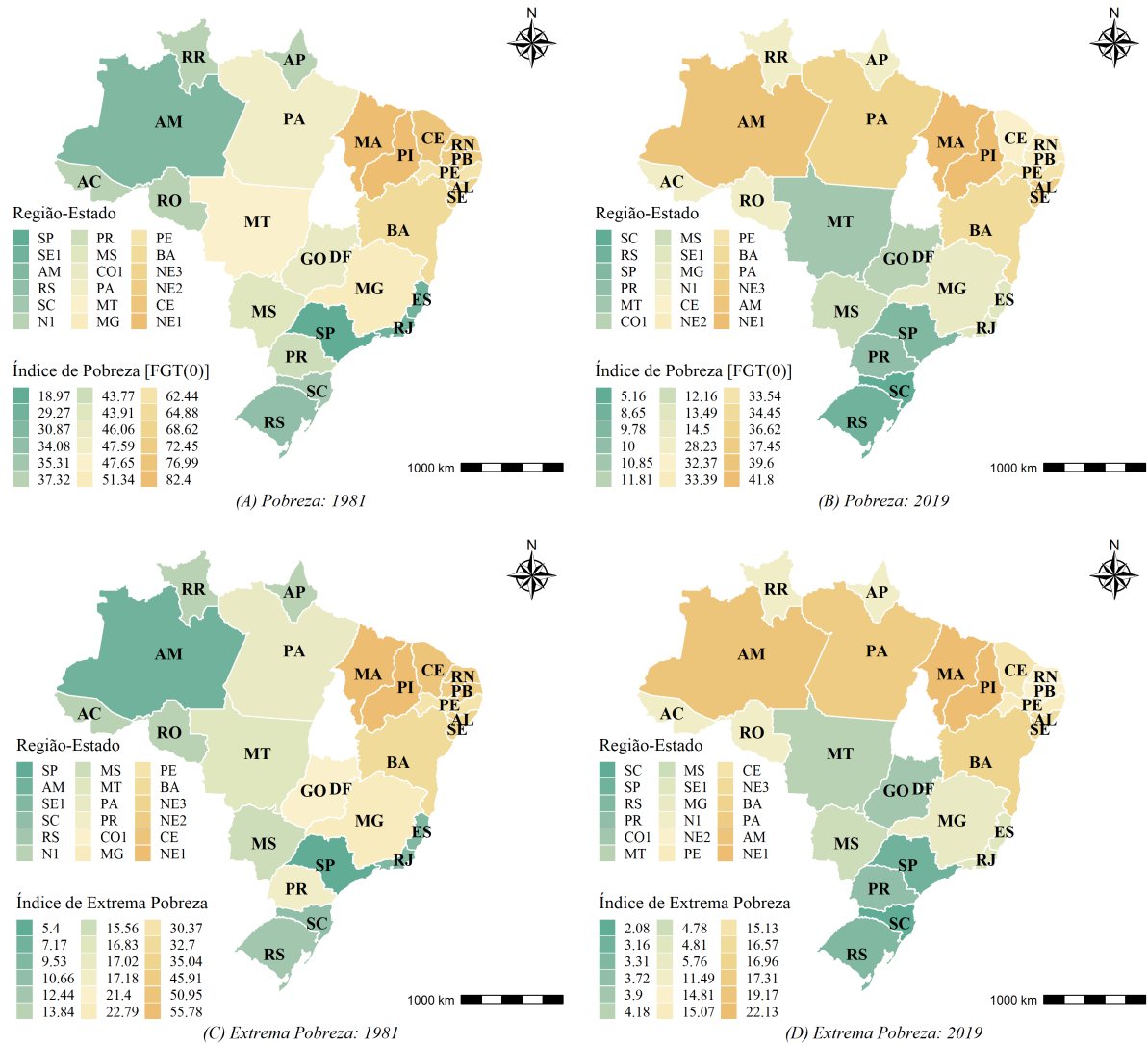
A dotou-se como referência para definição da linha de pobreza o dobro da estimativa regionalizada do valor de uma cesta de alimentos com a quantidade de calorias necessárias para suprir adequadamente um indivíduo, segundo recomendações da Organização Mundial da Saúde (OMS) e Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO), sendo a linha de extrema pobreza metade desta⁷, semelhantemente ao apresentado por Rocha (2000a). Destaca-se que existem duas formas de atualizar o valor da cesta de alimento de modo a gerar as linhas de pobreza: (1) utilizar os preços detalhados por produtos da cesta alimentar para cada período; (2) utilizar índices de preços relativos à alimentação e bebidas para atualizar o valor da cesta. Assim, optou-se pela segunda estratégia, uma vez que evita o problema de demanda de informações sobre o detalhamento dos itens que compõem a cesta alimentar.

Ademais, ressalta-se que a linha do Banco Mundial não se constitui num bom referencial para uma linha nacional de pobreza, pois foi pensada para ser usada na comparação de números entre países e na medição da conquista de metas internacionais, e não para o uso em políticas públicas internas (TRONCO; RAMOS, 2017). Assim, com base nas linhas

⁷ A linha de pobreza é obtida multiplicando-se a linha de indigência ou de extrema pobreza pelo inverso da fração de renda que os domicílios perto da linha de pobreza gastam com alimentação. Esta fração, coeficiente de Engel, costuma se situar próxima de 0,5, ou seja, costuma ficar o dobro da linha de extrema pobreza (LOUREIRO; SULIANO, 2009).

regionalizadas citadas acima optou-se por utilizar uma média das referidas linhas de pobreza uma vez que é mais plausível a utilização de uma linha única para o país, i.e., a adoção de políticas públicas nacionais geralmente é baseada em uma única métrica para o país.

Figura 2.3 – Pobreza e extrema pobreza em 1981 e 2019



Nota: Elaboração própria. Os resultados seguem a estrutura de separação em Estados-Região apresentada anteriormente na seção de dados.

Conforme pode-se verificar na Figura 2.3, com exceção do AM todos os outros estados apresentaram redução da pobreza. Porém, no que se refere o ranqueamento destes pelo índice de pobreza o cenário brasileiro mudou significativamente de 1981 para 2019. O exemplo mais claro de tal mudança é o Amazonas (AM) o qual apresentava o terceiro menor índice de pobreza em 1981, 30,87%, e passou para o penúltimo menor índice de pobreza em 2019, 39,6%.

Além disso, fica-se evidente que ao longo do período a região Norte perdeu destaque entre os menores índices de pobreza e extrema pobreza, em contrapartida, os estados do Centro-

Oeste passaram a vigorar entre aqueles com os menores índices de pobreza. Além disso, observa-se que as regiões Nordeste e Sul aparentemente sofreram menores alterações dentro da dinâmica de pobreza brasileira. Destaca-se que comportamento semelhante é apresentado para a extrema pobreza e, portanto, análise análoga pode ser realizada.

Para compreender melhor a dinâmica da pobreza e extrema pobreza entre 1981-2019, apresentamos um conjunto de gráficos com a variação média da pobreza e extrema pobreza para cada um dos estados (Apêndice A, Figura A.2 e Figura A.3). Observa-se que apesar de uma certa tendência comum aos estados cada um apresenta dinâmica bem distinta um dos outros, distinguindo na intensidade da variação e em que período estas ocorrem.

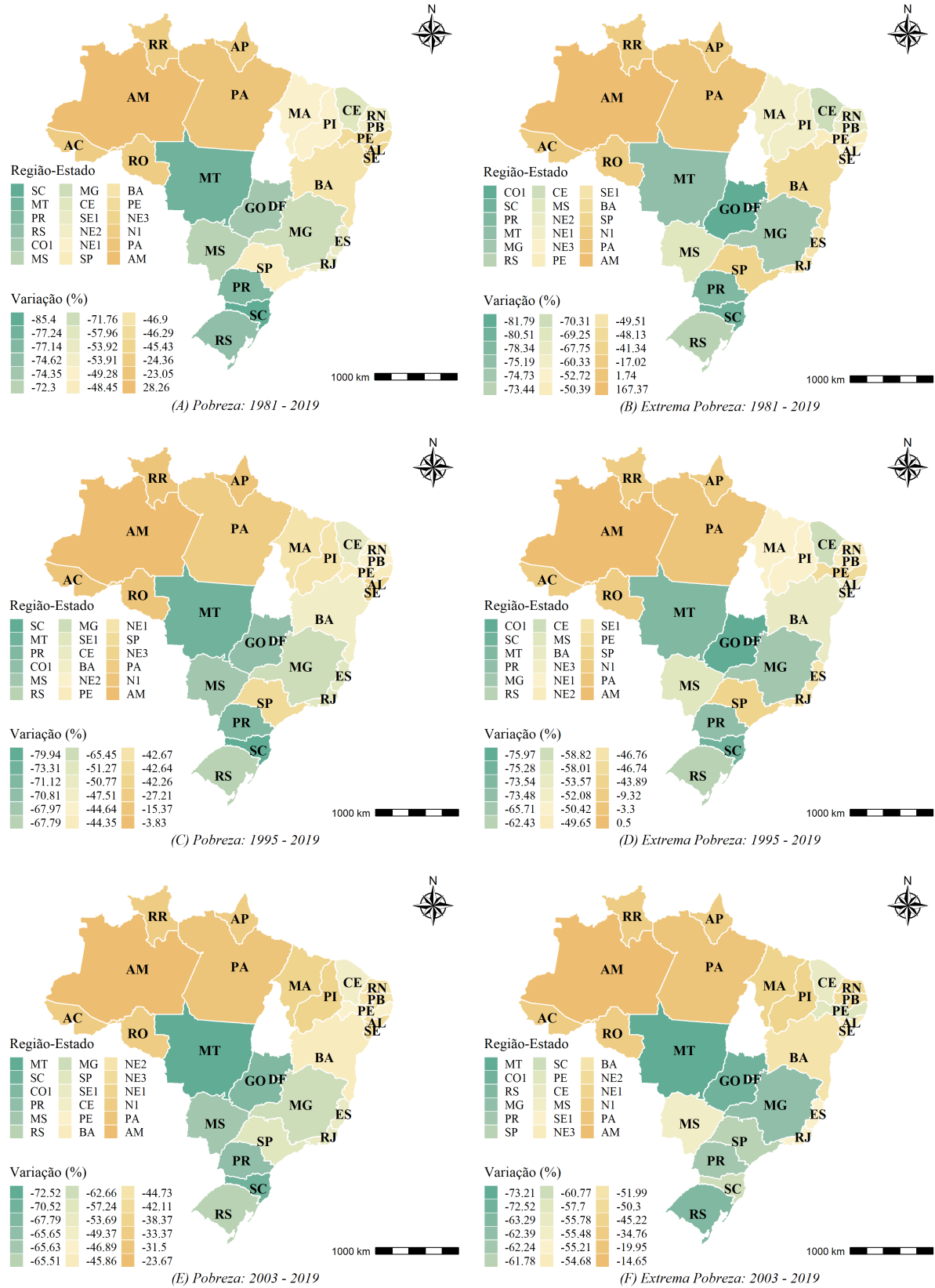
Adicionalmente, a Figura 2.4 possibilita observar a variação da pobreza e extrema pobreza de 1981-2019 e durante outros dois cenários relevantes, o primeiro referente ao período pós-implementação do plano real, e o segundo pós-implementação do Programa Bolsa Família (PBF).

Para o período de 1981 a 2019 as regiões Centro-Oeste e Sul foram aquelas que apresentaram maior redução da pobreza e extrema pobreza, sendo SC a apresentar a maior redução da pobreza para o período, 85,4%, e CO1 a apresentar maior redução da extrema pobreza, 81,79%. Já as regiões do Norte e Nordeste foram aquelas que apresentaram pior desempenho na redução da pobreza para o período. Destaca-se que o único estado a apresentar elevação da pobreza foi AM, 28,26%. Além disso, no que se refere a extrema pobreza, observa-se expressiva elevação apresentada por AM, 167,47%, e também elevação apresentada por PA, 1,74%.

Após implementação do Plano Real, 1994, os resultados não apresentaram expressiva alteração, as regiões Centro-Oeste e Sul continuam a ser aquelas que apresentaram maior redução da pobreza. Ademais, SC e CO1 continuaram a apresentar as maiores reduções da pobreza e extrema pobreza, 79,94% e 74,97%, respectivamente. No entanto, AM passou a apresentar redução da pobreza, 3,83%, mesmo com leve crescimento de 0,5% da extrema pobreza.

Por fim, no que se refere ao período pós-implementação do PBF, as regiões Centro-Oeste e Sul permanecem com as maiores reduções da pobreza e extrema pobreza. Porém, entre 2003-2019 o MT assume as maiores reduções da pobreza e extrema pobreza, 72,52% e 73,21% respectivamente.

Figura 2.4 – Variação da pobreza e extrema pobreza: 1981-2019, 1995-2019 e 2003-2019



Nota: Elaboração própria. Os resultados seguem a estrutura de separação em Estados-Região apresentada anteriormente na seção de dados.

2.5 Resultados

Esta seção expõem a trajetória da taxa de pobreza e extrema pobreza para os 18 estados, acima apresentados, durante o período de 1981 até 2019 e a relação com e as tendências nacional e regional. Assim, será analisado na subseção 2.5.1 se e como agregados macroeconômicos estão relacionados a dinâmica da pobreza, possibilitando analisar a consistência dos resultados pela verificação conjunta do fator comum de tendência nacional e as séries real da pobreza e extrema pobreza; na subseção 2.5.2, é apresentado a decomposição da pobreza e a relação com as tendências comum e local; na subseção 2.5.3, a relação entre as características locais e as tendências local e comum; na subseção 2.5.4, observa-se em que medida os fatores nacional e regional contribuem proporcionalmente para a dinâmica da pobreza brasileira; por fim, na subseção 2.5.5, apresenta-se uma análise de crescimento pró-pobre.

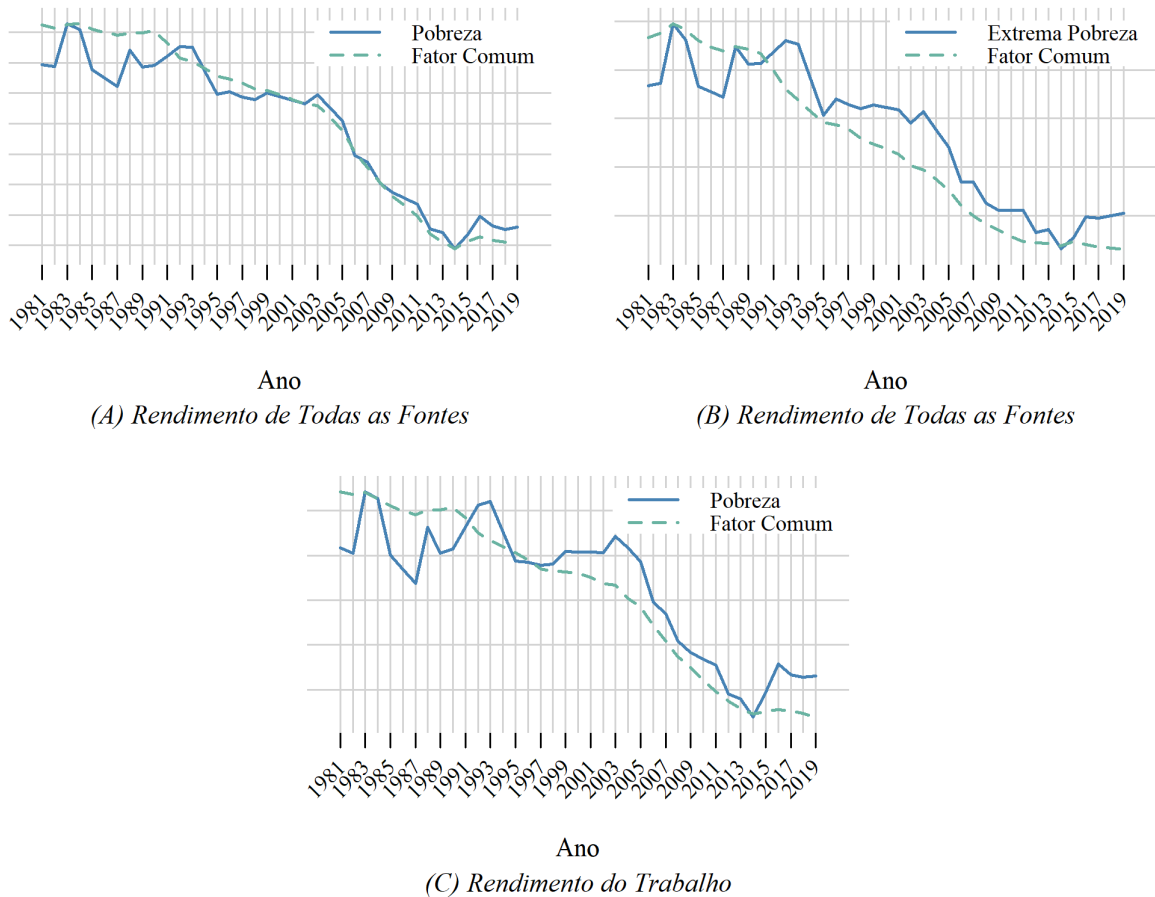
2.5.1 *Estimativa do Fator de Tendência Nacional (F^c) e sua relação com Agregados Macroeconômicos*

Para fins de verificação visual dos resultados, uma primeira análise é a comparação do fator comum de tendência nacional (F^c na Equação 2.10) com a série real da pobreza para o Brasil como um todo. Assim, adotou-se como estratégia a exposição simultânea da taxa de pobreza e extrema pobreza, com base no rendimento de todas as fontes e rendimento da ocupação principal, entre 1981 à 2019 e o comportamento do referido fator.

Obviamente, como os fatores não são observáveis e tem-se apenas uma estimativa de seu comportamento com base em hipóteses de séries de tempo, não se pode inferir de imediato o que é o fator global (ASSIS, 2015). Entretanto, é possível associar acontecimentos nacionais que possam explicar tal padrão de comportamento, uma vez que este componente corresponde a um componente comportamental comum abstraído dos indicadores de pobreza em todas as regiões.

Logo, é possível observar, na Figura 2.5 (A e C) apresentada abaixo, que o fator comum de tendência nacional extraído da pobreza, tanto para todas as fontes de rendimento quanto para rendimento da ocupação principal, apresenta trajetória similar à apresentada pelo índice de pobreza entre 1981 à 2019, sendo que este pode ser dividido em três momentos distintos. Destaca-se, porém, que a taxa de pobreza para o caso em que se considera apenas o rendimento proveniente da ocupação principal se demonstra mais sensível, comportamento esperado uma vez que esta é mais suscetível a variações da economia.

Figura 2.5 – Evolução da Pobreza e Extrema Pobreza no Brasil e o Comportamento do Fator Comum de Tendência Nacional entre 1981 a 2019



Nota: Elaboração própria.

Diferente do que é frequentemente apresentado na literatura, a qual destaca o Plano Real, ocorrido em fevereiro de 1994, como ponto de partida para a redução da pobreza mediante controle inflacionário, a primeira mudança de dinâmica do fator comum de tendência nacional ocorre em 1990, provavelmente como consequência das políticas de estabilização da inflação adotadas no período. O referido ano corresponde a implementação do Plano Collor I, a inflação que era de 1.620,97% naquele ano passou para 472,70% em 1991. No entanto, destaca-se que no período seguinte a inflação voltou a crescer atingindo seu maior patamar em 1993 e como consequência do plano real implementado em 1994 voltou a apresentar redução, chegando à 22,41% em 1995, de acordo com os dados disponíveis no Ipeadata menor patamar desde 1980.

O Segundo momento ocorre em 2003, provavelmente como consequência das políticas públicas adotadas no período, principalmente o Bolsa Família que apresentou elevação tanto em volume de beneficiários quanto em valor do benefício a partir de 2003⁸. No entanto, segundo Rocha (2013) o funcionamento favorável do mercado de trabalho foi o agente que contribuiu

⁸ Os quais podem ser conferidos na Figura A.1, no Apêndice A

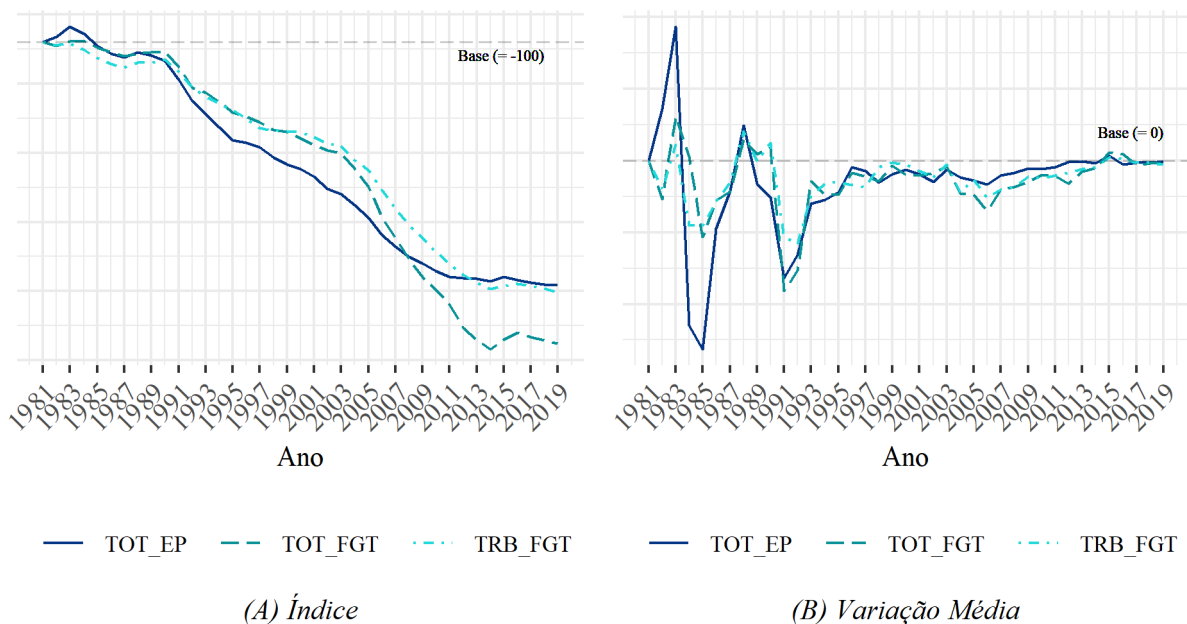
para a redução acentuada e sustentada da pobreza a partir de 2003.

Por último, o terceiro momento ocorre em 2014 como consequência da crise política e econômica ocorrida no período, a qual propiciou a elevação das taxas de pobreza nos anos seguintes.

No entanto, para o comportamento do fator comum de tendência nacional e da taxa de extrema pobreza nacional, com base no rendimento de todas as fontes, Figura 2.5 (B), não se verifica com tanta clareza momentos de mudança na tendência com destaque na estrutura do fator comum de tendência nacional, com exceção de 1990.

Novamente, creditasse tal mudança de tendência em 1990 ao resultado das políticas de controle da inflação, com provável destaque ao Plano Collor I, que por mais que não tenha obtido o êxito do Plano Real, foi aquele que até então apresentou a maior redução da inflação entre 1986 e 1994. Ademias, talvez forçosamente devido a estrutura apresentada pelo fator, pode-se considerar a existência de uma leve mudança na tendência do fator comum de tendência nacional em 2014, como consequência da crise político-econômica ocorrida no período.

Figura 2.6 – Evolução e variação dos fatores comuns de tendência nacional entre 1981 a 2019



Nota: Elaboração própria. TOT_EP: fator comum de tendência nacional da extrema pobreza para rendimento de todas as fontes; TOT_PO: fator comum de tendência nacional da pobreza para rendimento de todas as fontes; TRB_PO: fator comum de tendência nacional da pobreza para rendimento da ocupação principal.

A Figura 2.6 (A) apresenta os fatores comuns de tendência nacional em índice e a Figura 2.6 (B) a variação média dos fatores, de modo que se torna possível agora comparar a evolução de cada um destes.

Logo, é possível observar na Figura 2.6 (B), alta variabilidade dos fatores comuns de tendência nacional até 1995 com destaque para a o fator da extrema pobreza, o qual apresenta maior variabilidade entre os fatores como consequência da maior sensibilidade dos mais pobres às variações inflacionárias. No entanto, destaca-se que após implementação do Plano Real a variação média dos fatores se reduziu.

Além disso, é possível observar na Figura 2.6 (A) que até 1990 os fatores apresentavam comportamento similar e com certa estabilização, porém, após o referido ano todos os fatores apresentaram movimento de queda. A extrema pobreza apresentou a maior queda entre os fatores, tal resultado reforça a hipótese de controle inflacionário na redução da pobreza, uma vez que, segundo Easterly e Fischer (2001), a inflação parece reduzir a renda relativa dos pobres. A inflação afeta a pobreza principalmente através de seu impacto sobre os salários reais, a evidência empírica mostra que os salários aumentam mais lentamente do que os preços durante episódios de alta da inflação (CARDOSO, 1992).

A partir de 2003, os fatores comuns de tendência nacional da pobreza acentuam sua trajetória de queda, tal movimento sugere que não apenas a implementação do PBF foi responsável pela acentuada redução da pobreza observada no período, uma vez que tal comportamento ocorre tanto para rendimentos de todas as fontes quanto para rendimento da ocupação principal. No entanto, é possível inferir da Figura 2.6 (A) que o PBF foi catalizador de tal redução alcançando patamar maior de redução da pobreza até 2014. Destaca-se um crescente distanciamento entre os referidos fatores de 2003 a 2014, período que correspondente à ampliação do número de famílias beneficiadas pelo programa bolsa família e do valor do benefício (ver Apêndice A, Figura A.1).

Ademais, Rocha (2013) argumenta que o funcionamento favorável do mercado de trabalho foi o que permitiu a diminuição de forma sustentada da pobreza. Destaca-se que o avanço mais rápido da demanda por *commodities* em relação a oferta no período provocou um *boom* dos preços destas, o que valorizou significativamente a taxa de câmbio real, que por sua vez, incentivou o crescimento dos serviços domésticos não comercializáveis. Assim, o aumento das oportunidades de emprego para trabalhadores menos qualificados nesses setores levou ao aumento da renda (SKOUFIAS *et al.*, 2017).

Por último, a partir de 2014 observa-se uma reversão da tendência de redução da pobreza, o período é marcado por um cenário recessivo que atingiu todas as regiões do país e praticamente todos os setores da atividade, déficit primário crescente e com dívida em trajetória

explosiva. Logo, como consequência da expansão da taxa de desemprego consequências diretas sobre outras esferas sociais foram sentidas, especialmente sobre os indicadores de pobreza que voltaram a crescer após mais de uma década de reduções significativas (MATTEI, 2018).

2.5.2 Evolução dos indicadores estaduais de pobreza: Contraste entre os componentes de tendência nacional ($\omega_{\eta,r}F^c$) e regional (F_r^*)

Nesta subseção estão apresentados os resultados da decomposição da taxa de pobreza para cada um dos estados citados anteriormente. Assim, a Figura 2.7, apresentada a seguir, exhibe conjuntamente a dinâmica da taxa de pobreza com base na renda de todas as fontes para cada um dos estados e as contribuições das tendências nacional e regional (respectivamente, $\omega_{\eta,r}F^c$ e F_r^* na Equação 2.10).

Cabe aqui ressaltar a diferença entre fator comum de tendência nacional e o componente de tendência nacional, o primeiro, F^c , refere-se a um componente comum extraído do comportamento das séries, enquanto o segundo, $\omega_{\eta,r}F^c$, refere-se à tendência da dinâmica da pobreza local que advém do fator comum.

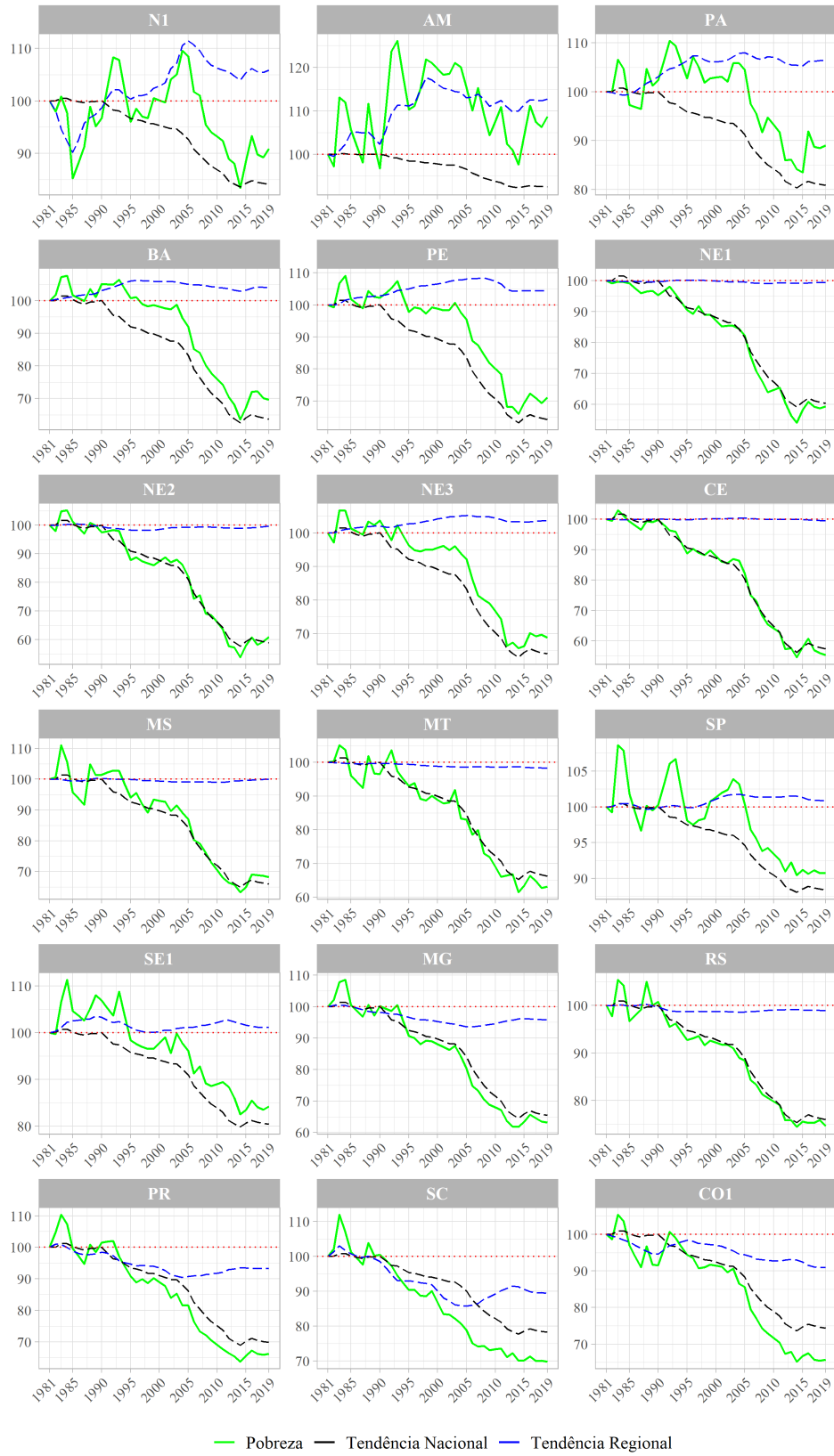
Observa-se, com exceção aos estados N1, AM, PA e SP, a existência de maior variabilidade na taxa de pobreza na parte inicial da amostra, provavelmente como consequência do comportamento inflacionário descontrolado do período. O referido argumento se sustenta devido a suavização da volatilidade apresentada após 1994, correspondente a estabilização econômica proveniente do Plano Real.

Ademias, outro comportamento evidente para os estados é a acentuação na redução da pobreza após 2003, efeito que pode ser atribuído a intensificação da valorização do salário mínimo, mercado de trabalho aquecido e aos programas de transferências de renda consolidados no Programa Bolsa Família.

Dado posto, observa-se em alguns estados maior participação do componente regional na dinâmica da pobreza, N1, AM, PA, BA, PE, SP, SE1, MG, PR, SC E CO1. Enquanto, NE1, NE2, NE3, CE, MS, MT e RS a mudança geral na pobreza do estado segue a tendência negativa nacional. Diferentemente da maioria dos estados em que a pobreza seguiu a tendência negativa nacional a todos estes, a pobreza do AM apresentou crescimento de aproximadamente 9% devido ao componente regional, embora não seja o único a apresentar componente regional em direção contrária a tendência negativa comum, foi o único a apresentar crescimento da pobreza.

Observa-se que para N1 e PA, os quais apresentavam tendência de crescimento da

Figura 2.7 – Decomposição da pobreza com base no total de rendimentos



Nota: Elaboração própria. Pobreza: taxa de pobreza real; Tendência Nacional = Fator Comum \times “sensibilidade” = $\omega_{n,r} F_t^c$.

pobreza assim como AM, a partir de 2003 o componente nacional tomou frente ao componente regional, alterando a tendência de crescimento da pobreza para a de redução da pobreza, 9% e 11% aproximadamente. Observa-se comportamento semelhante em SP, até 2003 se observa certa volatilidade da pobreza em torno da tendência regional apresentando uma certa estabilidade média do nível de pobreza, demonstrado que o componente regional era o maior responsável pela dinâmica da pobreza apresentada pelo estado. Após 2003 se observa maior protagonismo da tendência nacional sobre a pobreza do estado, quebrando o comportamento volátil da pobreza e promovendo acentuada redução da taxa de pobreza.

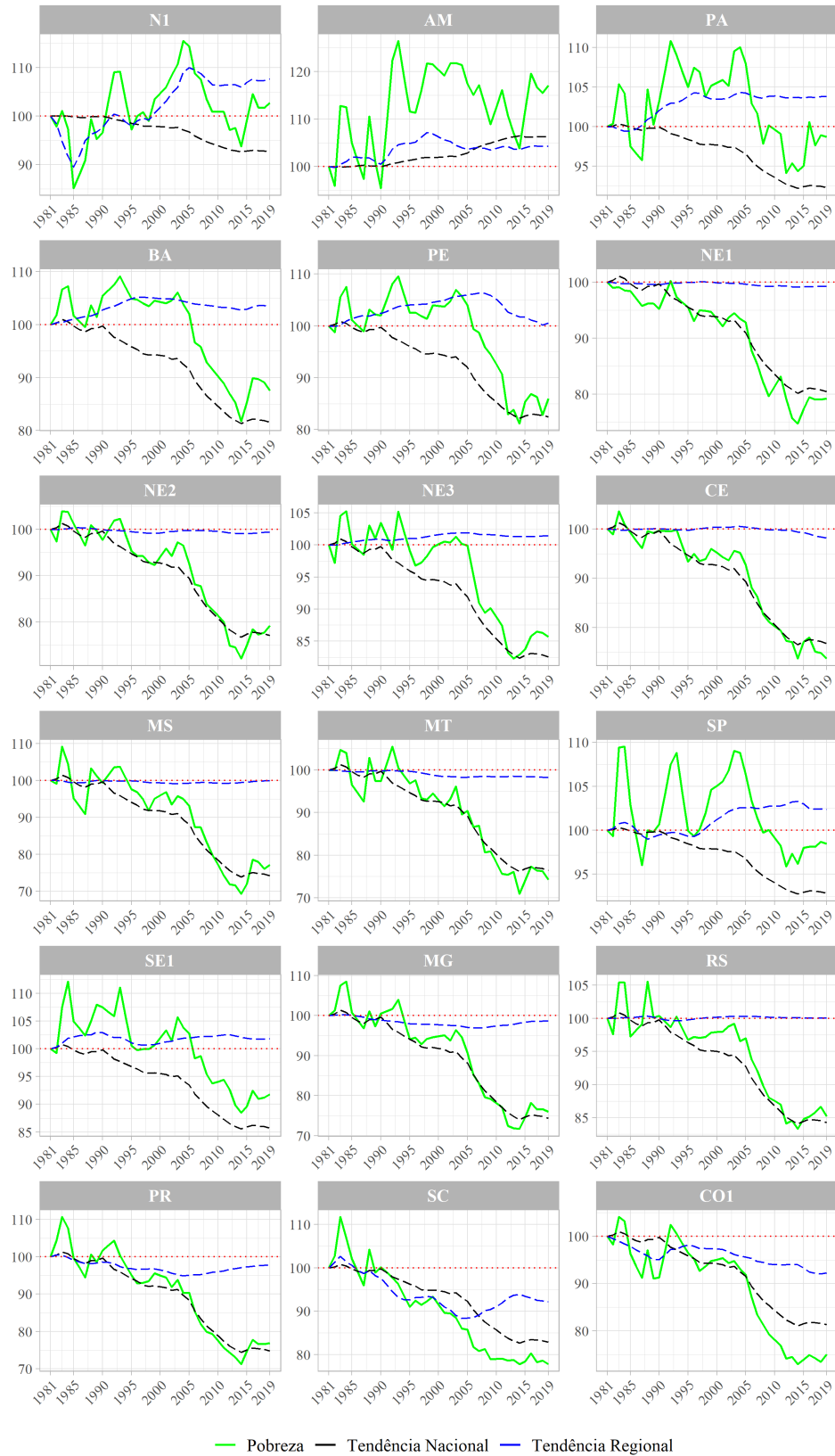
Em contra partida, estados como MG, PR, SC e CO1 o componente regional também é negativo, assim como o componente comum aos estados, o que intensificou a redução da pobreza dos referidos estados. Em todo caso, não se observa padrão bem definido para o componente regional apresentado. Assim, até 1990 para CO1 observa-se que quase excepcionalmente a dinâmica da pobreza se devia ao componente regional, o qual perdeu força a partir do referido período. Já para SC, e principalmente para PR, observa-se similaridades na dinâmica da tendência nacional e da tendência regional até 2003, i.e., em ambos os casos após 1990 nota-se tendência de queda nos componentes, porém, a partir de 2003 o componente regional apresenta reversão da tendência o qual passa a divergir da tendência nacional. De todo modo, independente da reversão aprestada, o componente regional apresentou expressiva contribuição ao componente comum na redução da pobreza.

A Figura 2.8, apresentada abaixo, exibe conjuntamente a taxa de pobreza com base no rendimento da ocupação principal para cada um dos estados e as contribuições das tendências nacional e regional. Destaca-se, em referência a Figura 2.7, que quando se leva em consideração somente os rendimentos provenientes da ocupação principal observa-se maior oscilação nas taxas de pobreza, o que já era esperado em decorrência da sensibilidade a mudanças do mercado de trabalho.

Ademais, PA e SP, que anteriormente apresentaram redução da pobreza, em 11% e 9% respectivamente, quando considerado a participação de todas as fontes no rendimento domiciliar, agora praticamente apresentaram estagnação da taxa de pobreza, com leve redução de 1% e 2% respectivamente.

No entanto, diferente da maioria dos estados que demonstraram redução da pobreza, além do AM que já apresentará crescimento da pobreza na Figura 2.7, N1 apresentou forte contribuição do componente regional com tendência contrária ao componente negativo nacional,

Figura 2.8 – Decomposição da pobreza com base no rendimento da ocupação principal



Nota: Elaboração própria. Pobreza: taxa de pobreza real; Tendência Nacional = Fator Comum \times “sensibilidade” = $\omega_{n,r} F_t^C$.

o que levou ao crescimento da pobreza no estado em aproximadamente 3%.

Semelhantemente ao apresentado para o rendimento de todas as fontes, em geral, observa-se uma maior redução da taxa de pobreza a partir de 2003, porém em menor intensidade quando comparado com o caso anterior. Ademais, sem a participação dos programas de transferência e outras fontes de rendimento a valorização do salário mínimo e o cenário econômico favorável se apresentam como principais responsáveis pela redução apresentada a partir do ano em questão. De modo geral, vale destacar que a taxa de pobreza, tanto para a renda de todas as fontes quanto para a renda somente da ocupação principal, apresentou elevação no fim do período em decorrência da crise político-econômica pós 2014, o que pode ser observado pela reversão da tendência nacional.

Por último, a Figura 2.9 apresentada a seguir, exhibe conjuntamente a dinâmica da taxa de extrema pobreza com base na renda de todas as fontes para cada um dos estados e as contribuições das tendências nacional e regional.

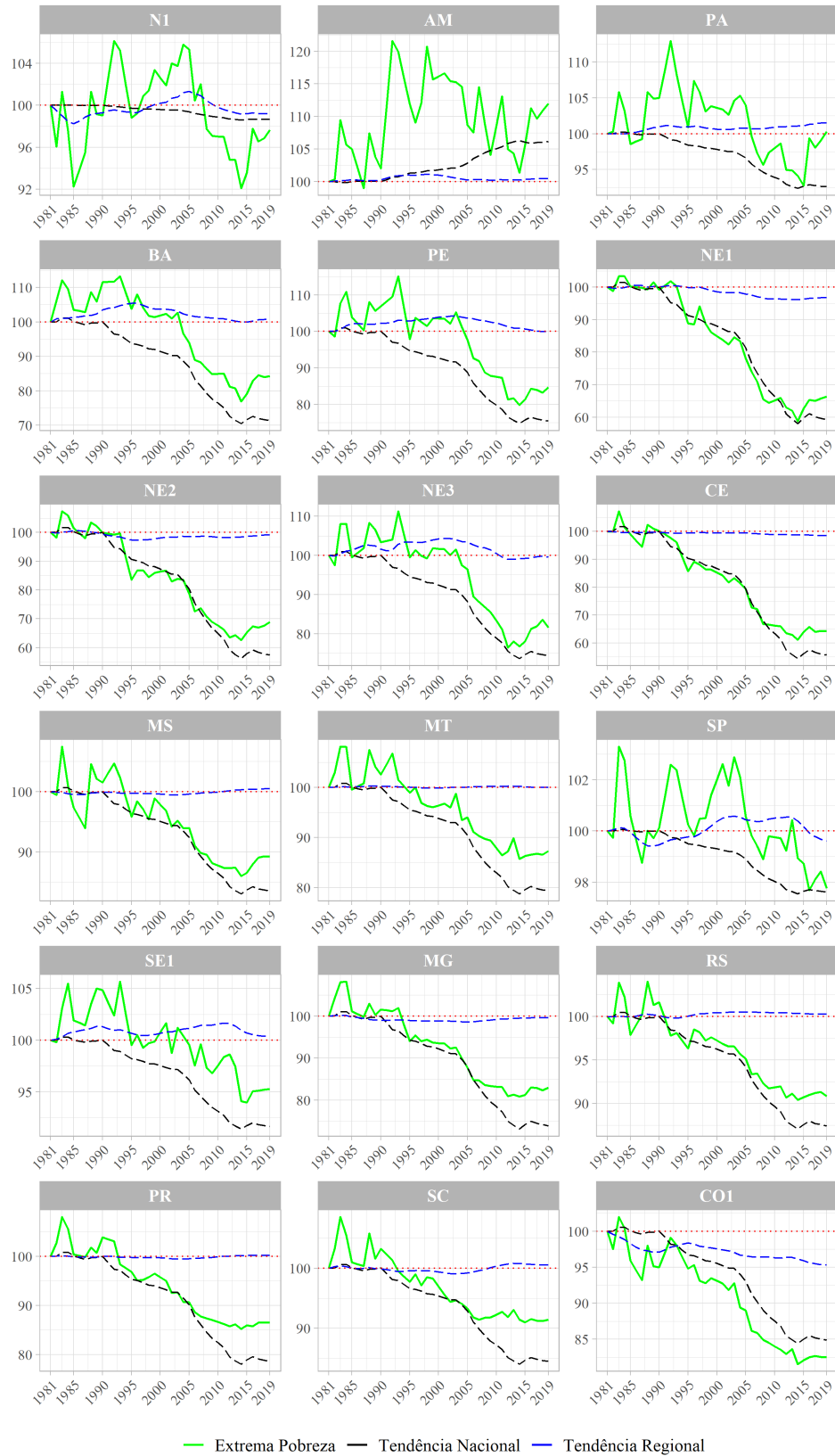
Observa-se que as mudanças ao longo do período da taxa de extrema pobreza, em geral, se devem a contribuição da tendência nacional quase que exclusivamente. Assim como observado para a taxa de pobreza, houve acentuada redução da extrema pobreza a partir de 2003. Estados como NE1, NE2 e CE apresentaram as maiores reduções da extrema pobreza no período, entre 30% e 40%. Já N1 apresentou redução sutil de aproximadamente 2% e PA apresentou estagnação no nível de pobreza.

Ressalta-se que o único estado a apresentar elevação foi AM, com 12%. O referido crescimento da extrema pobreza se deve a sensibilidade negativa ao componente nacional, uma vez que este, conforme visto nas seções anteriores, também é negativo. Além disso, destaca-se que CO1 apresentou a maior contribuição da tendência regional entre todos os estados, 5%, sendo esta de redução da taxa de extrema pobreza, já a contribuição da tendência nacional foi de 15%, também para redução.

Dado posto, observa-se que as maiores contribuições para a redução da pobreza e extrema pobreza são provenientes da tendência nacional. Vale destacar que a partir de 2003 uma contribuição mais acentuada da tendência nacional é observada em todos os casos, o que reforça o argumento de que o pacote formado pela valorização do salário mínimo, cenário econômico externo favorável e implementação e expansão do programa bolsa família foram responsáveis pela redução da pobreza e extrema pobreza experimentada no período.

No que diz respeito a tendência regional, estados da região norte e nordeste (mais

Figura 2.9 – Decomposição da extrema pobreza com base no total de rendimentos



Nota: Elaboração própria. Pobreza: taxa de pobreza real; Tendência Nacional = Fator Comum \times “sensibilidade” = $\omega_{n,r} F_t^C$.

pobres) aparentemente sinalizam ser mais suscetíveis a contribuição da tendência regional na dinâmica da pobreza, provavelmente devido a estrutura do mercado de trabalho local, menos industrializado e por consequência mais sensível a choques locais. Em relação a pobreza, com exceção de alguns estados do Sul e Centro-Oeste, MG, PR, SC e CO1, o componente regional apresentou tendência positiva, i.e., contribuiu para elevação da pobreza ao longo do período em estudo. Porém, para a extrema pobreza somente NE1 e CO1 apresentaram tendência regional negativa, portanto, agindo conjuntamente ao componente nacional na redução da extrema pobreza.

Cabe destacar que os estados que apresentaram expressiva tendência regional negativa, PR, SC e CO1, estão entre aqueles que mais reduziram a pobreza no período, conforme visto na Figura 2.4 apresentada anteriormente.

2.5.3 Uma análise da Relação entre as Tendências e as Características Estaduais

Busca-se agora, em um primeiro momento, relacionar características estruturais da economia estadual à tendência regional e nacional⁹. Assim, utilizou-se das variáveis Gini, PIB *per capita*, população ocupada, taxa de urbanização, famílias beneficiadas com o bolsa família e valor do benefício do bolsa família para analisar como componentes da estrutura econômica estadual estão relacionados à dinâmica da tendência regional e nacional. Porém, destaca-se que as correlações apresentadas nas tabelas a seguir apenas apresentam indícios de quais componentes merecem mais atenção na análise sobre a dinâmica da tendência regional, estando sujeitas a um estudo mais aprofundado posteriormente.

Ressalta-se, novamente, que tendência nacional se refere ao movimento oriundo da “sensibilidade” dos estados ao fator nacional, $\omega_{n,r}F_t^c$, de modo que as diferenças de tendência entre os estados se devem a $\omega_{n,r}$. Dado posto, a Tabela 2.1, apresenta as correlações de algumas variáveis que caracterizam a estrutura econômica estadual com a tendência regional e nacional para três cenários distintos: (1) 1993-2003, período pós-implementação do Plano Real; (2) 2004-2011, período de implementação e expansão do Programa Bolsa Família; e (3) 1993-2011, que contempla ambos os períodos, destaca-se que este é o maior intervalo temporal possível devido a restrição dos dados obtidos no Ipeadata e DATASUS.

⁹ De modo a não se alongar demasiadamente, a referida subseção trata apenas da tendência regional e nacional da pobreza para todas as fontes de rendimento, porém, encontra-se no apêndice os resultados da pobreza para rendimento do trabalho principal e da extrema pobreza para rendimento de todas as fontes.

Tabela 2.1 – Correlação à estrutura econômica para as tendências da pobreza (todas as fontes)

Tendência Regional da Pobreza (Rendimento de todas as fontes)			
	1993-2003	2004-2011	1993-2011
Gini	0.3162***	-0.3305***	0.2972***
PIB <i>per capita</i>	-0.2949***	0.1098	-0.3980***
Pop. Ocupada	-0.1214*	0.1209	-0.1203**
Urbanização	-0.2724***	0.1560*	-0.2966***
PBF (famílias)	-	-0.0464	-
PBF (valor)	-	-0.2365***	-
Tendência Nacional da Pobreza (Rendimento de todas as fontes)			
	1993-2003	2004-2011	1993-2011
Gini	-0.0900	0.0614	0.3568***
PIB <i>per capita</i>	0.2336***	0.1602*	0.0158
Pop. Ocupada	0.0955	0.1112	0.0280
Urbanização	0.0786	0.1442*	-0.0449
PBF (famílias)	-	-0.3201***	-
PBF (valor)	-	-0.6413***	-

Nota: Elaborada pelo autor com dados obtidos na PNAD; DATASUS e Ipeadata. Gini: índice de desigualdade; PIB *per capita*: produto interno bruto *per capita*; Pop. Ocupada: Número de pessoas que estavam trabalhando na semana de referência da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE); Urbanização: taxa de urbanização; PBF: Programa Bolsa Família. Resultados para correlação de Pearson; Hipótese nula: $H_0 : \rho = 0$ (o coeficiente de correlação não é significativamente diferente de zero). * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Observa-se por meio dos resultados apresentados na tabela acima, considerando todo o período, sinais de que o crescimento econômico estadual apresenta correlação inversa a tendência regional, o que sugere que maiores níveis de PIB *per capita*, população ocupada e taxa de urbanização estão correlacionados a menor participação local na pobreza do estado. No entanto, cabe destacar que o nível de desigualdade é positivamente correlacionado a tendência regional, o que sugere que maiores níveis de desigualdade estão relacionados com maiores níveis de tendência regional na pobreza do estado.

No que diz respeito ao programa bolsa família, tanto para o volume de famílias beneficiadas quanto para o valor do benefício, que foram crescentes ao longo do período, observa-se correlação negativa com a tendência regional. Porém, apenas a correlação entre o valor do benefício e o referido componente apresentou significância, diferentemente do volume de famílias beneficiadas.

Para a tendência nacional da pobreza, se observa diferença expressiva dos resultados da tendência regional. Verifica-se, considerando-se o período integral da amostra, que apenas a correlação para o índice de Gini apresentou significância estatística, o que sugere que estados com menores níveis de desigualdade estão sujeitos a apresentar maior redução da pobreza por meio de choques agregados. Semelhantemente, entre 1993 e 2003, os resultados sugerem que

estados mais ricos foram aqueles que tiveram condição de aproveitar em melhores condições os benefícios do plano real (choque agregado), uma vez que o PIB *per capita* apresentou correlação positiva e estatisticamente significativa. Ademais, entre 2004 e 2011, o Bolsa Família apresenta correlação negativa e significativa para o valor do benefício e o volume de famílias beneficiadas, de modo que maior o valor e volume de beneficiários menor a tendência nacional.

Agora, com base nos períodos em que se observou mudanças na dinâmica da pobreza, discutidos nas seções anteriores, se estabelece cenários temporais distintos para analisar a correlação entre algumas características da composição domiciliar e as tendências regional e nacional. Para tal, com base no decreto nº 6.135, de 26 de junho de 2007, que dispõe sobre o Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal, utilizou-se na amostra apenas indivíduos com rendimento mensal inferior a meio salário mínimo¹⁰.

As variáveis utilizadas na análise de correlação entre as características da composição domiciliar nos estados e as tendências regional e nacional são: “Idade”, corresponde à média de idade do chefe do domicílio; “Moradores”, média de moradores no domicílio; “15menos”, média de indivíduos com idade inferior a 15 anos; “Mulher”, proporção de mulheres chefiando domicílios; “Não Branco”, proporção de não branco chefiando domicílios. A evolução destas variáveis ao longo do período em estudo pode ser encontrada no Apêndice A, Figura A.4.

Tabela 2.2 – Correlação entre as características da composição domiciliar para as tendências da pobreza (todas as fontes)

	Tendência Regional da Pobreza (Rendimento de todas as fontes)				
	1981-1990	1991-2003	2004-2014	2015-2019	1981-2019
Idade	0.0706	-0.1952***	0.4587***	-0.4169***	-0.1662***
Moradores	0.2132***	0.5129***	-0.4067***	0.5117***	0.4293***
15menos	0.1212	0.4942***	-0.4232***	0.4700***	0.4240***
Mulher	-0.0690	0.2228***	0.0515	-0.3676***	-0.0295
Não Branco	0.0894	0.5491***	-0.5718***	0.4533***	0.4692***
	Tendência Nacional da Pobreza (Rendimento de todas as fontes)				
	1981-1990	1991-2003	2004-2014	2015-2019	1981-2019
Idade	-0.1528**	0.2283***	-0.0460	-0.0580	0.5718***
Moradores	0.0575	0.1298**	0.3668***	-0.0029	0.5369***
15menos	0.1152	0.0210	0.4353***	-0.0396	0.4450***
Mulher	-0.1199	0.0858	-0.3694***	-0.2746***	-0.6184***
Não Branco	0.0253	-0.2471***	-0.1798**	0.0147	-0.2906***

Nota: Elaborada pelo autor com dados obtidos na PNAD. Resultados para correlação de Pearson; Hipótese nula: $H_0 : \rho = 0$ (o coeficiente de correlação não é significativamente diferente de zero). * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

¹⁰ Os dados da PNAD e PNADc para rendimento mensal de todas as fontes foram deflacionados para 2019, e se excluiu da amostra todos os indivíduos com rendimento superior a meio salário mínimo de 2019, condição necessária para participar do programa.

Com base na Tabela 2.2, para o período de 1981 a 1990, apenas a quantidade de pessoas que habitam o domicílio apresentou significância estatística, correlação esta que é positiva. Logo, tal resultado sugere que quanto maior o número de moradores no domicílio maior a tendência regional na dinâmica da pobreza. Para o período seguinte, 1991 a 2003, todas as variáveis apresentaram significância, a maior correlação observada foi para a proporção de chefes domiciliares não brancos, 0.5489, seguida pela quantidade de pessoas que habitam o domicílio, 0.5129, ambas positivamente correlacionadas a tendência regional.

Ademais, para o período entre 2004 e 2014, destaca-se novamente entre as maiores correlações a quantidades de membros domiciliares, quantidade de indivíduos com idade inferior a 15 anos e a proporção de chefes domiciliares não brancos. No entanto, as correlações apresentadas são negativas, o que pode ser indício da fase de maior expansão do programa bolsa família, uma vez que para os cenários anteriores tal sinal não era observado.

Por fim, ressalta-se que o período entre 2015 e 2019 é marcado pela mais longa e severa recessão da última década. Assim, a partir da crise político-econômica iniciada em 2014 se observa uma inversão da tendência de queda da pobreza, a qual apresentava queda acentuada desde 2003, Figura 2.1. Logo, o cenário alternativo correspondente ao período posterior a 2014, visa analisar se, e como, a relação entre as características domiciliares estaduais e a tendência regional foram afetadas com a recessão. Observa-se que os sinais apresentados no cenário anterior se invertem, desse modo, o número de moradores, o número de indivíduos com menos de 15 anos e o chefe domiciliar ser não branco apresentaram correlação positiva com a tendência regional. Apenas idade e sexo do chefe do domicílio apresentaram correlação negativa.

Quando se considera todo o período, 1981-2019, observa-se que o chefe domiciliar ser não branco está positivamente correlacionado com a tendência regional, uma possível justificativa se encontra no fato do setor de serviços ser, em sua maioria, composta por indivíduos com estas características, setor este mais sujeito a situação econômica local. Adicionalmente, a variável idade apresentou correlação negativa, tal resultado pode ser reflexo das políticas sociais de transferência de renda, como o benefício de prestação continuada (BPC) que garante um salário mínimo por mês ao idoso com idade igual ou superior a 65 anos, reduzindo a contribuição regional para a pobreza.

No que diz respeito aos resultados das correlações para tendência nacional da pobreza, considerando todo o período, apenas a média de moradores no domicílio e de indivíduos com idade inferior a 15 anos apresentaram resultados semelhantes aos da tendência regional. Assim,

a correlação para a idade do chefe do domicílio foi positiva. Diferentemente, a proporção de não brancos chefiando domicílios apresentou correlação negativa, sugerindo que o crescimento da proporção de chefes não brancos está relacionado de alguma forma ao movimento de redução da pobreza observado por meio da tendência nacional, talvez indício de políticas públicas nacionais de combate à pobreza. Nesse mesmo sentido, a proporção de mulheres chefiando domicílios também apresentou correlação negativa, resultado diferente do obtido para a tendência regional que não apresentou significância estatística.

2.5.4 *Influência de Fatores Nacional e Locais nos ciclos Regionais da pobreza*

Para obter uma percepção exata da proporção da variação da pobreza que se deve a cada um dos fatores, a Tabela 2.3 apresenta as decomposições da variância nacional e local para a proporção de pobres, referente ao rendimento de todas as fontes e ao rendimento da ocupação principal, e extremamente pobres, para todas as fontes de rendimento.

Tabela 2.3 – Decomposição da Variância

	P0_TOT		P0_TRB		EP_TOT	
	Nacional	Local	Nacional	Local	Nacional	Local
N1	0.809	0.191	0.884	0.116	0.829	0.171
AM	0.817	0.183	0.856	0.144	0.710	0.290
PA	0.804	0.196	0.848	0.152	0.817	0.183
BA	0.789	0.211	0.876	0.124	0.854	0.146
PE	0.839	0.161	0.889	0.111	0.905	0.095
NE1	0.276	0.724	0.440	0.560	0.650	0.350
NE2	0.675	0.325	0.800	0.200	0.843	0.157
NE3	0.538	0.462	0.693	0.307	0.851	0.149
CE	0.503	0.497	0.696	0.304	0.827	0.173
MS	0.775	0.225	0.813	0.187	0.760	0.240
MT	0.604	0.396	0.675	0.325	0.587	0.413
SP	0.797	0.203	0.864	0.136	0.580	0.420
SE1	0.463	0.537	0.649	0.351	0.482	0.518
MG	0.807	0.193	0.894	0.106	0.761	0.239
RS	0.249	0.751	0.577	0.423	0.366	0.634
PR	0.694	0.306	0.795	0.205	0.439	0.561
SC	0.654	0.346	0.642	0.358	0.254	0.746
CO1	0.841	0.159	0.848	0.152	0.777	0.223

Nota: Elaboração própria.

Em geral, os resultados apontam que a pobreza e extrema pobreza brasileira é explicada em sua maioria pelo fator nacional, independentemente dos indicadores utilizados.

Todavia, destaca-se que estados como NE1 e RS, para a proporção de pobres com base no rendimento de todas as fontes, apresentam mais de 70% da variação da pobreza observada explicada por fatores locais. Já NE3, CE e SE1 apresentam maior equilíbrio na participação de

cada fator na dinâmica da pobreza.

No que diz respeito a proporção de extremamente pobres com relação ao rendimento de todas as fontes, o fator local é o maior responsável por explicar a extrema pobreza observada no período para SE1, RS, PR e SC. Por fim, destaca-se que apenas para NE1 o fator local foi aquele que explicou maior parte da pobreza, quando considerado somente o rendimento da ocupação principal.

2.5.5 *Contraste das Tendências Regionais com o Crescimento pró-pobre*

De modo a observar como o desenvolvimento da pobreza ocorreu para cada quantil de rendimento desenvolveu-se, conforme apresentado em Ferreira *et al.* (2019), a Curva de Incidência do Crescimento (em inglês conhecida como GIC). Assim, é possível saber como a distribuição de renda como um todo evolui entre dois períodos, uma vez que esta descreve a taxa de crescimento da renda em cada quantil τ da distribuição de rendimentos entre dois períodos. Para qualquer $q_{t-1}(\tau) \neq 0$, podemos então escrever GIC como:

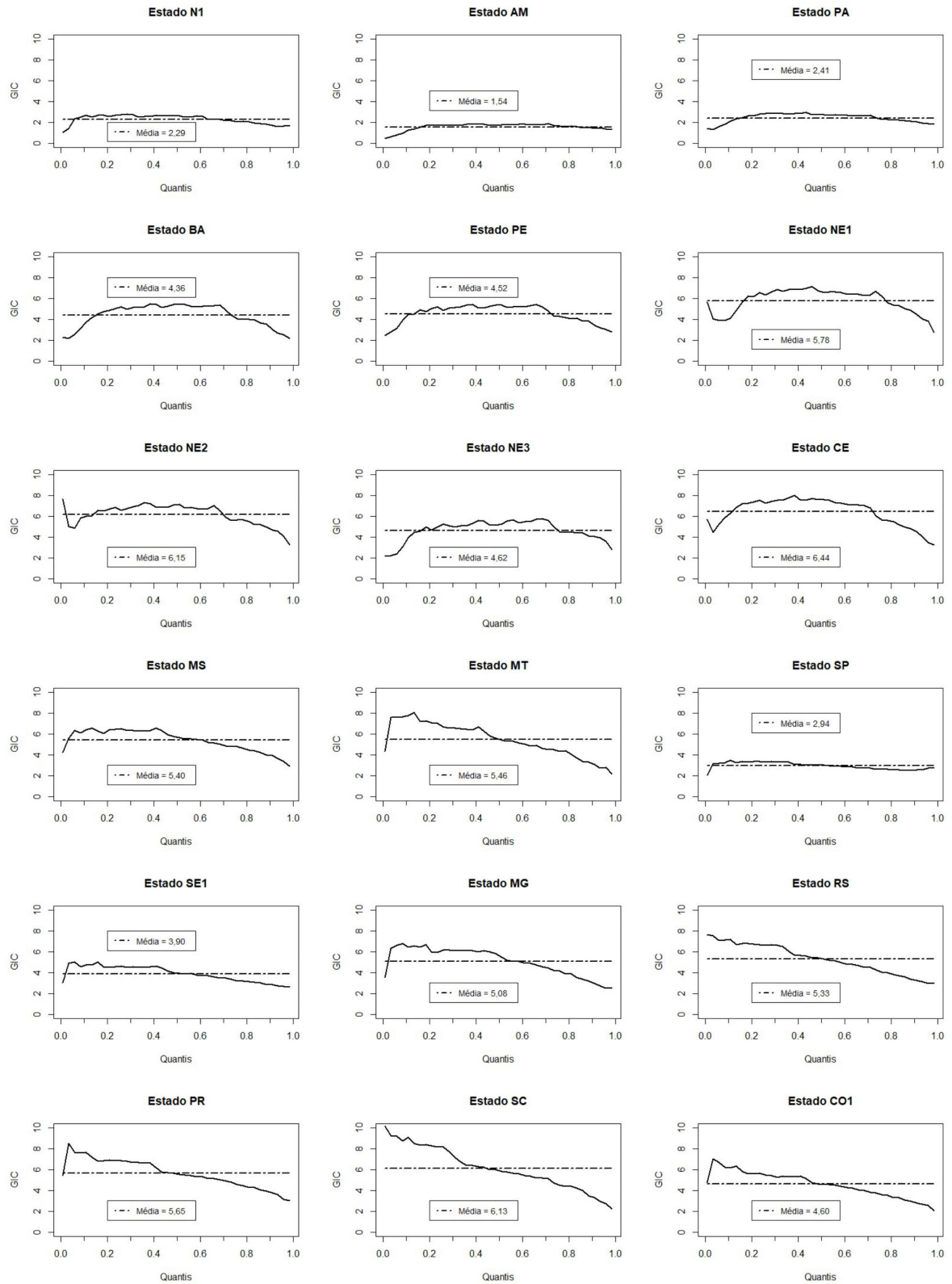
$$GIC(\tau) = \frac{q_t(\tau)}{q_{t-1}(\tau)} - 1 \quad (2.15)$$

Assim, para tal exercício, adotou-se o período entre 1988/1989 e 2018/2019. Ressalta-se que a opção de usar dois anos para início e fim do período no modelo minimiza a possibilidade encontrar um resultado que esteja fortemente influenciado por um evento específico a um determinado ano. Além disso, restringiu-se a amostra a indivíduos com idade superior a 15 anos que relatam rendimentos de trabalho positivos, indivíduos com valores faltantes de renda foram excluídos da amostra. Por fim, a amostra foi dividida em 40 partes, isolando os rendimentos em intervalos de 2,5%.

Dado posto, a Figura 2.10 apresenta a GIC para o rendimento domiciliar *per capita* para todas as fontes de rendimento. A linha apresentada nos gráficos abaixo representa o crescimento para cada quantil de renda, enquanto a linha horizontal tracejada corresponde ao crescimento médio do rendimento entre os quantis para o período em estudo. Observa-se, em geral, que o crescimento da renda é bastante distinto entre os estados, diferindo em magnitude e em tendência da GIC. Enquanto CE, NE2 e SC, por exemplo, foram os únicos a apresentar crescimento do rendimento médio acima de seis vezes o do período inicial, AM apresentou crescimento de apenas 1,54.

Os estados da região Norte, N1, AM e PA, em conjunto com SP apresentaram

Figura 2.10 – Curva de incidência do crescimento, 1988/1989 – 2018/19 (Renda de todas as fontes, idade > 15)



Nota: Elaboração própria.

GIC achatada, praticamente horizontal. No entanto, ainda é possível observar que os mais pobres foram aqueles que apresentaram menor crescimento, em praticamente todos esses estados mencionados a GIC para os 10% mais pobres é menor que o crescimento médio, enquanto os demais flutuam entorno da linha do crescimento médio.

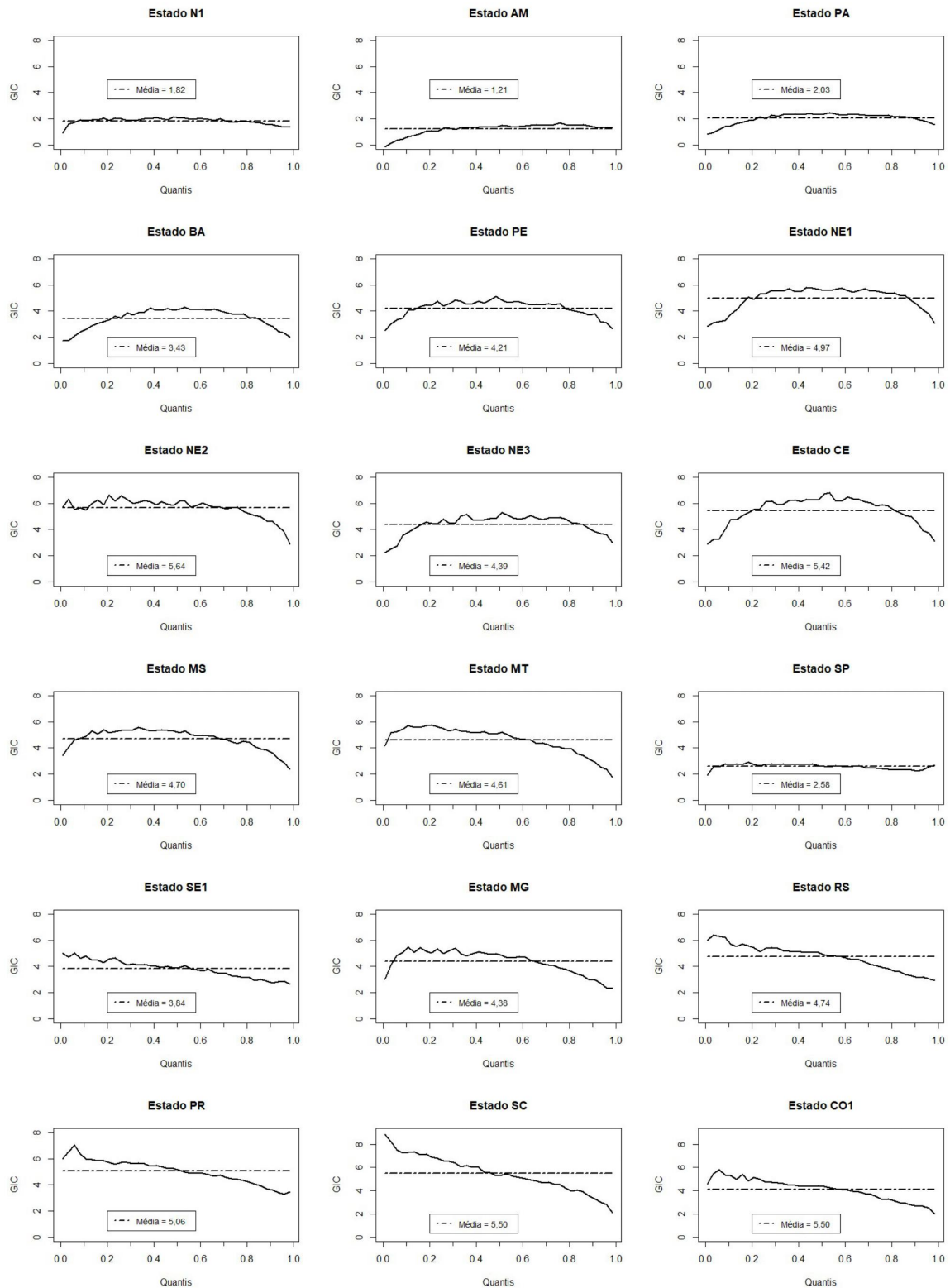
Além disso, é possível perceber que os estados da região Nordeste, BA, PE, NE1, NE2, NE3 e CE, apresentaram maior crescimento para os indivíduos da classe média, entre os 10% mais pobres e os 30% mais ricos, onde apenas estes cresceram acima da média observada para o período.

As regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, em maior ou menor medida, apresentam crescimento pró-pobre, aqui considerado como maior crescimento do pobre em relação aos mais ricos, ou seja, observa-se uma redução do crescimento da renda à medida que se analisa os maiores quantis de rendimento. Embora os estados das referidas regiões, exceto SP, tenham apresentado tendência negativa, RS e SC foram os estados que apresentaram os melhores resultados a favor dos mais pobres, com crescimento de 8 e 10 vezes o valor do período inicial, respectivamente.

Adicionalmente, a Figura 2.11 apresenta a GIC para o rendimento domiciliar *per capita* para o rendimento da ocupação principal. Observa-se que os resultados obtidos são muito semelhantes a aqueles apresentados na Figura 2.10, i.e., os resultados para N1, AM, PA e SP apresentaram GIC flutuando em torno do crescimento médio da renda, embora para AM e PA os 20% mais pobres apresentem crescimento abaixo da média. Os estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste, novamente apresentaram GIC com tendência negativa, i.e., crescimento pró-pobre. Em geral, os estados da região Nordeste apresentaram maior crescimento para os indivíduos da classe média. Porém, considerando-se somente o rendimento da ocupação principal, NE2 apresenta maior flutuação em torno do crescimento médio, com redução acentuada do crescimento para os 20% mais ricos.

Posto isto, destaca-se o fato de que aparentemente a forma como o crescimento da renda se distribui entre os quantis independe se a maior participação advém do fator nacional ou local, o exemplo mais claro disso é RS e SC. Enquanto, para SC, o fator nacional é responsável por explicar 65,4% da dinâmica apresentada, apenas 24,9% da pobreza observada pode ser explicada pelo fator nacional para o RS (rendimento de todas as fontes), conforme apresentado na Tabela 2.3. Além disso, com base na Figura 2.7, embora a tendência comum em ambos estados seja semelhante, a tendência regional para o RS é horizontal e aparentemente não contribuiu para

Figura 2.11 – Curva de incidência do crescimento, 1988/1989 – 2018/19 (Rendimento da ocupação principal, idade > 15)



Nota: Elaboração própria.

a redução da pobreza, enquanto a tendência regional de SC é negativa, reforçando o movimento de redução da pobreza. Logo, com base nos resultados já apresentados não é possível afirmar a

existência de um padrão que explique porque alguns estados apresentaram crescimento pró-pobre e outros não. Todavia, para a decomposição da variância da extrema pobreza, observa-se que para os estados da região sul o componente local explica a maior parte da variação observada no período, estados estes que apresentaram crescimento pró-pobre.

2.6 Considerações finais

Por mais que as políticas macroeconômicas possam afetar os fatores que possibilitam a saída da pobreza e extrema pobreza simultaneamente nas diversas regiões, a intensidade com que essas políticas são absorvidas é diferenciada devido a heterogeneidade das características estaduais. Logo, o presente estudo parte do pressuposto de que a dinâmica da pobreza e extrema pobreza é a soma de dois componentes não observáveis, um componente comum e um componente idiossincrático refletindo choques locais, permitindo assim a decomposição desses índices por meio de um modelo de componentes não observados em painel.

Observa-se na tendência do componente comum aos estados três momentos de destaque, em que se verifica aumento no ritmo de redução da pobreza em 1990 e 2003, e reversão para crescimento após 2014, os quais correspondem respectivamente com: i) controle inflacionário, o qual se torna mais efetivo com a implementação do plano real; ii) valorização do salário mínimo, expansão significativa das transferências de renda assistenciais e elevada demanda por commodities, por consequência expressiva valorização da taxa de câmbio real favorecendo o crescimento dos serviços domésticos não comercializáveis; iii) Crise político-econômica iniciada em 2014.

Além disso, observou-se que a dinâmica da pobreza e extrema pobreza dos estados apresenta um componente local, o qual está correlacionado negativamente com o PIB *per capita*, taxa de ocupação do mercado de trabalho e de urbanização, e positivamente com o índice de Gini. Assim, estados com maior desigualdade, com economia e mercado de trabalho menos desenvolvidos apresentam maior participação local na pobreza observada. Além disso, tanto o número de famílias quanto o valor do benefício do programa bolsa família estão negativamente correlacionados com a tendência regional, sugerindo que o crescimento de tal política reduz a participação local na dinâmica da pobreza.

Em geral, observa-se que no período de 1981-2019 em relação a composição domiciliar, domicílios chefiados por mulheres e não brancos estão relacionados a maior participação nacional na pobreza, em contra partida, domicílios com maior números de moradores, crianças e

adolescentes, e com chefe domiciliar mais velho apresentam menor contribuição nacional na dinâmica da pobreza.

No que diz respeito ao crescimento da renda dos mais pobres, os resultados obtidos não apresentam um padrão bem definido que se possa observar como os fatores nacionais e locais interferem na distribuição dos rendimentos entre ricos e pobres. No entanto, observa-se que os estados da região Sul, Sudeste e Centro-Oeste foram aqueles que apresentaram maior crescimento da renda do pobre em relação aos mais ricos. Por outro lado, os estados da região Norte foram aqueles em que os mais pobres apresentaram menor crescimento da renda, ficando abaixo da média de crescimento entre os quantis de renda.

Apesar dos resultados da decomposição da pobreza demonstrarem que o fator nacional é, em praticamente em todos os casos, o maior responsável por explicar a dinâmica da pobreza e extrema pobreza, existem alguns estados em que o componente local é o principal responsável. Assim sendo, iniciativas de combate à pobreza e extrema pobreza que surjam das esferas estaduais, em complementariedade as políticas macroeconômicas executadas pela esfera federal, são instrumentos relevantes na redução da pobreza e extrema pobreza, agindo onde políticas macroeconômicas dificilmente obteriam os resultados desejados. Assim, debates e projetos de lei semelhantes a nº 5343 de 2020, citado na introdução deste trabalho, são extremamente relevantes.

3 A DINÂMICA DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA EM NÍVEL ESTADUAL E SUA RELAÇÃO COM CHOQUES AGREGADOS: BRASIL 1976-2019

3.1 Introdução

O Brasil é um país de acentuados contrastes socioeconômicos, não apenas entre indivíduos, mas também entre estados e regiões. De acordo com Ferreira *et al.* (2006), durante a década de 1980, a desigualdade no Brasil era a segunda maior do mundo, atrás apenas de Serra Leoa. Apesar da grande redução da pobreza e da desigualdade vivenciada nos anos mais recentes, o Brasil ainda se encontra entre os países mais desiguais¹.

O desempenho macroeconômico foi muito ruim entre os anos 1980 e o início dos anos 1990. A taxa média de crescimento do PIB caiu de um desempenho chinês de 8% ao ano na década de 1970 para uma média de 3% ao ano nas décadas de 1980 e 1990. Ao mesmo tempo, a taxa de inflação anual brasileira tornou-se o problema econômico mais premente, e as tentativas malsucedidas de estabilização aparentemente aceleraram o processo inflacionário². Somente em 1994, com a implementação do Plano Real, as taxas de inflação brasileiras diminuíram a partir de níveis de hiperinflação, mas ainda elevadas em comparação aos níveis do mundo desenvolvido.

A distribuição de renda e a instabilidade macroeconômica são, portanto, algumas das preocupações centrais no Brasil. A literatura empírica que relaciona essas variáveis é vasta, e os resultados sugerem que o crescimento favorece classes no espectro inferior da distribuição de renda. Embora os resultados sobre a inflação sejam mistos para os dados dos EUA (ver Metcalf (1969), Thurow (1970), Blinder e Esaki (1978), Beach (1977), Coibion *et al.* (2012) e outros), evidências cruzadas geralmente apóiam a hipótese de que a instabilidade macroeconômica (baixo crescimento, alto desemprego e inflação) não é um bom negócio para os pobres, como em Galli e Hoeven (2001), Easterly e Fischer (2001), López (2003).

Segundo o IBGE (2020b), em 2019 a metade da população brasileira correspondia a 15,6% da renda observada, enquanto os 10% com maior renda respondiam por 42,9% de toda a renda. No mesmo ano, observou-se que a Região Sul foi a que apresentou a menor desigualdade de renda (0,467 em 2019), ao contrário da Região Nordeste, cujo Gini foi de 0,559 em 2019, apresentando o maior crescimento do indicador entre 2012 e 2019 (2,4%) e o único a apresentar crescimento percentual em relação ao ano anterior (2,5%).

¹ Catalogou-se os dados do *World Bank Development Indicators* (<http://databank.worldbank.org>), em uma lista de 115 países com dados disponíveis no período 2010-2014, o Brasil é o oitavo mais desigual.

² Ver Barros *et al.* (2015), Cerqueira (2007) e Franco (1996).

Diante disso, observa-se que o Brasil se caracteriza pela relativa concentração de produção e renda nas regiões Sul e Sudeste, com maior índice de pobreza nas regiões Norte e Nordeste. Assim, há maior incidência de ricos em regiões como Sul e Sudeste, enquanto as regiões Norte e Nordeste apresentam proporções muito menores de ricos por habitante (MEDEIROS, 2004). O que se observa é que as desigualdades regionais influenciam a dinâmica do mercado de trabalho (MANSO *et al.*, 2010), a espacialização da riqueza nacional (AZZONI, 2001) e, conseqüentemente, a pobreza (BARROS; FOGUEL, 2000).

O fato de o Brasil ser um país de dimensões continentais, as diferenças são muitas, sejam históricas, culturais ou econômicas, de modo que se torna um desafio conhecer o grau de diversidade da sociedade e compreender como as diferenças tornam-se motivo de desigualdade de oportunidades e formas de exclusão social em diferentes regiões do país (FERNANDES, 2001).

Vale ressaltar que alguns fatores podem afetar simultaneamente a desigualdade de renda em todas as regiões, embora não apresentem necessariamente os mesmos resultados em todas elas. Por exemplo, de acordo com Hoffmann (2006), o programa de transferência condicional de renda Bolsa-Família é responsável por 31% da redução da desigualdade no Brasil no período 2002-2004, mas na região Nordeste 87% da redução da desigualdade se deve ao programa Bolsa-Família.

Firpo e Reis (2007) argumentam que a queda na desigualdade salarial brasileira entre 2001 e 2005 pode ser explicada pela valorização do salário mínimo bem acima da inflação. O aumento do salário mínimo teria contribuído com 36% da redução da desigualdade calculada pelo índice de Gini, para o índice de Theil a contribuição do salário mínimo corresponderia a 30% da variação total, enquanto para o índice de Theil-L a contribuição teria sido de 60%.

Outro componente importante é a manutenção da estabilidade de preços, uma vez que uma alta influencia o poder de compra dos pobres de forma mais negativa do que a dos ricos e, por sua vez, aumenta a diferença de renda entre os mais pobres e os mais ricos (DEYSHAPPIYA, 2017). Conclusões semelhantes são encontradas em Law e Soon (2020), no entanto, os autores argumentam que embora um aumento da inflação aumente a desigualdade de renda, tal efeito pode ser mitigado por uma melhor qualidade institucional. Em sentido semelhante, é observado em Berisha *et al.* (2020), com foco particular nas economias do BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul), que a consequência não intencional de políticas que induzem crescimento econômico e preços mais altos é maior desigualdade de renda.

Além dos efeitos de choques nacionais, mudanças na desigualdade de renda também podem ocorrer devido a fatores que diferem entre regiões e estados, como renda do trabalho, discriminação e segmentação no mercado de trabalho.

Assim, este estudo avalia o grau em que a persistência da desigualdade no Brasil é um fenômeno nacional ou regional. Para resolver este problema adotou-se uma abordagem bayesiana para estimar um modelo de fator latente dinâmico (DFM), uma ferramenta padrão na medição de co-movimentos entre variáveis (KOSE *et al.*, 2003), (CRUCINI *et al.*, 2011), (NEELY; RAPACH, 2011), (KOSE *et al.*, 2012), (HIRATA *et al.*, 2013) e outros.

Para dar mais robustez ao trabalho, aplicou-se um DFM usando cinco medidas de desigualdade para extrair os fatores: índice de Gini; as razões de desigualdade 50/10 e 90/50, o índice de Theil e o desvio padrão dos logs. Por exemplo, o índice de Gini é mais sensível a mudanças próximas ao centro da distribuição, a variável 90/50 mostra a disparidade de renda entre a extremidade superior e a média da distribuição de renda, o índice de Theil é mais sensível a diferenças no topo da distribuição, enquanto o desvio padrão dos logs é mais sensível a diferenças na parte inferior da distribuição. O DFM decompõe os fatores que explicam as flutuações nas medidas de desigualdade em: (i) fator nacional, que captura as flutuações comuns a todas as medidas de desigualdade entre os estados brasileiros; (ii) fator estadual, refere-se às flutuações comuns das medidas de desigualdade em cada estado; e (iii) fator idiossincrático. Por construção, os fatores são ortogonais, portanto, qualquer choque que afete todas as medidas de desigualdade em todos os estados será capturado pelo fator nacional.

A ideia por trás da estratégia é que embora choques agregados potencialmente associe co-movimentos em medidas de desigualdade entre os estados e, portanto, é melhor capturada pelo fator nacional, as políticas nacionais contra a pobreza, por exemplo, tendem a produzir co-movimentos regionais porque concentram esforços nos estados mais pobres.

Portanto, o procedimento aqui adotado consiste em duas etapas. Primeiro, identifica-se o fator nacional, o qual tem mais probabilidade de ser impulsionado pelos choques agregados. Em segundo lugar, busca-se realizar uma análise sobre a relação entre o fator nacional e os choques agregados. Assim, contribui-se com a literatura empírica analisando a natureza da dinâmica da distribuição de renda brasileira, um dos países mais desiguais do mundo, utilizando dados de 1976 a 2019.

O principal achado é que o fator nacional explica, em média, a maioria das medidas de desigualdade de co-movimentos no Brasil. Embora na região Norte, o fator estadual foi

o maior responsável pela dinâmica da desigualdade observada. Além disso, ao se considerar a desigualdade entre aqueles do espectro inferior da distribuição de renda, a razão 50/10, o fator idiossincrático foi o principal responsável pela desigualdade observada. Também testou-se a influência de choques agregados na dinâmica dos fatores nacionais usando um modelo de correlação. Os resultados mostram que o fator nacional responde a choques agregados como inflação, salário mínimo e crescimento econômico.

Este artigo está organizado da seguinte forma. Na seção 3.2, apresenta-se o Modelo de Fator Dinâmico Bayesiano. Na seção 3.3, apresenta-se os dados e discute-se as particularidades de cada medida de desigualdade. Na seção 3.4, os resultados são apresentados, mostrando o comportamento do fator comum, a decomposição da variância e a ligação entre o fator nacional e os choques agregados. Finalmente, na seção 3.5, as conclusões.

3.2 Aspectos metodológicos

A desigualdade de renda é uma questão complexa, com múltiplas origens, com interpretações ambíguas, muitas vezes conflitantes e de difícil resolução (LEVIN *et al.*, 2012). Nesse sentido, questiona-se até que ponto a desigualdade, aqui referindo-se ao Brasil, é um fenômeno nacional ou regional.

Para responder a esta pergunta, o modelo de fator dinâmico latente (DFM) foi adotado conforme especificado em Neely e Rapach (2011):

$$y_{i,j,t} = \beta_{i,j}^n f_t^n + \beta_{i,j}^s f_{j,t}^s + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3.1)$$

Onde $y_{i,j,t}$ são as medidas de desigualdade para o estado j ($j = 1, \dots, N$) do ano $t - 1$ a t ($t = 1, \dots, T$) para cada índice i ($i = 1, \dots, 5$). O fator nacional, f_t^n , captura flutuações comuns entre as medidas de desigualdade de todos os estados considerados. Os fatores estaduais, $f_{j,t}^s$, referem-se a co-movimentos em cada um dos $j = 25$ estados. As cargas fatoriais, $\beta_{i,j}^n$ e $\beta_{i,j}^s$, capturam a sensibilidade das medidas de desigualdade a mudanças nos fatores latentes; e $\varepsilon_{i,j,t}$ é um componente idiossincrático que captura a dinâmica específica das medidas de desigualdade e os erros de medição.

Os fatores e o componente idiossincrático seguem um processo autorregressivo³

³ Usou-se a especificação AR(2). Adicionar mais defasagens não alterou nossos resultados qualitativamente.

descrito em (3.2) - (3.4):

$$\varepsilon_{i,j,t} = \rho_{i,1}\varepsilon_{i,j,t-1} + \rho_{i,2}\varepsilon_{i,j,t-2} + \cdots + \rho_{i,p}\varepsilon_{i,j,t-p} + u_{i,j,t} \quad (3.2)$$

$$f_t^n = \rho_1^n f_{t-1}^n + \rho_2^n f_{t-2}^n + \cdots + \rho_q^n f_{t-q}^n + u_t^n \quad (3.3)$$

$$f_{j,t}^s = \rho_{j,1}^s f_{j,t-1}^s + \rho_{j,2}^s f_{j,t-2}^s + \cdots + \rho_{j,q}^s f_{j,t-q}^s + u_{j,t}^s \quad (3.4)$$

Onde $u_{i,j,t} \sim N(0, \partial_i^2)$, $u_t^n \sim N(0, \partial_n^2)$, $u_{j,t}^s \sim N(0, \partial_{j,r}^2)$, e $E(u_{i,j,t}, u_{i,j,t-r}) = E(u_t^n, u_{t-r}^n) = E(u_{j,t}^s, u_{j,t-r}^s) = 0$ para $r \neq 0$. Conforme apontado por Neely e Rapach (2011), os choques em (3.2) - (3.4) são assumidos como não correlacionados contemporaneamente a todas as antecipações e defasagens, o que implica que os fatores nacionais, estaduais e idiossincráticos são ortogonais.

O fator não é observável, portanto, não se pode usar técnicas de regressão convencionais. De acordo com Jackson *et al.* (2015), no caso de um fator, a análise de componentes principais, uma técnica popular para estimar modelos de fatores latentes, funciona bem. No entanto, à medida que a complexidade do modelo aumenta, as abordagens bayesianas produzem resultados mais precisos. Assim, no caso de três fatores aqui utilizado, empregou-se a abordagem Bayesiana de Otrok e Whiteman (1998) e Kose *et al.* (2003) para estimar o modelo.

Para medir a importância de cada fator na variação das medidas de desigualdade a nível estadual, realizou-se decomposições de variância. Por construção, todos os fatores são ortogonais entre si. O cálculo das decomposições de variância com base na Equação 3.1 é:

$$\text{var}(y_{i,j,t}) = (\beta_{i,j}^n)^2 \text{var}(f_t^n) + (\beta_{i,j}^s)^2 \text{var}(f_{j,t}^s) + \text{var}(\varepsilon_{i,j,t}) \quad (3.5)$$

Então, a parcela da variância devido ao fator nacional, por exemplo, é:

$$\theta_{i,j}^n = (\beta_{i,j}^n)^2 \text{var}(f_t^n) / \text{var}(y_{i,j,t}), (j = 1, \dots, N), (i = 1, \dots, 5) \quad (3.6)$$

As decomposições de variância devido a outro fator são calculadas de forma semelhante. Assim, $\theta_{i,j}$ representa as contribuições relativas de fatores nacionais, regionais e idiossincráticos para variações nas variáveis agregadas de cada uma das medidas de desigualdade $i = 1, \dots, 5$.

3.3 Dados e os fatores

Na análise empírica deste estudo utilizou-se cinco medidas anuais de desigualdade de renda em 25 estados brasileiros, o índice Gini, as razões de desigualdade 50/10 e 90/50, o

índice de Theil e o desvio padrão dos logs para medir a desigualdade de renda per capita entre os indivíduos. Os dados foram gerados a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), 1976-2015, e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc), 2016-2019, para o período 1976-2019.

Para construção dos indicadores destaca-se que entre 1976 e 1994 o Brasil sofreu mudanças em sua unidade monetária corrente, de modo a tornar comparáveis as unidades monetárias aplicou-se uma taxa de conversão que leva em consideração as mudanças nominais da unidade monetária em relação ao real conforme apresentado em Corseuil e Foguel (2002).

Tabela 3.1 – Estatísticas descritivas do índice de Gini

Estado	Mín.	Máx.	Méd.	D.P.	Estado	Mín.	Máx.	Méd.	D.P.
Norte					Nordeste				
Rondônia	0,445	0,630	0,520	0,048	Maranhão	0,490	0,638	0,552	0,039
Acre	0,468	0,625	0,553	0,039	Piauí	0,497	0,654	0,567	0,045
Amazonas	0,460	0,586	0,523	0,032	Ceará	0,455	0,671	0,573	0,049
Roraima	0,416	0,645	0,505	0,046	Rio G. do Norte	0,488	0,652	0,571	0,037
Pará	0,461	0,678	0,558	0,051	Paraíba	0,504	0,660	0,575	0,040
Amapá	0,460	0,586	0,523	0,032	Pernambuco	0,468	0,643	0,562	0,043
Suldeste					Centro-Oeste				
Minas Gerais	0,476	0,637	0,557	0,050	Alagoas	0,441	0,631	0,540	0,047
Espírito Santo	0,469	0,666	0,559	0,050	Sergipe	0,474	0,647	0,563	0,037
Rio de Janeiro	0,486	0,670	0,558	0,041	Bahia	0,483	0,659	0,565	0,038
São Paulo	0,462	0,593	0,536	0,034	Mato Grosso				
Sul					Goiás				
Paraná	0,454	0,622	0,550	0,047	Distrito Federal				
Santa Catarina	0,422	0,598	0,509	0,050					
Rio G. do Sul	0,457	0,618	0,543	0,043					

Nota: Elaboração própria.

As estatísticas descritivas na Tabela 3.1 mostram que os estados brasileiros experimentaram alta desigualdade de renda durante o período 1976-2019. Optou-se por mostrar aqui apenas as estatísticas descritivas do índice de Gini porque é a medida de desigualdade mais comumente usada. As estatísticas descritivas para outras medidas de desigualdade estão no apêndice e mostram um padrão semelhante. Em geral, os estados do Norte e Nordeste (os mais pobres) apresentam as maiores desigualdades de renda e os estados do Sul, as menores, seguidos das regiões Sudeste e Centro-Oeste.

O Distrito Federal⁴ é a unidade mais desigual, onde a renda dos mais ricos é mais de 4 vezes maior que a média, mas tem uma das menores desigualdades entre os indivíduos na parte inferior da distribuição de renda em comparação com outros estados. Vale ressaltar que

⁴ O Distrito Federal é a sede da capital brasileira e concentra os servidores públicos com maior poder de barganha, resultando na maior desigualdade observada em nossa amostra. Além disso, os reajustes salariais podem estar mais ligados ao ciclo político do que à atividade econômica. Veja Lima (2013) para mais detalhes.

para todos os estados houve maior desigualdade entre a parte inferior da distribuição de renda do que entre a parte superior. Roraima e Santa Catarina são os estados com a distribuição de renda mais equitativa, sendo Santa Catarina o estado que apresenta menor desigualdade na parte inferior da distribuição de renda.

No que diz respeito aos índices de desigualdade, conforme desenvolvido em Pauw (2003), Afonso *et al.* (2015) e Trapeznikova (2019), a escolha de uma métrica é importante para analisar os efeitos de uma política que pode afetar a parte superior e inferior da distribuição de renda de diferentes maneiras. Além disso, dependendo da medida usada, a evolução da desigualdade ao longo do tempo pode apresentar um padrão muito diferente.

Começando com o índice de Gini, ele varia entre 0 e 1, relatando o nível de desigualdade de uma distribuição de renda, onde 0 significa igualdade perfeita e 1 significa desigualdade máxima. Segundo Medeiros (2012) o valor do coeficiente independe da escala utilizada ou da média da distribuição, portanto, as comparações podem ser feitas independentemente de conversão de moedas, deflação, crescimento econômico, etc. Além disso, o índice de Gini é menos sensível à desigualdade associada à extrema riqueza ou pobreza, com maior precisão nos segmentos de renda média da distribuição. Portanto, economias com coeficientes de Gini semelhantes podem ter distribuições de renda muito diferentes, uma vez que as diferenças entre as camadas inferior e superior da distribuição de renda podem ser equilibradas de maneiras diferentes para obter o mesmo Gini (TRAPEZNIKOVA, 2019).

Outras medidas comumente usadas de desigualdade se concentram em pontos ou regiões específicas da distribuição. As proporções 90/50 e 50/10 calculam a disparidade de renda separadamente entre os extremos superior e médio e entre os extremos médio e inferior da distribuição de renda, respectivamente.

Além desses, existem os índices de Theil, que resumem a distância relativa dos pontos da distribuição real em relação a uma distribuição perfeitamente igualitária, onde 0 representa a igualdade perfeita (MEDEIROS, 2012). Tais índices pertencem à família das medidas gerais de entropia, onde se pode escolher um parâmetro α que atribui um peso às distâncias entre as rendas em diferentes partes da distribuição de renda. Os valores mais comuns para α são 0 e 1. Quando $\alpha = 0$, o índice é denominado “L de Theil” ou a medida do “desvio logarítmico médio”, sendo mais sensível a mudanças na parte inferior da distribuição. Quando $\alpha = 1$, o índice é denominado índice “T de Theil” ou, mais comumente, “índice de Theil”, sendo mais sensível a mudanças na parte superior da distribuição. O índice de Theil não é uma medida

relativa de desigualdade e, portanto, seus valores nem sempre são comparáveis em populações de diferentes tamanhos ou estruturas de grupo, tornando mais útil observar sua evolução.

O desvio padrão dos logs também pertence à família geral de medidas de entropia, ou seja, o índice varia de 0 a ∞ , com zero representando uma distribuição perfeitamente uniforme. O desvio padrão dos logaritmos atribui maior peso às transferências na extremidade inferior da distribuição de renda, tornando-se útil para destacar as diferenças na extremidade inferior da escala de renda (PAUW, 2003).

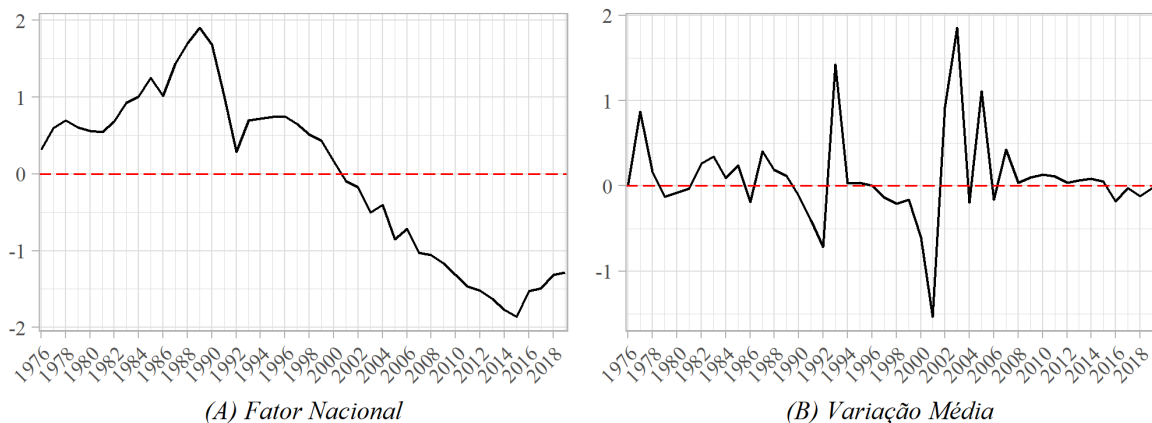
3.4 Resultados

Esta seção expõe a decomposição da desigualdade brasileira observada entre 1976-2019. Assim, na subseção 3.4.1, o fator comum e as cargas fatoriais de desigualdade são mostrados; na subseção 3.4.2, é realizada uma decomposição da variância para cada uma das medidas de desigualdade; na última subseção 3.4.3, é analisada a relação entre o fator nacional e os choques agregados.

3.4.1 Fator comum e cargas fatoriais

Foi estimado um modelo de três fatores dinâmicos: Fator Nacional, Fator Estadual (um para cada estado) e idiossincrático. Ressalta-se que o comportamento da estimativa do fator nacional reflete o ambiente macroeconômico, que pode ser visualizado na Figura 3.1.

Figura 3.1 – Dinâmica do fator nacional

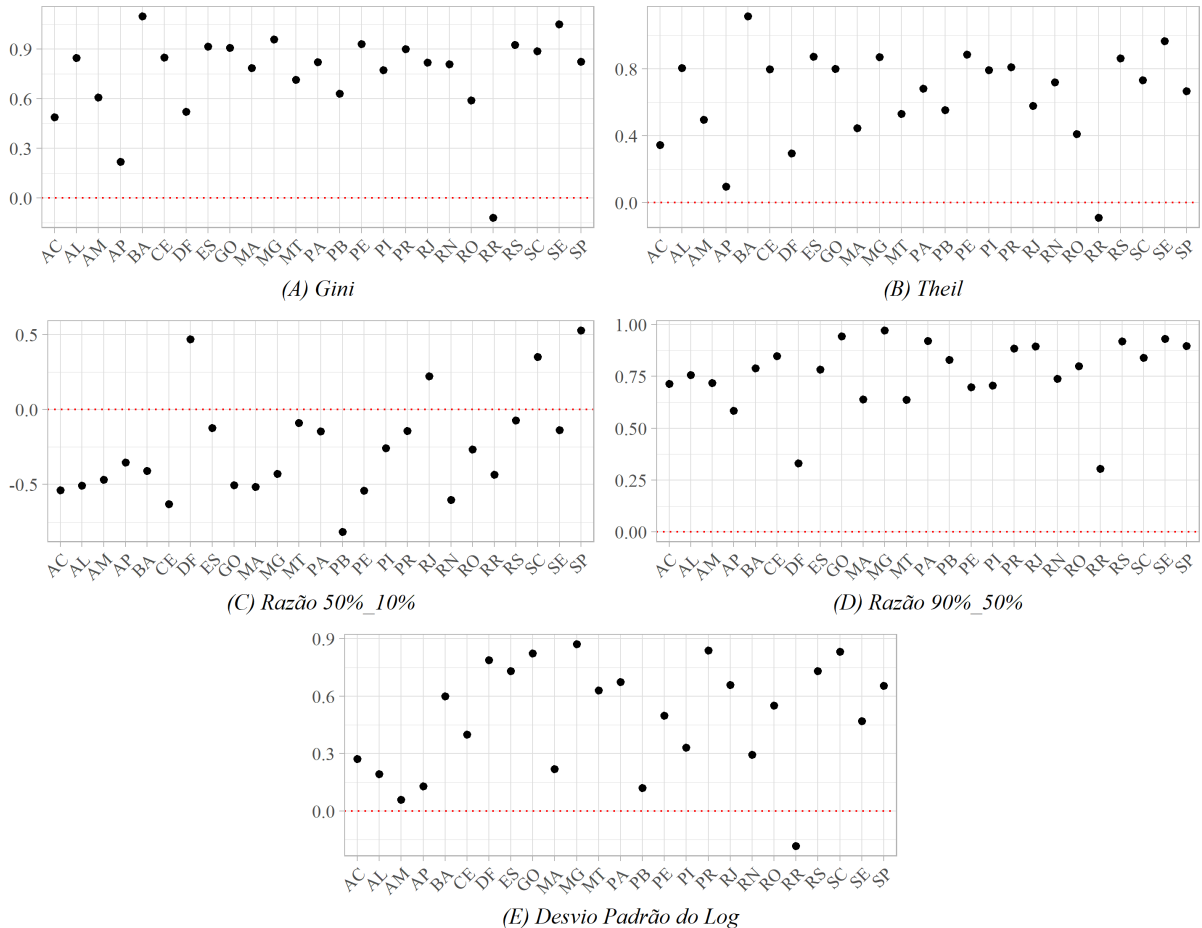


Nota: Elaboração própria.

Os resultados mostram uma redução acentuada do componente comum entre 1989-2015, com maior variação entre 1992-2008. Esse período de redução começa após a criação

da Constituição de 1988 e termina em 2015, ano em que o Brasil passou por uma grande crise política e econômica.

Figura 3.2 – Loadings no fator nacional



Nota: Elaboração própria.

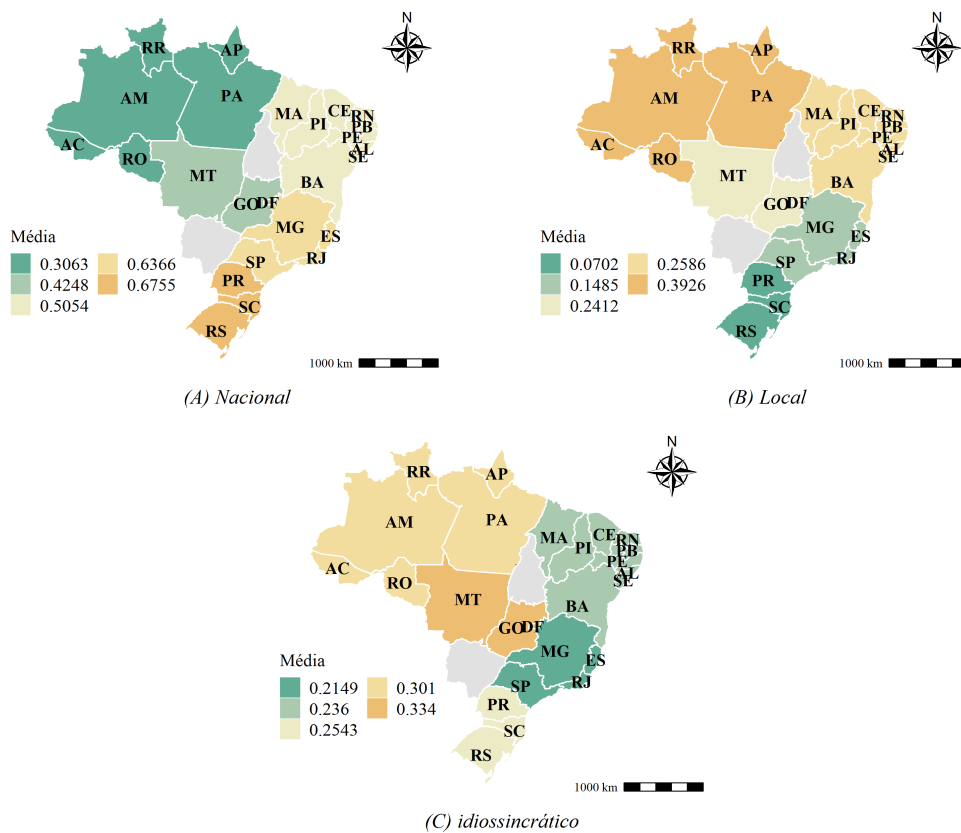
A média estimada das cargas no fator nacional está positivamente relacionada com Gini, Theil, log do desvio padrão e razão de desigualdade 90/50 em quase todos os estados. Normalmente, as cargas fatoriais relativas a Roraima (RR) costumam ser negativas. No entanto, as cargas sobre o fator nacional para a razão de desigualdade 50/10 estão negativamente relacionadas em quase todos os estados. Assim, observa-se que as cargas fatoriais no fator nacional oscilam entre positivos e negativos a depender do estado e do índice de desigualdade. Portanto, não se pode relacionar um aumento do fator nacional a um aumento da desigualdade no Brasil devido à existência de uma relação inversa entre o fator nacional e algumas medidas de desigualdade em alguns estados.

A Figura 3.3 e a Tabela B.5 apresentam as decomposições de variância para a amostra completa. Analisando a média por região, observa-se que o Fator Nacional é claramente o mais

importante na explicação da dinâmica das medidas de desigualdade. Os estados mais pobres e desiguais, no Norte, estão menos expostos ao Fator Nacional do que os estados mais ricos e menos desiguais, nas regiões Sul e Sudeste.

Em outras palavras, o fator estadual é mais poderoso para explicar a dinâmica da desigualdade nos estados mais pobres, como as regiões Norte e Nordeste. Diferentemente das regiões Sul e Sudeste, como pode ser visto na figura a seguir, Figura 3.3.

Figura 3.3 – Resumo das decomposições da variância por região: a média da variância (das medidas de desigualdade) dos Estados da mesma região geográfica explicada por cada fator



Nota: Elaboração própria.

3.4.2 Decomposição da Variância

Para obter uma percepção exata da proporção da variação da pobreza devida a cada um dos fatores, a Tabela 3.2 apresenta as decomposições da variância nacional para cada medida de desigualdade. A decomposição da variância dos outros fatores para cada uma das medidas de desigualdade é apresentada no apêndice. Com exceção da razão 50/10, todas as outras medidas de desigualdade apresentaram maior participação do fator nacional, o índice de Gini, a razão de

desigualdade 90/50, o índice de Theil e o desvio padrão dos logs correspondem respectivamente a 65%, 66% , 50% e 46%.

Tabela 3.2 – Resumo das decomposições da variância nacional: explicado para cada medida de desigualdade

Região	Estado	Gini	50/10	90/50	Theil	Sdl*
Norte	Rondônia	0,40	0,31	0,66	0,21	0,36
	Acre	0,19	0,34	0,53	0,08	0,07
	Amazonas	0,44	0,30	0,61	0,28	0,09
	Roraima	0,03	0,39	0,09	0,02	0,05
	Pará	0,75	0,34	0,88	0,53	0,52
	Amapá	0,07	0,17	0,39	0,02	0,03
	Média		0,31	0,31	0,53	0,19
Nordeste	Maranhão	0,45	0,53	0,77	0,09	0,04
	Piauí	0,28	0,42	0,69	0,32	0,02
	Ceará	0,87	0,38	0,86	0,79	0,35
	Rio Grande do Norte	0,78	0,56	0,67	0,65	0,13
	Paraíba	0,56	0,52	0,76	0,46	0,13
	Pernambuco	0,76	0,55	0,83	0,6	0,22
	Alagoas	0,55	0,68	0,85	0,42	0,02
	Sergipe	0,44	0,56	0,89	0,26	0,12
	Bahia	0,76	0,51	0,88	0,67	0,12
Média		0,60	0,52	0,80	0,47	0,13
Sudeste	Minas Gerais	0,94	0,25	0,88	0,74	0,76
	Espírito Santo	0,92	0	0,69	0,84	0,62
	Rio de Janeiro	0,84	0,13	0,83	0,51	0,68
	São Paulo	0,75	0,33	0,84	0,48	0,69
	Média		0,86	0,18	0,81	0,64
Sul	Paraná	0,88	0,02	0,8	0,74	0,74
	Santa Catarina	0,93	0,41	0,75	0,72	0,78
	Rio Grande do Sul	0,92	0	0,87	0,8	0,75
	Média		0,91	0,14	0,81	0,75
Centro-Oeste	Mato Grosso	0,55	0,14	0,44	0,32	0,43
	Goiás	0,88	0,3	0,62	0,74	0,75
	Distrito Federal	0,29	0,26	0,05	0,22	0,39
	Média		0,57	0,23	0,37	0,43
Brasil		0,65	0,28	0,66	0,50	0,46

Nota: Elaboração própria; *Desvio Padrão de Logs.

Analisando a média por região, observa-se que o Fator Nacional é claramente o mais importante para explicar a dinâmica das medidas de desigualdade, com exceção da razão 50/10. Os resultados sugerem, com exceção a região Nordeste, que a desigualdade entre os indivíduos da parte inferior da distribuição de renda se deve principalmente ao fator idiossincrático. As regiões Sul e Centro-Oeste foram as que apresentaram os maiores valores, 79% e 74%, respectivamente.

As regiões mais ricas, Sul e Sudeste, em geral foram aquelas em que o fator nacional apresentou o maior valor na decomposição da variância. Diferentemente, na região Norte, o fator estadual apresentou as maiores contribuições nos índices de Gini, índice de Theil e desvio padrão dos logs, 67%, 72% e 41%, respectivamente.

Os resultados sugerem que, em geral, a desigualdade de renda brasileira é fortemente influenciada pelo fator nacional, mas a desigualdade entre os mais pobres, medida pela razão 50/10, se deve a fatores idiossincráticos. Embora esses resultados em alguma medida fortaleçam o argumento da necessidade de políticas centralizadas no nível federal, destaca-se o papel dos municípios e estados como auxiliares das políticas de redução da desigualdade, uma vez que os resultados sugerem que a desigualdade entre indivíduos das classes de renda mais baixas da distribuição é devida a fatores idiossincráticos. Além disso, os fatores estaduais desempenham um grande papel na dinâmica da desigualdade nas regiões mais pobres.

3.4.3 O fator nacional e os choques agregados

O que impulsiona o fator nacional? Sabe-se que a resposta é algo que afeta simultaneamente a distribuição da renda em todos os estados brasileiros e, conforme apresentado na seção anterior, é mais poderoso para explicar a dinâmica da desigualdade nos estados mais desenvolvidos, o que nos leva a examinar a relação entre choques agregados e o fator nacional.

Assim, se o fator nacional reflete o ambiente macroeconômico, espera-se encontrar vínculos entre os choques agregados e o fator nacional, mas não há estudo prévio sobre o tema. No entanto, trabalhos sobre a relação entre choques agregados e desigualdade no Brasil sugerem que baixa inflação, baixo desemprego e crescimento econômico tendem a reduzir a desigualdade (CARDOSO *et al.*, 1995) e (BARROS *et al.*, 2015).

Os estudos sobre os dados dos EUA são vastos e geralmente relacionam aumentos no emprego e crescimento a diminuições na desigualdade ou pobreza, enquanto os efeitos da inflação são mistos. Segundo Metcalf (1969) os resultados mostram que os aumentos no salário real, nas taxas de emprego e no nível de preços estão relacionados a melhorias na posição relativa das famílias de baixa renda e à redução da posição relativa das famílias de alta renda. Thurow (1970) sugere que as políticas macroeconômicas podem levar a uma distribuição de renda mais igualitária, por exemplo, um aumento da inflação concentra a distribuição de renda dos brancos. No entanto, a inflação leva a uma renda mais desigual entre os negros. Ademais, o crescimento não tem muito impacto na distribuição da renda, mas é o principal fator que leva ao aumento da renda média tanto para negros quanto para brancos (BEACH, 1977).

A extremidade inferior da distribuição de renda é mais sensível a choques agregados (DEYSHAPPIYA, 2017), embora, Blinder e Esaki (1978) indiquem que os pobres e a classe média sofram menos os efeitos da inflação do que os ricos, efeitos estes que segundo os autores

são muito menos importantes do que aqueles relacionados ao desemprego. Este último, porém, apresenta efeitos muito grandes e negativos sobre os pobres (BLANK; BLINDER, 1985). Em um trabalho mais recente, Coibion *et al.* (2017) conclui que uma política monetária contracionista sistematicamente aumenta a desigualdade. Romer e Romer (1998) concluem que embora a política monetária apresente impactos sobre o emprego e o crescimento (e, portanto, sobre a distribuição de renda), tal efeito não pode reduzir permanentemente a desigualdade. Assim, uma vez que o *boom* passa, a desigualdade e a pobreza voltam aos seus níveis normais.

Em uma revisão das evidências de vários países sobre a relação inflação-desigualdade, Galli e Hoeven (2001) concluem que o efeito da inflação na distribuição de renda é em forma de U, portanto, o efeito está relacionado à taxa inicial de inflação, de modo que mover a inflação de taxas altas para taxas baixas tende a diminuir a desigualdade, mas a desigualdade aumenta quando a inflação passa de taxas baixas para taxas mais baixas. Easterly e Fischer (2001) examinam o impacto da inflação nas medidas diretas de pobreza e descobrem que a inflação reduz a parcela do quintil inferior. Além disso, eles analisaram as respostas de 31.869 indivíduos em 38 países e descobriram que os mais vulneráveis (o pobres, sem educação e sem qualificação) são mais propensos a mencionar a inflação como a principal preocupação nacional.

López (2003) examina o impacto das políticas pró-crescimento sobre a desigualdade, seus resultados indicaram que essas políticas podem levar a um aumento da pobreza no curto prazo, enquanto, no longo prazo, os resultados provavelmente serão a favor dos pobres. Adicionalmente, níveis mais baixos de inflação levariam ao crescimento e reduziriam os níveis de desigualdade. Assim, as políticas de estabilidade macroeconômica pertencem à categoria, que López chamou de categoria ganha-ganha (políticas pró-crescimento que reduzem a desigualdade). Breen e García-Peñalosa (2005) exploram o impacto da instabilidade macroeconômica (volatilidade) na desigualdade. Os resultados indicam que a maior volatilidade redistribui a renda dos grupos dos quintis médios para o quintil superior. Albanesi (2007) afirma que a correlação entre inflação e desigualdade observada entre os países se deve ao conflito distributivo entre famílias de dois tipos (baixa / alta produtividade) subjacentes à determinação da política fiscal e monetária. Battisti *et al.* (2014) mostram que o impacto de uma redução das taxas de juros mundiais depende da riqueza do país, nos países ricos a desigualdade aumenta, enquanto que, por outro lado, nos países pobres, a redução das taxas de juros mundiais reduz a desigualdade.

Portanto, há uma forte evidência entre os países que mostra que é importante levar em consideração o impacto distributivo dos choques agregados. A abordagem aqui utilizada

é semelhante a Romer e Romer (1998), Galli e Hoeven (2001) e Easterly e Fischer (2001). Utilizou-se o índice anual de preços ao consumidor (IPC-Fipe) como medida de inflação⁵, o PIB *per capita* como indicador cíclico, a taxa overnight (SELIC) e o salário mínimo real. A variável dependente, entretanto, é o fator nacional em vez de usar uma medida de desigualdade.

Neste exercício, empregou-se um modelo de correlação, e o objetivo é examinar a resposta do fator nacional aos choques agregados. Assim, de acordo com a Tabela 3.3, salário mínimo e o PIB impactam negativamente o fator nacional e a SELIC e o IPC impactam positivamente o fator nacional. Deve-se ter cuidado ao interpretar os sinais dos coeficientes: uma relação positiva entre o PIB e o fator nacional não significa necessariamente que o PIB e a desigualdade estejam positivamente relacionados.

Tabela 3.3 – Correlação entre o fator nacional e choques agregados

	Correlação	t-teste	p-valor
Inflação (IPC)	0.4805	35.505	0.001
<i>Overnight tax</i> (SELIC)	0.6296	52.518	0.001
Salário Mínimo (mwg)	-0.6621	-57.264	0.001
PIB <i>per capita</i> (GDP)	-0.9118	-14.391	0.001

Nota: Resultados para correlação de Pearson; Hipótese nula: $H_0 : \rho = 0$ (o coeficiente de correlação não é significativamente diferente de zero).

Conforme observado por (SARNO *et al.*, 2016), o sinal da relação entre uma variável econômica e os fatores não determina o efeito da variável econômica e das variáveis de onde os fatores foram extraídos, neste estudo, a desigualdade. Isso ocorre porque as cargas fatoriais podem ser positivas ou negativas. Assim, uma variável econômica pode ter uma relação positiva com alguma medida de desigualdade, mas está negativamente relacionada ao fator nacional. Eles focaram sua análise na significância estatística das variáveis e menos em seus sinais.

Na Tabela 3.3, a SELIC, o PIB *per capita*, o salário mínimo e a inflação são estaticamente significativos e, portanto, contribuem para a variação do fator nacional e, portanto, para a variação da desigualdade no Brasil.

3.5 Considerações finais

Neste artigo, estudou-se a dinâmica da desigualdade de renda entre os estados brasileiros. Os resultados mostram que a força específica do país é a principal causa da dinâmica da desigualdade no Brasil. Os estados mais ricos estão mais expostos à dinâmica dos fatores

⁵ O IPC-FIPE reflete o custo de vida na cidade de São Paulo.

nacionais, enquanto para os estados mais pobres, da região Norte, o fator estadual foi o principal responsável pela dinâmica da desigualdade.

Os resultados de Hoffmann (2006) e Lima (2013) indicam que os estados mais ricos têm mais condições de aproveitar o processo nacional de aumento da renda média. Assim, os resultados aqui obtidos sugerem que esse fenômeno pode estar relacionado ao fato de os estados mais ricos estarem - em média - mais sincronizados com o fator nacional que é impulsionado pelos ciclos econômicos nacionais.

Adicionalmente, os resultados apontam que a Inflação (IPC), a Taxa de *overnight* (SELIC), o Salário mínimo e o PIB *per capita* são componentes importantes na determinação da desigualdade nacional, embora os sinais dessa relação não possam ser afirmados devido às cargas fatoriais. Além disso, ao se considerar a desigualdade entre aqueles que pertencem ao espectro inferior da distribuição de renda, a razão 50/10, o fator idiossincrático torna-se mais relevante.

Assim, a colaboração deste artigo aos formuladores de políticas é explicar a provável mudança na distribuição de renda devido a choques agregados. Além disso, fornecer a percepção dos caminhos a serem adotados no combate à desigualdade, em relação a qual esfera do poder público deve intervir por meio de políticas públicas, uma vez que a desigualdade em estados ricos e pobres, bem como em que parte da distribuição se deseja reduzir a desigualdade, são explicados por diferentes fatores.

4 MUDANÇAS DISTRIBUTIVAS NOS SALÁRIOS DURANTE CRISES ECONÔMICAS: UMA AVALIAÇÃO DOS EFEITOS COMPOSIÇÃO E ESTRUTURAL NO BRASIL

4.1 Introdução

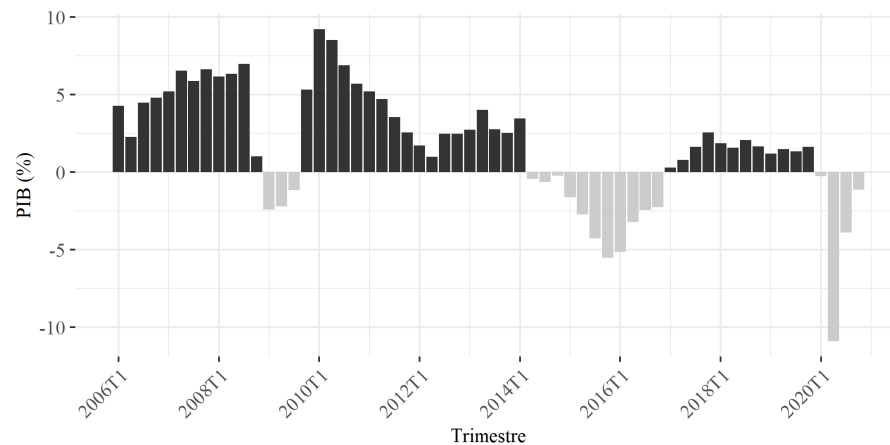
Do ponto de vista teórico, o impacto de uma crise econômica na distribuição salarial é ambíguo, embora seu impacto negativo geral nos mercados de trabalho seja um consenso geral. Observa-se na literatura que tanto as economias avançadas quanto as emergentes não apresentam um padrão geral de mudança na desigualdade uma vez que os efeitos das crises dependem do tipo de crise, e por consequência da participação no emprego do país por atividade econômica, da regulamentação trabalhista e dos programas de proteção ao emprego, além das características dos trabalhadores, que são instrumentos importantes na compreensão de recessões, já que sofrem seus efeitos com diferente intensidade.

Ademais, a literatura argumenta que composição da força de trabalho não permanece a mesma ao longo do ciclo de negócios. Os empregados com maior qualificação encontram maiores mudanças salariais do que os menos qualificados, no entanto as taxas de desemprego oscilam muito mais forte para os pouco qualificados do que para os altamente qualificados (AMMERMUELLER *et al.*, 2009). Os empregadores respondem ao excesso de oferta de mão-de-obra durante as recessões contratando trabalhadores mais qualificados, fazendo com que os trabalhadores menos qualificados sofram os efeitos da recessão desproporcionalmente (DEVEREUX, 2002).

Logo, o Brasil é um caso interessante no que diz respeito ao tema, pois é um dos países mais desiguais do mundo, quadro persistente por muitas décadas apesar da queda na pobreza e desigualdade. Soma-se a isto, o fato de o país nas últimas duas décadas ter passado por duas crises e atualmente enfrentar uma terceira, ainda em percurso, como decorrência da COVID-19. O que pode ser visto abaixo na Figura 4.1.

Dado posto, observa-se que as referidas crises apresentam características distintas e, portanto, seus efeitos não necessariamente serão os mesmos. A crise de 2008 ocorreu, dentre outros fatos, devido a expansão do crédito e juros baixos nos Estados Unidos, o que gerou uma bolha imobiliária. Porém, parte considerável dos empréstimos foi concedida a pessoas que não possuíam condições de quitá-los, essas dívidas de alto risco – chamados *subprime mortgage* – foram misturadas com dívidas de baixo risco pelos bancos e foram vendidas a investidores

Figura 4.1 – Variação real do PIB por trimestre



Nota: Elaboração própria com dados do Ipeadata.

no mundo todo com garantias de que eram investimentos de alta qualidade pelas agências de classificação de risco *Standard & Poor's* e *Fitch and Moody's*. Além disso, uma sequência de acontecimentos, culminou na quebra do Lehman Brother levando os investidores a resgatarem suas aplicações, diminuindo a liquidez no mercado, conduzindo as bolsas ao redor do mundo ao colapso.

Como mecanismo de controle da crise o governo brasileiro adotou políticas públicas que visaram a redução das taxas de juros, aumento da oferta de crédito dos bancos públicos, desoneração tributária, ampliação dos investimentos em infraestrutura e dos programas sociais. Os quais, segundo Moretto e Proni (2011) seriam os responsáveis pelos menores impactos da crise do *subprime* sentidos no Brasil, quando comparados a outros países. Segundo Silva e Neto (2014), analisando os efeitos da crise de 2008 sobre a ocupação, encontraram que setores como comércio e os demais serviços não foram afetados. Sendo, porém, a perda de postos de trabalho concentrada na indústria, sobretudo na de transformação. Observa-se, também, que a crise em questão repercutiu de forma mais profunda nos países desenvolvidos.

No que se refere a crise de 2014¹, além dos fatores políticos, vários são os fatores registrados como responsáveis por esta. Como consequência da crise econômica global de 2008, não bastasse a diminuição das exportações devido a fraca demanda internacional e redução dos preços das commodities brasileiras, houveram políticas econômicas equivocadas, que outrora serviram para amenizar os efeitos da crise do *subprime*. A diminuição excessiva da taxa de juros reforçada pela redução de impostos e concessão de crédito gerou inflação e crescimento das taxas de inadimplência. A intervenção governamental e os estímulos fiscais adotados deterioraram

¹ Uma discussão mais profunda sobre os determinantes da crise iniciada em 2014 pode ser encontrada em Filho (2017).

as contas públicas levando a um déficit primário crescente, com dívida em trajetória explosiva, ampliando de forma substancial o risco Brasil e a incerteza.

Esse cenário recessivo atingiu todas as regiões do país e praticamente todos os setores de atividade, as maiores quedas do nível de emprego foram registradas na indústria em geral, porém com destaque para as reduções expressivas no ramo da indústria de transformação, na construção civil, na agricultura, pecuária, pesca e aquicultura, e nos serviços domésticos, apenas o setor agropecuário manteve-se estável no período. Como consequência houve expressiva expansão da taxa de desemprego com consequências diretas sobre outras esferas sociais, especialmente sobre os indicadores de pobreza que voltaram a crescer após mais de uma década de reduções significativas (MATTEI, 2018). Vale destacar que o setor de serviços apresentou crescimento de participação no total de ocupados, relativo aos outros setores, mas esse aumento de participação não significa que houve aumento na quantidade absoluta de ocupados neste setor (LÚCIO; DUCA, 2016).

Com a chegada do vírus da COVID-19 ao Brasil observa-se que a recessão econômica resultante da pandemia será mais profunda do que a crise financeira mundial de 2008-2009 (WORLD BANK, 2020), assim, interrompendo a recente superação da crise político-econômica de 2014/2017. Como consequência das medidas de isolamento e distanciamento social promovidas nos outros países e iniciadas no Brasil, observa-se em março uma redução mais severa da atividade econômica no país e recuperação gradual nos meses seguintes.

Segundo simulações de Komatsu e Menezes-Filho (2020) os trabalhadores mais vulneráveis a longos períodos de quarentena, como os do comércio e serviços pessoais, os quais conjuntamente são responsáveis por 47% do total de ocupados no Brasil, apresentariam uma queda na renda média entre 5,1% e 8,4%, a pobreza aumentaria entre 3,9 pp. e 6,5 pp. e o índice de Gini de renda domiciliar per capita cresceria entre 3,8% e 6,4%. Estima-se que a pobreza global pode aumentar pela primeira vez desde 1990, podendo representar uma reversão de aproximadamente uma década no progresso mundial na redução da pobreza (SUMNER *et al.*, 2020).

Vale destacar que o país encontrasse no meio de uma segunda onda ainda mais forte que a primeira ocorrida em 2020. Logo, uma vez que a pandemia e a referida recessão se encontram em curso, apenas as duas primeiras crises serão levantadas no artigo em questão.

Dado posto, ressalta-se que a literatura brasileira que estuda distribuição de salários direciona esforços para pontos específicos, o comportamento dos diferenciais de rendimentos

entre gênero e raças (CAVALIERI; FERNANDES, 1998), (CAMBOTA, 2005), (CARVALHO *et al.*, 2006), (MARIANO *et al.*, 2018), diferencial de rendimentos de acordo com a orientação sexual (SOUSA; BESARRIA, 2018), o efeito da acumulação de capital humano sobre a desigualdade salarial (SILVA *et al.*, 2016), são alguns exemplos. No entanto, no que se refere ao escopo deste estudo, i.e., os efeitos de crises na distribuição salarial², observou-se apenas o estudo de Bastos (2019) que apresenta os efeitos da crise de 2014 na distribuição salarial para gênero e raça.

Assim, além de contribuir com a literatura empírica brasileira abordando um conteúdo pouco explorado, até onde foi possível observar, o referido estudo tem por objetivo investigar a fixação de salários, os aspectos distributivos e sua relação com as características dos trabalhadores para a grande recessão, marcada pela falência do *Lehman Brothers* em 2008, e a crise política e econômica mais profunda (e mais longa) iniciada em 2014. Devido ao curto espaço de tempo entre estas, e por tanto sem mudanças significativas do mercado, torna-se possível averiguar e comparar como as referidas crises afetaram os trabalhadores brasileiros. Assim, retirando algumas lições das crises passadas, é possível entender como tipos deferentes de crises afetam o país e conseqüentemente facilitar à formulação de políticas públicas.

Por meio de microdados coletados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) os resultados da decomposição de Firpo *et al.* (2018) indicam, dentre outros resultados, que o salário difere nas crises sobre decis. Um forte efeito estrutural negativo - devido a mudanças na remuneração das características da força de trabalho - foi encontrado no 9º decil, ou seja, os trabalhadores mais qualificados da distribuição de salários têm maior probabilidade de ter seus salários reais ajustados para baixo. O efeito composição, devido a mudanças distributivas nas características observadas da força de trabalho (educação, experiência, cobertura sindical etc.), atuou compensando o efeito estrutural. Observa-se também que as crises foram responsáveis por uma redução na desigualdade salarial entre os quantis.

O restante deste artigo está organizado da seguinte forma. Na seção 4.2 é apresentado uma revisão de literatura. Na seção 4.3, discute-se os aspectos metodológicos deste artigo. Na seção 4.4, são apresentados os dados e as estatísticas descritivas do logaritmo dos salários por hora e das covariáveis usadas na decomposição. Na seção 4.5, se encontra os resultados. Por fim, a seção 4.6 conclui o presente trabalho.

² Um levantamento mais profundo sobre a desigualdade salarial no Brasil, embora fora do escopo deste estudo, pode ser encontrado em Firpo e Portella (2019).

4.2 Aspectos Teóricos e Literatura Empírica

Enquanto a literatura indica que o mercado de trabalho geralmente retrai em situações econômicas adversas, a direção dos efeitos de crises econômicas sobre a distribuição de renda do trabalho é ambígua (PARKER, 1998), pois depende, dentre outros fatores, de particularidades da crise, da estrutura produtiva e interconexões entre os setores de atividade econômica do país e de suas normas trabalhistas.

Naquilo que é consenso na literatura, de modo a não se estender, Bils (1985) argumenta que os salários reais são muito pró-cíclicos, que a discrepância com parte dos trabalhos até então apresentados era parcialmente explicada pelo fracasso de muitos em incorporar os rendimentos das horas extras em sua medida de salário real. Como as horas extras são pró-cíclicas, isso dá às estimativas anteriores um viés anticíclico. Adicionalmente, tal diferença entre os resultados advém também do fato que a ciclicidade dos salários reais varia muito entre as pessoas, de modo que a agregação salarial utilizada em alguns estudos apresenta um efeito anticíclico já que aqueles com salários mais pró-cíclicos têm, em média, rendimentos mais baixos.

Ademais, segundo Colombo *et al.* (2019), as crises são seguidas por uma queda na participação de mercado formal e um aumento no emprego informal, que por sua vez também é um amplificador de crise para a economia formal, uma vez que a contração resultante na economia formal é mais profunda e persistente quanto maior o tamanho inicial do setor não formal. Porém, em países com um mercado de trabalho mais regulamentado, as instituições podem mitigar as flutuações salariais (reais), bem como as flutuações no emprego, resultando em contra ciclicidade dos salários reais (MESSINA *et al.*, 2009).

Vários trabalhos também destacam o papel importante que os regulamentos trabalhistas e os programas de proteção ao emprego desempenham na explicação da resposta do mercado de trabalho à crise (EICHHORST *et al.*, 2010), (LESCHKE; WATT, 2010), (KLUVE, 2010) e (CAZES *et al.*, 2011).

Logo, devido ao papel relevante que as políticas do mercado de trabalho desempenham em resposta à crise, uma vez que o desafio imediato para os governos é uma queda na demanda de trabalho, Cazes *et al.* (2011) afirmam existir dois canais principais para o ajuste de choques externos na demanda de mão-de-obra: i) ajuste quantitativo: através da redução do número de horas de trabalho, que tem a vantagem de manter a relação de trabalho, evitando os custos privados e sociais da demissão e do desemprego; ou aumento do desemprego. ii) Reajuste de preços: através de mudanças nos salários reais, o que pode ser fácil quando a crise

é acompanhada por altas taxas de inflação. No entanto, embora a rigidez nominal dos salários diminua durante severas recessões, a fixação de salários não se torna completamente flexível (BRANTEN *et al.*, 2018).

Apesar de nos países em desenvolvimento a redução de salários não ser eficaz como mecanismo de ajuste devido ao impacto negativo dos cortes nos trabalhadores, que já estão próximos ou abaixo da linha da pobreza, ajustes de preços como reação à crise não são incomuns. Fallon e Lucas (2002) descobriram que, embora o desemprego tenha surgido, o efeito dominante no mercado de trabalho das crises financeiras da década de 1990 foi um corte nos salários reais, e não no emprego ou nas horas de trabalho.

Semelhantemente, para países desenvolvidos, Dauth *et al.* (2015) descobriram que o prêmio salarial pago pelas empresas exportadoras na Alemanha durante a crise de 2007-2008 começou a ser ajustado para baixo um ano antes dos não exportadores. Capuano *et al.* (2014) examina os setores financeiro e não financeiro dos EUA antes e depois da crise financeira e constatou que o prêmio diminuiu ligeiramente durante o período.

Dado posto, no que se refere à dispersão salarial em tempos de crise, a qual é o foco deste estudo, pode haver efeitos opostos devido a mudanças nos próprios salários e mudanças na composição da força de trabalho causadas por perdas seletivas de emprego. Se os salários (reais) dos funcionários pouco qualificados caírem mais fortemente durante uma recessão do que os dos trabalhadores altamente qualificados, a dispersão salarial aumentará. No entanto, se o emprego de trabalhadores pouco qualificados contrair com mais força do que o emprego de trabalhadores altamente qualificados, isso pode resultar em um declínio na dispersão salarial devido a uma queda no número de funcionários com baixos salários. Assim, quanto mais a crise econômica afetar o emprego e não os salários, maior a probabilidade de a desigualdade de ganhos diminuir.

Barlevy e Tsiddon (2006) examinam por meio de um modelo de desigualdade de rendimentos a conexão entre tendências de longo prazo e variação cíclica na disparidade de rendimentos. Diferente da maioria dos trabalhos que sugerem que tanto a desigualdade de salários como a de renda aumentam durante as recessões, os autores observam que as recessões servem para amplificar as tendências de desigualdade de longo prazo, em vez de necessariamente contribuir para uma maior desigualdade.

De todo modo, como discutido em Gokmen e Morin (2019), tanto as economias avançadas quanto as emergentes não apresentam um padrão geral de mudança na desigualdade. Porém quando se analisa por tipos de crise, as crises de mercados de ações diminuem a desigual-

dade em países avançados uma vez que estes investem mais no mercado de ações, reduzindo a riqueza no topo da distribuição de riqueza, não havendo resultados estatisticamente significativos para os emergentes. Assim, o efeito das crises depende da participação no emprego do país por atividade econômica. Espera-se que uma crise financeira tenha um impacto mais forte no mercado de trabalho nos EUA do que no Brasil. Por outro lado, este último sofrerá relativamente mais se houver uma queda acentuada nos preços do agronegócio (BERTOLA *et al.*, 2012).

Além disso, Fallon e Lucas (2002) mostram que a depreciação da moeda durante a crise tende a aumentar levemente a mão-de-obra no setor comercializável, mas a diminuir em um setor não comercializável. O resultado líquido depende da extensão em que o declínio na demanda agregada é compensado por uma mudança na demanda por bens comercializáveis.

Também é relevante para o entendimento do comportamento da distribuição salarial em recessões como os setores público e privado são afetados por estas. Schmidt e Vaughan-Whitehead (2011) confirmaram o declínio dos salários reais no sudeste da Europa - ou pelo menos em sua taxa de crescimento - durante a crise financeira, mas destacam que embora os ajustes de emprego tenham sido mais altos no setor privado, os salários reais continuaram a crescer 1,7%, embora menores que em 2008, enquanto os salários no setor público caíram quase 13%. No caso mais extremo, na Romênia, os funcionários do setor público sofreram um corte salarial de 25% em 2010, seguido por cortes adicionais em 2011. Como resultado, a diferença salarial entre os funcionários do setor público - geralmente melhor remunerados - e os funcionários do setor privado quase desapareceu entre 2008 e 2010.

Já Piazzalunga e Tommaso (2019) destacam que os trabalhadores do setor privado não apenas enfrentaram maior insegurança no emprego, como também viram um aumento em sua desvantagem salarial quando comparados aos trabalhadores com as mesmas características do setor público, onde as mulheres empregadas no setor privado parecem ser o grupo mais vulnerável da Sérvia e Croácia. Na Itália, o congelamento salarial do setor público foi uma das principais causas da crescente disparidade salarial entre os sexos durante a crise econômica. A disparidade salarial entre homens e mulheres aumentou de 4% em 2008 para 8% em 2012, quando na maioria dos países europeus a diferença diminuiu. Toda via, o prêmio salarial médio do setor público diminuiu de 15% para 11%.

Outro fator importante é a relação entre as características dos trabalhadores e as recessões. Segundo Rodgers e Menon (2012) o mercado de trabalho das Filipinas respondeu à crise do subprime de 2008-2009, reduzindo os salários reais, com reduções mais acentuadas

nas extremidades superiores das distribuições salariais de homens e mulheres e com diferenciais salariais mais acentuados nas áreas rurais do país.

Devereux (2002) fornece algumas evidências empíricas sobre como as características dos indivíduos contratados mudam ao longo dos ciclos de negócios para a população em idade ativa dos Estados Unidos entre 1983 e 1999. Os resultados sugerem que a qualidade dos trabalhadores contratados aumenta nas recessões e é menor nas expansões, ou seja, os empregadores respondem ao excesso de oferta de mão-de-obra durante as recessões contratando trabalhadores mais qualificados, fazendo com que os trabalhadores menos qualificados sofram os efeitos da recessão desproporcionalmente.

Hoynes *et al.* (2012) estudam a capacidade de resposta de diferentes grupos à taxa de desemprego nos EUA de 1979 a 2011 e mostram que a Grande Recessão impactou principalmente homens, trabalhadores negros e hispânicos, jovens e trabalhadores de baixa escolaridade. Ainda segundo os autores tal fato se justifica, pois, estes grupos apresentam grande participação em setores industriais altamente cíclicos, por exemplo, construção e manufatura. Semelhantemente, os resultados apresentados por Cajner *et al.* (2017) demonstram que os ciclos de negócios variam amplamente entre os grupos demográficos, sugerindo que grupos desfavorecidos são ainda mais afetados negativamente por recessões do que outros grupos.

Ainda sobre os retornos da educação, Ammermueller *et al.* (2009) verificam que os empregados com maior qualificação encontram maiores mudanças salariais do que os menos qualificados, mas estão mais bem protegidos das mudanças do mercado de trabalho no que diz respeito aos seus empregos, ou seja, as taxas de desemprego oscilam muito mais forte durante o ciclo de negócios para os pouco qualificados do que para os altamente qualificados. Segundo os autores, isso se deve ao fato de que na Alemanha geralmente os empregados com nível superior não são cobertos pela negociação coletiva, mas geralmente negociam diretamente com seus empregadores. Cabe destacar que a persistência de tais impactos negativos é reforçada pela rigidez do mercado de trabalho (COCKX; GHIRELLI, 2016) e (GENDA *et al.*, 2010).

Adicionalmente, Jefferson (2008) encontrou que quanto mais baixo o nível de realização educacional, mais sensível é o emprego à produção na frequência cíclica, no entanto desde 1984 as respostas do emprego qualificado e não qualificado ao ciclo de negócios tornaram-se mais semelhantes para os Estados Unidos.

De modo geral, observa-se que os grupos mais vulneráveis durante a crise são os trabalhadores de baixa qualificação, particularmente os jovens que competem pelos mesmos

empregos com os trabalhadores mais experientes (RODGERS; MENON, 2012), (AARONSON *et al.*, 2009) e (CAZES *et al.*, 2011), a mulher, devido a preferências discriminatórias no mercado de trabalho, conforme relatado em (FORBES *et al.*, 2011), os trabalhadores fora do padrão (contratos temporários), que têm menos acesso a benefícios sociais e menor estabilidade de seus empregos (EICHHORST *et al.*, 2010) e (HIJMAN, 2009), e os trabalhadores do setor informal, devido à ausência de proteção à legislação trabalhista e ao salário mínimo não garantido. Segundo Bertola *et al.* (2012), isso poderia justificar as diferenças (ou parte dela) nas mudanças de distribuição entre os países durante a crise.

Dado posto, conforme já mencionado, o Brasil apresenta-se como um cenário interessante de estudo, pois possui um grande mercado informal, é um dos países mais desiguais do mundo e, no período analisado, os trabalhadores brasileiros passaram por duas crises, a grande recessão, marcada pela falência do Lehman Brothers em 2008 e uma crise política e econômica mais profunda (e mais longa) iniciada em 2014, resultando em uma queda significativa no produto interno bruto per capita, na depreciação da moeda, no crescimento da inflação e das taxas de juros.

Ademais, destaca-se que na literatura em questão existem poucos artigos que utilizam o método de decomposição para períodos de crise e que estes geralmente se concentram nos prêmios salariais de um grupo específico de trabalhadores. Diante disso, aplicou-se o procedimento de decomposição proposto por Firpo *et al.* (2018) na distribuição dos salários por hora dos trabalhadores brasileiros, a fim de investigar a fixação de salários na crise, os aspectos distributivos e sua relação com as características dos trabalhadores. Assim, torna-se possível retirar algumas lições das crises passadas, entender como tipos deferentes de crises afetam o país e conseqüentemente facilitar à formulação de políticas públicas.

4.3 Estratégia Empírica

O objetivo geral do estudo é avaliar como as mudanças na distribuição salarial durante crises econômicas estão relacionadas às características do mercado de trabalho e dos trabalhadores. A estratégia empírica é semelhante àquelas de trabalhos que empregam a decomposição de Oxaca-Blinder (OB) para analisar as contribuições de componentes estruturais e de composição em variações do salário médio, O'Neill e O'Neill (2006); El-Haddad (2009); Mysíková *et al.* (2012); Carvalho *et al.* (2006); e Guimarães (2013), são alguns exemplos. No entanto, para dar enfoque às mudanças na distribuição dos salários, nossa análise recorrerá ao

procedimento de estimação proposto em Firpo *et al.* (2018).

Sob a suposição de forma funcional linear, a mudança no salário médio pode ser analisada por meio da decomposição de OB de acordo com a seguinte equação:

$$\Delta Y = E(Y_{i,2}) - E(Y_{i,1}) = E(X_{i,2})'(\beta_2 - \beta_1) + [E(X_{i,2}) - E(X_{i,1})]' \beta_1 \quad (4.1)$$

$$E(Y_{i,t}) = E(X_{i,t})' \beta_t, \text{ para } t = 1, 2 \quad (4.2)$$

onde $Y_{i,t}$ é o salário do indivíduo i no período t , $X_{i,t}$ é a matriz de determinantes do salário no período t , β_t é o vetor de coeficientes no período t .

O primeiro termo da equação (4.1), efeito estrutural, mensura a contribuição das mudanças nos retornos sobre os fatores $X_{i,t}$, também chamado de efeito de preço. Por exemplo, a retração da demanda por trabalho no advento de uma crise pode reduzir o retorno da educação dos trabalhadores menos qualificados, ou aumentar o diferencial salarial entre trabalhadores sindicalizados e não sindicalizados. O segundo, efeito composição, mensura a contribuição das mudanças nas características da força de trabalho. Nesse caso, o salário médio pode mudar em resposta a uma crise devido ao aumento da taxa de sindicalização dos trabalhadores, por exemplo Richey e Rosburg (2017) e Machado e Mata (2005).

Firpo *et al.* (2018) desenvolvem um procedimento de estimação em dois estágios que, ao combinar regressões do tipo *recentered influence function* (RIF) com o processo de reponderação de DiNardo *et al.* (1996), permite realizar a decomposição acima para outras distribuições estatísticas dos salários, tais com a razão entre quantis e o índice de Gini, e avaliar a contribuição de cada variável explicativa dentro dos efeitos estrutural e de decomposição.

Segundo Avila (2019), esta metodologia apresenta três vantagens quando comparada a outras estratégias na literatura: a simplicidade de implementação, a possibilidade de obter contribuições detalhadas das covariáveis individuais na decomposição agregada, e a possibilidade de expandir a análise estatística para qual uma RIF pode ser definida. Uma breve descrição da proposta de Firpo *et al.* (2018) será apresentada a seguir.

Suponha uma função de distribuição conjunta, $f_{Y,X}(y_{i,t}, x_{i,t})$, que resume a relação entre uma variável dependente Y , um conjunto de características exógenas X no período t . Logo, uma distribuição acumulada de Y condicionada às informações do período t pode ser escrita como:

$$F_Y^t(y) = F_Y^t = \int F_{(Y|X)}^k(Y | X) dF_X^t(X) \quad (4.3)$$

Considerando uma estatística distributiva $v_t = v(F_Y^t)$, a mudança entre os períodos $t = 1$ e $t = 2$ é dada por:

$$\Delta v = v_2 - v_1 = v \left(\int F_{Y|X}^2(Y | X) dF_X^2(X) \right) - v \left(\int F_{Y|X}^1(Y | X) dF_X^1(X) \right) \quad (4.4)$$

Observe que a diferença na estatística de interesse, Δv , é atribuída à diferenças na distribuição das características, $(dF_X^2(X) \neq dF_X^1(X))$, ou a diferenças na relação entre a variável Y e o conjunto de variáveis em X , $F_{Y|X}^2(Y | X) \neq F_{Y|X}^1(Y | X)$.

Para distinguir os efeitos estrutural e de composição em Δv , Firpo *et al.* (2018) propõe empregar um cenário contrafactual para a medida v :

$$v_C = v(F_Y^C) = v \left(\int F_{Y|X}^1(Y | X) dF_X^2(X) \right) \quad (4.5)$$

que corresponde à relação entre Y e X estabelecida no período 1 condicionada à distribuição das características X no período 2. Usando a medida contrafactual v_C , a variação em v , dado pela equação (4.4), pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\Delta v = v_2 - v_1 = (v_2 - v_C) + (v_C - v_1) = \Delta v_s - \Delta v_X \quad (4.6)$$

onde Δv_s corresponde à variação atribuída às mudanças na relação entre Y e X (efeito estrutural), enquanto Δv_X às mudanças nas características X (efeito composição).

Como solução para o problema de identificação de v_C , Firpo *et al.* (2018) sugere o uso de uma ponderação de $dF_X^1(X)$ como *proxy* para $dF_X^2(X)$, de forma que:

$$F_Y^C = \int F_{Y|X}^1(Y | X) dF_X^2(X) \cong \int F_{Y|X}^1(Y | X) dF_X^1(X) \omega(X) \quad (4.7)$$

onde $\omega(X)$ é o ponderador sugerido em DiNardo *et al.* (1996). Firpo *et al.* (2018) demonstra que o procedimento de identificação de F_Y^C é válido desde de que o termo de erro da regressão $Y_{i,t} = X(i,t)' \beta_t + \varepsilon_{i,t}$ seja independente de t , dado as realizações de $X_{i,t}$ (*ignorability assumption*), e que não haja valores de X que ocorram exclusivamente em um único período específico, $t = 1$ ou $t = 2$ (*overlapping support*).

A estimativa da contribuição de cada covariável nos efeitos estrutural e de composição é computada através regressões que tratam a *recentered influence function* (RIF), para uma determinada distribuição estatística, como projeção das variáveis em X . Como discutido em Firpo *et al.* (2009), dado a propriedade de que $v_k = E[RIF(Y_t; v, F_t) | t = k]$, $k = 1, 2$, e $v_c = E[RIF(Y_1; v, F_c) | t = 2]$, derivadas parciais de $E[RIF(Y_t; v, F_t) | \cdot]$ podem ser empregadas

para estimar o quanto de Δv_s , ou Δv_x , é resultado de (pequenas) variações na distribuição das variáveis em X .

Supondo uma especificação linear para as regressões RIF, $E[RIF(Y_t; v, F_t) | t = k] \equiv \check{X}'_k \hat{\beta}_k$ e $E[RIF(Y_1; v, F_c) | t = 2] \equiv \check{X}'_2 \hat{\beta}_c$, os componentes da decomposição em (4.6) são definidos como:

$$\Delta v = \underbrace{\check{X}'_2 (\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_c)}_{\Delta v_s^p} + \underbrace{(\check{X}_2 - \check{X}_c)' \hat{\beta}_c}_{\Delta v_s^e} + \underbrace{(\check{X}_c - \check{X}_1)' \hat{\beta}_1}_{\Delta v_x^p} + \underbrace{\check{X}'_c (\hat{\beta}_c - \hat{\beta}_1)}_{\Delta v_x^e} \quad (4.8)$$

onde os componentes $\Delta v_s^p + \Delta v_s^e$ correspondem ao efeito da estrutura salarial agregada, enquanto que $\Delta v_x^p + \Delta v_x^e$ corresponde ao efeito composição agregado. Estes dois componentes podem ainda ser decompostos em estrutural salarial pura (Δv_s^p) e efeito composição puro (Δv_x^p). Os outros dois componentes são utilizados para avaliar a adequação geral do modelo, onde Δv_s^e é o erro de reponderação, usado para avaliar a qualidade da estratégia de reponderação, e Δv_x^e é o erro de especificação, o qual é usado para avaliar a importância de desvios da linearidade na especificação do modelo ou na aproximação do RIF.

A estimação do modelo é computacionalmente simples e procede em dois estágios. No primeiro estágio, as funções $\omega(X)$ são computadas usando projeções de modelos *probit* ou *logit*, que avaliam a probabilidade de as observações pertencerem à determinado período t , e as proporções das observações pertencentes a cada período. No segundo estágio, as funções RIF são computadas por métodos paramétricos ou não-paramétricos, \widehat{RIF} , e os parâmetros da decomposição (4.8) são estimados usando \widehat{RIF} e a matriz de covariáveis ponderadas por $\omega(X)$.

Firpo *et al.* (2009) indicam que a estimativa da densidade da amostra aumenta a complexidade para a estimativa dos erros padrão assintóticos para regressões quantílicas, sugerindo, em vez disso, o uso de erros padrão *bootstrap*. Assim, utilizou-se erros padrão *bootstrap* com 500 repetições, uma vez que maiores vieses parecem estar associados à estimativa de erros padrão para quantis de amostra, em particular ao usar quantis na extremidade inferior da distribuição, embora sejam semelhantes aos erros padrão robustos para regressões que se concentram no Gini e na variância do log (salários) (AVILA, 2019).

4.4 Dados

Os dados utilizados neste artigo são extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), implantada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e

abrange o período 2006-2015. Restringiu-se a análise ao salário por hora dos trabalhadores do setor privado, residentes em áreas urbanas e com idade entre 18 e 65 anos. Após a aplicação desses filtros, a amostra contém informações sobre mais de 100.000 trabalhadores em cada ano.

Os salários são expressos nos preços de 2015 utilizando o índice IPCA³. Os covariantes são anos de educação, anos de experiência no mercado de trabalho⁴ e *dummies* para sexo, raça, trabalhadores do setor informal, cobertura sindical e uma *dummy* que diferencia trabalhadores das regiões Norte/Nordeste a trabalhadores de outras regiões (Sul, Sudeste e Centro-Oeste).

Conforme pode-se verificar na tabela Tabela 4.1, entre 2006-2015, o logaritmo do salário horário passou de 3,14 para 3,47; os anos médios de educação e a experiência aumentaram um ano; a cobertura sindical no período é volátil, a partir de 17% em 2006, caiu para 9,4% em 2009 e retorna ao nível de 2006 em 2015. É notável o aumento da participação do trabalho formal e dos não brancos na economia (cerca de 5 pontos percentuais), mas a mudança na participação dos trabalhadores do norte e do nordeste na amostra total é menos significativa.

Tabela 4.1 – Evolução Anual

	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014	2015
Log Salário/hora	3,14	3,19	3,24	3,27	3,37	3,44	3,48	3,5	3,47
Educação (anos)	9,44	9,54	9,71	9,85	9,99	10,19	10,29	10,38	10,54
Experiência (anos)	21,2	21,16	21,42	21,41	21,33	21,51	21,78	22,11	22,55
Cobertura sindical %	17,18	15,93	16,43	15,93	15,06	14,80	13,76	14,56	17,09
Setor Informal %	45,48	44,64	42,70	42,33	40,36	39,97	39,03	39,78	40,69
Mulher %	40,61	40,63	40,66	40,91	41,04	41,29	41,58	41,57	41,39
Não Branco %	46,53	47,24	48,59	48,47	49,62	51,15	51,13	52,54	52,70
NNE %	27,18	27,12	27,39	27,25	26,85	27,50	27,37	27,96	27,88

Nota: Elaboração própria com microdados da PNAD. Os salários são expressos em preços de 2015.

Para entender melhor as tendências na composição da força de trabalho no contexto de um país altamente desigual, apresenta-se um conjunto de gráficos com estatísticas descritivas por quantis para os anos que compõe o estudo (ver Apêndice C, Figura C.1). Os gráficos descrevem a alta desigualdade de salários e covariáveis. Os 10% mais ricos ganham por volta de 16 vezes mais que os 10% mais pobres e a diferença na educação é de cerca de seis anos. De maneira geral, os assalariados de alta renda são do sexo masculino, brancos, vivem nas regiões Sul, Sudeste ou Centro-Oeste e trabalham no setor formal.

As diferenças na composição da força de trabalho são grandes não apenas entre os quantis extremos, mas também entre os quantis vizinhos. Por exemplo, o salário médio do 9º quantil é menos da metade do salário médio no 10º quantil e a participação de trabalhadores

³ O IPCA é um índice nacional de preços ao consumidor elaborado pelo IBGE e voltado para famílias urbanas, com renda mensal, de qualquer origem, de 1 (um) a 40 (quarenta) salários mínimos.

⁴ Definido como a idade menos a idade do primeiro emprego.

informais no primeiro quantil é mais que três vezes maior do que no segundo quantil. Ademais, vale ressaltar que quantis no meio tendem a ser menos uniformes.

Além do aumento observado na educação e na experiência, a participação de não-brancos está aumentando em todos os decis, a participação feminina decresce a medida que considera-se quantis maiores e os trabalhadores da NNE estão perdendo participação nos decis mais ricos e aumentando a participação nos mais pobres (a participação do NNE na população total brasileira é de 35,6%). Os dados mostram não apenas a discriminação de raça e gênero no mercado de trabalho, mas também grandes disparidades regionais e setoriais.

Tabela 4.2 – Estatísticas descritivas por intervalos

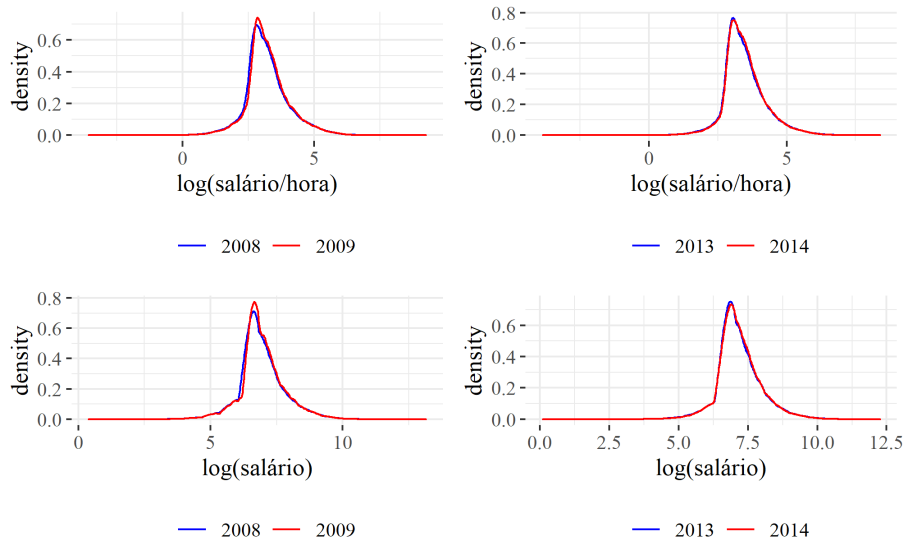
	25% Menores		q(40) até q(60)		25% Maiores	
	2008	2009	2008	2009	2008	2009
Anos de educação	7,82	7,95	9,49	9,63	12,09	12,20
Anos de experiência	20,73	20,74	19,68	19,75	23,93	23,89
Mulher (%)	54,11	54,49	38,82	38,47	27,78	28,12
Não Branco (%)	67,69	67,29	53,46	52,83	34,73	35,47
Setor Informal (%)	72,52	71,83	30,32	33,38	31,28	30,53
Cobertura sindical (%)	6,38	6,13	17,43	15,51	27,41	26,16
NNE (%)	60,05	59,6	29,77	29,83	24,16	24,6
	2013	2014	2013	2014	2013	2014
Anos de educação	8,56	8,76	10,08	10,11	12,42	12,48
Anos de experiência	21,02	21,11	20,43	20,93	24,26	24,71
Mulher (%)	55,03	55,72	39,54	38,9	28,92	29,17
Não Branco (%)	68,92	69,9	54,38	56,02	38,58	39,38
Setor Informal (%)	62,27	61,2	31,06	32,65	33,81	35,32
Cobertura sindical (%)	6,56	7,12	13,32	13,67	21,89	21,63
NNE (%)	60,36	61,68	28,69	29,56	23,99	21,63

Nota: Elaboração própria com microdados da PNAD.

Quando se analisa as características dos indivíduos na amostra por quantis da distribuição salarial no período da crise de 2008/2009, observa-se que entre os 25% menores salários houve uma leve redução na participação do mercado informal e redução de indivíduos do norte e nordeste entre as menores remunerações, nas demais características mudanças expressivas não foram observadas. Já entre os 25% maiores, houve leve crescimento na participação das mulheres e não brancos, além disso, observou-se leve redução na participação do mercado informal e de cobertura sindical.

No que diz respeito as características dos indivíduos na amostra por quantis da distribuição salarial no período da crise de 2013/2014, houve crescimento na participação dos não brancos e de indivíduos do norte/nordeste entre os 25% menores salários, além do crescimento na participação sindical. Entre os 25% maiores salários, observou-se crescimento na participação de mulheres e de não brancos, além de significativa expansão do mercado informal.

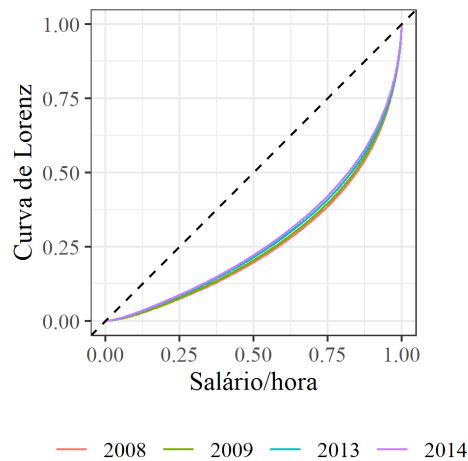
Figura 4.2 – Distribuição de frequência salarial



Nota: Elaboração própria com microdados da PNAD. Densidade de kernel estimada usando o kernel Epanechnikov e ajuste de 2 para o log(salário/hora) e de 3 para o log(salário).

No entanto, apesar das mudanças ocorridas em virtude da crise na composição da amostra na distribuição de salários, não se observa nas distribuições de frequência salarial sinais de mudança expressivas na distribuição.

Figura 4.3 – Curva de Lorenz para o Salário/hora



Nota: Elaboração própria com microdados da PNAD.

Apesar disso, observa-se redução da desigualdade salarial para os períodos em estudo conforme apresentado na curva de Lorenz abaixo, figura Figura 4.3, o índice de Gini para 2008, 2009, 2013 e 2014 são 0.4886, 0.4768, 0.4590 e 0.4448, respectivamente. Logo, tal fato, mesmo sem indícios de mudanças visíveis nas distribuições apresentadas na figura Figura 4.2, sugere que houve mudança na distribuição salarial.

4.5 Resultados

Nessa seção, apresenta-se os resultados da decomposição para as diferenças nos períodos de crise, 2008-2009 e 2013-2014. Para ambos os casos citados baseou-se na decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), utilizando abordagem proposta por Firpo *et al.* (2018).

4.5.1 A crise de 2008

Na Tabela 4.3, apresentada abaixo, não se observou efeito da crise sobre os intervalos quantílicos considerados no estudo. Somente o intervalo entre os quantis 40 e 60 apresentou distinção significativa entre os dois períodos em análise, 2008-2009, sendo o responsável por esta o efeito composição, i.e., a diferença atribuída a disparidades nas características.

Observa-se na decomposição detalhada do efeito composição que características como maiores anos de estudo e cobertura sindical contribuíram para a diferença total encontrada entre os dois períodos. Destaca-se também a participação dos não brancos, que conforme apresentado nas estatísticas descritivas vêm conquistando maiores salários ao longo dos anos nos decis analisados, os quais contribuíram para maiores rendimentos em 2009 que no ano anterior.

Conforme anteriormente constatado, a parcela que se encontra no meio da distribuição, $iqr(40\ 60)$, revelou salário/hora em 2009 superior a 2008, o que pode ser confirmado pelo sinal negativo apresentado para a diferença total. Uma possível explicação para tal resultado advém das políticas de crédito⁵ adotadas para o controle da crise e manutenção do crescimento econômico no período em questão, que manteve a economia aquecida e colaborou para a criação e manutenção de postos de trabalho. Vale ressaltar também o crescimento do salário mínimo real, cenário este que pode ser observado na Figura C.2 (ver Apêndice C).

Verifica-se também, que os resultados constataam maior desigualdade em 2008 do que em 2009. Evidencia-se que a crise em questão contribuiu para a redução da desigualdade, a qual pode ser constatada pelo sinal positivo do componente estrutural, semelhantemente ao apresentado pela diferença total, para o índice de Gini. Ademais, observa-se também sinal oposto apresentado pelo efeito composição, o que sustenta a afirmação de que a crise reduziu a desigualdade.

⁵ Redução da alíquota de depósito compulsório dos bancos, redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) para automóveis, construção civil e eletrodomésticos, a criação do Programa de Sustentação do Investimento (PSI), redução do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF), alterações no formato de cobrança do Imposto de Renda Pessoa Física (IRPF) e estímulo ao crédito em bancos públicos.

Tabela 4.3 – Decomposição para 2008-2009

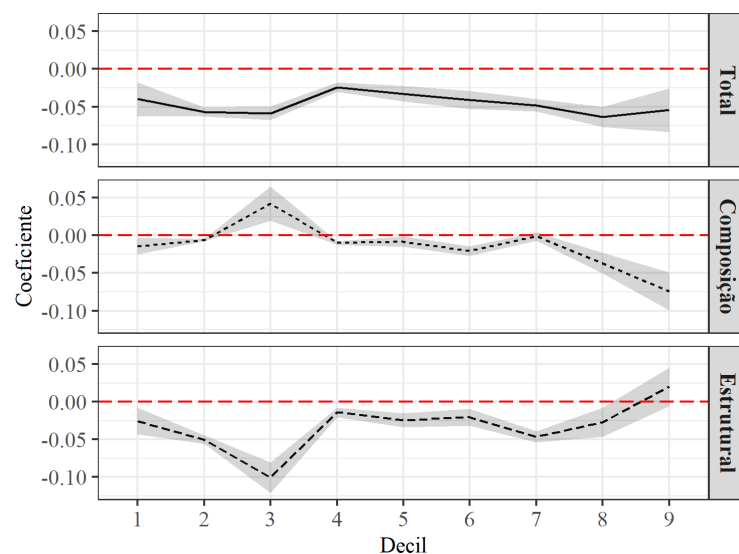
	iqr(1 25)	iqr(40 60)	iqr(75 99)	Gini	
Geral	2008 (1)	1,5620*** (0,0175)	0,3071*** (0,0031)	1,9518*** (0,0164)	0,1365*** (0,0004)
	Contrafactual	1,5327*** (0,0245)	0,3176*** (0,0034)	1,9477*** (0,0176)	0,1368*** (0,0004)
	2009 (2)	1,5307*** (0,0251)	0,3239*** (0,0041)	1,9331*** (0,0114)	0,1318*** (0,0004)
	Diferença Total (1 – 2)	0,0313 (0,0313)	-0,0169*** (0,0052)	0,0187 (0,0196)	0,0047*** (0,0006)
	Efeito Composição Total	0,0293 (0,0189)	-0,0106*** (0,0024)	0,0041 (0,018)	-0,0003*** (0,0001)
	Estrutura Salarial Total	0,0019 (0,0362)	-0,0063 (0,0052)	0,0146 (0,0204)	0,0050*** (0,0005)
Efeito Composição Total	Erro de Especificação	0,02 (0,0182)	-0,0072*** (0,0023)	0,0068 (0,0184)	0,0000 (0,0000)
	Efeito Composição Puro	0,0093*** (0,0015)	-0,0033*** (0,0004)	-0,0027** (0,0013)	-0,0003*** (0,0001)
	Anos de Educação	0,0074*** (0,0012)	-0,0036*** (0,0004)	-0,0029** (0,0012)	-0,0005*** (0,0001)
	Anos de Experiência	0,0000 (0,0002)	0,0001 (0,0003)	0,0001 (0,0006)	0,0000 (0,0001)
	Mulher	-0,0005*** (0,0001)	0,0001*** (0,0000)	0,0000 (0,0001)	0,0000*** (0,0000)
	Não Branco	-0,0002* (0,0001)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002* (0,0001)	0,0000*** (0,0000)
	Setor Informal	0,0023*** (0,0003)	0,0003*** (0,0000)	-0,0002* (0,0001)	0,0002*** (0,0000)
	Cobertura Sindical	-0,0006*** (0,0001)	-0,0001*** (0,0000)	0,0001 (0,0001)	0,0000*** (0,0000)
	NNE	0,0009*** (0,0001)	0,0001*** (0,0000)	0,0004*** (0,0001)	0,0001*** (0,0000)
	Erro de Reponderação	0,0035** (0,0016)	0,0011*** (0,0003)	-0,0002 (0,0006)	0,0003*** (0,0001)
Estrutura Salarial Total	Estrutura Salarial Pura	-0,0016 (0,0361)	-0,0073 (0,0052)	0,0147 (0,0203)	0,0047*** (0,0005)
	Anos de Educação	-0,1038 (0,0906)	0,0196 (0,0165)	-0,4129*** (0,1149)	0,0005 (0,0015)
	Anos de Experiência	-0,0183 (0,0337)	-0,0014 (0,007)	-0,1570*** (0,0575)	0,0004 (0,001)
	Mulher	0,0118 (0,0225)	-0,0073** (0,0032)	0,0766*** (0,0181)	0,0004 (0,0004)
	Não Branco	0,0047 (0,019)	-0,0073* (0,0038)	0,0379* (0,0199)	-0,0012** (0,0005)
	Setor Informal	0,0845*** (0,0315)	-0,0106*** (0,0036)	0,0002 (0,0176)	-0,0007 (0,0004)
	Cobertura Sindical	0,009 (0,007)	0,0031** (0,0014)	-0,0245** (0,0116)	0,0003 (0,0002)
	NNE	0,0236 (0,0266)	-0,0097*** (0,0027)	-0,0133 (0,014)	-0,0003 (0,0004)
	Cons.	-0,0131 (0,0823)	0,0062 (0,0192)	0,5076*** (0,1411)	0,0053** (0,0021)
2008 ^a	115376	115376	115376	115376	
2009 ^a	117505	117505	117505	117505	

Nota: Erros padrão, estimados por Bootstrap (500 reps), entre parênteses. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01; (a) número de observações para o período.

Ainda com relação aos resultados para o índice de Gini, conforme já mencionado, destaca-se como justificativa para a redução da desigualdade a impossibilidade de ajustar os menores salários/hora para baixo em união ao efeito negativo da crise sobre as camadas mais altas da distribuição, o que reduziria a distância entre as extremidades da distribuição, o que não pode ser observado nos resultados até aqui apresentados uma vez que as camadas mais baixas e altas aqui consideradas não apresentaram significância para a diferença total.

O erro de especificação é usado para avaliar a importância de desvios da linearidade na especificação do modelo. Firpo *et al.* (2018) sugerem a utilização da especificação linear, a qual apresenta a vantagem de fornecer uma interpretação muito mais simples da decomposição, conforme a decomposição de OB, além de não afetar as estimativas gerais do efeito estrutural e composição que são obtidas usando o procedimento de reponderação. Com relação ao erro de especificação, os resultados indicam que as regressões RIF fornecem estimativas precisas para o índice de Gini, o mesmo, porém, não pode ser dito para o intervalo quantílico 40-60.

Figura 4.4 – Decomposição da mudança total no logaritmo do salário por hora para 2008-2009



Nota: Elaboração própria.

Visando apresentar mais detalhes sobre os efeitos da crise sobre as faixas de rendimento por hora durante o referido período buscou-se por meio da Figura 4.4 detalhar a decomposição por quantil.

Em geral, os resultados sugerem que o salário/hora de 2009 é maior do que em 2008 para todos os decis apresentados. Com relação a parte inferior da distribuição para os efeitos composição e estrutural é possível observar até o terceiro decil menor características médias

dos indivíduos em 2009, no entanto acompanhado por elevação da relação de suas dotações com o salário/hora. Em contrapartida, a partir do sétimo decil da distribuição se verifica maior característica média para 2009, acompanhado, porém, por uma redução do salário/hora, o que justifica a falta de significância dos resultados anteriormente apresentados, $iqr(1\ 25)$ e $iqr(75\ 99)$.

Assim, constata-se que os maiores salários/hora foram os mais afetados pelas mudanças estruturais ocorridas, porém devido ao crescimento da remuneração exclusivo às características não se observou diferença total significativa para o período. Análise análoga, mas em sentido oposto, pode ser realizada para a parte inferior da distribuição.

4.5.2 A crise de 2014

Diferente dos resultados encontrados na seção anterior à crise em questão, 2013-2014, esta se demonstrou mais abrangente sobre a distribuição do salário/hora, conforme apresentado abaixo na Tabela 4.4. Com exceção dos maiores salário/hora em todos os demais intervalos considerados se observou significância da diferença total entre os dois períodos. Os resultados sugerem um efeito severo da crise sobre a camada intermediária e inferior da distribuição, i.e., sobre os mais pobres.

Verifica-se que a diferença total observada para $iqr(1\ 25)$ e $iqr(40\ 60)$ se deve ao efeito estrutural, i.e., da relação das dotações com o salário/hora, o que sugere que a diferença é fruto da crise ocorrida no período⁶ uma vez que o efeito composição, que atribui o gap a diferenças nas características, não apresentou significância. Vale ressaltar que mesmo diante dos ajustes do salário mínimo real para o período tais indivíduos se apresentaram em melhor situação em 2013 do que em 2014.

A análise da decomposição detalhada para os mais pobres demonstra que anos de educação contribui para reduzir o tamanho do efeito estrutural e, portanto, da diferença total observada, sugerindo que indivíduos com maiores níveis de educação foram menos afetados pela crise. Adicionalmente, os resultados sugerem que entre os mais pobres, os indivíduos da região norte/nordeste (NNE), do setor informal e do sexo feminino foram os mais afetados, resultados estes que vão ao encontro dos evidenciados por Eichhorst *et al.* (2010), Hijman (2009) e Forbes *et al.* (2011).

No que se refere ao intervalo 40-60, observa-se que anos de educação e experiência

⁶ O efeito estrutural se refere a mudanças não observadas que não necessariamente se devam à crise, mas será adotado como hipótese neste artigo que o efeito estrutural observado advém exclusivamente desta.

Tabela 4.4 – Decomposição para 2013-2014

	iqr(1 25)	iqr(40 60)	iqr(75 99)	Gini	
Geral	2013 (1)	1,3466*** (0,0211)	0,3348*** (0,0066)	1,9148*** (0,0191)	0,1155*** (0,0003)
	Contrafactual	1,3419*** (0,0211)	0,3442*** (0,0048)	1,8771*** (0,0214)	0,1161*** (0,0003)
	2014 (2)	1,2340*** (0,0104)	0,2907*** (0,0073)	1,8920*** (0,0287)	0,1122*** (0,0003)
	Diferença Total (1 – 2)	0,1126*** (0,0239)	0,0441*** (0,0094)	0,0228 (0,0339)	0,0033*** (0,0005)
	Efeito Composição Total	0,0047 (0,011)	-0,0094 (0,0058)	0,0377 (0,0301)	-0,0007*** (0,0001)
	Estrutura Salarial Total	0,1079*** (0,0239)	0,0535*** (0,008)	-0,0149 (0,0367)	0,0039*** (0,0004)
Efeito Composição Total	Erro de Especificação	-0,0003 (0,0106)	-0,0054 (0,0056)	0,0447 (0,0306)	0,0000* (0,0000)
	Efeito Composição Puro	0,0050*** (0,0018)	-0,0040*** (0,0005)	-0,0070*** (0,0015)	-0,0007*** (0,0001)
	Anos de Educação	0,0062*** (0,0014)	-0,0024*** (0,0005)	-0,0032*** (0,001)	-0,0003*** (0,0001)
	Anos de Experiência	-0,0019*** (0,0005)	-0,0015*** (0,0003)	-0,0034*** (0,0008)	-0,0003*** (0,0001)
	Mulher	-0,0003** (0,0001)	0,0001** (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
	Não Branco	0,0000 (0,0001)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0001)	0,0000*** (0,0000)
	Setor Informal	0,0006* (0,0004)	0,0001 (0,0000)	-0,0001 (0,0000)	0,0000* (0,0000)
	Cobertura Sindical	-0,0006*** (0,0001)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0001)	0,0000*** (0,0000)
	NNE	0,0009*** (0,0002)	0,0001*** (0,0000)	0,0004*** (0,0001)	0,0001*** (0,0000)
	Erro de Reponderação	-0,0088*** (0,0024)	-0,0004 (0,0003)	0,0008 (0,0008)	-0,0003*** (0,0001)
	Estrutura Salarial Pura	0,1167*** (0,0247)	0,0539*** (0,008)	-0,0157 (0,0367)	0,0042*** (0,0004)
Estrutura Salarial Total	Anos de Educação	-0,4278*** (0,1203)	0,0807*** (0,0154)	0,1186 (0,1827)	-0,0009 (0,0014)
	Anos de Experiência	-0,0319 (0,0368)	0,0223*** (0,0066)	0,0959 (0,0759)	0,001 (0,0008)
	Mulher	0,0823*** (0,0272)	-0,0115*** (0,0032)	-0,036 (0,023)	0,0003 (0,0004)
	Não Branco	-0,0112 (0,0182)	-0,0077** (0,0035)	-0,0108 (0,0275)	-0,0008* (0,0004)
	Setor Informal	0,0916** (0,0369)	0,0034 (0,0026)	-0,0151 (0,0167)	0,0009*** (0,0004)
	Cobertura Sindical	0,0052 (0,0083)	0,0031** (0,0012)	0,0239* (0,0125)	0,0007*** (0,0002)
	NNE	0,0944*** (0,0259)	-0,0096*** (0,0028)	0,0086 (0,0123)	0,0013*** (0,0003)
	Cons.	0,3140*** (0,0795)	-0,0269 (0,0171)	-0,2009 (0,2001)	0,0017 (0,0018)
	2013 ^a	108340	108340	108340	108340
2014 ^a	112352	112352	112352	112352	

Nota: Erros padrão, estimados por Bootstrap (500 reps), entre parênteses. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01; (a) número de observações para o período.

contribuíram positivamente para a diferença encontrada, onde os salários/hora em 2013 foram maiores que em 2014.

Tais resultados sugerem a presença de *overeducation*⁷, i.e., devido à crise indivíduos com maior nível educacional estão dispostos a receber menores salários em empregos que exigem menor qualificação. Para melhor entendimento, Sicherman (1991); Hersch (1991); Dolton e Vignoles (2000); Levels *et al.* (2014) são alguns trabalhos que apresentam resultados que relacionam salário/remuneração e *overeducation*.

O resultado apresentado pela variável cobertura sindical no efeito estrutural, ou seja, devido à crise, pode ser resultante de uma redução do número de horas de trabalho, uma vez que segundo Cazes *et al.* (2011) este é um ajuste possível em períodos de crise, de modo evitar os custos privados e sociais de demissão e desemprego. Adiciona-se a isto o fato de as reduções salariais nominais também serem frequentemente impedidas por regulamentos do mercado de trabalho ou acordos de negociação coletiva (CAJU *et al.*, 2015).

Por fim, os resultados para o referido intervalo demonstram que indivíduos do sexo feminino, da região norte/nordeste e não brancas contribuíram para redução da diferença total, o que indica conquistas por parte destes junto ao mercado de trabalho.

Para o índice de Gini, assim como observado na seção anterior, este apresenta significância e sinal positivo, o que sinaliza que houve redução da desigualdade para o período estudado. Vale ressaltar que a redução da desigualdade aqui observada é devido à crise, i.e., ao efeito estrutural.

Com relação ao erro de especificação, em geral, os resultados se apresentaram não significantes. No caso em que é estatisticamente significativo, o erro de especificação é pequeno em relação às mudanças gerais nas estatísticas distributivas, o que indica que as regressões RIF fornecem estimativas precisas. A especificação utilizada apresentou significância para alguns erros de ponderação, os quais são pequenos⁸ e não apresentam problemas ao modelo.

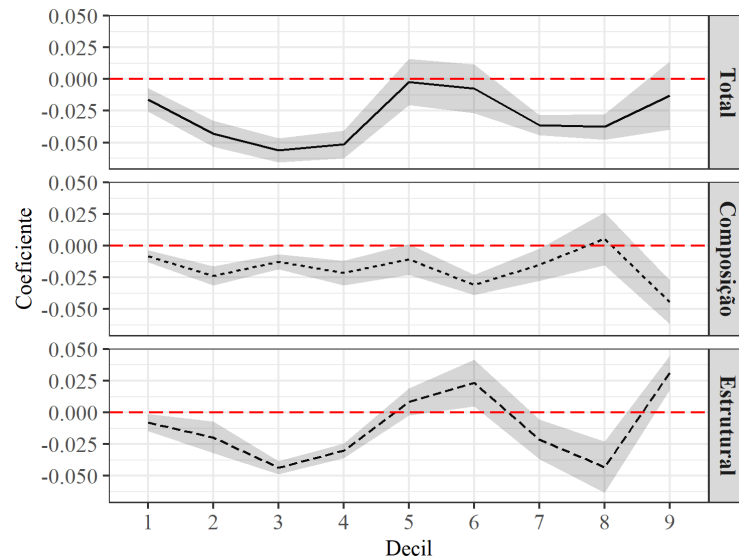
Visando uma análise mais detalhada sobre os efeitos da crise buscou-se por meio da Figura 4.5, apresentada abaixo, detalhar a decomposição por quantil sobre as faixas de rendimento por hora para o período de 2013-2014.

Em síntese, observa-se maiores salários/hora em 2014 para todos os decis. Vale ressaltar que entre o 5º e 6º decil e a extremidade superior, remunerações maiores em 2013

⁷ Definido como ter uma qualificação mais elevada do que é normalmente necessária para o emprego.

⁸ Segundo Firpo *et al.* (2018), a adição de mais termos na especificação da função de ponderação ajuda a reduzir o erro de ponderação. Isso deve ser equilibrado com base no suporte comum, pois mais termos podem levar a previsões mais perfeitas, um resultado indesejável.

Figura 4.5 – Decomposição da mudança total no logaritmo do salário por hora para 2013-2014



Nota: Elaboração própria.

podem ser obtidas dentro do intervalo de confiança para a diferença total. Os referidos decis apresentaram menor relação de suas dotações com o salário/hora em 2014, efeito estrutural, que se verifica pelo sinal positivo obtido.

No entanto, assim como na seção anterior, o efeito negativo da crise sobre as camadas mais altas da distribuição é compensado pelo crescimento da remuneração exclusivo às características. Essa constatação indica que os trabalhadores mais qualificados (e mais bem pagos) são um pouco mais sensíveis a choques nos salários, provavelmente como resultado de menor rigidez salarial no topo da distribuição salarial.

4.6 Considerações finais

As duas últimas grandes crises brasileiras apresentavam caráter distinto sobre suas origens, uma devido a fatores externos e outra em grande parte devido a políticas públicas equivocadas adotadas pelo governo brasileiro. O curto espaço de tempo apresentado entre elas, expõe uma oportunidade ímpar de investigar a fixação de salários nas referidas crises, os aspectos distributivos e sua relação com as características dos trabalhadores.

Apesar do caráter distinto, o efeito estrutural em ambos os casos apresentou contribuição na redução da diferença total para a parcela mais rica durante a crise. Essa constatação indica que os trabalhadores mais bem pagos foram os mais afetados pelas referidas crises, provavelmente como resultado de menor rigidez salarial no topo da distribuição. Porém, o efeito

composição atua na direção oposta, compensando o efeito estrutural. Observa-se, também, redução da desigualdade impulsionada pelo efeito estrutural, ou seja, pela crise.

Cabe destacar que em ambos os períodos em análise obteve-se maiores salário/hora no período subsequente como consequência da elevação do salário mínimo real ocorridas nos períodos. Na crise do *subprime*, somente a parcela intermediária da distribuição apresentou diferença significativa, o qual é consequência da remuneração atrelada ao crescimento das características médias em 2009 e não como consequência da crise econômica. Características como maiores anos de estudo e cobertura sindical contribuíram para a diferença total encontrada entre os dois períodos, além destas destaca-se a participação dos não brancos para tal resultado.

A crise iniciada em 2014, no entanto, demonstrou maior intensidade, sendo mais ampla e profunda, impactando as camadas intermediárias e inferiores da distribuição. Destaca-se que algumas características diferem em suas contribuições no efeito estrutural sobre os intervalos quantílicos considerados.

A exemplo disto, para os menores salários da distribuição os anos de educação contribuíram para reduzir a diferença salário/hora encontrada entre 2013 e 2014, i.e., contribuiu para que os efeitos da crise sobre os salários não fossem ainda maiores. Porém, para a camada intermediária da distribuição se observa a presença de *overeducation*, constatada pela redução da relação das dotações com a remuneração, o que sugere que indivíduos com maior nível educacional estão dispostos a receber menores salários em empregos que exigem menor qualificação.

Destaca-se, também, que indivíduos da região Norte/Nordeste e do sexo feminino, que foram afetados pela crise estando entre os menores salários, parte inferior da distribuição, contudo contribuíram para que os salários não fossem ainda menores em 2014 frente a 2013 na camada intermediária da distribuição, evidenciando a conquista de maior remuneração por parte destes.

REFERÊNCIAS

- AARONSON, D.; BRAVE, S.; SCHECHTER, S. How does labor adjustment in this recession compare with the past? **Chicago Fed Letter**, Federal Reserve Bank of Chicago, n. 263, p. 1, 2009.
- AFONSO, H.; LAFLEUR, M.; ALARCÓN, D. Inequality measurement: Development issues no. 2. **Department of Economic and Social Affairs**, 2015.
- ALBANESI, S. Inflation and inequality. **Journal of Monetary Economics**, Elsevier, v. 54, n. 4, p. 1088–1114, 2007.
- ALMEIDA, A. N.; AZZONI, C. R. Custo de vida comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996-2014. **Estudos Econômicos (são paulo)**, SciELO Brasil, v. 46, p. 253–276, 2016.
- AMMERMUELLER, A.; KUCKULENZ, A.; ZWICK, T. Aggregate unemployment decreases individual returns to education. **Economics of Education Review**, Elsevier, v. 28, n. 2, p. 217–226, 2009.
- ARAÚJO, J.; CAMPELO, G.; MARINHO, E. O impacto da infraestrutura sobre a pobreza para o brasil. **Recuperado de https://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i12-a845a1ff97efe102932cbda215972c2d.pdf**, 2013.
- ASSIS, D. N. C. d. **Decomposição da pobreza no Brasil usando um modelo de fatores dinâmicos**. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2015.
- AUTOR, D. H.; MANNING, A.; SMITH, C. L. The contribution of the minimum wage to us wage inequality over three decades: a reassessment. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 8, n. 1, p. 58–99, 2016.
- AVILA, F. R. Recentered influence functions in stata: Methods for analyzing the determinants of poverty and inequality. **Levy Economics Institute, Working Paper**, v. 927, 2019.
- AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality in brazil. **The annals of regional science**, Springer, v. 35, n. 1, p. 133–152, 2001.
- BARLEVY, G.; TSIDDON, D. Earnings inequality and the business cycle. **European Economic Review**, Elsevier, v. 50, n. 1, p. 55–89, 2006.
- BARROS, R. P. d.; CARVALHO, M. d.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. S. P. d. Consequências e causas imediatas da queda recente da desigualdade de renda brasileira. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2006.
- BARROS, R. P. d.; CARVALHO, M. d.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. S. P. d. A importância da queda recente da desigualdade na redução da pobreza. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2007.
- BARROS, R. P. d.; CORSEUIL, C. H.; LEITE, P. G. Mercado de trabalho e pobreza no brasil. **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, p. 177–229, 2000.

- BARROS, R. P. d.; CORSEUIL, C. H. L.; MENDONÇA, R. S. P. d.; REIS, M. C. Poverty, inequality and macroeconomic instability. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2015.
- BARROS, R. P. d.; FOGUEL, M. N. Focalização dos gastos públicos sociais e erradicação da pobreza no Brasil. **Desigualdade e pobreza no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA**, p. 719–739, 2000.
- BASTOS, R. L. A. Desigualdade salarial na região metropolitana de porto alegre durante a crise econômica de acordo com os recortes de gênero e raça. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2019.
- BATTISTI, M.; FIORONI, T.; LAVEZZI, A. M. *et al.* **World interest rates, inequality and growth: An empirical analysis of the Galor-Zeira model.** [S. l.], 2014.
- BEACH, C. M. Cyclical sensitivity of aggregate income inequality. **The Review of Economics and Statistics**, JSTOR, p. 56–66, 1977.
- BERISHA, E.; GUPTA, R.; MESZAROS, J. The impact of macroeconomic factors on income inequality: Evidence from the brics. **Economic Modelling**, Elsevier, v. 91, p. 559–567, 2020.
- BERTOLA, G.; DABUSINSKAS, A.; HOEBERICHTS, M.; IZQUIERDO, M.; KWAPIL, C.; MONTORNÈS, J.; RADOWSKI, D. Price, wage and employment response to shocks: evidence from the wdn survey. **Labour Economics**, Elsevier, v. 19, n. 5, p. 783–791, 2012.
- BIGSTEN, A.; SHIMELES, A. Poverty transition and persistence in ethiopia: 1994–2004. **World development**, Elsevier, v. 36, n. 9, p. 1559–1584, 2008.
- BILS, M. J. Real wages over the business cycle: evidence from panel data. **Journal of Political economy**, The University of Chicago Press, v. 93, n. 4, p. 666–689, 1985.
- BLANK, R. M. Distinguished lecture on economics in government. **Journal of Economic Perspectives**, American Economic Association, v. 14, n. 2, p. 3–19, 2000.
- BLANK, R. M.; BLINDER, A. Poverty and the macro economy. **Danziger S, Weinberg D, editors**, 1986.
- BLANK, R. M.; BLINDER, A. S. Macroeconomics, income distribution, and poverty. **NBER working paper**, n. w1567, 1985.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human resources**, JSTOR, p. 436–455, 1973.
- BLINDER, A. S.; ESAKI, H. Y. Macroeconomic activity and income distribution in the postwar united states. **The Review of Economics and Statistics**, JSTOR, p. 604–609, 1978.
- BLUNCH, N.-H.; CANAGARAJAH, S.; RAJU, D. *et al.* The informal sector revisited: A synthesis across space and time. **World Bank Social Protection Discussion Papers**, v. 119, 2001.
- BRANTEN, E.; LAMO, A.; ROOM, T. Nominal wage rigidity in the eu countries before and after the great recession: evidence from the wdn surveys. ECB Working Paper, 2018.

BREEN, R.; GARCÍA-PEÑALOSA, C. Income inequality and macroeconomic volatility: an empirical investigation. **Review of Development Economics**, Wiley Online Library, v. 9, n. 3, p. 380–398, 2005.

BURGESS, S.; PROPPER, C. An economic model of household income dynamics, with an application to poverty dynamics among american women. Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics and Political Science, and benefits from support from STICERD, 1998.

CAJNER, T.; RADLER, T.; RATNER, D.; VIDANGOS, I. Racial gaps in labor market outcomes in the last four decades and over the business cycle. FEDS Working Paper, 2017.

CAJU, P. D.; KOSMA, T.; LAWLESS, M.; MESSINA, J.; RÕÕM, T. Why firms avoid cutting wages: Survey evidence from european firms. **ILR Review**, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 68, n. 4, p. 862–888, 2015.

CAMBOTA, J. N. Discriminação salarial por raça e gênero no mercado de trabalho das regiões nordeste e sudeste do brasil: uma aplicação de simulações contrafactuais e regressão quantílica. 2005.

CAMPOS, A. G. **Bem-estar social nos anos e 2000: Traços estilizados da história brasileira**. [S. l.], 2015.

CAPPELLARI, L. Earnings mobility among italian low-paid workers. **Journal of Population Economics**, Springer, v. 20, n. 2, p. 465–482, 2007.

CAPPELLARI, L.; JENKINS, S. P. Who stays poor? who becomes poor? evidence from the british household panel survey. **The Economic Journal**, Oxford University Press Oxford, UK, v. 112, n. 478, p. C60–C67, 2002.

CAPPELLARI, L.; JENKINS, S. P. Modelling low income transitions. **Journal of applied econometrics**, Wiley Online Library, v. 19, n. 5, p. 593–610, 2004.

CAPUANO, S.; LAI, T.-k.; SCHMERER, H.-J. The us finance wage premium before and after the financial crisis: a decomposition exercise. **Applied Economics Letters**, Taylor & Francis, v. 21, n. 16, p. 1144–1147, 2014.

CARDOSO, E. Inflation and poverty. 1992.

CARDOSO, E.; BARROS, R. P. D.; URANI, A. Inflation and unemployment as determinants of inequality in brazil: The 1980s. In: **Reform, Recovery, and Growth**. [S. l.]: University of Chicago Press, 1995. p. 151–176.

CARVALHO, A. D.; NÉRI, M. C.; SILVA, D. D. N. Diferenciais de salários por raça e gênero no brasil: aplicação dos procedimentos de oaxaca e heckman em pesquisas amostrais complexas. **Rio de Janeiro, Brazil: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Mimeographed document**, 2006.

CAVALCANTI, T.; CORRÊA, M. Cash transfers and the labor market. **Revista Brasileira de Economia**, SciELO Brasil, v. 64, n. 2, p. 175–190, 2010.

CAVALIERI, C. H.; FERNANDES, R. Diferenciais de salários por gênero e cor: comparação entre regiões metropolitanas brasileiras. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 18, n. 1, 1998.

CAZES, S.; HEUER, C.; VERICK, S. Labour market policies in times of crisis. In: **From the great recession to labour market recovery**. [S. l.]: Springer, 2011. p. 196–226.

CERQUEIRA, L. F. Déficit público, indexação, mudanças de regimes e expectativas inflacionárias: a dinâmica da taxa de inflação no brasil entre 1960 e 2005. **Perspectiva Econômica**, v. 3, n. 2, p. 82–126, 2007.

CLEMENTS, B. J. O plano real, pobreza e distribuição de renda no brasil. **Finanças & Desenvolvimento**, v. 17, n. 3, p. 40–42, 1997.

COCKX, B.; GHIRELLI, C. Scars of recessions in a rigid labor market. **Labour Economics**, Elsevier, v. 41, p. 162–176, 2016.

COIBION, O.; GORODNICHENKO, Y.; KUENG, L.; SILVIA, J. **Innocent bystanders? Monetary policy and inequality in the US**. [S. l.], 2012.

COIBION, O.; GORODNICHENKO, Y.; KUENG, L.; SILVIA, J. Innocent bystanders? monetary policy and inequality. **Journal of Monetary Economics**, Elsevier, v. 88, p. 70–89, 2017.

COLOMBO, E.; MENNA, L.; TIRELLI, P. Informality and the labor market effects of financial crises. **World Development**, Elsevier, v. 119, p. 1–22, 2019.

CORCORAN, M.; DUNCAN, G.; GURIN, G.; GURIN, P. Myth and reality: The causes and persistence of poverty. **Journal of Policy Analysis and Management**, Wiley Online Library, v. 4, n. 4, p. 516–536, 1985.

CORSEUIL, C. H. L.; FOGUEL, M. N. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do ibge. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2002.

CRUCINI, M. J.; KOSE, M. A.; OTROK, C. What are the driving forces of international business cycles? **Review of Economic Dynamics**, Elsevier, v. 14, n. 1, p. 156–175, 2011.

CUENCA-LÓPEZ, A. D.; TORRES, D. E. Impact of infrastructure investment on poverty in latin america in 1996-2016. **Población y Desarrollo**, FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS-UNA, v. 26, n. 50, p. 5–18, 2020.

CUTLER, D. M.; KATZ, L. F.; CARD, D.; HALL, R. E. Macroeconomic performance and the disadvantaged. **Brookings papers on economic activity**, JSTOR, v. 1991, n. 2, p. 1–74, 1991.

DAUTH, W.; SCHMERER, H.-J.; WINKLER, E. Exporters and wage inequality during the great recession—evidence from germany. **Economics Letters**, Elsevier, v. 136, p. 137–140, 2015.

DEVEREUX, P. J. Occupational upgrading and the business cycle. **Labour**, Wiley Online Library, v. 16, n. 3, p. 423–452, 2002.

DEYSHAPPRIYA, N. P. R. Impact of macroeconomic factors on income inequality and income distribution in asian countries. **ADB Working Paper Series**, Asian Development Bank Institute, n. 696, 2017.

DINARDO, J.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 1001–1044, 1996.

- DOLLAR, D.; KRAAY, A. Trade, growth, and poverty. **The Economic Journal**, Oxford University Press Oxford, UK, v. 114, n. 493, p. F22–F49, 2004.
- DOLTON, P.; VIGNOLES, A. The incidence and effects of overeducation in the uk graduate labour market. **Economics of education review**, Elsevier, v. 19, n. 2, p. 179–198, 2000.
- DUNCAN, G. J.; SMEEDING, T. M.; RODGERS, W. W. (h)ither the middle class? a dynamic view. In: **Poverty and Prosperity in the USA in the Late Twentieth Century**. [S. l.]: Springer, 1993. p. 240–274.
- EASTERLY, W.; FISCHER, S. Inflation and the poor. **Journal of Money, Credit and Banking**, JSTOR, p. 160–178, 2001.
- EHRENBERG, R. G.; SMITH, R. S. **A moderna economia do trabalho: teoria e política pública**. [S. l.]: Makron Books, 2000.
- EICHHORST, W.; ESCUDERO, V.; MARX, P.; TOBIN, S. The impact of the crisis on employment and the role of labour market institutions. IZA Discussion Paper, 2010.
- EL-HADDAD, A. Labor market gender discrimination under structural adjustment: the case of egypt. **SRC/CIDA research program on gender and work**, 2009.
- FALLON, P. R.; LUCAS, R. E. The impact of financial crises on labor markets, household incomes, and poverty: A review of evidence. **The World Bank Research Observer**, Oxford University Press, v. 17, n. 1, p. 21–45, 2002.
- FERNANDES, C. M. Desigualdade de rendimentos e educação no brasil: alguns indicadores de diferenças regionais. **Econômica**, v. 3, n. 2, p. 231–250, 2001.
- FERNÁNDEZ-RAMOS, J.; GARCIA-GUERRA, A. K.; GARZA-RODRIGUEZ, J.; MORALES-RAMIREZ, G. The dynamics of poverty transitions in mexico. **International Journal of Social Economics**, Emerald Group Publishing Limited, 2016.
- FERREIRA, F. H.; FIRPO, S.; GALVAO, A. F. Actual and counterfactual growth incidence and delta lorenz curves: estimation and inference. **Journal of Applied Econometrics**, Wiley Online Library, v. 34, n. 3, p. 385–402, 2019.
- FERREIRA, F. H.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A. The rise and fall of brazilian inequality: 1981–2004. **Macroeconomic Dynamics**, Cambridge University Press, v. 12, n. S2, p. 199–230, 2006.
- FERREIRA, F. H.; LEITE, P. G.; RAVALLION, M. Poverty reduction without economic growth?: Explaining brazil’s poverty dynamics, 1985–2004. **Journal of Development economics**, Elsevier, v. 93, n. 1, p. 20–36, 2010.
- FERREIRA, F. H.; LITCHFIELD, J. A. Education or inflation?: the micro and macroeconomics of the brazilian income distribution during 1981–1995. **Cuadernos de economía**, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, v. 38, n. 114, p. 209–238, 2001.
- FIELDS, G. S.; KANBUR, R. Minimum wages and poverty. Charles H. Dyson School of Applied Economics and Management, Cornell University, 2005.
- FILHO, F. d. H. B. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos avançados**, SciELO Brasil, v. 31, n. 89, p. 51–60, 2017.

FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Unconditional quantile regressions. **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 77, n. 3, p. 953–973, 2009.

FIRPO, S.; PORTELLA, A. Decline in wage inequality in brazil: a survey. The World Bank, 2019.

FIRPO, S.; REIS, M. C. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no brasil. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**, Ipea Brasília, v. 2, p. 499–506, 2007.

FIRPO, S. P.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. **Econometrics**, Multidisciplinary Digital Publishing Institute, v. 6, n. 2, p. 28, 2018.

FORBES, K. *et al.* **Inequality in crisis and recovery: revealing the divides: the case of the Republic of Korea**. [S. l.]: ILO, 2011.

FRANCO, G. H. The real plan, texto para discussão 354. **Departamento de Economia, PUC-RJ**, 1996.

FREEMAN, M. 'journeys into poverty kingdom': Complete participation and the british vagrant, 1866-1914. In: JSTOR. **History Workshop Journal**. [S. l.], 2001. p. 99–121.

GÁBOS, A.; BRANYICZKI, R.; LANGE, B.; TÓTH, I. G. *et al.* Employment and poverty dynamics in the eu countries before, during and after the crisis. **Herman Deleeck Centre for Social Policy, University of Antwerp**, v. 15, n. 06, 2015.

GALLI, R.; HOEVEN, R. v. d. Is inflation bad for income inequality: The importance of the initial rate of inflation. **Working Paper**, International Labour Organization, n. 29, 2001.

GENDA, Y.; KONDO, A.; OHTA, S. Long-term effects of a recession at labor market entry in japan and the united states. **Journal of Human resources**, University of Wisconsin Press, v. 45, n. 1, p. 157–196, 2010.

GOKMEN, G.; MORIN, A. Inequality in the aftermath of financial crises: some empirical evidence. **Applied Economics Letters**, Taylor & Francis, v. 26, n. 19, p. 1558–1562, 2019.

GOTTSCHALK, P. Inequality, income growth, and mobility: The basic facts. **Journal of Economic Perspectives**, v. 11, n. 2, p. 21–40, 1997.

GREGORIO, J. D.; LEE, J.-W. Education and income inequality: new evidence from cross-country data. **Review of income and wealth**, Wiley Online Library, v. 48, n. 3, p. 395–416, 2002.

GUIMARÃES, D. B. **Avaliações de abordagens metodológicas da equação de rendimentos aplicadas em cenários selecionados no mercado de trabalho**. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2013.

GUIMARÃES, N. A.; BARONE, L. S.; BRITO, M. M. A. d. Mercado e mercantilização do trabalho no brasil (1960-2010). **Trajetórias das desigualdades: como o Brasil mudou nos últimos**, v. 50, 2015.

GUNDERSEN, C.; ZILIAK, J. P. Poverty and macroeconomic performance across space, race, and family structure. **Demography**, Springer, v. 41, n. 1, p. 61–86, 2004.

GWARTNEY, J.; MCCALED, T. S. Have antipoverty programs increased poverty. **Cato J.**, HeinOnline, v. 5, p. 1, 1985.

HERSCH, J. Education match and job match. **The Review of Economics and Statistics**, JSTOR, p. 140–144, 1991.

HIJMAN, R. The impact of the crisis on employment. **EUROSTAT, Statistics in focus**, v. 79, p. 2009, 2009.

HIRATA, M. H.; KOSE, M. A.; OTROK, M. C. **Regionalization vs. globalization**. [S. l.]: International Monetary Fund, 2013.

HIROMOTO, M. H. Análise do efeito do gasto social dos governos federal, estadual e municipal sobre a pobreza no brasil-1988 a 2010. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2018.

HOFFMANN, R. Elasticidade da pobreza em relação a renda média e a desigualdade no brasil e nas unidades da federação. **Revista Economia**, 2005.

HOFFMANN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Revista Econômica**, v. 8, n. 1, 2006.

HOYNES, H. W.; MILLER, D.; SCHALLER, J. Who suffers in recessions and jobless recoveries. **Journal of Economic Perspectives**, v. 26, n. 3, p. 27–48, 2012.

HOYNES, H. W.; PAGE, M. E.; STEVENS, A. H. Poverty in america: Trends and explanations. **Journal of Economic Perspectives**, v. 20, n. 1, p. 47–68, 2006.

IBGE. **Síntese de Indicadores Sociais: em 2019, proporção de pobres cai para 24,7% e extrema pobreza se mantém em 6,5% da população**. 2020. Disponível em: <https://encurtador.com.br/pxRV6>.

IBGE, I. B. D. G. E. E. Síntese de indicadores sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira 2020. Coordenação de População e Indicadores Sociais, Rio de Janeiro, 2020.

ISAACS, M. Individual transferable quotas, poverty alleviation and challenges for small-country fisheries policy in south africa. **MAST**, v. 10, n. 2, p. 63–84, 2011.

JACKSON, L. E.; KOSE, M. A.; OTROK, C.; OWYANG, M. T. **Specification and estimation of Bayesian dynamic factor models: A Monte Carlo analysis with an application to global house price comovement**. [S. l.]: Emerald Group Publishing Limited, 2015.

JANVRY, A. d.; SADOULET, E. Growth, poverty, and inequality in latin america: A causal analysis, 1970–94. **Review of Income and Wealth**, Wiley Online Library, v. 46, n. 3, p. 267–287, 2000.

JEFFERSON, P. N. Educational attainment and the cyclical sensitivity of employment. **Journal of Business & Economic Statistics**, Taylor & Francis, v. 26, n. 4, p. 526–535, 2008.

KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. Desigualdade e crescimento: ingredientes trabalhistas. **Desigualdade de Renda no Brasil: Uma análise da queda recente**, 2007.

KLUGE, J. The effectiveness of european active labor market programs. **Labour economics**, Elsevier, v. 17, n. 6, p. 904–918, 2010.

KOMATSU, B. K.; MENEZES-FILHO, N. Simulações de impactos da covid-19 e da renda básica emergencial sobre o desemprego, renda, pobreza e desigualdade. **São Paulo: Policy Paper**, 2020.

KOSE, M. A.; OTROK, C.; PRASAD, E. Global business cycles: convergence or decoupling? **International Economic Review**, Wiley Online Library, v. 53, n. 2, p. 511–538, 2012.

KOSE, M. A.; OTROK, C.; WHITEMAN, C. H. International business cycles: World, region, and country-specific factors. **american economic review**, v. 93, n. 4, p. 1216–1239, 2003.

KRISHNA, A. Escaping poverty and becoming poor: who gains, who loses, and why? **World development**, Elsevier, v. 32, n. 1, p. 121–136, 2004.

LAW, C.-H.; SOON, S.-V. The impact of inflation on income inequality: The role of institutional quality. **Applied Economics Letters**, Taylor & Francis, v. 27, n. 21, p. 1735–1738, 2020.

LESCHKE, J.; WATT, A. How do institutions affect the labour market adjustment to the economic crisis in different eu countries? ETUI Working Paper 2010.04, 2010.

LEVELS, M.; VELDEN, R. Van der; ALLEN, J. Educational mismatches and skills: New empirical tests of old hypotheses. **Oxford Economic Papers**, Oxford University Press, v. 66, n. 4, p. 959–982, 2014.

LEVERNIER, W.; PARTRIDGE, M. D.; RICKMAN, D. S. The causes of regional variations in us poverty: A cross-county analysis. **Journal of Regional Science**, Wiley Online Library, v. 40, n. 3, p. 473–497, 2000.

LEVIN, K.; CASHORE, B.; BERNSTEIN, S.; AULD, G. Overcoming the tragedy of super wicked problems: constraining our future selves to ameliorate global climate change. **Policy sciences**, Springer, v. 45, n. 2, p. 123–152, 2012.

LIMA, L. C. F. The persistent inequality in the great brazilian cities: The case of brasilia. 2013.

LIN, S.; WINKLER, C.; WANG, S.; CHEN, H. Regional determinants of poverty alleviation through entrepreneurship in china. **Entrepreneurship & Regional Development**, Taylor & Francis, v. 32, n. 1-2, p. 41–62, 2020.

LÓPEZ, H. Macroeconomics and inequality. **Washington DC: The World Bank Processed**, p. 0–28, 2003.

LOUREIRO, A. O. F.; SULIANO, D. C. As principais linhas de pobreza utilizadas no brasil. **Instituto de pesquisa e estratégia econômica do Ceará**, 2009.

LÚCIO, C. G.; DUCA, F. M. F. Crise econômica e mercado de trabalho no brasil. **Carta Social e do Trabalho, Campinas: CESIT-IE/Unicamp**, n. 33, p. 1–16, 2016.

MACHADO, A. F.; RIBAS, R. P. Mudanças no mercado de trabalho tiram famílias da pobreza?: determinantes domiciliares e agregados para a saída da pobreza nas regiões metropolitanas do brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2008.

MACHADO, J. A.; MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of applied Econometrics**, Wiley Online Library, v. 20, n. 4, p. 445–465, 2005.

MACIEL, V. F.; PIZA, C. C. de T.; PENOFF, R. N. Desigualdades regionais e bem-estar no brasil: quão eficiente tem sido a atividade tributária dos estados para a sociedade? **Planejamento e Políticas Públicas**, 2010.

MANSO, C. A.; BARRETO, F. A.; FRANÇA, J. M. S. d. Retornos da educação e o desequilíbrio regional no brasil. **Revista Brasileira de Economia**, SciELO Brasil, v. 64, p. 115–133, 2010.

MARIANO, F. Z.; COSTA, E. M.; GUIMARÃES, D. B.; SOUSA, D. T. d. Diferenciais de rendimentos entre raças e gêneros, nas regiões metropolitanas, por níveis ocupacionais: uma análise através do pareamento de ñopo. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, SciELO Brasil, v. 48, n. 1, p. 137–173, 2018.

MATTEI, L. Os efeitos da crise econômica de 2015-2017 sobre o mercado de trabalho brasileiro. **O Brasil pós-recessão: das origens da crise às perspectivas e desafios futuros**, p. 113, 2018.

MEDEIROS, M. A geografia dos ricos no brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2004.

MEDEIROS, M. **Medidas de desigualdade e pobreza**. [S. l.]: Editora Universidade de Brasília Brasília, 2012.

MEDEIROS, V.; RIBEIRO, R. S. M.; AMARAL, P. V. M. do. Infrastructure and household poverty in brazil: A regional approach using multilevel models. **World Development**, Elsevier, v. 137, p. 105118, 2021.

MESSINA, J.; STROZZI, C.; TURUNEN, J. Real wages over the business cycle: Oecd evidence from the time and frequency domains. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Elsevier, v. 33, n. 6, p. 1183–1200, 2009.

METCALF, C. E. The size distribution of personal income during the business cycle. **The American Economic Review**, JSTOR, v. 59, n. 4, p. 657–668, 1969.

MEYER, B. D.; SULLIVAN, J. X. Further results on measuring the well-being of the poor using income and consumption. **Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique**, Wiley Online Library, v. 44, n. 1, p. 52–87, 2011.

MORETTO, A. J.; PRONI, M. W. O desemprego no brasil: análise da trajetória recente. **Economia e Desenvolvimento, Recife**, v. 10, n. 2, p. 7–35, 2011.

MYSÍKOVÁ, M. *et al.* Gender wage gap in the czech republic and central european countries. **Prague economic papers**, Prague Economic Papers, v. 21, n. 3, p. 328–346, 2012.

NEELY, C. J.; RAPACH, D. E. International comovements in inflation rates and country characteristics. **Journal of International Money and Finance**, Elsevier, v. 30, n. 7, p. 1471–1490, 2011.

NERI, M.; CONSIDERA, C.; PINTO, A. A evolução da pobreza e da desigualdade brasileiras ao longo da década de 90. **Economia aplicada**, v. 3, n. 3, p. 384–406, 1999.

NERI, M. C.; CONSIDERA, C.; PINTO, A. Crescimento, desigualdade e pobreza: o impacto da estabilização. **Economia Brasileira em Perspectiva**, v. 1, p. 49–82, 1996.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International economic review**, JSTOR, p. 693–709, 1973.

OTROK, C.; WHITEMAN, C. H. Bayesian leading indicators: measuring and predicting economic conditions in iowa. **International Economic Review**, JSTOR, p. 997–1014, 1998.

O'NEILL, J. E.; O'NEILL, D. M. **What do wage differentials tell about labor market discrimination?** [S. l.]: Emerald Group Publishing Limited, 2006.

PARKER, S. C. Income inequality and the business cycle: A survey of the evidence and some new results. **Journal of Post Keynesian Economics**, Taylor & Francis, v. 21, n. 2, p. 201–225, 1998.

PAUW, K. **Measures of poverty and inequality: A reference paper.** [S. l.], 2003.

PERO, V. L.; SZERMAN, D. Mobilidade intergeracional de renda no brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2008.

PIAZZALUNGA, D.; TOMMASO, M. L. D. The increase of the gender wage gap in italy during the 2008-2012 economic crisis. **The Journal of Economic Inequality**, Springer, v. 17, n. 2, p. 171–193, 2019.

QUEIROZ, B. L. **Efeitos do capital humano local sobre o diferencial regional de salários em Minas Gerais.** Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Minas Gerais, 1999.

RAMIREZ, C.; PENSA, R.; MOGENSEN, A. The effect of minimum wage on poverty. Georgia Institute of Technology, 2015.

RAVALLION, M.; DATT, G. Why has economic growth been more pro-poor in some states of india than others? **Journal of development economics**, Elsevier, v. 68, n. 2, p. 381–400, 2002.

RICHEY, J.; ROSBURG, A. Changing roles of ability and education in us intergenerational mobility. **Economic Inquiry**, Wiley Online Library, v. 55, n. 1, p. 187–201, 2017.

ROCHA, S. Opções metodológicas para a estimação de linhas de indigência e de pobreza no brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2000.

ROCHA, S. Pobreza e desigualdade no brasil: o esgotamento dos efeitos distributivos do plano real. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2000.

ROCHA, S. Pobreza no brasil: a evolução de longo prazo (1970-2011). **Rio de Janeiro**, 2013.

ROCHA, S. M. R. da. **Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?** [S. l.]: Editora FGV, 2007.

RODGERS, Y. van der M.; MENON, N. Impact of the 2008–2009 twin economic crises on the philippine labor market. **World Development**, Elsevier, v. 40, n. 11, p. 2318–2328, 2012.

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. Monetary policy and the well-being of the poor. **Working Paper 6793**, National bureau of economic research Cambridge, Mass., USA, 1998.

SABIA, J. J. Minimum wages: A poor way to reduce poverty. **Cato Institute Tax and Budget Bulletin**, n. 70, 2014.

SABOIA, J. Evolução recente do mercado de trabalho metropolitano e suas perspectivas. **Panorama do mercado de trabalho no Brasil/Regis Bonelli, Fernando Veloso (org.), FGV**, 2014.

SARNO, L.; TSIKAKAS, I.; ULLOA, B. What drives international portfolio flows? **Journal of International Money and Finance**, Elsevier, v. 60, p. 53–72, 2016.

SCHMIDT, V.; VAUGHAN-WHITEHEAD, D. **The Impact of the crisis on wages in South-East Europe**. [S. l.]: ILO, 2011.

SICHERMAN, N. Mismatch in the labor market. **Journal of Labor Economics**, v. 9, n. 2, p. 101–122, 1991.

SILVA, F. J. F. d.; NETO, F. d. A. F. Efeitos da crise financeira de 2008 sobre o desemprego nas regiões metropolitanas brasileiras. **Nova Economia**, SciELO Brasil, v. 24, n. 2, p. 265–278, 2014.

SILVA, V. H. M. C.; FRANÇA, J. M. S. d.; NETO, V. R. d. P. Capital humano e desigualdade salarial no brasil: uma análise de decomposição para o período 1995-2014. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, SciELO Brasil, v. 46, n. 3, p. 579–608, 2016.

SKOUFIAS, E.; NAKAMURA, S.; GUKOVAS, R. Safeguarding against a reversal in social gains during the economic crisis in brazil. World Bank, Washington, DC, 2017.

SMALL, M. L.; NEWMAN, K. Urban poverty after the truly disadvantaged: The rediscovery of the family, the neighborhood, and culture. **Annual Review of sociology**, Annual Reviews 4139 El Camino Way, PO Box 10139, Palo Alto, CA 94303-0139, USA, v. 27, n. 1, p. 23–45, 2001.

SOARES, F. V.; SOARES, S. S. D.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. G. Programas de transferência de renda no brasil: impactos sobre a desigualdade. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2006.

SOARES, R. B.; BARRETO, F. A.; AZEVEDO, M. T. Condicionantes da saída da pobreza com microcrédito: o caso dos clientes do crediamigo. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, SciELO Brasil, v. 41, n. 1, p. 119–142, 2011.

SOARES, S. S. D. **Bolsa Família, its design, its impacts and possibilities for the future**. [S. l.], 2012.

SOUSA, D. T. de; BESARRIA, C. da N. Diferencial de rendimentos e orientação sexual na região nordeste. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 12, n. 4, p. 417–435, 2018.

STEVENS, A. H. Climbing out of poverty, falling back in: measuring the persistence of poverty over multiple spells. **Journal of Human resources**, University of Wisconsin Press, v. 34, n. 3, p. 557–588, 1999.

SUMNER, A.; HOY, C.; ORTIZ-JUAREZ, E. *et al.* **Estimates of the Impact of COVID-19 on Global Poverty**. [S. l.]: United Nations University World Institute for Development Economics Research, 2020.

TAVARES, P. A.; PAZELLO, E. T.; FERNANDES, R.; CAMELO, R. d. S. Uma avaliação do programa bolsa família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), v. 39, n. 1, p. 25–58, 2009.

TEIXEIRA, K. H. Uma análise espacial da pobreza no estado de alagoas. **Redes**, v. 25, p. 2668–2692, 2020.

THUROW, L. C. Analyzing the american income distribution. **The American Economic Review**, JSTOR, v. 60, n. 2, p. 261–269, 1970.

TOCHETTO, D. G.; COMIM, F.; RIBEIRO, E.; JR, S. P. Crescimento pró-pobre no brasil-uma análise exploratória. **Encontro Nacional de Economia**, v. 32, 2004.

TRAPEZNIKOVA, I. Measuring income inequality. **IZA World of Labor**, 2019.

TRONCO, G. B.; RAMOS, M. P. Linhas de pobreza no plano brasil sem miséria: análise crítica e proposta de alternativas para a medição da pobreza conforme metodologia de sonia rocha. **Revista de Administração Pública**, SciELO Brasil, v. 51, n. 2, p. 294–311, 2017.

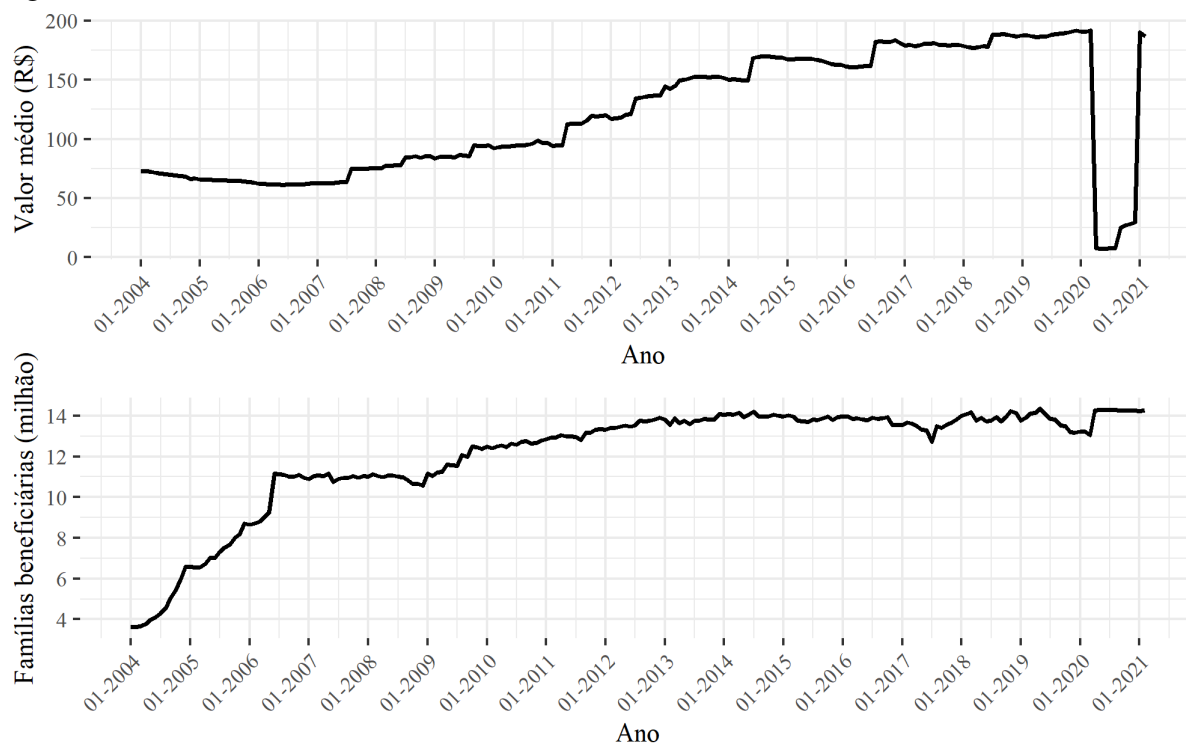
VILLA, J. M.; NIÑO-ZARAZÚA, M. Poverty dynamics and graduation from conditional cash transfers: a transition model for mexico's progres-a-oportunidades-prospera program. **The Journal of Economic Inequality**, Springer, v. 17, n. 2, p. 219–251, 2019.

WORLD BANK. **Perspectivas econômicas globais**. 2020. Disponível em: <https://www.worldbank.org/pt/publication/global-economic-prospects>.

ZARA, T. M. **Desenvolvimento financeiro, crescimento e desigualdade nos estados brasileiros**. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, São Paulo, 2006.

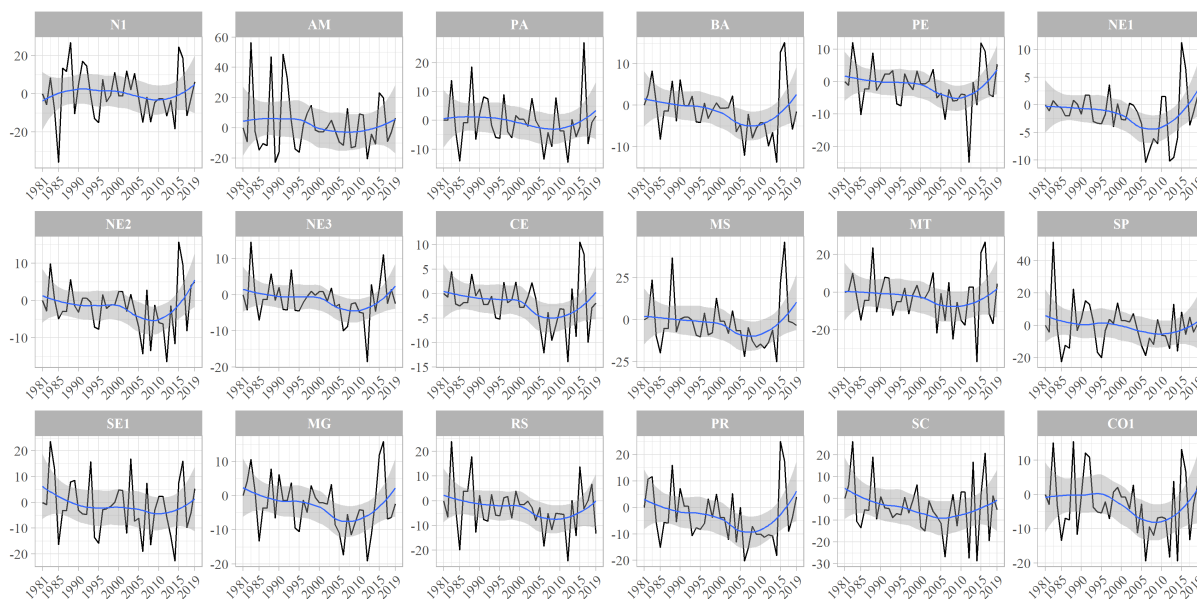
APÊNDICE A – TABELAS E GRÁFICOS COMPLEMENTARES DO CAPÍTULO 1

Figura A.1 – Valor e volume de beneficiários do Bolsa Família



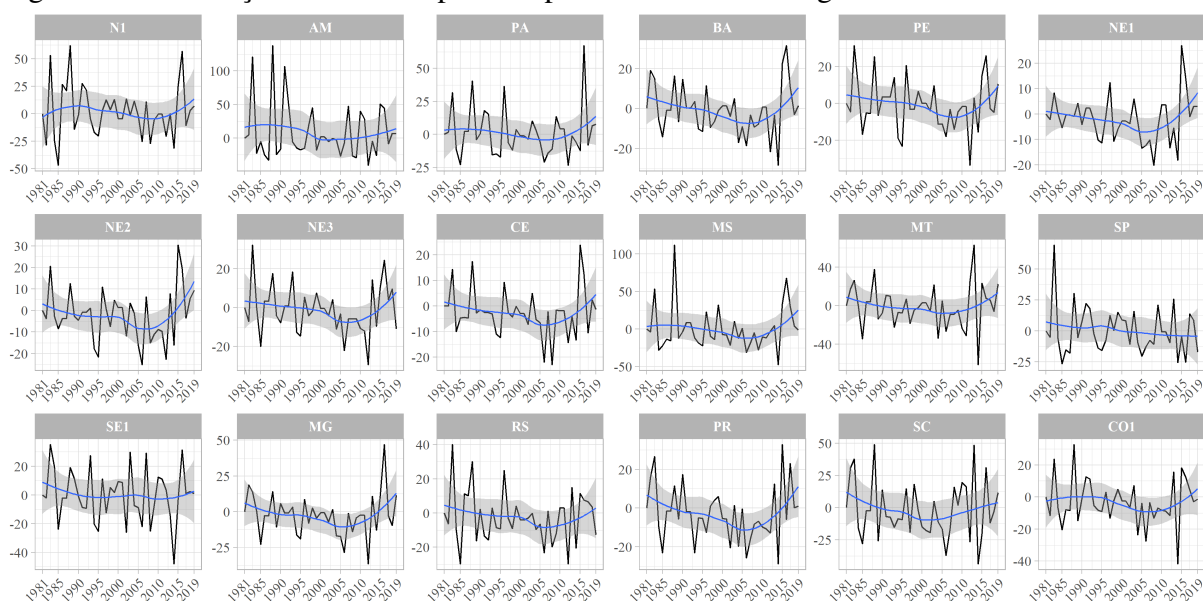
Fonte: Ministério da Cidadania.

Figura A.2 – Variação da pobreza para cada uma das Regiões-Estado entre 1981 e 2019



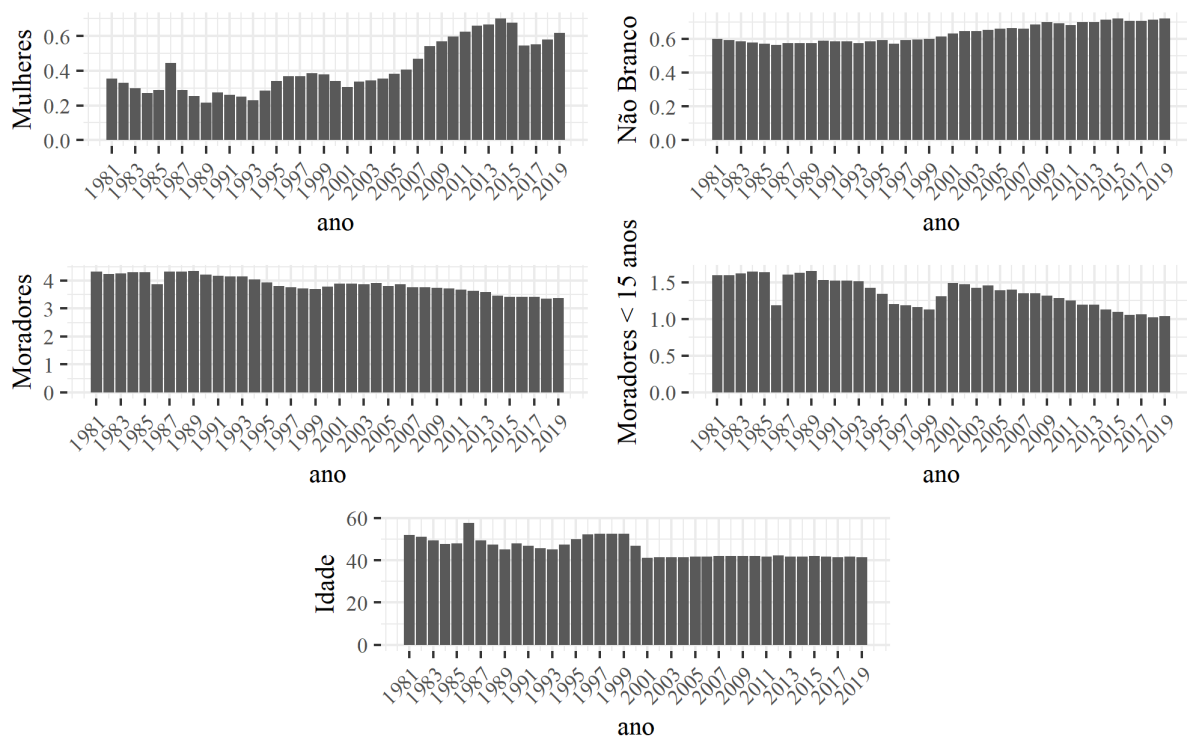
Nota: Elaborado pelo autor.

Figura A.3 – Variação da extrema pobreza para cada uma das Regiões-Estado entre 1981 e 2019



Nota: Elaborado pelo autor.

Figura A.4 – Evolução das características domiciliares entre 1981 e 2019



Nota: Elaborado pelo autor com dados da PNAD. Idade: idade do chefe do domicílio; Moradores: moradores no domicílio; Moradores < 15 anos: indivíduos com idade inferior a 15 anos; Mulher: proporção de mulheres chefiando domicílios; Não Branco: proporção de não branco chefiando domicílios.

Tabela A.1 – Correlação à estrutura econômica para as tendências da pobreza (ocupação principal)

Tendência Regional da Pobreza (Rendimento do trabalho principal)			
	1993-2003	2004-2011	1993-2011
Gini	0.1995***	-0.4085***	0.1476***
PIB <i>per capita</i>	-0.1988***	0.1242	-0.2456
Pop. Ocupada	0.0600	0.0949	0.0770
Urbanização	-0.1801**	0.1585*	-0.1321**
PBF (famílias)	-	-0.1805**	-
PBF (valor)	-	-0.1985**	-

Tendência Nacional da Pobreza (Rendimento do trabalho principal)			
	1993-2003	2004-2011	1993-2011
Gini	0.0183	0.2184***	0.4143***
PIB <i>per capita</i>	0.0069	-0.0633	-0.1422***
Pop. Ocupada	0.0031	0.0230	-0.0385
Urbanização	-0.1379*	-0.0834	-0.1941***
PBF (famílias)	-	-0.2157***	-
PBF (valor)	-	-0.5055***	-

Nota: Elaborado pelo autor com dados obtidos na PNAD; DATASUS e Ipeadata. Gini: índice de desigualdade; PIB *per capita*: produto interno bruto *per capita*; Pop. Ocupada: Número de pessoas que estavam trabalhando na semana de referência da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE); Urbanização: taxa de urbanização; PBF: Programa Bolsa Família. Resultados para correlação de Pearson; Hipótese nula: $H_0 : \rho = 0$ (o coeficiente de correlação não é significativamente diferente de zero). * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Tabela A.2 – Correlação entre as características da composição domiciliar para as tendências da pobreza (ocupação principal)

Tendência Regional da Pobreza (Rendimento do trabalho principal)					
	1981-1990	1991-2003	2004-2014	2015-2019	1981-2019
Idade	0.0485	-0.2171***	0.3651***	-0.1351	-0.1665***
Moradores	0.1326*	0.4284***	-0.2522***	0.2967***	0.3106***
15menos	0.0683	0.4443***	-0.2624***	0.2847***	0.3201***
Mulher	-0.1350*	0.2488***	0.0826	-0.2527**	0.0034
Não Branco	0.0272	0.5141***	-0.5305***	0.2305**	0.4181***

Tendência Nacional da Pobreza (Rendimento do trabalho principal)					
	1981-1990	1991-2003	2004-2014	2015-2019	1981-2019
Idade	-0.0530	0.0303	-0.2810***	0.0478	0.4559***
Moradores	0.0915	0.4058***	0.5734***	-0.0691	0.6346***
15menos	0.1162	0.3089***	0.6186***	-0.1072	0.5432***
Mulher	0.0093	0.0845	-0.4746***	-0.2319**	-0.6155***
Não Branco	0.0355	0.0111	0.0349	-0.0589	-0.1406***

Nota: Elaborado pelo autor com dados obtidos na PNAD. Resultados para correlação de Pearson; Hipótese nula: $H_0 : \rho = 0$ (o coeficiente de correlação não é significativamente diferente de zero). * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Tabela A.3 – Correlação à estrutura econômica para as tendências da extrema pobreza (todas as fontes)

Tendência Regional da Extrema Pobreza (Rendimento de todas as fontes)			
	1993-2003	2004-2011	1993-2011
Gini	-0.0449	-0.3923***	-0.0798
PIB <i>per capita</i>	0.1218*	0.4051***	0.1557***
Pop. Ocupada	0.1244*	0.1476*	0.1259**
Urbanização	0.1959***	0.4222***	0.2738***
PBF (famílias)	-	-0.2423***	-
PBF (valor)	-	-0.3216***	-

Tendência Nacional da Extrema Pobreza (Rendimento de todas as fontes)			
	1993-2003	2004-2011	1993-2011
Gini	-0.2469***	-0.0629	0.1742***
PIB <i>per capita</i>	0.3384***	0.3025***	0.1690***
Pop. Ocupada	0.0826	0.1069	0.0430
Urbanização	0.2351***	0.2799***	0.1056*
PBF (famílias)	-	-0.3613***	-
PBF (valor)	-	-0.4526***	-

Nota: Elaborada pelo autor com dados obtidos na PNAD; DATASUS e Ipeadata. Gini: índice de desigualdade; PIB *per capita*: produto interno bruto *per capita*; Pop. Ocupada: Número de pessoas que estavam trabalhando na semana de referência da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE); Urbanização: taxa de urbanização; PBF: Programa Bolsa Família. Resultados para correlação de Pearson; Hipótese nula: $H_0 : \rho = 0$ (o coeficiente de correlação não é significativamente diferente de zero). * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Tabela A.4 – Correlação entre as características da composição domiciliar para as tendências da extrema pobreza (todas as fontes)

	Tendência Regional da Extrema Pobreza (Rendimento de todas as fontes)				
	1981-1990	1991-2003	2004-2014	2015-2019	1981-2019
Idade	0.0037	-0.0501	0.4069***	-0.3698***	0.0546
Moradores	0.1657**	0.0408	-0.1788**	0.2624**	0.1524***
15menos	0.1667**	0.0804	-0.1730**	0.2139**	0.1614***
Mulher	-0.0924	0.1204*	0.1346*	-0.3242***	-0.0829**
Não Branco	0.1758**	0.1005	-0.4078***	0.2723***	0.0517

	Tendência Nacional da Extrema Pobreza (Rendimento de todas as fontes)				
	1981-1990	1991-2003	2004-2014	2015-2019	1981-2019
Idade	-0.1370*	0.2126***	0.0024	-0.0828	0.4617***
Moradores	0.0711	-0.0244	0.2843***	-0.0022	0.4339***
15menos	0.1211	-0.0895	0.3753***	-0.0410	0.3777***
Mulher	-0.1355*	0.3353***	-0.0751	-0.2790***	-0.3938***
Não Branco	0.0310	-0.2505***	-0.1650**	0.0330	-0.2536***

Nota: Elaborada pelo autor com dados obtidos na PNAD. Resultados para correlação de Pearson; Hipótese nula: $H_0 : \rho = 0$ (o coeficiente de correlação não é significativamente diferente de zero). * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

APÊNDICE B – TABELAS COMPLEMENTARES DO CAPÍTULO 2

Tabela B.1 – Estatísticas descritivas da razão 50/10

Estado	Mín.	Máx.	Méd.	D.P.	Estado	Mín.	Máx.	Méd.	D.P.
Norte					Nordeste				
Rondônia	3,00	23,01	12,80	4,88	Maranhão	7,44	47,76	21,62	10,92
Acre	2,45	33,84	15,05	6,44	Piauí	7,11	54,02	24,47	11,82
Amazonas	2,69	24,39	12,72	5,25	Ceará	10,09	56,19	23,70	9,71
Roraima	2,00	31,55	13,66	6,62	Rio G. do Norte	7,18	32,13	17,93	6,79
Pará	8,96	39,74	15,68	7,30	Paraíba	10,82	35,98	19,96	7,68
Amapá	2,69	24,39	12,72	5,25	Pernambuco	6,33	30,89	18,20	7,00
Sudeste					Alagoas				
Minas Gerais	8,36	20,77	13,76	3,21	Sergipe	7,32	39,51	18,14	8,66
Espírito Santo	9,01	22,87	14,31	3,40	Bahia	6,99	42,90	19,10	9,68
Rio de Janeiro	2,67	19,46	10,05	4,55	Centro-Oeste				
São Paulo	3,80	19,31	10,50	4,56	Mato Grosso	2,84	25,00	11,92	3,93
Sul					Goiás				
Paraná	2,98	18,29	12,37	3,18	Distrito Federal	3,46	16,66	9,50	4,15
Santa Catarina	3,32	16,72	8,33	4,07					
Rio G. do Sul	3,57	20,60	12,55	3,97					

Nota: Elaboração própria.

Tabela B.2 – Estatísticas descritivas da razão 90/50

Estado	Mín.	Máx.	Méd.	D.P.	Estado	Mín.	Máx.	Méd.	D.P.
Norte					Nordeste				
Rondônia	2,69	4,21	3,36	0,40	Maranhão	1,81	4,42	2,80	0,76
Acre	2,82	4,45	3,57	0,41	Piauí	2,01	4,43	2,78	0,64
Amazonas	2,61	3,94	3,26	0,30	Ceará	2,00	4,17	2,86	0,67
Roraima	2,38	4,42	3,41	0,36	Rio G. do Norte	2,30	3,97	3,05	0,48
Pará	2,45	4,54	3,36	0,52	Paraíba	2,04	4,07	2,86	0,59
Amapá	2,82	4,47	3,49	0,40	Pernambuco	2,21	3,89	3,02	0,53
Sudeste					Alagoas				
Minas Gerais	2,72	4,20	3,39	0,36	Sergipe	2,31	3,88	3,07	0,47
Espírito Santo	2,82	4,64	3,50	0,47	Bahia	2,16	4,27	2,95	0,60
Rio de Janeiro	2,82	4,24	3,56	0,36	Centro-Oeste				
São Paulo	2,77	4,29	3,47	0,38	Mato Grosso	2,68	4,05	3,31	0,33
Sul					Goiás				
Paraná	2,75	4,19	3,49	0,38	Distrito Federal	3,70	5,10	4,39	0,36
Santa Catarina	2,68	3,94	3,25	0,37					
Rio G. do Sul	2,72	4,21	3,48	0,38					

Nota: Elaboração própria.

Tabela B.3 – Estatísticas descritivas do índice de Theil

Estado	Mín.	Máx.	Méd.	D.P.	Estado	Mín.	Máx.	Méd.	D.P.
Norte					Nordeste				
Rondônia	0,385	0,888	0,556	0,121	Maranhão	0,485	1,232	0,688	0,140
Acre	0,409	0,838	0,618	0,097	Piauí	0,512	1,037	0,736	0,138
Amazonas	0,446	0,757	0,569	0,081	Ceará	0,451	1,072	0,752	0,141
Roraima	0,288	0,935	0,500	0,135	Rio G. do Norte	0,489	0,984	0,715	0,109
Pará	0,450	1,223	0,672	0,147	Paraíba	0,542	1,094	0,749	0,122
Amapá	0,348	0,950	0,512	0,138	Pernambuco	0,489	0,982	0,712	0,118
Sudeste					Centro-Oeste				
Minas Gerais	0,484	1,093	0,683	0,139	Alagoas	0,398	0,978	0,672	0,141
Espírito Santo	0,462	0,936	0,656	0,120	Sergipe	0,449	1,023	0,686	0,114
Rio de Janeiro	0,477	1,303	0,666	0,146	Bahia	0,527	1,005	0,724	0,109
São Paulo	0,441	0,829	0,594	0,076	Mato Grosso	0,400	1,148	0,640	0,172
Sul					Sul				
Paraná	0,410	0,896	0,644	0,119	Goiás	0,426	1,039	0,708	0,168
Santa Catarina	0,351	0,790	0,542	0,122	Distrito Federal	0,563	0,930	0,692	0,069
Rio G. do Sul	0,419	0,868	0,618	0,107					

Nota: Elaboração própria.

Tabela B.4 – Estatísticas descritivas do desvio padrão dos logs

Estado	Mín.	Máx.	Méd.	D.P.	Estado	Mín.	Máx.	Méd.	D.P.
Norte					Nordeste				
Rondônia	0,852	1,145	0,964	0,080	Maranhão	0,823	1,254	1,033	0,093
Acre	0,878	1,269	1,026	0,076	Piauí	0,798	1,381	1,079	0,121
Amazonas	0,781	1,141	0,957	0,081	Ceará	0,913	1,320	1,080	0,093
Roraima	0,795	1,139	0,947	0,092	Rio G. do Norte	0,946	1,270	1,054	0,088
Pará	0,906	1,356	1,038	0,104	Paraíba	0,934	1,266	1,056	0,085
Amapá	0,727	1,191	0,962	0,101	Pernambuco	0,925	1,230	1,034	0,072
Sudeste					Centro-Oeste				
Minas Gerais	0,878	1,283	1,017	0,102	Alagoas	0,825	1,099	0,961	0,066
Espírito Santo	0,863	1,554	1,063	0,163	Sergipe	0,900	1,344	1,061	0,118
Rio de Janeiro	0,871	1,343	1,020	0,129	Bahia	0,920	1,284	1,030	0,080
São Paulo	0,833	1,376	1,029	0,146	Mato Grosso	0,872	1,259	0,971	0,081
Sul					Sul				
Paraná	0,840	1,297	1,027	0,114	Goiás	0,859	1,249	1,016	0,103
Santa Catarina	0,743	1,263	0,934	0,122	Distrito Federal	1,028	1,340	1,139	0,073
Rio G. do Sul	0,842	1,360	1,061	0,157					

Nota: Elaboração própria.

Tabela B.5 – Resumo das decomposições da variância: a média da variância (das medidas de desigualdade) explicada para cada fator

Região	Estado	Comum	Estadual	Idiossincrático
Norte	Rondônia	0,39	0,37	0,24
	Acre	0,24	0,44	0,31
	Amazonas	0,34	0,34	0,32
	Roraima	0,12	0,51	0,37
	Pará	0,61	0,18	0,22
	Amapá	0,14	0,52	0,35
	Média	0,31	0,39	0,3
Nordeste	Maranhão	0,37	0,32	0,31
	Piauí	0,35	0,36	0,29
	Ceará	0,65	0,18	0,17
	Rio Grande do Norte	0,56	0,15	0,29
	Paraíba	0,49	0,26	0,25
	Pernambuco	0,59	0,20	0,21
	Alagoas	0,50	0,32	0,18
	Sergipe	0,45	0,32	0,23
	Bahia	0,59	0,22	0,19
	Média	0,51	0,26	0,24
Sudeste	Minas Gerais	0,71	0,08	0,20
	Espírito Santo	0,62	0,22	0,16
	Rio de Janeiro	0,60	0,14	0,26
	São Paulo	0,62	0,15	0,23
	Média	0,64	0,15	0,21
Sul	Paraná	0,64	0,08	0,28
	Santa Catarina	0,72	0,06	0,22
	Rio Grande do Sul	0,67	0,07	0,26
	Média	0,68	0,07	0,25
Centro-Oeste	Mato Grosso	0,38	0,30	0,33
	Goiás	0,66	0,12	0,23
	Distrito Federal	0,24	0,31	0,45
	Média	0,43	0,24	0,34
Brasil		0,51	0,22	0,27

Nota: Elaboração própria.

Tabela B.6 – Resumo das decomposições da variância local: explicado para cada medida de desigualdade

Região	Estado	Gini	50/10	90/50	Theil	Sdl*
Norte	Rondônia	0,59	0,04	0,14	0,74	0,33
	Acre	0,80	0,00	0,13	0,82	0,46
	Amazonas	0,53	0,13	0,03	0,62	0,38
	Roraima	0,96	0,08	0,06	0,85	0,61
	Pará	0,23	0,10	0,01	0,41	0,13
	Amapá	0,92	0,02	0,17	0,88	0,59
	Média		0,67	0,06	0,09	0,72
Nordeste	Maranhão	0,52	0,02	0,01	0,70	0,33
	Piauí	0,61	0,17	0,00	0,51	0,50
	Ceará	0,11	0,26	0,01	0,13	0,36
	Rio Grande do Norte	0,21	0,02	0,02	0,29	0,22
	Paraíba	0,41	0,02	0,01	0,50	0,36
	Pernambuco	0,23	0,07	0,01	0,37	0,33
	Alagoas	0,41	0,05	0,02	0,49	0,64
	Sergipe	0,54	0,06	0,00	0,62	0,36
	Bahia	0,22	0,16	0,00	0,29	0,45
	Média		0,36	0,09	0,00	0,43
Sudeste	Minas Gerais	0,05	0,09	0,02	0,18	0,06
	Espírito Santo	0,01	0,72	0,07	0,00	0,32
	Rio de Janeiro	0,14	0,10	0,00	0,42	0,03
	São Paulo	0,22	0,06	0,01	0,44	0,01
	Média		0,10	0,24	0,02	0,26
Sul	Paraná	0,11	0,04	0,00	0,24	0,00
	Santa Catarina	0,05	0,02	0,01	0,17	0,05
	Rio Grande do Sul	0,06	0,12	0,00	0,14	0,03
	Média		0,07	0,06	0,00	0,18
Centro-Oeste	Mato Grosso	0,43	0,01	0,14	0,63	0,27
	Goiás	0,11	0,01	0,12	0,21	0,13
	Distrito Federal	0,64	0,08	0,17	0,54	0,13
	Média		0,39	0,03	0,14	0,46
Brasil		0,32	0,10	0,05	0,41	0,22

Nota: Elaboração própria; *Desvio Padrão de Logs.

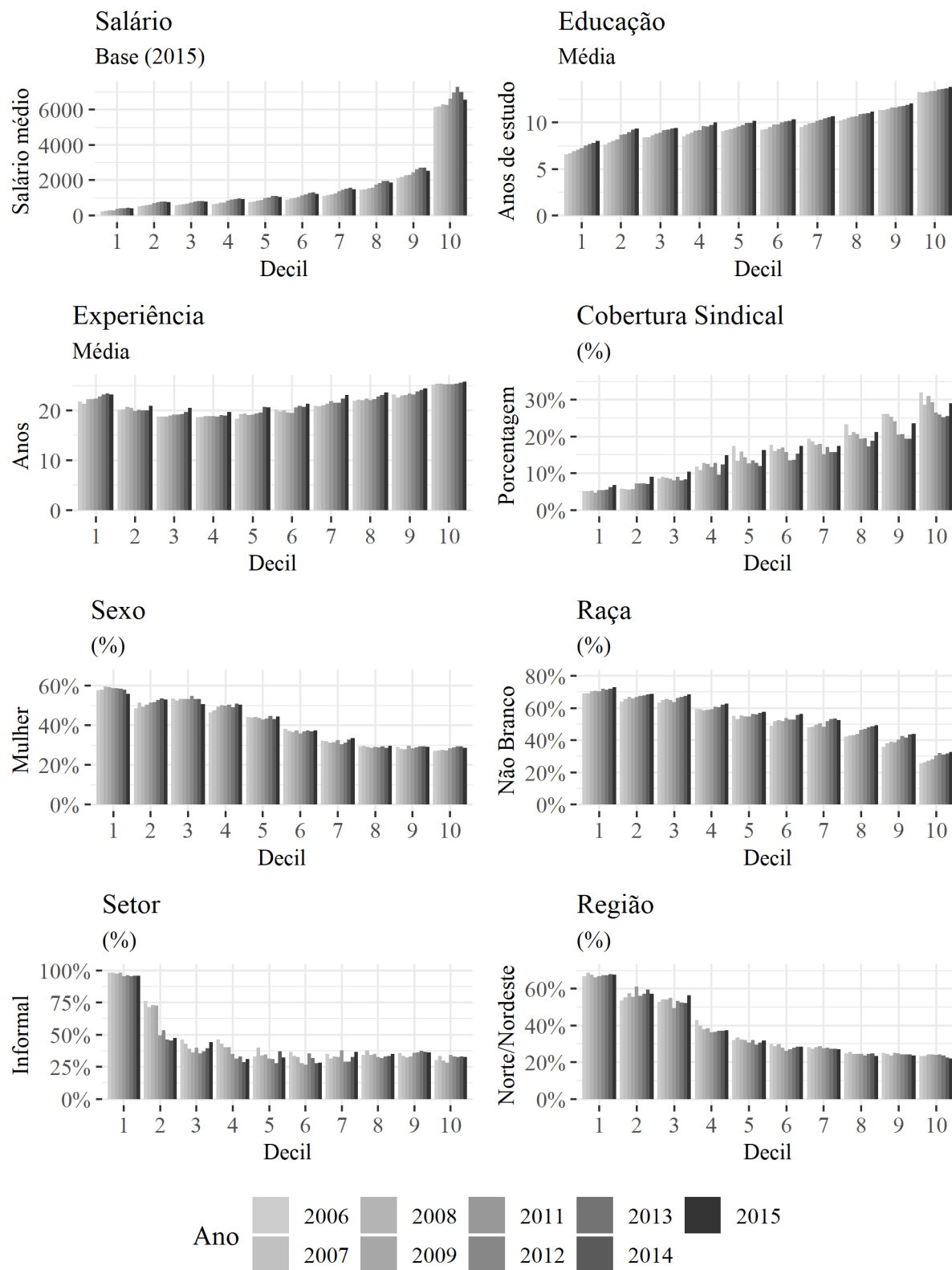
Tabela B.7 – Resumo das decomposições da variância idiossincráticas: explicadas para cada medida de desigualdade

Região	Estado	Gini	50/10	90/50	Theil	Sdl*
Norte	Rondônia	0,01	0,65	0,19	0,05	0,31
	Acre	0,01	0,66	0,34	0,1	0,47
	Amazonas	0,02	0,58	0,36	0,1	0,53
	Roraima	0,01	0,53	0,85	0,13	0,34
	Pará	0,01	0,55	0,11	0,06	0,34
	Amapá	0,01	0,81	0,44	0,1	0,38
	Média		0,01	0,63	0,38	0,09
Nordeste	Maranhão	0,04	0,45	0,23	0,21	0,63
	Piauí	0,11	0,41	0,31	0,17	0,47
	Ceará	0,02	0,36	0,13	0,08	0,28
	Rio Grande do Norte	0,01	0,43	0,31	0,05	0,65
	Paraíba	0,03	0,46	0,23	0,04	0,51
	Pernambuco	0,01	0,38	0,16	0,03	0,45
	Alagoas	0,04	0,27	0,13	0,1	0,34
	Sergipe	0,03	0,38	0,11	0,12	0,52
	Bahia	0,01	0,33	0,12	0,04	0,43
	Média		0,03	0,38	0,19	0,09
Sudeste	Minas Gerais	0,01	0,66	0,10	0,07	0,18
	Espírito Santo	0,06	0,28	0,24	0,15	0,07
	Rio de Janeiro	0,02	0,77	0,17	0,07	0,3
	São Paulo	0,02	0,61	0,15	0,08	0,3
	Média		0,03	0,58	0,16	0,09
Sul	Paraná	0,01	0,93	0,19	0,02	0,26
	Santa Catarina	0,01	0,56	0,24	0,11	0,18
	Rio Grande do Sul	0,02	0,88	0,12	0,06	0,22
	Média		0,01	0,79	0,18	0,06
Centro-Oeste	Mato Grosso	0,01	0,85	0,42	0,04	0,31
	Goiás	0,01	0,70	0,26	0,06	0,12
	Distrito Federal	0,07	0,66	0,78	0,24	0,48
	Média		0,03	0,74	0,49	0,11
Brasil		0,02	0,62	0,28	0,09	0,32

Nota: Elaboração própria; *Desvio Padrão de Logs.

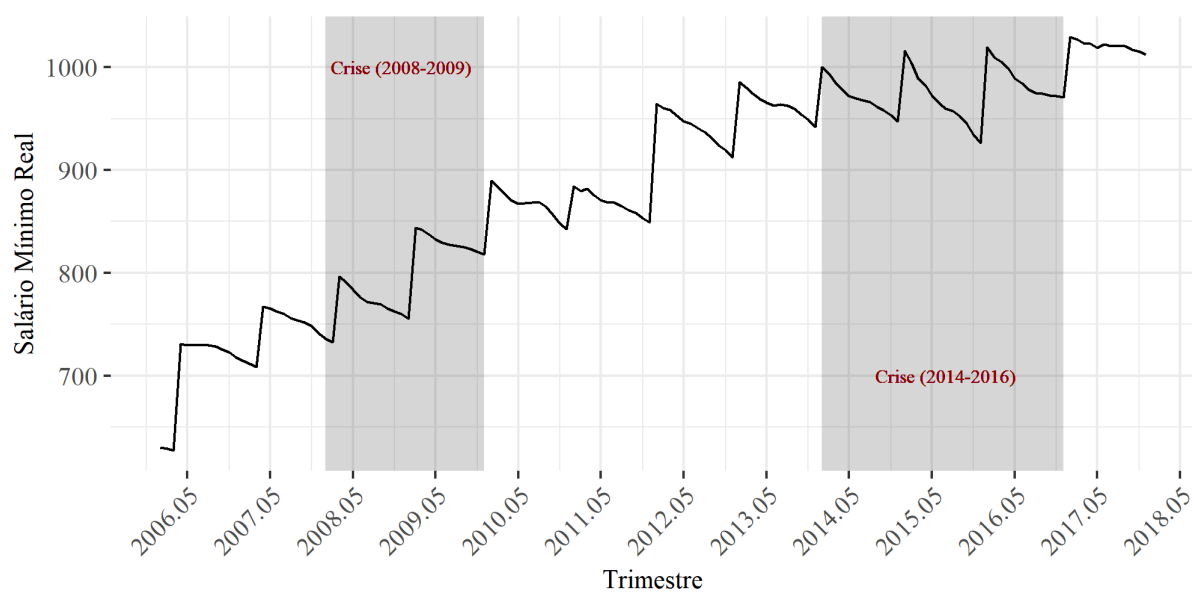
APÊNDICE C – GRÁFICOS COMPLEMENTARES DO CAPÍTULO 3

Figura C.1 – Estatísticas descritivas: Gráficos por decil de salário 2006-2015



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da PNAD.

Figura C.2 – Ajuste do salário mínimo real para o período sobre estudo



Nota: Elaborado pelo autor com dados do Ipeadata.