

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PATRICK LEITE SANTOS

MATRÍCULA: 11713ECO009

**TRÊS ENSAIOS SOBRE ESTRUTURA PRODUTIVA, DISTRIBUIÇÃO DE RENDA
E CRISE ECONÔMICA NO BRASIL**

UBERLÂNDIA-MG
2021

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PATRICK LEITE SANTOS

MATRÍCULA: 11713ECO009

**TRÊS ENSAIOS SOBRE ESTRUTURA PRODUTIVA, DISTRIBUIÇÃO DE RENDA
E CRISE ECONÔMICA NO BRASIL**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Uberlândia (PPGE/UFU) como requisito para obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Professor Dr. Carlos César Santejo Saiani

UBERLÂNDIA-MG
2021

Ficha Catalográfica Online do Sistema de Bibliotecas da UFU
com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).

S237 2021	<p>Santos, Patrick Leite, 1991- Três ensaios sobre estrutura produtiva, distribuição de renda e crise econômica no Brasil [recurso eletrônico] / Patrick Leite Santos. - 2021.</p> <p>Orientador: Carlos César Santejo Saiani. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Uberlândia, Pós-graduação em Economia. Modo de acesso: Internet. Disponível em: http://doi.org/10.14393/ufu.te.2021.247 Inclui bibliografia. Inclui ilustrações.</p> <p>1. Economia. I. Saiani, Carlos César Santejo, 1981-, (Orient.). II. Universidade Federal de Uberlândia. Pós- graduação em Economia. III. Título.</p>
--------------	--

CDU: 330

Bibliotecários responsáveis pela estrutura de acordo com o AACR2:

Gizele Cristine Nunes do Couto - CRB6/2091


UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA

Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia

Av. João Naves de Ávila, nº 2121, Bloco 1J, Sala 218 - Bairro Santa Mônica, Uberlândia-MG, CEP 38400-902

Telefone: (34) 3239-4315 - www.ppge.ie.ufu.br - ppge@ufu.br


ATA DE DEFESA - PÓS-GRADUAÇÃO

Programa de Pós-Graduação em:	Economia				
Defesa de:	Tese de Doutorado, Nº 72, PPGE				
Data:	28 de maio de 2021	Hora de início:	13:30	Hora de encerramento:	17:10
Matrícula do Discente:	11713ECO009				
Nome do Discente:	Patrick Leite Santos				
Título do Trabalho:	Três Ensaios sobre Estrutura Produtiva, Distribuição de Renda e Crise Econômica no Brasil				
Área de concentração:	Desenvolvimento Econômico				
Linha de pesquisa:	Economia Aplicada				
Projeto de Pesquisa de vinculação:	Efeitos da descentralização, privatização e regras fiscais nos municípios brasileiros				

Reuniu-se a Banca Examinadora, designada pelo Colegiado do Programa de Pós-graduação em Economia, assim composta: Professores Doutores: Marcelo Sartorio Loural - UFU; Michele Polline Veríssimo - UFU; Luciano Nakabashi - FEARP-USP; Mônica Yukie Kuwahara - UFABC; Carlos Cesar Santejo Saiani - UFU orientador do candidato. Ressalta-se que em decorrência da pandemia pela COVID-19 e em conformidade com Portaria Nº 36/2020, da Capes e Ofício Circular nº 1/2020/PROPP/REITO-UFU, a participação dos membros da banca e do aluno ocorreu de forma totalmente remota via webconferência. O professor Luciano Nakabashi participou desde a cidade de Ribeirão Preto (SP). A professora Mônica Yukie Kuwahara participou desde a cidade de São Paulo (SP). Os demais membros da banca e o aluno participaram desde a cidade de Uberlândia (MG).

Iniciando os trabalhos o presidente da mesa, Dr. Carlos Cesar Santejo Saiani, apresentou a Comissão Examinadora e o candidato, agradeceu a presença do público, e concedeu ao Discente a palavra para a exposição do seu trabalho. A duração da apresentação do Discente e o tempo de arguição e resposta foram conforme as normas do Programa.

A seguir o senhor(a) presidente concedeu a palavra, pela ordem sucessivamente, aos(às) examinadores(as), que passaram a arguir o(a) candidato(a). Ultimada a arguição, que se desenvolveu dentro dos termos regimentais, a Banca, em sessão secreta, atribuiu o resultado final, considerando o(a) candidato(a):

Aprovado.

Esta defesa faz parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Doutor.

O competente diploma será expedido após cumprimento dos demais requisitos, conforme as normas do Programa, a legislação pertinente e a regulamentação interna da UFU.

Nada mais havendo a tratar foram encerrados os trabalhos. Foi lavrada a presente ata que após lida e achada conforme foi assinada pela Banca Examinadora.



Documento assinado eletronicamente por **Carlos Cesar Santejo Saiani, Presidente**, em 28/05/2021, às 17:12, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Michele Polline Verissimo, Professor(a) do Magistério Superior**, em 28/05/2021, às 17:14, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Marcelo Sartorio Loral, Professor(a) do Magistério Superior**, em 28/05/2021, às 17:15, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Monica Yukie Kuwahara, Usuário Externo**, em 28/05/2021, às 17:23, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Luciano Nakabashi, Usuário Externo**, em 28/05/2021, às 18:52, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://www.sei.ufu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **2785955** e o código CRC **279D631C**.

*“A riqueza de uma nação se mede pela riqueza
do povo e não pela riqueza dos príncipes”.*
(Adam Smith)

DEDICATÓRIA

*Dedico essa Tese aos meus pais, Maria Lica e
José Leonardo, e à minha amada, Mila.*

AGRADECIMENTOS

Encerra-se mais um ciclo, e neste momento, a reflexão sobre todo o percurso aflora a mente. Percebo que essa etapa só foi possível porque eu não estava sozinho.

Agradeço em primeiro lugar a Deus, pela minha família e amigos, que caminharam comigo, e mesmo nessa turbulência do Covid-19, mantiveram a saúde.

Agradeço aos meus pais, Maria Lica e José Leonardo, sobretudo pelo exemplo que são, mas também por todo o suporte e esforço, que com integridade e trabalho duro me proporcionaram uma educação de qualidade e a oportunidade de chegar até aqui. E ao meu irmão, Leo, pela parceria e companheirismo.

Agradeço a minha namorada, Mila, que com amor e carinho me acolheu durante os períodos de dificuldade, incertezas e alegrias, que foram tão intensos durante esse período. E aos seus pais, Patrícia e Marcelo, que por inúmeras vezes me receberam em sua casa.

Agradeço aos meus amigos, especialmente os que compartilharam a vivência em Uberlândia e do doutorado, Douglas, Gustavo, João, Kayo, Leonardo, Otto e Weber.

Agradeço ao professor Carlos Saiani, que me orientou e acompanhou durante a árdua tarefa de construção dessa Tese. Mas além disso, pelas trocas de experiências, parcerias nas produções científicas e pelo suporte em momentos difíceis ao longo do doutorado, que sem dúvida, tornaram o processo mais leve e gratificante.

Agradeço a todos os professores do PPGE e ao corpo técnico, os quais sempre foram gentis e solícitos, e que colocaram à disposição o seu conhecimento e trabalho.

Agradeço aos professores Marcelo e Michele, que participaram da qualificação, fazendo críticas e sugestões que foram de grande valia para definir as estruturas dessa Tese. Agradeço também aos demais professores da Banca de exame final, Luciano e Mônica, que se dispuseram a participar como avaliadores.

Por fim, agradeço aos trabalhadores brasileiros, que com seus tributos, tornaram possível a existência de programas de pós-graduação gratuitos e de qualidade, e de agências de financiamento, como a CAPES. A essa última, agradeço o suporte financeiro. Tenho como uma obrigação retribuir, com trabalho e dedicação, para construir um Brasil mais justo, e que possa garantir para todos as oportunidades que eu tive.

RESUMO

O problema da desigualdade de renda permanece após séculos de esforços teóricos e práticos. Essa situação advém de limitações na compreensão completa desse fenômeno. Nesse sentido, essa Tese tem como objetivo estudar o crescimento econômico e os setores de atividade econômica dentro do contexto da distribuição de renda, partindo-se da hipótese de que a desigualdade nasce dentro da estrutura produtiva, dada a renda do trabalho ser a principal e única fonte de renda da quase totalidade dos brasileiros. Para isso, analisaram-se teorias e ferramentas consagradas na literatura, contextualizando-as ao Brasil e ao período atual, no intuito de identificar lacunas e limitações, a partir das quais fosse possível refletir e sugerir soluções alternativas, inovando e permitindo o avanço em algumas óticas de análise. Assim, construíram-se três ensaios que abordam a temática em pontos distintos. O objetivo do primeiro ensaio foi testar a hipótese da curva de Williamson-Kuznets, a partir das óticas intrarregional e inter-regional, utilizando-se a metodologia econométrica de dados em painel por estados para o período de 1985 a 2018, a partir dos microdados da PNAD do IBGE e de dados do SCN. Essas são importantes teorias que tratam da relação entre crescimento econômico, desigualdade de renda e setores econômicos, por isso a sua revisitação. Aqui, a inovação consiste na junção das hipóteses de Kuznets e Williamson em um mesmo arcabouço metodológico, partindo da premissa de que ambos utilizam a abordagem da economia dual como fundamento para explicar a evolução da relação desigualdade-renda em formato de “U-invertido”. Além disso, inseriu-se na análise a ótica inter-regional, ainda não explorada nos estudos precedentes. Os resultados desse estudo sugerem que a hipótese de Williamson-Kuznets não é válida para estados brasileiros no período em análise; além disso, o impacto do setor industrial é o inverso do argumento da abordagem da dualidade econômica. O segundo ensaio, por sua vez, partiu do objetivo de preencher duas lacunas existentes no estudo da desigualdade de renda a partir da ótica setorial. Primeiro, a ausência de um índice que mede simultaneamente a desigualdade intra e intersetorial; segundo, a inexistência de uma classificação que ordene os setores tendo como critério de agrupamento um indicador de desigualdade. Para isso, propôs-se o ajuste do coeficiente de Gini a partir de uma medida de desigualdade intersetorial denominada Amplitude, que deu origem ao Índice de Desigualdade Intra e Intersetorial (IDIIS), e a criação de uma classificação a partir do método de agrupamento hierárquico de Ward, tendo como parâmetro de clusterização o IDIIS. Os resultados obtidos a partir da aplicação das propostas aos microdados da PNAD do IBGE de 1976 a 2019 sugerem que o indicador consegue qualificar os setores, considerando além da dispersão do rendimento, o nível de rendimento médio em que ele ocorre; já a classificação permite trabalhar com setores que possuem similaridades quanto a essas características, o que simplifica as análises setoriais. Por fim, o terceiro ensaio teve como objetivo, utilizando-se as ferramentas e evidências obtidas nos estudos anteriores, decompor a desigualdade de renda ao longo do período de 1976 a 2019. Para isso, adotou-se uma estratégia metodológica nova e ainda pouco utilizada, o método RIF de decomposição, que permite desmembrar os efeitos composição e estrutura salarial. Ele foi aplicado ao contexto de crises econômicas, que tem se tornado cada vez mais relevante na literatura econômica, dadas a intensidade e frequência cada vez maiores. Os resultados obtidos evidenciaram que as mudanças ocorridas na estrutura produtiva brasileira estão contribuindo com a redução da desigualdade, especialmente a partir dos setores de pior IDIIS. Porém, evidencia-se também que essas mudanças estão impactando na redução do salário médio, o que no longo prazo pode comprometer o poder de compra dos brasileiros e a dinâmica econômica.

Palavras-chave: Crescimento econômico; Distribuição de renda; Setores produtivos; Indicadores; Brasil.

ABSTRACT

The problem of income inequality remains after centuries of theoretical and practical efforts. This situation arises from limitations in the complete understanding of this phenomenon. In this sense, this thesis aims to study economic growth and the sectors of economic activity within the context of income distribution, based on the hypothesis that inequality arises within the productive structure, given that labor income is the main and source of income for almost all Brazilians. For this, theories and tools consecrated in the literature were analyzed, contextualizing them to Brazil and the current period, in order to identify gaps and limitations, from which it was possible to reflect and suggest alternative solutions, innovating and allowing progress in some analysis optics. Thus, three essays were developed that approach the theme in different points. The objective of the first essay was to test the Williamson-Kuznets curve hypothesis, from intraregional and interregional points of view, using the econometric methodology of panel data by state for the period from 1985 to 2018, from microdata IBAD PNAD and SCN data. This is one of the main theories that deal with the relationship between economic growth, income inequality and economic sectors, which is why it is revisited. Here, the innovation consists in the joining of the theories of Kuznets and Williamson in the same methodological framework, starting from the hypothesis that both of them use the dual economy approach as a basis to explain the evolution of inequality in an “inverted U” format. In addition, interregional optics have been included in the analysis, which has not yet been explored in previous studies. The results of this study suggest that the Williamson-Kuznets hypothesis is not valid for Brazil in the period under analysis as well the impact of the industrial sector is the inverse of the argument of the approach of economic duality. The second essay had the purpose of filling two existing gaps in the study of income inequality from the sectoral point of view. First, the absence of an index that measures both intra- and inter-sectoral inequality, and second a classification that orders the sectors using an inequality indicator as a grouping criterion. To this end, it was proposed to adjust the Gini coefficient based on a measure of intersectoral inequality called Amplitude, which led to the Intra and Intersectoral Inequality Index (IDIIS), and the creation of a classification based on the Ward hierarchical grouping method, using IDIIS as the clustering parameter. The results obtained from the application of the proposals to the microdata of the PNAD of IBGE suggest that the indicator manages to qualify the sectors considering the level of average income in which it occurs besides the income dispersion; moreover, the classification allows working with sectors that have similarities regarding these characteristics, which simplifies the sectorial analyses. Finally, the third essay aimed to decompose income inequality over the period from 1976 to 2019 by using the tools and evidence obtained in previous studies. For this, a new methodological strategy was adopted, which is still not widely used. The RIF method of decomposition allows to dismember the concentration and composition effects. It was applied to the context of economic crises, which has become increasingly relevant in the economic literature given the increasing intensity and frequency. The results showed that the changes occurred in the Brazilian productive structure are contributing to the reduction of inequality especially from the sectors with the worst IDIIS. Nevertheless, it is also evident that these changes are impacting on the reduction of the average wage, which in the long run may compromise the purchasing power of Brazilians and the economic dynamics.

Keywords: Economic growth; Income distribution; Productive sectors; Indicators; Brazil.

LISTA DE FIGURAS

Figura 3.1 - Coeficiente de Williamson de Desigualdade Regional para o Brasil, 1985-2018.....	45
Figura 3.2 - Coeficiente de Williamson de Desigualdade Regional versus participação setorial, 1985-2018.....	46
Figura 3.3 - Efeito concentração para o setor industrial, 1985-2018.....	51
Figura 3.4 - Posição das UFs em 2018 em relação aos <i>turning points</i> calculados para a Indústria.....	56
Figura 3.5 - Efeito concentração para o setor de serviços, 1985-2018	57
Figura 3.6 - Posição das UFs em 2018 em relação aos <i>turning points</i> calculados para os Serviços	62
Figura 3.7 – Gini, Theil e PIB: teste da CWK Intrarregional nas UFs (<i>Kernel Polynomial Regression</i>), 1985-2018	63
Figura 3.8 – Posição das UFs em 2018 em relação aos <i>turning points</i> calculados	67
Figura 3.9 – Gini, Theil e indústria: teste da CWK Intrarregional nas UFs (<i>Kernel Polynomial Regression</i>), 1985-2018.....	68
Figura 3.10 - Posição dos UFs em 2018 em relação aos <i>turning points</i> calculados	74
Figura 3.11 – Gini, Theil e serviços: teste da CWK Intrarregional nas UFs (<i>Kernel Polynomial Regression</i>), 1985-2018.....	75
Figura 3.12 - Posição das UFs em 2018 em relação aos <i>turning points</i> calculados	79
Figura 3.13 - CDI e PIB: teste da CWK Inter-regional nas UFs (<i>Kernel Polynomial Regression</i>), 1985-2018....	80
Figura 3.14 – CDI e indústria: teste da CWK Inter-regional nas UFs (<i>Kernel Polynomial Regression</i>), 1985-2018	83
Figura 3.15 – CDI e serviços: teste da CWK Inter-regional nas UFs (<i>Kernel Polynomial Regression</i>), 1985-2018	88
Figura 4.1 – Exemplo de estrutura do dendograma estimado a partir do método de ligação de Ward.	109
Figura 4.2 – Comparativo das evoluções do IDIIS e dos índices de Gini e de Theil por setores de atividade econômica (1976 a 2019)	122
Figura 4.3 – Dendograma estimado para o Gini a partir do método de ligação de Ward.....	124
Figura 4.4 – Dendograma estimado para a Amplitude a partir do método de ligação de Ward	125
Figura 4.5 - Dendograma estimado para o IDIIS a partir do método de ligação de Ward.....	126
Figura 4.6 - Dendograma estimado para o IDIIS a partir do método de ligação de Ward considerando apenas os anos de recessão.	127
Figura 4.7 - Dendograma estimado para o IDIIS a partir do método de ligação de Ward considerando apenas os anos de expansão.	129

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 2.1 – Coeficiente de Gini – Brasil <i>versus</i> países europeus: 2003-2018.....	24
Gráfico 2.2 – Média salarial por setor: 1976-2019.....	25
Gráfico 2.3 – Participação setorial no emprego total: 1976-2019	26
Gráfico 3.1 - Posição das UFs em 2018 em relação aos <i>turning points</i> calculados.....	83
Gráfico 3.2 - Posição das UFs em 2018 em relação aos <i>turning points</i> calculados.....	87
Gráfico 3.3 - Posição das UFs em 2018 em relação aos <i>turning points</i> calculados.....	92
Gráfico 4.1 – Evoluções dos Coeficientes de Gini por setores de atividade econômica (1976 a 2019)	114
Gráfico 4.2 – Evoluções das Amplitudes por setores de atividade econômica (1976 a 2019)	117
Gráfico 4.3 – Evoluções dos IDIIS por setores de atividade econômica (1976 a 2019).....	119
Gráfico 4.4 - Média de educação (anos de estudo) por <i>cluster</i> de 1976 a 2019.	131
Gráfico 4.5 - Participação dos homens por <i>cluster</i> de 1976 a 2019.	132
Gráfico 4.6 - Participação dos indivíduos brancos por <i>cluster</i> de 1986 a 2019.....	133
Gráfico 4.7 - Média de idade por <i>cluster</i> de 1976 a 2019.....	134
Gráfico 4.8 - Média de horas trabalhadas por semana por <i>cluster</i> de 1976 a 2019.	135
Gráfico 4.9 - Participação dos trabalhadores residentes na zona urbana por <i>cluster</i> de 1976 a 2019.....	136
Gráfico 5.1 – Participação por cluster no emprego total: 1976-2019.....	154
Gráfico 5.2 – Salário médio por <i>cluster</i> : 1976-2019	155

LISTA DE QUADROS

Quadro 3.1 - Revisão empírica de estudos que testaram a hipótese da curva de Kuznets.	33
Quadro 3.2 - Variáveis utilizadas nos modelos	42
Quadro 4.1 – Proposta de classificação dos setores em clusters segundo o IDIIS	109
Quadro 4.2 – Estratificação das atividades econômicas na PNAD de 1976 a 2019 e estratificação compatibilizada	111
Quadro 4.3 - Períodos de recessão da economia brasileira de 1981 a 2019	113
Quadro 4.4 - Relação entre o Gini, a Amplitude e o IDIIS de acordo com a variação do PIB, recessão e expansão (1976 a 2019).....	121
Quadro 5.1 – Principais Métodos de Decomposição de Medidas de Desigualdade.	142
Quadro 5.2 – Revisão empírica de estudos que utilizaram metodologias de decomposição.	145
Quadro 5.3 – Descrições e justificativas para as variáveis dos modelos	151
Quadro 5.4 – Modelos a serem estimados	155
Quadro 5.5 – Descrição dos períodos de crise utilizados	156
Quadro A.1 – Classificação dos setores de atividades econômicas em dois <i>clusters</i> segundo o IDIIS	196
Quadro A.2 – Evolução da pergunta sobre anos de estudo de 1976 a 2019	197
Quadro A.3 – Evolução da pergunta sobre horas trabalhadas por semana no trabalho principal de 1976 a 2019	198
Quadro A.4 – Evolução da pergunta sobre situação censitária do domicílio de 1976 a 2019	199

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 – Modelos estimados por <i>Tobit</i> a partir do Coeficiente de Williamson para o Brasil, 1985-2018	48
Tabela 3.2 - Efeito concentração para o setor industrial a partir do Gini, 1985-2018	52
Tabela 3.3 - Efeito concentração para o setor industrial a partir do Theil, 1985-2018.....	53
Tabela 3.4 – <i>Turning point</i> da Indústria	55
Tabela 3.5 - Efeito concentração para o setor de serviços, 1985-2018.....	58
Tabela 3.6 - Efeito concentração para o setor de serviços, 1985-2018.....	59
Tabela 3.7 – <i>Turning point</i> dos Serviços	61
Tabela 3.8 – Gini e PIB: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018	64
Tabela 3.9 - Theil e PIB: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018.....	65
Tabela 3.10 – <i>Turning point</i> da CWK Intrarregional	67
Tabela 3.11 - Gini e indústria: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018	70
Tabela 3.12 - Theil e indústria: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018	71
Tabela 3.13 – <i>Turning point</i> da CWK Intrarregional da Indústria.....	73
Tabela 3.14 - Gini e serviços: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018	76
Tabela 3.15 - Theil e serviços: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018	77
Tabela 3.16 – <i>Turning point</i> da CWK Intrarregional dos Serviços	79
Tabela 3.17 – CDI e PIB: teste da CWK Inter-regional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018.....	81
Tabela 3.18 – <i>Turning point</i> da CWK Inter-regional – 1985-2018	82
Tabela 3.19 - CDI e indústria: teste da CWK Inter-regional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018.....	85
Tabela 3.20 – <i>Turning point</i> da CWK Inter-regional para a Indústria – 1985-2018	87
Tabela 3.21 – CDI e serviços: teste da CWK Inter-regional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018.....	89
Tabela 3.22 – <i>Turning point</i> da CWK Inter-regional para os Serviços – 1985-2018	91
Tabela 4.1 – Coeficientes de correlação de Pearson (ρ) entre os Coeficientes de Gini setoriais, variações do PIB e períodos de recessão e expansão (1976 a 2019)	115
Tabela 4.2 – Coeficientes de correlação de Pearson (ρ) entre as Amplitudes setoriais, variações do PIB e períodos de recessão e expansão (1976 a 2019).....	118
Tabela 4.3 – Coeficientes de correlação de Pearson (ρ) entre os IDIIS setoriais, variações do PIB e períodos de recessão e expansão (1976 a 2019).....	120
Tabela 4.4 – Classificação dos setores em quatro <i>clusters</i> segundo o Índice de Gini	124
Tabela 4.5 – Classificação dos setores em quatro <i>clusters</i> segundo a Amplitude	125
Tabela 4.6 – Classificação dos setores em quatro <i>clusters</i> segundo o IDIIS	126
Tabela 4.7 – Classificação dos setores em quatro <i>clusters</i> segundo o IDIIS - anos de recessão	128
Tabela 4.8 – Classificação dos setores em quatro <i>clusters</i> segundo o IDIIS - anos de expansão	129
Tabela 4.9 - Características dos trabalhadores por setor e por <i>cluster</i> : 1976 a 2019.....	130
Tabela 5.1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas	154
Tabela 5.2 - Decomposição do índice de Gini dos rendimentos do trabalho no Brasil, segundo períodos	158
Tabela 5.3 - Decomposição do rendimento médio do trabalho no Brasil, segundo períodos	160
Tabela 5.4 - Decomposição da diferença de rendimentos entre os quantis 25 e 75, segundo períodos	163
Tabela 5.5 - Decomposição da diferença de rendimentos entre os quantis 10 e 90, segundo períodos	165
Tabela A.1 - Efeito concentração para o setor industrial – 1985-2018.....	183
Tabela A.2 - Efeito concentração para o setor industrial – 1985-2018.....	184
Tabela A.3 - Efeito concentração para o setor de serviços – 1985-2018.....	185
Tabela A.4 - Efeito concentração para o setor de serviços – 1985-2018.....	186
Tabela A.5 - Gini e PIB: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018	187
Tabela A.6 - Theil e PIB: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018.....	188
Tabela A.7 - Gini e indústria: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018	189
Tabela A.8 - Theil e indústria: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018	190
Tabela A.9 - Gini e serviços: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018	191
Tabela A.10 - Theil e serviços: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018 ...	192
Tabela A.11 - CDI e PIB: teste da CWK Inter-regional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018	193
Tabela A.12 - CDI e indústria: teste da CWK Inter-regional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018....	194
Tabela A.13 - CDI e serviços: teste da CWK Inter-regional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018.....	195
Tabela A.14 - Decomposição do coeficiente de Gini do Brasil: 1976-2019	200
Tabela A.15 - Decomposição do rendimento médio do Brasil: 1976-2019.....	201
Tabela A.16 - Decomposição da diferença de rendimento entre os quantis 25 e 75 do Brasil: 1976-2019.....	202
Tabela A.17 - Decomposição da diferença de rendimento entre os quantis 10 e 90 do Brasil: 1976-2019.....	203

SUMÁRIO

RESUMO	VIII
ABSTRACT	IX
LISTA DE FIGURAS	X
LISTA DE GRÁFICOS.....	XI
LISTA DE QUADROS	XII
LISTA DE TABELAS	XIII
1. INTRODUÇÃO GERAL	16
2. REVISÃO GERAL DA LITERATURA: DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA SETORIAL	20
2.1 Debates consagrados: a controvérsia de 70 e a curva de Kuznets.....	20
2.2 Desigualdade Intra e Intersectorial.....	22
2.3 Um novo contexto: crise econômica	24
3. DESIGUALDADE DOS RENDIMENTOS DO TRABALHO EM UNIDADES FEDERATIVAS BRASILEIRAS: REVISITANDO A HIPÓTESE DA CURVA DE WILLIAMSON-KUZNETS.....	28
3.1 Introdução do capítulo.....	28
3.2 Referencial teórico: hipótese da Curva de Williamson-Kuznets.....	30
3.3 Metodologia e dados.....	34
3.3.1 Dados em Painel	35
3.3.2 Curva de Williamson-Kuznets: <i>Kernel-Weighted Local Polynomial Regression</i> ...	36
3.3.3 Modelos, dados e variáveis.....	37
3.4 Resultados e discussão	44
3.4.1 Coeficiente de Williamson	45
3.4.2 Efeito concentração	50
3.4.3 Teste da CWK da Desigualdade Intrarregional	62
3.4.4 Teste da CWK da Desigualdade Inter-regional.....	80
3.5 Considerações finais do capítulo	92
4. DESIGUALDADE SETORIAL DOS RENDIMENTOS DO TRABALHO NO BRASIL: ÍNDICE, CLASSIFICAÇÃO SETORIAL E EVOLUÇÃO	96
4.1 Introdução do capítulo	96
4.2 <i>Background</i> metodológico: indicadores de desigualdade e classificações setoriais	99
4.2.1 Indicadores relativos à renda e suas limitações.....	99
4.2.2 Classificações das atividades econômicas	102

4.3	Propostas: metodologias e dados	104
4.3.1	Indicador sintético da desigualdade de renda setorial	104
4.3.2	Classificação dos setores de atividades econômicas a partir do IDIIS	106
4.3.3	Dados	110
4.4	Resultados e discussões	112
4.4.1	Evoluções do IDIIS e de seus componentes	113
4.4.2	Comparativo do IDIIS com os índices de Gini e Theil	121
4.4.3	Classificação dos setores de atividades econômicas a partir do IDIIS	123
4.4.4	Classificação pelo IDIIS em anos de recessão e de expansão econômica.....	127
4.4.5	Características dos trabalhadores por <i>cluster</i>	129
4.5	Considerações finais do capítulo	137
5.	IMPACTO DA ESTRUTURA PRODUTIVA NA DESIGUALDADE SALARIAL DE 1976 A 2019: EFEITO COMPOSIÇÃO <i>VERSUS</i> EFEITO ESTRUTURA SALARIAL	139
5.1	Introdução do capítulo	139
5.2	Revisão teórica e empírica: decomposição da desigualdade de renda	141
5.2.1	Métodos de decomposição.....	142
5.2.2	Revisão empírica	145
5.3	Metodologia e dados	147
5.3.1	Método econométrico: decomposição RIF	147
5.3.2	Modelos, variáveis e dados.....	150
5.4	Resultados e discussão	156
5.4.1	Decomposição da diferença do Gini setorial	157
5.4.2	Decomposição do rendimento médio setorial	160
5.4.3	Decomposição da diferença setorial interquantílica	162
5.5	Considerações finais do capítulo	167
6.	CONSIDERAÇÕES FINAIS GERAIS.....	169
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	174
A.	APÊNDICE	183

1. INTRODUÇÃO GERAL

A desigualdade na distribuição de renda no Brasil é historicamente discutida na literatura como um problema econômico, em função de seus possíveis impactos no crescimento e desenvolvimento da economia, e social, devido à insuficiência da renda de grande parte da população de garantir requisitos mínimos para uma qualidade de vida aceitável (FURTADO, 1959; HOFFMANN; DUARTE, 1972; LANGONI, 1973; BACHA, 1974; FISHLOW, 1978; MALAN; WELLS, 1978; BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2001; BARROS; FOGUEL; ULYSSEA, 2007).

Duas características predominam neste debate. A primeira é a persistência de uma elevada desigualdade¹. Nesse sentido, vale apontar que, comparando com outros países similares, como o México, e considerando uma medida de desigualdade, como o coeficiente de Gini, é possível constatar que o Brasil tem um nível de desigualdade de renda muito elevado, superior a seus semelhantes². A segunda é a dependência dos indivíduos frente aos rendimentos do trabalho (salários), sendo essa a única fonte de renda da maior parte da população, predominantemente nos indivíduos que compõem os quantis inferiores da distribuição da renda (ROCHA, 2012).

Do final dos anos 1990 até o início da década de 2010, o combate à desigualdade de renda foi intensificado no Brasil, com políticas sociais de transferência de renda, valorização do salário mínimo, ampliação do crédito e educacionais. Essas medidas, apesar de serem criticadas como ineficientes, atacaram alguns aspectos do problema e provocaram reduções substanciais dos diferenciais de renda. Porém, elas não foram suficientes para reduzir o nível de desigualdade de renda brasileiro aos padrões de países desenvolvidos (BARROS; FOGUEL; ULYSSEA, 2007; DEDECCA, 2015). A partir de meados dos anos 2010, mesmo se fosse de interesse do governo federal, a ampliação dessas políticas sofreu entraves, dados pelo baixo crescimento econômico e pela consequente insustentabilidade do aumento da receita tributária.

Diante desse cenário, trabalhos compilados em Banco Mundial (2018) defendem, como possibilidade para a manutenção da redução da desigualdade na distribuição dos rendimentos, o aumento da produtividade geral da economia, o que resultaria em crescimento da renda, do consumo e da arrecadação tributária, viabilizando a manutenção de políticas sociais de combate à desigualdade de renda, como a valorização do salário mínimo e a transferência de renda.

¹ Entre 1981 e 2019, o coeficiente de Gini, estimado pelo Banco Central (2021) a partir da renda domiciliar *per capita* e utilizando a metodologia proposta por Chen e Ravallion (1996), oscilou entre o máximo de 0,633 (em 1989) e o mínimo de 0,519 (em 2015).

² O coeficiente de Gini do Brasil em 2018 (último ano disponível para o Brasil) foi de 0,539. No México no ano de 2018 (último ano disponível para este país), o coeficiente estimado foi de 0,454 (BANCO MUNDIAL, 2021).

Porém, o aumento contínuo da produtividade pode não ser sustentável no longo prazo, devido às limitações naturais³ (GORDON, 2012; PIKETTY, 2014). Uma outra possibilidade seria, então, a partir de um conhecimento detalhado do impacto das atividades produtivas sobre a desigualdade e o rendimento médio dos trabalhadores, e de como elas estão evoluindo ao longo do tempo, criar mecanismos que incentivem as atividades favoráveis a esses quesitos, como apoio técnico, formação técnica e crédito subsidiado. E para as atividades que não favorecem esses quesitos, criar mecanismos de correção.

Os estudos desenvolvidos na presente Tese de Doutorado são motivados por toda essa problemática e tentam apresentar evidências adicionais para os debates relacionados. Para nortear a Tese, podem ser levantados três **problemas investigativos** a serem respondidos:

- i) Como o crescimento econômico e a evolução da participação dos setores de atividades produtivas impactaram na desigualdade de renda observada nos estados brasileiros?;
- ii) Quais são os setores e os subsetores econômicos que possuem melhor remuneração e menor concentração dos rendimentos do trabalho?;
- iii) Como as mudanças na composição da estrutura produtiva brasileira⁴ e na concentração dos rendimentos do trabalho nos setores beneficiaram (ou prejudicaram) o problema da desigualdade na distribuição destes rendimentos entre os trabalhadores?

Para responder a estes problemas, é necessário atingir três **objetivos principais**:

- i) Analisar a possível relação dinâmica entre o crescimento econômico e a desigualdade de renda, investigando como o primeiro impacta sobre o segundo.
- ii) Mensurar sinteticamente as desigualdades de rendimentos do trabalho intra e intersetorial e classificar os setores econômicos pela desigualdade, detectando os mais desiguais e os perfis dos trabalhadores de cada um deles no período de 1976 a 2019.
- iii) Decompor as desigualdades de rendimentos do trabalho identificadas ao cumprir o segundo objetivo, investigando as contribuições da conjuntura econômica e de cada um dos setores econômicos – o que sinalizará como as mudanças da estrutura produtiva afetam a distribuição da renda.

³ Eventualmente essas limitações naturais são superadas a partir de avanços tecnológicos.

⁴ As mudanças na estrutura produtiva são aqui consideradas como alterações em características do setor – por exemplo, participação relativa na produção, rendimento médio e nível de escolaridade dos trabalhadores.

Fundamentando-se nas literaturas teóricas e empíricas que tratam, isoladamente ou em conjunto, sobre estruturas produtivas, distribuição de renda e conjuntura econômica, são três as **hipóteses gerais** da Tese:

- i) O crescimento econômico contribuiria para a redução da desigualdade de renda, mas apenas em níveis relativamente maiores de renda;
- ii) No Brasil, persistiria uma estrutura produtiva em que setores e subsetores mais desiguais prevalecem frente a setores que distribuem melhor seus rendimentos;
- iii) As mudanças da estrutura produtiva brasileira teriam melhorado a distribuição dos rendimentos, mas permanecendo ainda bastante elevado o problema da desigualdade.

Em consonância com os objetivos, a Tese contempla 3 **estudos**:

- i) No *estudo I*, será sistematizada e testada a hipótese da curva de Williamson-Kuznets para os estados brasileiros, a partir das óticas intrarregional e inter-regional, para o período de 1985 a 2018 com estimações econométricas em painel, paramétricas e não paramétricas. Assim, pretende-se ampliar o foco central tradicional da análise da relação entre nível de renda e desigualdade para a possível relação entre a participação setorial no emprego e a desigualdade regional;
- ii) No *estudo II*, será proposta e calculada uma medida de desigualdade dos rendimentos do trabalho que considera a distribuição intra (entre trabalhadores de um setor) e intersetorial (entre setores). A partir dela, será construída uma classificação dos setores produtivos que utiliza como critério de seleção o indicador de desigualdade proposto.
- iv) Já no *estudo III*, serão decompostas as desigualdades de renda identificadas no segundo objetivo, investigando as contribuições de cada *cluster* obtido pela classificação do *estudo II*, buscando sinalizar como as mudanças da estrutura produtiva impactam na distribuição da renda de 1976 a 2019 e em períodos de crise.

Dessa forma, essa Tese pretende inovar e contribuir com a literatura da temática em pelo menos três pontos:

- i) Atualiza o debate da hipótese da curva de “U-invertido” para o caso do Brasil com uma análise para um período extenso de dados considerando o recorte de estados – unidades da federação (UFs); para isso, propõe uma estratégia empírica que possibilita inserir no

debate da Curva de Kuznets (1955) o caráter regional, nos moldes de Williamson (1965), analisando o caráter intra e inter-regional da desigualdade e, assim, garantindo principalmente novas evidências ao debate da economia dual ao investigar o impacto da participação setorial também na desigualdade regional, significativamente no que tange a transição para o setor de serviços, que tem ocorrido de forma intensa recentemente.

- ii) Aumenta o escopo dos estudos que almejam analisar a distribuição setorial dos rendimentos, preenchendo, dessa forma, algumas lacunas na literatura: a) ausência de trabalhos que avaliam se a desigualdade setorial dos rendimentos do trabalho ocorre em um nível relativamente baixo ou elevado de renda média – ou seja, considerando as distribuições intra e intersetorial; b) inexistência de uma classificação dos setores produtivos que tenha a desigualdade dos rendimentos como critério de agregação; e c) avaliações sobre os impactos dos ciclos econômicos sobre a desigualdade setorial dos rendimentos no Brasil.
- iii) Cria uma possibilidade de entender como a composição setorial e a estrutura salarial, considerados a partir da ótica dos indivíduos, têm impactado nos movimentos da desigualdade no Brasil no período de 1976 a 2019, em recortes específicos – crises – e em um recorte maior – período total; ademais, a investigação se amplia, mesclando aspectos microeconômicos, no nível do indivíduo, e macroeconômicos, ao considerar o setor agregado e variações do PIB, o que ainda é pouco observado na literatura.

Após esta introdução, a presente Tese está estruturada em mais quatro capítulos, além das considerações finais, das referências bibliográficas e do apêndice, a saber: 2) Revisão geral da literatura: desigualdade na distribuição de renda setorial; 3) Desigualdade dos rendimentos do trabalho em Unidades Federativas Brasileiras: revisitando a hipótese da curva de Williamson-Kuznets; 4) Desigualdade setorial dos rendimentos do trabalho no Brasil: índice, classificação setorial e evolução; e 5) Impacto da estrutura produtiva na desigualdade salarial de 1976 a 2019: efeito composição *versus* efeito estrutura salarial.

2. REVISÃO GERAL DA LITERATURA: DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA SETORIAL

Nesse capítulo, é realizada uma breve revisão da literatura que trata da desigualdade na distribuição de renda entre setores econômicos. O objetivo é contextualizar as discussões e os problemas investigativos que serão aprofundados em exercícios empíricos nos três ensaios propostos nessa Tese de Doutorado. A justificativa é que as teorias e problemáticas consagradas tangenciam os três ensaios, sendo, por isso, importante a sua visitação prévia. Para isso, ela está estruturada em três partes: i) debates consagrados: a controvérsia de 70 e a Curva de Kuznets; ii) desigualdade intra e intersetorial; e iii) um novo contexto: crise econômica.

2.1 Debates consagrados: a controvérsia de 70 e a curva de Kuznets

O problema da desigualdade na distribuição de renda no Brasil é crônico e antigo, porém, o debate acerca das suas características é relativamente novo, com início em meados da segunda metade do século XX. Ele ganhou destaque a partir dos dados oriundos do primeiro Censo Demográfico, realizado em 1960 pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que fez perguntas a respeito do mercado de trabalho, como o rendimento mensal. Até então, o trabalho de referência era o de Furtado (1958) que, ao investigar a formação da estrutura produtiva brasileira, apontou que essa favorecia a concentração da renda, devido principalmente à sua composição setorial.

Foi a partir dos dados dos Censos Demográficos de 1960 e 1970, que Langoni (1973) desenvolveu uma pesquisa encomendada pelo governo e sugeriu que a desigualdade elevada era causada pela discrepância de atributos (especialmente a qualificação) entre os indivíduos que compunham a força de trabalho brasileira. Nesse sentido, a hipótese levantada pelo autor era de que com a ascensão do setor industrial, diante de uma estrutura produtiva predominantemente agrária e com escassez de mão de obra qualificada, o resultado no curto prazo seria o aumento da desigualdade, mas à medida em que os trabalhadores fossem se qualificando, a oferta de mão de obra especializada iria aumentar e a desigualdade tenderia a reduzir no médio e longo prazos.

Este trabalho foi intensamente contraposto, dando origem ao debate que ficou conhecido como “A Controvérsia de 70”. Destacaram-se neste as contribuições de Hoffmann e Duarte

(1972), Bacha (1974), Fishlow (1978) e Malan e Wells (1978)⁵. Hoffmann e Duarte (1972), a partir da análise de indicadores sintéticos de distribuição – Coeficiente de Gini e Índice de Theil, por exemplo – inferiram que a causa principal foi a queda dos salários, provocada pelo excesso de oferta de mão de obra e um sindicato ineficiente, que permitiu a redução dos salários ao mínimo garantido pela lei. Tal dinâmica elevou a produtividade das empresas via redução do custo com mão de obra e, em consequência, os lucros. Logo, elevou a desigualdade geral da economia. Bacha (1974) encontrou resultado similar centrado a análise na ocupação dos indivíduos e, assim, apontando que a discrepância ocorrida na desigualdade no período era decorrência do aumento dos salários dos gerentes muito acima do observado para os trabalhadores de chão de fábrica, aumentando a dispersão salarial.

Fishlow (1978), por sua vez, destacou dois pontos principais como causas da desigualdade: i) o crescimento econômico acelerado, que gerou ao período, inclusive, a denominação de “milagre econômico”; e ii) a política de reajuste salarial estabelecida, que diante de um período inflacionário, gerava perda do poder de compra dos mais pobres, os quais tinham remuneração atrelado ao salário mínimo. Já Malan e Wells (1978) apresentaram uma interpretação baseada na formação estrutural do Brasil, em que apontaram o desenvolvimento capitalista, com predomínio de oligopólios, como uma das principais causas. Acreditavam, portanto, que tal distúrbio não seria superado rapidamente, como previa Langoni (1973).

Percebe-se que desde o início a discussão da desigualdade na distribuição de renda no Brasil esteve intrinsecamente atrelada ao mercado de trabalho. Isso ocorre porque no país o salário é o principal ou único componente da renda da maior parte da população⁶. Então, é factível levantar a hipótese de que a desigualdade observada tenha origem no mercado de trabalho. Essa hipótese é confirmada ao comparar um mesmo indicador de distribuição, como o coeficiente de Gini, estimado para apenas os indivíduos ocupados (a partir da renda do trabalho) com o estimado para toda a população (a partir da renda domiciliar *per capita*).

No nível internacional, consagrou-se a discussão em torno do trabalho de Kuznets (1955), que levantou a hipótese da relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda que ficou conhecida como Curva de Kuznets ou “U-invertido”. O mérito do autor, além da sua capacidade de interpretação do funcionamento da economia, foi construir um arcabouço teórico que fosse testável empiricamente e, que, portanto, poderia ser replicado em outros recortes temporais e geográficos. A teoria de Kuznets (1955) explica a relação entre o crescimento

⁵ Para aprofundar esse debate, consultar Tolipan e Tinelli (1975) e Andrada e Boianovsky (2020).

⁶ Segundo Rocha (2012), aproximadamente três quartos do total da renda familiar no Brasil é oriundo do trabalho.

econômico e a desigualdade de renda utilizando como canal de transmissão dos efeitos os setores de atividades econômicas. A interpretação é similar à de Langoni (1973); porém, enquanto este dá ênfase à disparidade de qualificações, Kuznets (1955) parte da dinâmica da estrutura produtiva e se fundamenta, principalmente, na abordagem da economia dual.

Essa abordagem é pautada na forma como a dinâmica do crescimento ocorre no contexto setorial. A interpretação é que a economia reflete as características do setor predominante, sendo o nível de desigualdade uma dessas, geralmente medido pela participação do setor no emprego total da economia. Assim, pelos avanços das técnicas de produção e das características de consumo da população, ocorre uma transição dual entre os setores, sendo as principais transições analisadas as da agropecuária para a indústria e da indústria para o setor de serviços. Por ser uma discussão tradicional que fundamenta o primeiro estudo dessa Tese, essa será aprofundada mais adiante, inovando-se em alguns aspectos, como a ampliação para o contexto atual e dando relevância ao caráter regional a partir de Williamson (1965).

2.2 Desigualdade Intra e Intersetorial

Uma lacuna que os debates consagrados, apesar de tangenciarem, não preencheram, e que emergiu nas décadas de 1980 e 1990, foi a da hipótese de que a desigualdade setorial não ocorre apenas em uma dimensão, mas em duas complementares. A primeira é a desigualdade interna aos setores (intrassetorial), causada pelas diferenças das características – como qualificação e experiência, por exemplo – dos indivíduos que os compõem. Isso explica por que os setores possuem níveis distintos de desigualdade interna (SOARES, 2013; SILVA; FRANÇA; PINHO NETO, 2016). Por sua vez, a segunda diz respeito às diferenças entre os setores (intersectorial), ou seja, quando trabalhadores comparáveis, mas em setores diferentes, recebem prêmios por atributos distintos devido, por exemplo, a variações de produtividade, estruturas de cargos e carreiras específicas (BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; ULYSSEA, 2007; DALDEGAN, 2018).

Essas dimensões podem causar uma situação em que o nível da desigualdade interna dos setores é similar, mas o nível de renda em que elas ocorrem é distinto. Por isso, é comum que ocorra um índice de desigualdade total (ou agregado), que considera os indivíduos inseridos em todos os setores, superior aos índices observados individualmente para cada um dos setores. Essa situação sugere que a análise apenas da desigualdade – pelo coeficiente de Gini, por exemplo – se torna insuficiente, sendo necessária uma análise do rendimento médio, de forma

a ponderar os resultados. Essa questão foi identificada como uma lacuna e, por isso, será explorada no segundo ensaio, em que será proposto um novo indicador, capaz de captar simultaneamente as duas dimensões.

Essas formulações, no âmbito do indivíduo, mas no contexto setorial, são fundamentadas por duas correntes teóricas principais, a Teoria do Capital Humano e a Teoria da Segmentação (ou da Dualidade do Mercado de Trabalho). A primeira teoriza que o indivíduo, à medida que acumula atributos que possuem relações positivas com a renda, eleva a sua remuneração.

Ampliando essa hipótese para uma análise setorial dentro da temática da distribuição de renda, isso significa que os setores geram impactos diferentes no rendimento agregado e na distribuição dos rendimentos entre os indivíduos (SOARES, 2013; SILVA; FRANÇA; PINHO NETO, 2016). Isso implica que a composição setorial pode afetar a desigualdade na distribuição dos rendimentos observados e uma forma de amenizar as diferenças seria melhorando os atributos dos indivíduos que compõem o setor.

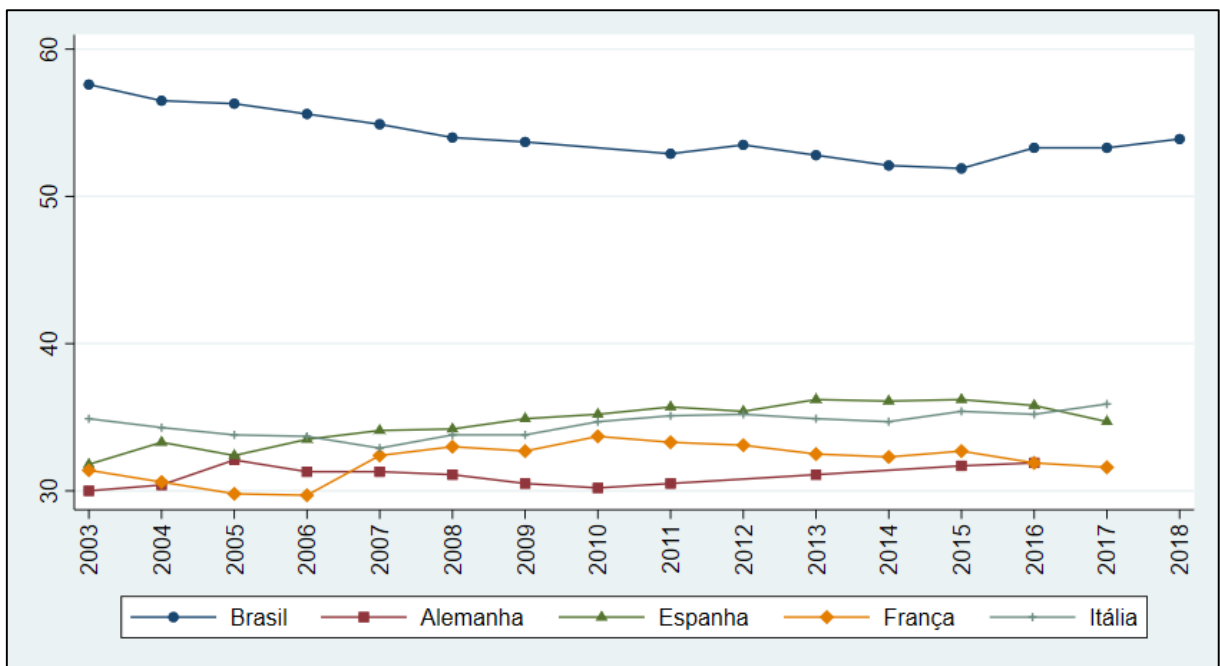
A segunda teoria, por outro lado, preconiza que tal convergência entre os setores não ocorre de forma contínua, dadas as especificidades de cada um deles no que tange às técnicas de produção. Isso implica que mesmo indivíduos com atributos idênticos (nível de qualificação, experiência, idade e sexo, por exemplo) podem possuir remunerações distintas se estiverem inseridos em setores de atividades produtivas diferentes, porque eles não conseguiriam transitar livremente de um setor para outro. Além disso, a transição dos indivíduos entre os setores se torna cada vez mais difícil à medida que o nível de especialização individual aumenta (BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; ULYSSEA, 2007; DALDEGAN, 2018).

O principal arcabouço metodológico utilizado para estudar os impactos do efeito-quantidade (composição) e efeito-preço (estrutura salarial), que remetem as teorias do Capital Humano e da Segmentação do Mercado de Trabalho, respectivamente, são baseados em decomposição. Tais métodos têm como precursores os trabalhos de Oaxaca (1973) e Blinder (1973). Simplificadamente, a decomposição consiste no desmembramento de diferenças observadas a partir de variações ocorridas em uma determinada medida de desigualdade. Esse desmembramento dá origem a subgrupos, que são responsáveis, cada um, por uma parte da diferença observada (FOGUEL; AZEVEDO, 2006; AUTOR, 2015). Como o terceiro estudo dessa tese utiliza uma estratégia desse tipo, os métodos existentes são discutidos mais adiante.

2.3 Um novo contexto: crise econômica

Durante os anos 2000 e a primeira metade da década de 2010, os estudos da desigualdade de renda no contexto setorial praticamente saíram de pauta. Nesse período, ganharam grande relevância as investigações dos determinantes da queda da desigualdade então observada, dando ênfase aos programas de distribuição de renda, à valorização do salário mínimo e às políticas educacionais (BARROS; FOGUEL; ULYSSEA, 2007). Porém, em meados dos anos 2010, o problema do aumento da desigualdade de renda, que já estava atingindo os países desenvolvidos, começou a atingir o Brasil. Esse alerta chama a atenção porque o patamar da desigualdade no Brasil ainda é muito superior ao dos países desenvolvidos, especialmente os europeus, conforme é ilustrado no Gráfico 2.1.

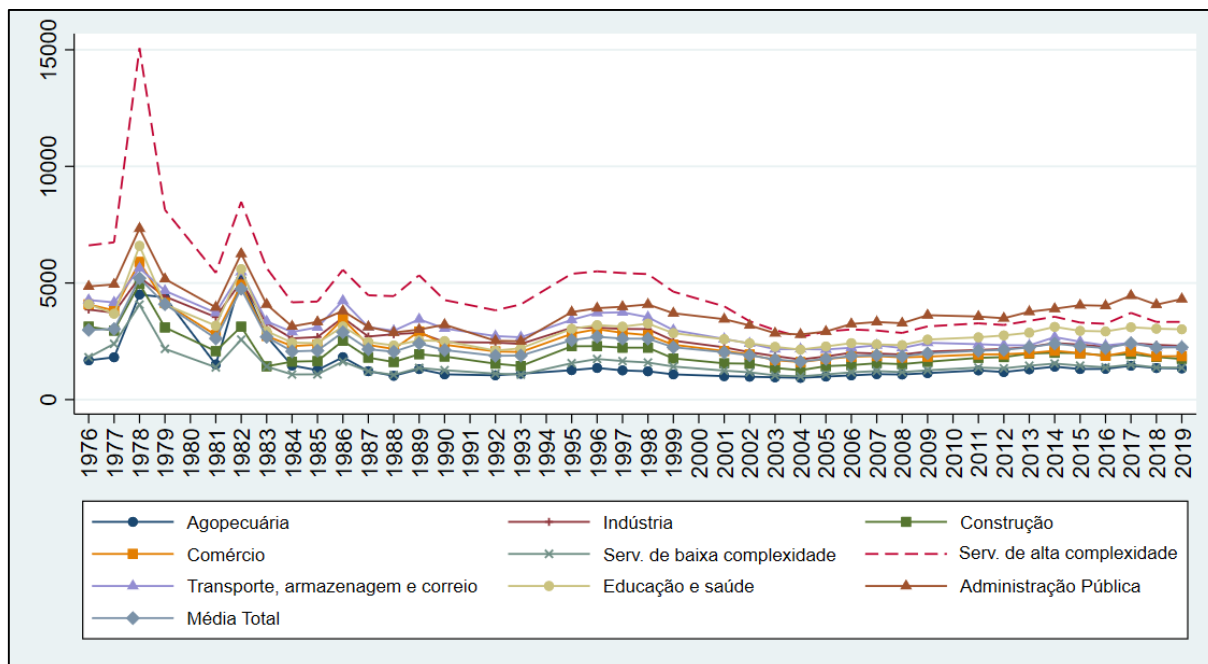
Gráfico 2.1 – Coeficiente de Gini – Brasil *versus* países europeus: 2003-2018



Fonte: BANCO MUNDIAL (2020). Elaboração própria.

Esse problema, discutido por diversos autores, como Stiglitz (2012) e Piketty (2014), remete a um fenômeno econômico cada vez mais frequente, a crise econômica e seus impactos sobre a distribuição de renda. No Brasil, ele é agravado pela limitação fiscal, que impossibilita a manutenção do crescimento das políticas desenvolvidas ao longo da primeira década do século XXI (BANCO MUNDIAL, 2018). Isso pode ser observado pela estabilização dos salários médios setoriais a partir de 2015, encerrando uma série de crescimento desde 2004 (CACCIAMALI; TATEI, 2016), o que é sinalizado no Gráfico 2.2.

Gráfico 2.2 – Média salarial por setor: 1976-2019



Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

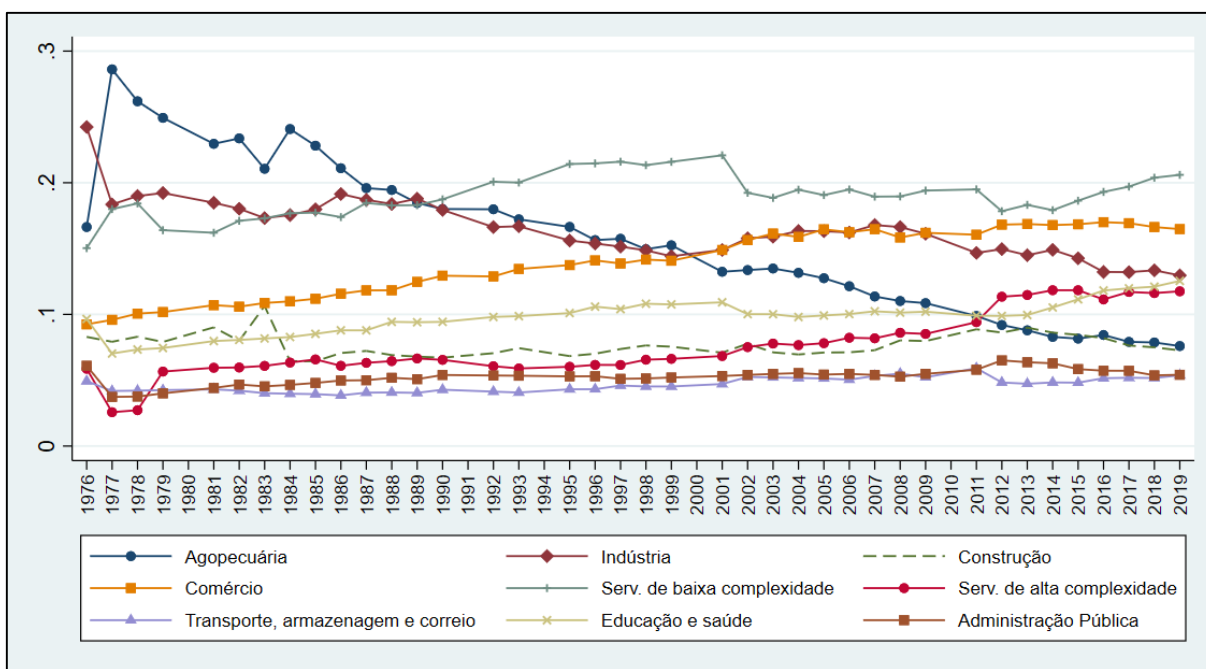
Uma alternativa diante dessa questão, é voltar a análise para os setores econômicos e seus impactos também quando a economia está passando por distúrbios econômicos (recessões, crise), fundamentando-se na literatura precedente e buscando avanços teóricos e metodológicos que possibilitem novas evidências (DEDECCA, 2015; GRAUPEN, 2015; CACCIAMALI; TATEI, 2016; MANNI; MENEZES FILHO; KOMATSU, 2017; NERI, 2018; MATTEI; HEINEN, 2019).

Nesse sentido, o *trade-off* entre a especialização e a diversificação da estrutura produtiva de uma localidade possui vantagens e desvantagens. A especialização em um determinado setor, a partir de suas vantagens comparativas, nos termos defendidos por Ricardo (1891), aumenta a produtividade, ao mesmo tempo que melhora a competitividade no mercado internacional. Por outro lado, pode aumentar a desigualdade de renda, aumentando paralelamente o risco e a vulnerabilidade econômica ao elevar a sua dependência em relação a um único setor e a uma cesta de produtos importados.

A questão é que, em termos da formação da estrutura produtiva a partir das vantagens comparativas, o Brasil se especializou em atividades que possuem elevado nível de desigualdade na distribuição de seus rendimentos (FURTADO, 1958). Porém, o entendimento de longo prazo era favorável ao se entender que, apesar da dificuldade de se remodelar uma estrutura produtiva no curto e médio prazo, ela tenderia a uma estrutura mais igualitária

(KUZNETS, 1955). Isso ocorreria porque as gerações presentes, a partir da experiência das gerações passadas e do maior acesso à educação, tenderiam a se especializar nas atividades com maior rendimento médio e que distribuem com maior equidade o rendimento da produção. Como pode ser observado no Gráfico 2.3, esse movimento ocorreu em alguma medida.

Gráfico 2.3 – Participação setorial no emprego total: 1976-2019



Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Isso é ilustrado pelo aumento da participação de setores como Serviços de Alta Complexidade (de 7% para 12%) e Educação e Saúde (de 10% para 12,5%), que possuem nível de rendimento mais elevado e melhor distribuição dos rendimentos, comparativamente aos demais setores, ao mesmo tempo em que ocorre a redução da participação de setores tradicionais e que possuem menor nível de rendimento e equidade na distribuição dos rendimentos, como a Agropecuária (de 17% para 8%).

O que não se previu é que com o contínuo avanço da tecnologia e, consequentemente, um mundo cada vez mais globalizado, a eficiência produtiva aumentou no campo e na indústria, reduzindo gradativamente a necessidade destas por mão-de-obra. Com isso, os setores de comércio e serviços (especialmente os de baixa complexidade) começaram a apresentar aumento contínuo de sua participação no emprego total (DE NEGRI; KUBOTA, 2006). Em termos de distribuição, o impacto evidenciado é o de aumento da desigualdade, o que decorre da maior amplitude na diferença dos salários nesses setores dada grande heterogeneidade das profissões que os compõem (LIST; GALLET, 1999; BALTAR; SOUEN; CAMPOS, 2017).

Portanto, volta a ter maior destaque trabalhos econômicos sobre a desigualdade de renda e, naturalmente, vão ser alicerçados também por discussões setoriais e conjunturais. Nesse sentido, os ensaios da presente Tese, iniciados na sequência, são desenvolvidos com análises dentro do contexto de crise e resgatam o debate estrutural com o intuito de entender como a desigualdade dos rendimentos se comporta em função da estrutura produtiva e da conjuntura.

3. DESIGUALDADE DOS RENDIMENTOS DO TRABALHO EM UNIDADES FEDERATIVAS BRASILEIRAS: REVISITANDO A HIPÓTESE DA CURVA DE WILLIAMSON-KUZNETS

3.1 Introdução do capítulo

Entender como evolui a desigualdade de renda geral de um país a partir da dinâmica dos setores de atividades econômicas (mudanças na participação no emprego, no rendimento médio, no nível de desigualdade intra e intersetorial e nos atributos dos trabalhadores, por exemplo) é um dos grandes desafios dos séculos XX e XXI. Um dos teóricos que conseguiram encontrar uma explicação razoável, com um arcabouço testável, foi Simon Kuznets.

Consagrada como a hipótese da Curva de Kuznets (CK) – ou do “U-invertido” –, esta postula que o crescimento econômico (ou desenvolvimento econômico⁷), em níveis iniciais de renda *per capita*, eleva a desigualdade de renda. Contudo, no longo prazo (maiores níveis de renda), o crescimento gera queda da desigualdade. Dentre outros fatores, isso ocorreria em decorrência da própria dinâmica econômica. Mais especificamente, da transição da prevalência de setores (tradicionais) mais desiguais para menos (modernos). Ou seja, uma justificativa baseada na abordagem da economia dual. O próprio Kuznets (1955), em seu trabalho original, atribui o “U-invertido” à transição da agropecuária à indústria. O argumento é que no início da transição, devido a diferenças salariais intra e intersetoriais, a desigualdade aumentaria, mas, ultrapassado certo estágio de consolidação da industrialização (*turning point*), ela diminuiria⁸.

Porém, a sociedade e sua estrutura produtiva continuaram evoluindo e a queda “natural” da desigualdade de renda prevista por Kuznets (1955) para o longo prazo não fez os países em desenvolvimento alcançarem os níveis menores de desigualdade dos desenvolvidos. Ademais, há indícios de aumentos dos níveis das desigualdades de renda mesmo nos países desenvolvidos (PIKETTY, 2014). Assim, principalmente com dados a partir dos anos 1990, a CK é revisada por alguns trabalhos para uma possível relação em “formato N” (LIST; GALLET, 1999).

Uma possível justificativa para o potencial novo segmento ascendente da desigualdade também é baseada na abordagem da economia dual: a transição da predominância da indústria

⁷ Na literatura econômica, os termos “crescimento econômico” e “desenvolvimento econômico” são comumente tratados como distintos, em que o primeiro implica crescimento da renda *per capita* e o segundo transformações mais profundas e de caráter estrutural, como as que envolvem cultura e instituições (SCHUMPETER, 1911; BRESSER-PEREIRA, 2008). Porém, na literatura específica da curva de Kuznets essa distinção não fica tão evidente, o que sugere que os termos são tratados como sinônimos.

⁸ Tal discussão será aprofundada na seção (3.2) do referencial teórico.

para os serviços. Assim, a retomada do aumento da desigualdade de renda com o crescimento é fundamentada no entendimento de que o setor de serviços abrange uma gama maior de atividades, com complexidades e remunerações mais diferentes do que a indústria (DE NEGRI; KUBOTA, 2006). Vale ressaltar que as evidências de alguns trabalhos sugerem, ainda, outros formatos para a relação desigualdade-crescimento que não o “U-invertido” ou “N”. Por isso, é natural que outros padrões sejam encontrados, sendo importantes novas avaliações deste tipo.

É interessante destacar, ainda, que Williamson (1965), com premissas similares às de Kuznets (1955) – principalmente um argumento baseado na dualidade da economia –, mas aplicadas ao contexto regional, também tenta explicar a dinâmica da desigualdade de renda. Para isso, advoga que a estrutura produtiva e os indivíduos estão desigualmente distribuídos nas regiões de um país nos estágios iniciais da expansão da renda. Porém, seguindo a dinâmica econômica, dada pela ascensão de novas técnicas e mudanças intrasetoriais, há migração dos trabalhadores e do capital, reduzindo a desigualdade no longo prazo (intra e inter-regional).

Outro aspecto a ressaltar é que o crescimento econômico se relaciona à combinação dinâmica de diversos fatores de produção (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004; ACEMOGLU, 2009). Dado que a mão de obra é um desses fatores, é razoável esperar que a distribuição dos salários também seja dinâmica no tempo e entre as diferentes atividades produtivas e localidades. Ao combinar tais características, pode-se ampliar a hipótese da CK para uma denominada como hipótese da Curva de Williamson-Kuznets (CWK), que considera as dinâmicas setoriais e regionais (BÊRNI; MARQUETTI; KLOECKNER, 2002; OZTURK, 2010).

Fundamentando-se nessa discussão, o objetivo deste estudo é testar a hipótese da CWK para a desigualdade dos rendimentos do trabalho (intra e inter-regional e setorial) em unidades federativas (UFs) brasileiras, exceto a região Norte⁹, com dados de 1985 a 2018. Assim, são investigadas as relações entre desigualdade e: a) Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*; e b) participações setoriais no emprego. Além disso, é averiguado o efeito de crises econômicas na desigualdade. Para tais análises, são feitas: i) estimações econométricas em painel, pois essa permite explorar o caráter regional da análise ao tornar possível o acompanhamento dos Estados ao longo dos anos estudados; e b) estimações não paramétricas por *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*, que permitem a visualização gráfica das relações entre as medidas de desigualdade e as variáveis de interesse. Os dados utilizados são da Pesquisa Nacional por

⁹ Os Estados da região Norte foram retirados da base de dados devido a não estarem disponíveis de forma integral nas pesquisas anteriores ao ano de 2004.

Amostra de Domicílios (PNAD) e do Sistema de Contas Nacionais (SCN), ambas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Assim, contribui-se para a literatura em três pontos principais: i) atualiza o debate da hipótese da Curva de Kuznets (“U-invertido”) para o caso do Brasil com uma análise para um período mais extenso de dados considerando o recorte de Unidades da Federação (UFs); ii) propõe uma estratégia empírica que contempla a possibilidade de inserir no debate da Curva de Kuznets o caráter regional, nos moldes de Williamson (1965), analisando o caráter intra e inter-regional da desigualdade; iii) insere novas evidências ao debate da economia dual, ao investigar o impacto da participação setorial também na desigualdade regional, significativamente no que tange a transição para o setor de serviços, que tem ocorrido de forma intensa no período recente.

Apesar das contribuições, esse ensaio tem algumas limitações, mas que não invalidam os resultados. Essas advêm da natureza de captação dos dados. Ao utilizar dados de renda obtidos a partir de entrevistas, se está vulnerável aos problemas de subdeclaração, especialmente nos extratos superiores de renda (BARROS; CURY; ULYSSEA, 2007). Outra limitação é quanto à compatibilização dos dados, que mudam conforme é alterado o questionário aplicado ou a fórmula de cálculo ao longo do tempo devido a mudanças observadas no lado real da economia. Apesar disso, essas são ainda as melhores fontes de evidências disponíveis para análises.

Assim, além dessa introdução e das considerações finais, o ensaio é construído em mais três seções. Uma seção de referencial teórico, na qual são apresentados os fundamentos teóricos para as estratégias empíricas e análises dos resultados. Outra seção é a de metodologia e dados, em que se apresenta o método e as estratégias. A última seção é a com resultados e discussão.

3.2 Referencial teórico: hipótese da Curva de Williamson-Kuznets

A Curva de Kuznets é amplamente estudada na literatura econômica, com aplicações nos mais diversos campos. Nesse estudo, a análise é centrada no pressuposto de que o crescimento econômico, as mudanças que ocorrem na estrutura produtiva e a desigualdade de renda estão relacionados (BARRO; SALA-I MARTIN, 2004; ACEMOGLU, 2009). Além disso, parte-se da premissa de que essas mudanças ocorrem de forma distinta e em temporalidades diferentes no território nacional, devido as dinâmicas setoriais e regionais. Assim, recorre-se ao arcabouço

teórico de Kuznets (1955) e Williamson (1965), o que se denominou, de forma conjunta, de hipótese da Curva de Williamson-Kuznets (CWK)¹⁰.

Kuznets (1955) teorizou que o nível de desigualdade geral de um país muda conforme altera a sua estrutura produtiva, sendo tal alteração influenciada pelo crescimento econômico. Essa relação foi identificada a partir do estudo de dados da Alemanha, Estados Unidos e Inglaterra referentes ao século XIX e à primeira metade do século XX. Para ilustrar sua teoria, Kuznets utilizou um gráfico para representar seu modelo, que viria a ficar conhecido como hipótese da Curva de Kuznets (CK) ou do “U-invertido”. Essa relaciona o crescimento econômico com a desigualdade geral da economia. O autor inferiu que nos períodos iniciais de crescimento econômico ocorria um aumento significativo da desigualdade geral, porém, à medida em que o crescimento se sustentava, a desigualdade de renda passava a reduzir.

Para explicar tal fenômeno, a partir da estrutura produtiva, Kuznets (1955) utilizou a abordagem da dualidade. Essa sugere que nos momentos iniciais do crescimento, o país possui uma estrutura pautada no setor primário – agropecuária –, que possui como característica um alto índice de desigualdade e baixo rendimento. Mas à medida que o país cresce e se desenvolve, o setor agropecuário perde espaço para o setor industrial, nascente nos centros urbanos. Este geraria, a princípio, um aumento da desigualdade de renda, devido a diversos fatores; mas, no longo prazo, com a inclusão cada vez maior de trabalhadores na indústria (industrialização), tenderia a reduzir a desigualdade geral da economia.

Além dessa abordagem, outra que utiliza características da dinâmica do mercado de trabalho como possível justificativa para a CK é a do crescimento técnico endógeno. Essa é fundamentada na teoria do capital humano e sua escassez nos anos iniciais de desenvolvimento. O contexto explorado é o de que, nos anos iniciais de crescimento, com ascensão de novas estruturas e técnicas produtivas, que demandam um capital humano mais qualificado, ocorre o aumento da concentração de renda devido à escassez desse tipo de mão de obra. Mas a sua oferta aumenta no longo prazo, provocando a diminuição da desigualdade de renda (ROMER, 1986; SCHULTZ, 1961, 1967; ARROW, 1962; NELSON; PHELPS, 1966; NORDHAUS, 1969). Tal argumento foi usado por Langoni (1967) para interpretar o aumento da desigualdade de renda, em um contexto de crescimento econômico, observada no Brasil na década de 1960.

Posteriormente, List e Gallet (1999) ampliaram a análise para contemplar a ascensão do setor de serviços e como a transição para este afetaria a desigualdade geral da economia na distribuição dos rendimentos. Dada a característica do setor de serviços de ser mais heterogêneo

¹⁰ Tal denominação é encontrada em outros estudos, como: Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002) e Ozturk (2010).

do que os setores agropecuário e industrial, com serviços de alta, baixa e média complexidade, e por isso, de alto, baixo e médio rendimento, eles inferiram que ele possuía uma desigualdade interna superior aos demais setores, e por isso, causaria um aumento da desigualdade no longo prazo, à medida que o crescimento econômico aumentava. Tal ampliação contrapôs o tradicional “U-invertido” com uma nova formulação, denominada de “formato N”, dado a aparência da relação sinalizada graficamente. Apesar disso, ela mantém a fundamentação do formato na abordagem dual, em que o aumento da participação dos serviços se dá via transição de trabalhadores de setores tradicionais, como agropecuária e indústria, e o aumento da desigualdade ocorre porque os serviços teriam um nível de desigualdade interna superior a eles.

Essa dinâmica também pode ser interpretada a partir da junção de mudanças que ocorrem na estrutura produtiva ao longo do tempo. Essas modificações são causadas por dois efeitos principais: i) o efeito concentração (ou preço); i) e o efeito composição (ou quantidade). Esses efeitos são dinâmicos e se alteram de acordo com a evolução econômica, impulsionada por políticas, inovações tecnológicas e mudanças no consumo¹¹.

O efeito concentração (ou preço) corresponde a mudanças no nível de desigualdade interna dos setores de atividades econômicas. Isso implica que mudanças na distribuição dos rendimentos da produção de um setor específico causam mudanças na distribuição geral dos rendimentos do mercado de trabalho. O efeito composição (quantidade) refere-se a mudanças que ocorrem na participação setorial da pauta produtiva de uma região geográfica. Ou seja, se um setor aumenta a sua participação no total – que pode ser medido via participação no emprego, por exemplo –, automaticamente aumentará o seu impacto na distribuição geral. Se for um setor menos desigual, mantido tudo mais constante, impactará no sentido de reduzir a desigualdade global. O contrário também é verdadeiro (HOFFMANN, 2006a; SOARES, 2006).

A teoria da Curva de Kuznets, quando utiliza o argumento da economia dual, contempla implicitamente ambos os efeitos ao analisar as mudanças da estrutura produtiva de forma dinâmica. O raciocínio é que podem ocorrer mudanças no impacto de um setor na desigualdade global ao longo do tempo, à medida que se alteram suas características internas frente as alterações na dinâmica externa, destacadamente a demanda. Porém, Kuznets (1955) pressupôs que essa dinâmica, que foi observada a partir de dados de países desenvolvidos, viria a ocorrer futuramente nos países em desenvolvimento – classificação na qual o Brasil se encaixa – por entender que seria um padrão natural de desenvolvimento, que levaria a desigualdade a uma

¹¹ Ressalta-se que essa interpretação é de autoria do presente estudo, à luz da literatura que trata da economia dual e da que aborda os efeitos concentração e composição.

tendência de queda no longo prazo. Mesmo reconhecendo se tratar de um outro contexto: maior nível de desigualdade. Essa hipótese levou a diversos outros estudos, que a testaram para diferentes recortes geográficos e períodos do tempo, a partir de diversas bases de dados. Os resultados também foram controversos, com algumas confirmações positivas da hipótese e outras negativas, como mostrado no Quadro 3.1.

Quadro 3.1 - Revisão empírica de estudos que testaram a hipótese da curva de Kuznets.

Autor (es) / Ano de publicação	Amostra	Período	Método	Resultado
<i>Literatura internacional</i>				
Paukert (1973)	56 países	1951-1969	<i>Cross-section</i>	Confirma a hipótese de U-invertido.
Ahluwalia (1976)	62 países	1958-1972	<i>Cross-section</i>	Confirma a hipótese de U-invertido.
Brenner, Kaelble e Thomas (1991)	13 países	1880-1970	Séries de tempo	Confirma a hipótese de U-invertido.
Anand e Kanbur (1993b)	62 países	1958-1972	Séries de tempo	Rejeita a hipótese de U-invertido.
Fields e Jakobson (1994)	20 países	Diversos períodos	<i>Cross-section</i> e Dados em painel	Confirma a hipótese de U-invertido para o <i>cross-section</i> .
Ravallion (1995)	36 países	Década de 1980	Dados em painel	Confirma a hipótese de U-invertido.
Deininger e Squire (1998)	108 países	1960-1990	<i>Cross-section</i>	Confirma a hipótese de U-invertido.
List e Gallet (1999)	71 países	1961-1992	Séries de tempo	Rejeita a hipótese de U-invertido.
Thornton (2001)	96 países	1960-1990	Dados em painel	Confirma a hipótese de U-invertido.
<i>Literatura nacional - Brasil</i>				
Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004)	Municípios do RS	1970, 1980 e 1991	<i>Cross-section</i> e Dados em painel	Confirma a hipótese de U-invertido para alguns casos.
Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2004)	Municípios do RS	1990	<i>Cross-section</i>	Confirma a hipótese de U-invertido.
Salvato et al. (2006)	Municípios de MG	1991-2000 (Censos)	<i>Cross-section</i> e Dados em painel	Confirma a hipótese de U-invertido.
Barros e Gomes (2007)	Municípios brasileiros	1991-2000 (Censos)	<i>Cross-section</i>	Alguns modelos confirmam a hipótese de U-invertido, outros não.
Taques e Mazzutti (2010)	UFs	1995-2008	Dados em painel	Rejeita a hipótese de U-invertido.
Santos et al. (2011)	Brasil	1976-2007	Modelo econométrico auto regressivo de primeira ordem (AR1)	Confirma a hipótese de U-invertido.
Santos, Cunha e Gadelha (2017)	UFs	1992-2010	Dados em painel	Confirma a hipótese de U-invertido.

Fonte: Adaptado de Taques e Mazzutti (2010) e Santos et al. (2011).

Essa divergência pode ser entendida a partir da formulação teórica de Williamson (1965). Ele explica que toda essa dinâmica de modificações na estrutura produtiva não se dá de forma uniforme em todo o território geográfico. Isso ocorre porque as regiões se desenvolvem em

velocidades distintas e a partir de contextos e dinâmicas próprias. Logo, elas se inserem no todo de formas diferentes. Esse caráter espacial do desenvolvimento da estrutura produtiva resulta tanto na concentração regional dos rendimentos quanto em níveis de rendimento e concentração distintos nas diversas regiões, o que remete também aos efeitos composição e concentração da estrutura produtiva.

Williamson (1965) mostra que o dualismo da estrutura produtiva ocorre também no caráter espacial. No estágio inicial do desenvolvimento, a desigualdade de renda é baixa, dado que as pessoas estão distribuídas em todo o território nacional. Esse argumento está também relacionado ao caráter produtivo, já que as atividades produtivas iniciais estão distribuídas nas áreas rurais. Mas, à medida que algumas regiões propiciam algum destaque, em função da ascensão de um novo setor produtivo ou de uma nova técnica, ocorre uma migração de mão de obra entre as regiões. Esse movimento provoca o aumento da desigualdade nesse segundo estágio. No entanto, conforme os trabalhadores vão se alocando, a tendência é que a desigualdade reduza. Isso ocorre porque, de acordo com Williamson (1965), a migração inter-regional de mão de obra e de capital é seletiva.

Portanto, a denominação de hipótese da Curva de Williamson-Kuznets (CWK) não é uma alteração metodológica no entendimento da curva proposta por Kuznets, mas a inclusão do fator regional discutido por Williamson, que segue os mesmos argumentos, como relevante. Essa denominação é observada em outros trabalhos, como o de Bêni, Marquetti e Kloeckner (2002) e Ozturk (2010), mesmo que com aplicações metodológicas distintas. Além disso, a característica regional é de relevância elevada na análise da curva de Kuznets, como foi observado por outros autores anteriormente, como Jha (1996). Este observou que a utilização de dados de diversos países, que estão em níveis de desenvolvimento distintos, favorece a análise da hipótese, dado que permite captar com maior robustez a relação em pontos distintos de evolução. Assim, justifica-se o uso da referida nomenclatura para análises com diferentes localidades (regiões) – no caso do presente estudo, Unidades da Federação (UFs).

3.3 Metodologia e dados

Para atingir os objetivos propostos, alinhados às teorias de Kuznets e Williamson, utiliza-se como estratégia metodológica a estimação de modelos a partir do método econométrico de dados em painel, descritos a seguir. Esses permitem analisar a relação entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico, proposta por Kuznets (1955), mas dentro do contexto setorial

e regional, de acordo com Williamson (1965). A hipótese desses autores é que a desigualdade de rendimentos é cíclica e em formato de “U-invertido” no caráter setorial, para o primeiro, e no regional, para o segundo. Para tanto, essa seção apresenta além do método, os critérios e justificativas para a sua escolha; uma proposta de formulação gráfica para a relação estudada; e os modelos, variáveis e dados utilizados.

3.3.1 Dados em Painel

Estimações econométricas com dados em painel consistem na utilização de uma base de dados em que estão disponíveis observações de várias unidades de análise i para mais de um momento no tempo t . No caso desse estudo, unidades federativas brasileiras (UFs) e anos, respectivamente. Assim, esta estrutura possibilita o acompanhamento temporal¹² de várias unidades, combinando as diferenças entre elas com suas dinâmicas individuais ao longo do tempo (GREENE, 2012; WOOLDRIDGE, 2008; HSIAO, 2014). Tal atributo garante vantagens comparativamente às estruturas de dados em *cross-section*, que contemplam somente um período temporal, e às séries temporais, que consideram apenas uma unidade de análise ao longo do tempo.

Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004) explicam que a possibilidade de controlar o ano de forma vinculada às unidades de análise, além de outras características socioeconômicas locais que podem afetar os efeitos estimados, torna a regressão em painel para testes da CK mais robusta que em *cross-section*. Hsiao (2014) cita ainda: maior precisão na inferência dos parâmetros estimados, devido ao maior grau de liberdade, e menor ocorrência de multicolinearidade. Já Fields e Jakubson (1994) apontam que dados em *cross-section* não são eficientes para tal fim. Este argumento é embasado no entendimento de que o formato é resultado de mudanças ao longo do tempo distintas entre as unidades de análise. Assim, não é captado corretamente com dados seccionais, sendo mais eficientes dados em painel.

Baseando-se na literatura, para regressões em painel estático, pode-se apontar quatro principais alternativas de métodos de estimação: i) *Pooled*; ii) *Tobit*; iii) Efeitos Fixos; e iv) Efeitos Aleatórios. Os dois primeiros são normalmente utilizados como robustez (parâmetros comparativos). Porém, o *Tobit*, estimado por máxima verossimilhança, tem o diferencial de ser mais adequado se a variável dependente oscila em um intervalo (dados censurados), como neste

¹² Apesar dessa característica, difere-se também das séries de tempo. Nessas, são captadas variáveis de apenas uma unidade ou indivíduo, para vários períodos no tempo (GREENE, 2008; WOOLDRIDGE, 2008; HSIAO, 2014).

estudo. Porém, as magnitudes dos coeficientes estimados não podem ser interpretadas; mas os sinais e significâncias podem (GREENE, 2012).

Os dois últimos se diferenciam quanto à premissa para os efeitos específicos de cada unidade de análise. Nos efeitos fixos, estimados por MQO com as variáveis em desvios em relação às médias (estimador *Within*), o intercepto pode variar entre as UFs, mas não nos anos. Nos efeitos aleatórios, estimados por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), o intercepto é uma variável aleatória não constante (GREENE, 2012). Pelo teste de Hausman (1978), verifica-se qual é o mais adequado. A hipótese nula é que os coeficientes estimados para efeitos fixos e aleatórios sejam iguais. A rejeição da hipótese indica que o estimador de efeitos aleatórios é inconsistente e o mais adequado (consistente) é o de efeitos fixos. Se a hipótese for aceita, o estimador de efeitos aleatórios é consistente.

Para a estimação da CWK, inferiu-se, nesse estudo, que para alguns modelos, foi mais adequada a utilização do estimador de Efeitos Aleatórios e para outros o estimador de Efeitos Fixos. Cada um dos estimadores possui suas vantagens e desvantagens. Mas, de acordo com Wooldridge (2008), a principal diferença, determinante na escolha do estimador, é o efeito não observado α_i . Se α_i não for correlacionado com as variáveis independentes, deve-se adotar o estimador de Efeitos Aleatórios. Por outro lado, deve-se utilizar o estimador de Efeitos Fixos quando α_i for correlacionado com uma ou mais variáveis independentes.

3.3.2 Curva de Williamson-Kuznets: *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*

Para apresentar graficamente as curvas do efeito-concentração, da CWK de Desigualdade Intrarregional e da CWK de Desigualdade Inter-regional, e, assim, possibilitar a visualização do formato das relações estudadas sem a influência de variáveis de controle, adota-se a *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*. Esta consiste em uma estimação não paramétrica em que se ajusta a melhor função polinomial para a relação entre a desigualdade de rendimentos do trabalho e: i) o PIB *per capita*; e ii) participação setoriais no emprego. Assim, além da visualização gráfica das relações, a metodologia permite que os dados apontem suas relações “falando por si mesmos” (CLAVELAND, 1979; COX, 2005). Exemplos de aplicação desse método em avaliações da Curva de Kuznets podem ser observados nos trabalhos de Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002) e Saiani, Toneto Júnior e Dourado (2013).

3.3.3 Modelos, dados e variáveis

O modelo tradicional para a investigação da relação desigualdade-crescimento no formato da CK a partir de regressões com dados em painel pode ser representado pela equação (3.01).

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 PIB_{it}^2 + C_{it} + X_i + A_t + \varepsilon_{it} \quad (3.01)$$

sendo: D_{it} uma medida de desigualdade para a unidade de análise (UF) i no período (ano) t ; β_0 o intercepto; β_1 o coeficiente associado ao PIB *per capita* (PIB_{it}); β_2 o coeficiente associado ao PIB *per capita* ao quadrado (PIB_{it}^2); C_{it} o vetor de variáveis de controle (covariadas); X_i os efeitos fixos no tempo e variantes entre as unidades de análise; A_t um vetor de características fixas entre as unidades e variáveis no tempo, quando usado o efeito fixo; ou variáveis entre as unidades e no tempo, quando usado o efeito aleatório; e ε_{it} o erro.

A inserção do polinômio de segundo grau da medida de renda *per capita* (PIB *per capita*) como estratégia empírica para testar a validade do formato da CK (“U-invertido”) é sugerida por Ahluwalia (1976) e adotada em diversos trabalhos, sendo já consagrada na literatura. Assim, a hipótese do “U-invertido” não é refutada se $\hat{\beta}_1 > 0$, $\hat{\beta}_2 < 0$ e os dois forem estatisticamente significativos.

Posteriormente, List e Gallet (1999), considerando discussões de outros trabalhos, levantaram a hipótese da relação entre desigualdade e crescimento econômico assumir um formato de “N” e não de “U-invertido”. Tal argumento é explicado pela ascensão do setor de serviços, em que o fato desse abranger uma gama mais diversa de atividades, com níveis de complexidade muito distintos, e, portanto, de salários, causaria o aumento da desigualdade total. Para captar esse efeito, adotou-se a inserção na equação (3.01) de um polinômio de terceiro grau para a variável crescimento econômico, como descrito na equação (3.02) abaixo.

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 PIB_{it}^2 + \beta_3 PIB_{it}^3 + C_{it} + X_i + A_t + \varepsilon_{it} \quad (3.02)$$

sendo a definição das variáveis a mesma mostrada na equação (3.01). A validação da hipótese do formato de “N” é sinalizado se $\hat{\beta}_1 > 0$, $\hat{\beta}_2 < 0$, $\hat{\beta}_3 > 0$ e os três se mostrarem estatisticamente significativos.

Para aumentar a robustez dos modelos que testam a hipótese de Kuznets, foram realizadas aplicações em outros contextos e com especificações distintas. Esse exercício foi defendido por Ahluwalia (1976), que indica a utilização de variáveis adicionais ao modelo que possam funcionar como controle, de forma a reduzir os impactos de possíveis diferenças entre as regiões na relação de interesse do estudo.

Nesse sentido, Anand e Kanbur (1993), por exemplo, testaram diversos modelos e seus ajustes (R^2 e significância) para diversas medidas de desigualdade. Jha (1996) investigou e encontrou evidências empíricas de que, ao utilizar uma base de dados que contém regiões com distintos níveis de desenvolvimento, o resultado é favorável a hipótese de Kuznets. Porém, ao utilizar apenas países em desenvolvimento, os resultados são desfavoráveis.

Ademais, para aumentar o enfoque na análise setorial baseada na abordagem da economia dual, são aqui propostas estimações que captam o efeito concentração (efeito-preço) e a CWK. Para isso, foram construídos três modelos base. Estes são denominados de modelos completos, pois são compostos de todas as variáveis de controle levantadas, além das variáveis de interesse, que estarão presentes em todos os modelos. A partir dos completos, são realizadas mudanças nas especificações para verificar o comportamento do ajuste (R^2) e das variáveis.

Os dois primeiros modelos têm como objetivo investigar o efeito concentração (efeito-preço). Estes dão suporte à validação da abordagem da economia dual e fundamentam um dos efeitos apontados na hipótese da CK ao inferir como a participação do setor impacta a desigualdade interna do próprio setor. Eles são mostrados nas equações (3.03) e (3.04), em que a primeira refere-se ao setor industrial e a segunda ao setor de serviços.

$$DI_{it} = \beta_0 + \beta_1 PI_{it} + \beta_2 PI_{it}^2 + \beta_3 PI_{it}^3 + C_{it} + X_i + A_t + \varepsilon_{it} \quad (3.03)$$

$$DS_{it} = \beta_0 + \beta_1 PS_{it} + \beta_2 PS_{it}^2 + \beta_3 PS_{it}^3 + C_{it} + X_i + A_t + \varepsilon_{it} \quad (3.04)$$

sendo: DI_{it} e DS_{it} respectivamente, as medidas de desigualdade para os setores industrial e de serviços para a unidade de análise (UF) i no período (ano) t ; β_0 o coeficiente estimado vinculado ao intercepto; β_1 o coeficiente estimado vinculado à participação do setor (industrial PI_{it} ; e serviços PS_{it}); β_2 o coeficiente estimado vinculado à participação do setor ao quadrado (PI_{it}^2 ou PS_{it}^2); β_3 o coeficiente estimado vinculado à participação do setor ao cubo (PI_{it}^3 ou PS_{it}^3); β_4 o coeficiente estimado vinculado ao vetor de variáveis de controle¹³ C_{it} , como sugerido por

¹³ As variáveis utilizadas são apresentadas e discutidas no quadro 3.2 adiante.

Ahluwalia (1976), X_i um vetor de características de i fixas no tempo; A_t um vetor de atributos fixos entre as localidades e variáveis no tempo, quando utilizado o efeito fixo, e variáveis entre as localidades e no tempo, quando utilizado o efeito aleatório; e o ε_{it} o termo de erro.

A junção das características setoriais e estaduais resulta na relação da hipótese de Kuznets no contexto setorial e regional de Williamson, que se denominou hipótese da Curva de Williamson-Kuznets. Portanto, eles permitem a investigação desagregada da relação que será obtida pela estimação dos modelos descritos nas equações (3.05) e (3.06):

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 PI_{it} + \beta_2 PI_{it}^2 + \beta_3 PI_{it}^3 + C_{it} + X_i + A_t + \varepsilon_{it} \quad (3.05)$$

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 PS_{it} + \beta_2 PS_{it}^2 + \beta_3 PS_{it}^3 + C_{it} + X_i + A_t + \varepsilon_{it} \quad (3.06)$$

sendo: PI_{it} , PI_{it}^2 e PI_{it}^3 , respectivamente, a participação do setor industrial no emprego em nível, ao quadrado e ao cubo; e PS_{it} , PS_{it}^2 e PS_{it}^3 , respectivamente, a participação do setor de serviços no emprego em nível, ao quadrado e ao cubo; as demais variáveis são as mesmas apontadas na descrição da equação (3.02).

Para fortalecer o argumento de que as desigualdades estão relacionadas e apresentam comportamento similar, mesmo que no sentido de confirmar ou refutar a hipótese do “U-invertido” para o recorte geográfico e período em análise, e que a estratégia metodológica de utilizar dados em painel por UF para abranger simultaneamente essas duas teorias é válida, estima-se inicialmente modelos a partir da relação entre a desigualdade regional – Coeficiente de Williamson – e as variáveis de interesse, a saber: PIB *per capita*; participação do setor industrial; e participação do setor de serviços. O Coeficiente de Williamson é calculado a partir da equação (3.07) e tem como objetivo quantificar a desigualdade intrarregional.

$$V_w = \frac{\sqrt{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 \cdot \frac{p_i}{n}}}{\bar{y}} \quad (3.07)$$

sendo: V_w o Coeficiente de Williamson do Brasil; y_i o PIB *per capita* da UF i ; \bar{y} é o PIB *per capita* do Brasil; p_i é a população da UF i ; e n é a população total do Brasil. O Coeficiente de Williamson varia entre zero e um, em que o zero representa a máxima igualdade e o um a máxima desigualdade.

Por fim, para identificar se e em quais níveis de PIB *per capita* e participações setoriais ocorrem os dois pontos de inflexão (*turning points*) e, assim, confirmar o possível formato das relações, é necessário resolver a condição de primeira ordem dada pela derivada da respectiva equação cúbica considerando os coeficientes estimados. Este cálculo é demonstrado a seguir pelas equações (3.08) e (3.09).

$$\frac{\partial D_{it}}{\partial PIB_{it}} = \beta_1 + 2\beta_2 Y_{it} + 3\beta_3 Y_{it}^2 = 0 \quad (3.08)$$

$$\bar{Y} = \frac{-2\beta_2 \pm \sqrt{(2\beta_2)^2 - 4(3\beta_3)(\beta_1)}}{2(3\beta_3)} = \frac{-2\beta_2 \pm \sqrt{\Delta}}{2(3\beta_3)} \quad (3.09)$$

sendo: Y_{it} igual a PIB_{it} – equação (3.02) – ou a PI_{it} ou PS_{it} – equações (3.03), (3.04), (3.05) ou (3.06). Se $\Delta > 0$, há duas raízes reais e diferentes; se $\Delta = 0$, existe apenas uma raiz real ou duas raízes iguais; e se $\Delta < 0$, as raízes são complexas, compostas de números imaginários.

Os modelos descritos são usados para testar a CWK sob duas óticas: i) Intrarregional; e ii) Inter-regional. Para a primeira ótica, são utilizadas as mais tradicionais medidas de desigualdade intrarregional (interna): o Índice (Coeficiente) de Gini e o Índice de Theil para os rendimentos do trabalho. Para a segunda ótica, adota-se a medida de desigualdade inter-regional aqui proposta a partir da equação (3.10) e denominada como Coeficiente de Desigualdade Inter-regional (CDI). Esta capta o desvio do PIB *per capita* da UF em relação ao PIB *per capita* do Brasil, dividido pela amplitude da distribuição da mesma variável nas UFs. O CDI varia entre zero e um, em que o zero é a máxima igualdade e o um a máxima desigualdade.

$$CDI_i = \frac{|y_i - \bar{y}|}{MAX_{yi} - MIN_{yi}} \quad (3.10)$$

sendo: y_{it} o PIB *per capita* da UF i no ano t ; \bar{y}_t o PIB *per capita* do Brasil no ano t ; MAX_{it}^y o maior PIB *per capita* entre as UFs i no ano t ; e MIN_{it}^y o menor PIB *per capita* entre as UFs i no ano t . O desvio é calculado em módulo ($|y_i - \bar{y}|$), o que implica que não é feita distinção se este é para mais ou menos.

Pode-se observar que além da tradicional relação entre um indicador de desigualdade e uma medida de crescimento econômico, discutida por Kuznets (1955), a abordagem é ampliada para a análise da relação entre um indicador de desigualdade e a participação setorial no emprego, ao mesmo tempo que trabalha com dados de diversos estados brasileiros (e o Distrito

Federal), o que caracteriza a vinculação das discussões de Kuznets e Williamson. Além disso, incluiu-se os aspectos intrarregional e inter-regional na discussão.

Para estimar esses modelos de forma contextualizada, são utilizados dados anuais do período de 1985 a 2018 de todas as Unidades da Federação (UF) do Brasil, exceto as da região Norte, pois a PNAD só passou a abranger na totalidade (zona rural e urbana) a partir de 2004. A amostra compreende, então, 34 anos, 19 estados e o Distrito Federal, a saber: Alagoas, Bahia, Ceará, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Paraíba, Paraná, Pernambuco, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo e Sergipe.

Como a PNAD não ocorre em alguns anos, em especial os censitários (1991, 1994, 2000 e 2010), para não desconsiderar estes nas análises, são realizadas interpolações por médias, considerando os anos imediatamente anteriores e posteriores. Além da PNAD, são utilizados os dados anuais de PIB de cada UF do SCR. Os dados monetários (PIB e salários) são deflacionados para valores R\$ de 2019 por meio do IGP-DI da FGV.

O Quadro 3.2 mostra as variáveis utilizadas, a descrição e a fonte. Como variáveis dependentes foram utilizadas quatro medidas de desigualdade: i) Coeficiente de Williamson; ii) Coeficiente de Gini; iii) Índice de Theil; e iv) CDI. O Coeficiente de Williamson é o indicador utilizado por Williamson (1965) em sua análise para analisar a aplicação da hipótese da CK ao contexto regional. Por isso, ele será analisado previamente. O Coeficiente de Gini e o Índice de Theil, por sua vez, são as medidas de desigualdade de renda mais utilizadas na literatura¹⁴. Elas serão aplicadas em duas variações: i) Gini ou Theil do Estado; e ii) Gini ou Theil do setor de atividade econômica no estado – indústria e serviços –. Essas medidas permitem captar a desigualdade intrassetorial – para a estimação do efeito-concentração – e intrarregional – para a estimação da CWK intrarregional. Já o CDI é uma proposta dos autores para captar a desigualdade inter-regional de cada UF.

Essa estratégia permite verificar os impactos das variáveis de interesse e controle sobre as oscilações das medidas de desigualdade, o que é efetivo para entender como a desigualdade na distribuição dos rendimentos evolui dentro e entre as UFs, dentro e entre os setores de atividade econômica, e o que explica essa evolução. Algumas dessas medidas – Gini e Theil – também são as mais utilizadas pela literatura da Curva de Kuznets, dadas algumas vantagens metodológicas (ANAND e KANBUR, 1993).

¹⁴ Para saber mais detalhes acerca dos métodos de Gini e Theil, como suas equações, consultar Hoffmann (1991).

Quadro 3.2 - Variáveis utilizadas nos modelos

Variável	Descrição	Fonte
<i>Variáveis dependentes</i>		
Coeficiente de Williamson	Coeficiente de Williamson de desigualdade regional.	PNAD/SCN
Gini do Estado	Coeficiente de Gini calculado para cada uma das UFs do Brasil.	PNAD
Gini do setor	Coeficiente de Gini calculado para cada um dos dois setores de atividade econômica – indústria e serviços.	PNAD
Theil do Estado	Índice de Theil calculado para cada uma das UFs do Brasil.	PNAD
Theil do setor	Índice de Theil calculado para cada um dos dois setores de atividade econômica – indústria e serviços.	PNAD
CDI	Coeficiente de Desigualdade Inter-regional.	PNAD/SCN
<i>Variáveis explicativas de interesse</i>		
Participação do setor no emprego total do Estado	Participação do setor de atividade econômica – indústria e serviços – no emprego total do Estado.	PNAD
(Participação do setor no emprego total do Estado) ²	Participação do setor de atividade econômica – indústria e serviços – no emprego total do Estado elevada ao quadrado.	PNAD
(Participação do setor no emprego total do Estado) ³	Participação do setor de atividade econômica – indústria e serviços – no emprego total do Estado elevada ao cubo.	PNAD
PIB <i>per capita</i> estadual	Produto interno bruto <i>per capita</i> de cada uma das UFs do Brasil.	SCN
(PIB <i>per capita</i> estadual) ²	Produto interno bruto <i>per capita</i> de cada uma das UFs do Brasil elevado ao quadrado.	SCN
(PIB <i>per capita</i> estadual) ³	Produto interno bruto <i>per capita</i> de cada uma das UFs do Brasil elevado ao cubo.	SCN
<i>Variáveis explicativas de controle</i>		
Tendência	Tendência.	PNAD
<i>Dummy</i> crise	Variação negativa do PIB de cada uma das UFs do Brasil. Igual a um quando a variação é negativa e igual a zero quando positiva.	SCN
Educação	Educação média – anos de estudo – dos trabalhadores por UF.	PNAD
Educação (p/ setor)	Educação média – anos de estudo – dos trabalhadores por setor e UF.	PNAD
Urbano	Participação dos trabalhadores urbanos no total de trabalhadores de cada uma das UFs do Brasil.	PNAD
Urbano (p/ setor)	Participação dos trabalhadores urbanos no total de trabalhadores de cada uma das UFs do Brasil, por setor.	PNAD
Horas trabalhadas	Horas trabalhadas em média por semana pelos trabalhadores de cada uma das UFs do Brasil.	PNAD
Horas trabalhadas (p/ setor)	Horas trabalhadas em média por semana pelos trabalhadores de cada uma das UFs do Brasil, por setor.	PNAD
Participação da Adm. Pública	Participação da administração pública no total de empregos de cada uma das UFs do Brasil.	PNAD
Participação dos Serviços de Alta Complexidade (SAC)	Participação dos serviços de alta complexidade (SAC) no total de empregos de cada uma das UFs do Brasil.	PNAD

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da PNAD/IBGE e do SCN, 2020.

A participação do setor no emprego total do Estado é utilizada como variável explicativa de interesse. Ela é utilizada em três formatos: em nível, ao quadrado e ao cubo. A estratégia é adotada levando-se em consideração a sugestão de Ahluwalia (1976). Assim, é possível inferir acerca do comportamento da desigualdade à medida que se altera a participação setorial no emprego, no curto, médio e longo prazo. A literatura precedente indica que o impacto da participação setorial no emprego altera quando se faz a transformação do expoente, assim como

é distinta entre os setores de atividades econômicas. Para a indústria, a literatura aponta um efeito positivo no primeiro momento e negativo no segundo momento. Já para o setor de serviços, a literatura sugere um efeito similar ao da indústria no primeiro momento, mas sem muitas inferências acerca do segundo momento. O polinômio de terceiro grau é aplicado para testar a existência ou não do formato de “N”, proposto por List e Gallet (1999).

O PIB *per capita* é utilizado como uma *proxy* para o crescimento econômico. Essa é a principal variável explicativa nas análises que testam as hipóteses da CK ou do “N”. Portanto, espera-se que a relação do crescimento econômico com a desigualdade de renda seja positiva no primeiro momento – em nível –, a partir da transição dual da predominância do setor agropecuário para o setor industrial, mas tornando-se negativa à medida que a participação industrial se torna predominante – polinômio de segundo grau –. Para confirmar o “N” de List e Gallet (1999), é necessário que se confirme de forma estatisticamente significativa uma relação positiva no terceiro momento – polinômio de terceiro grau –, quando ocorre a ascensão do setor de serviços, que é teoricamente um setor com maior desigualdade interna, devido à maior disparidade de complexidade e remuneração entre as atividades que o compõe.

Como variáveis de controle, que impactam no nível de desigualdade setorial observada nas UFs, utilizar-se-á a educação, a participação dos trabalhadores urbanos, as horas trabalhadas por semana, uma *dummy* crise e a participação da administração pública. Para o setor de serviços será utilizada também a participação dos serviços de alta complexidade (SAC). Além dessas, foi utilizada uma variável de tendência.

A educação é amplamente utilizada, fundamentada na teoria do capital humano, devido ao fato de a qualificação ser apontada como impulsionadora da produtividade à medida que capacita os indivíduos a executarem atividades mais complexas (MINCER, 1958; SCHULTZ, 1961; BECKER, 1964). Assim, espera-se que o aumento da educação média provoque redução da desigualdade salarial. Esse foi um dos argumentos do primeiro debate sobre desigualdade de renda brasileiro pautado em dados. Langoni (1976) foi o proponente da interpretação de que o aumento da desigualdade observada no Brasil na década de 1960 se deu em função da ascensão do setor industrial diante de um contexto de baixa qualificação dos profissionais disponíveis no mercado.

Outro fator controlado é a participação dos trabalhadores urbanos. Este está relacionado a uma estrutura produtiva mais urbanizada e desenvolvida, com maior predominância do setor industrial e de serviços. Assim, espera-se uma relação negativa com a distribuição de renda, ou seja, UFs mais urbanizadas tendem a possuir menor desigualdade. As horas trabalhadas também foram inseridas no modelo como controle. Uma quantidade de horas maior indica uma maior

utilização da força de trabalho. Portanto, espera-se que níveis maiores de horas trabalhadas provoquem níveis menores de desigualdade (MINCER, 1958; SCHULTZ, 1961; BECKER, 1964).

Adicionalmente, acrescenta-se no modelo uma variável de tendência e uma *dummy* crise. A tendência visa a controlar a evolução da desigualdade ao longo do tempo. A *dummy* crise, construída a partir da variação negativa do PIB – igual a um quando a variação é negativa e igual a zero quando positiva –, tem como função captar e controlar efeitos advindos dos anos de recessão econômica. A sua utilização tem ganhado relevância nos modelos econômicos dada a frequência cada vez maior de anos recessivos, que ocorrem em intervalos cada vez menores (CACCIAMALI; TATEI, 2016).

Teoricamente, espera-se uma relação negativa para a tendência, dada a evolução recente da desigualdade no Brasil. Isso também é esperado para a *dummy* crise, dado que, em períodos de crise, ocorrem distúrbios negativos na economia que causam efeitos desfavoráveis à igualdade, como aumento da taxa de desemprego e redução salarial (CACCIAMALI; TATEI, 2016). Uma explicação consagrada na Microeconomia advém da rigidez dos custos, em que no curto prazo apenas alguns dos custos são variáveis. O exemplo principal é a mão-de obra (VARIAN, 2006). Assim, a principal estratégia adotada no primeiro momento é a de reduzir custos a partir da redução do insumo força de trabalho.

Controla-se também a participação da administração pública. Devido ao formato de remuneração, com limites inferior e superior, e planos de cargos e carreira, tende a ser um setor mais igualitário. Porém, no contexto geral, o nível de remuneração relativamente superior aos seus pares em setores privados pode provocar impactos no sentido de aumentar a desigualdade geral. Portanto, espera-se uma relação positiva entre a administração pública e a desigualdade geral. Foi controlado também os serviços de alta complexidade, quando se tratou de especificações em que a variável de interesse era a participação do setor de serviços. Apesar de contribuir no sentido de aumentar a remuneração média e a qualidade do trabalho, no que tange a desigualdade a tendência é que tenha uma relação positiva, no sentido de aumentar a desigualdade (BELLUZZO; ANUATTI-NETO; PAZELLO, 2005).

3.4 Resultados e discussão

Os resultados estão organizados em quatro subseções, que abrangem: i) os modelos do Coeficiente de Williamson; ii) os modelos do efeito concentração setorial; iii) os modelos da CWK Intrarregional; e iv) os modelos da CWK Inter-regional. As estimações foram realizadas

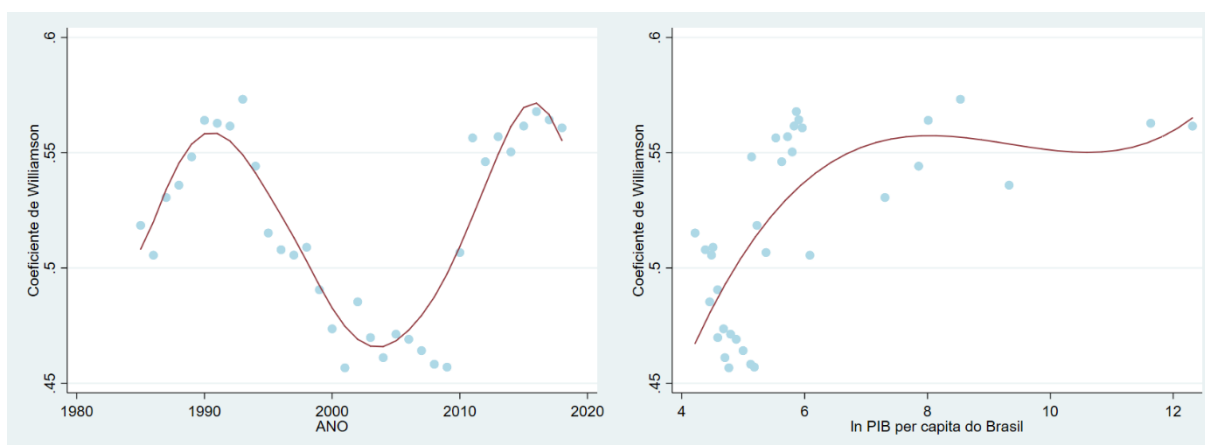
para os dois setores em análise – indústria e serviços –, adotando a agropecuária como o parâmetro comparativo e, assim, obedecendo a temporalidade do desenvolvimento estrutural produtivo agregado relatados por Furtado (1958) e Fuchs (1968), a saber: agropecuária; indústria; e serviços.

Essa estrutura favorece o entendimento prévio, do Coeficiente de Williamson e do efeito concentração, que pode ajudar a explicar os resultados agregados do teste da hipótese da CWK, mostrados posteriormente. Além disso, aumenta o poder argumentativo para explicar as variações da medida de desigualdade ao longo do crescimento, representadas pela curva de Kuznets.

3.4.1 Coeficiente de Williamson

A proposta de Williamson, que capta a desigualdade regional, a partir da dispersão do PIB *per capita* ponderado pela participação populacional, é relacionada à teoria de Kuznets ao se observar que o comportamento da desigualdade de rendimentos, em formato de “U-invertido”, baseado na economia dual, seria válido também para a desigualdade regional. Isso ocorreria porque, entre as causas da desigualdade regional, estariam as participações setoriais e a migração do trabalho e capital. Estas desigualdades estariam, portanto, relacionadas. A Figura 3.1 mostra a evolução do Coeficiente de Williamson de 1985 a 2018 e a sua relação com o logaritmo neperiano do PIB *per capita* a partir do método não paramétrico de *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*.

Figura 3.1 - Coeficiente de Williamson de Desigualdade Regional para o Brasil, 1985-2018



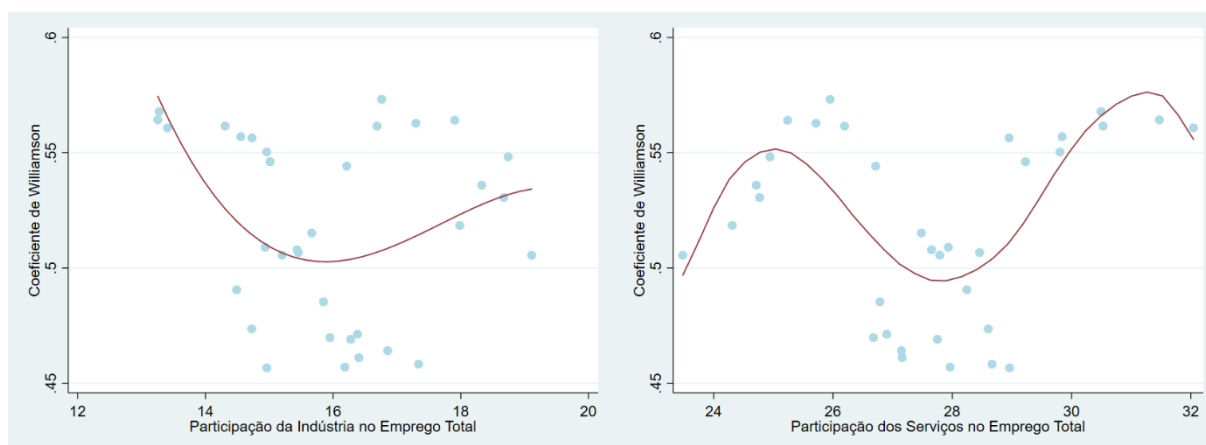
Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Tem-se que o Coeficiente de Williamson apresenta comportamento cíclico ao longo do período analisado, com aumento da desigualdade entre 1985 e 1990, redução da desigualdade entre 1991 e 2003, e elevação a partir de 2004, apresentando pequena reversão nos dois últimos anos da série, 2017 e 2018. Porém, com persistência do nível elevado de desigualdade regional. Esse comportamento da desigualdade regional difere do comportamento das medidas de desigualdade que consideram a distribuição dos rendimentos das pessoas, como o Coeficiente de Gini, que apresentou tendência de queda no período de 1985 a 2018. Nesse sentido, Silveira-Neto e Azzoni (2006) explicam que essa permanente desigualdade regional está relacionada à distinta estrutura produtiva de cada região, reforçando a importância do caráter regional nas análises de desigualdades de rendimentos.

Considerando a relação entre o Coeficiente de Williamson e o *ln* do PIB *per capita*, observa-se que a desigualdade regional no Brasil aumenta à medida em que aumenta o PIB *per capita*. Tratando-se de uma análise pura, em que os dados utilizados falam “por si”, a relação observada refutaria a validade da hipótese da Curva de Kuznets para o caso regional, já que não apresentou um movimento de redução com o contínuo aumento do PIB *per capita*.

Aplicando a relação agora ao caráter setorial, como fizeram Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002), mas diferentemente destes, manteve-se como variável dependente o coeficiente de Williamson¹⁵, estimou-se graficamente a relação entre a desigualdade regional e a participação dos setores industrial e de serviços, apresentados na Figura 3.2 abaixo.

Figura 3.2 - Coeficiente de Williamson de Desigualdade Regional versus participação setorial, 1985-2018



Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

¹⁵ Os autores estimaram usando como medida de desigualdade o índice de Theil. Esse formato também será utilizado nessa Tese nas seções adiante.

Para a participação do setor industrial, observou-se uma relação em formato de “U”, em que a desigualdade regional é inicialmente alta, apresenta redução da desigualdade quando eleva sua participação até em torno de 16%, e a partir de então passa a apresentar crescimento da desigualdade regional com o contínuo aumento da participação. Portanto, distinta da relação esperada para que se confirme a abordagem da dualidade de Kuznets (1955) aplicada ao contexto regional de Williamson (1965), em que no primeiro momento deveria ocorrer o aumento da desigualdade com o aumento da participação do setor industrial, e no segundo momento, com o contínuo aumento da participação industrial a desigualdade deveria reduzir.

A relação para o setor de serviços é distinta e confirma parcialmente a hipótese da dualidade que dá origem a curva em “formato N” de List e Gallet (1999), dado que esta prevê apenas o movimento no primeiro momento, sem considerar também para este setor uma relação não linear. Nesse caso, ocorre o aumento da desigualdade regional nos primeiros aumentos da participação; redução no segundo momento, com o contínuo aumento da participação; e aumento da participação após os 28%, com leve sinalização de nova reversão a partir dos 31% de participação. Portanto, apesar de ser cíclico, o movimento tenderia a aumentar a desigualdade entre os Estados à medida em que aumenta a participação do setor de serviços.

Em seguida, estimaram-se modelos a partir do método *Tobit*, para o mesmo período e recorte geográfico, em relação as variáveis de interesse. Estes são apresentados na Tabela 3.1. Apesar do método *Tobit* gerar coeficientes estimados que não podem ter a sua grandeza considerada, pode-se interpretar os sinais obtidos, o que é de grande valia para a análise aqui proposta.

Tabela 3.1 – Modelos estimados por *Tobit* a partir do Coeficiente de Williamson para o Brasil, 1985-2018

Variáveis	PIB I	PIB II	PIB III	IND I	IND II	IND III	SERV I	SERV II	SERV III
Ln PIB <i>per capita</i> estadual/10000	0,1432 (0,1081)	0,1250 (0,1051)	0,1074 (0,0918)		0,1253 (0,0887)	0,1139 (0,0750)		0,1897** (0,0820)	0,1848** (0,0849)
(Ln PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²	-0,0141 (0,0141)	-0,0133 (0,0136)	-0,0109 (0,0118)		-0,0136 (0,0114)	-0,0120 (0,0095)		-0,0223** (0,0105)	-0,0215*** (0,0107)
(Ln PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³	0,0005 (0,0006)	0,0005 (0,0005)	0,0004 (0,0005)		0,0005 (0,0005)	0,0004 (0,0004)		0,0008*** (0,0004)	0,0008*** (0,0004)
Tendência	0,0006 (0,0006)	0,0011 (0,0063)		-0,0013 (0,0010)	0,0014 (0,0065)		-0,0018 (0,0014)	0,0034 (0,0071)	
<i>Dummy</i> crise			-0,0102 (0,0071)			-0,0094 (0,0069)			-0,0044 (0,0087)
Participação da indústria		-0,0192* (0,0057)	-0,0194* (0,0055)	-1,4646 (1,0877)	-0,5157 (0,6301)	-0,4937 (0,6351)		-0,0207* (0,0050)	-0,0204* (0,0048)
(Participação da indústria) ²				0,0845 (0,0687)	0,0291 (0,0390)	0,0283 (0,0391)			
(Participação da indústria) ³				-0,0016 (0,0014)	-0,0006 (0,0008)	-0,0006 (0,0008)			
Participação dos serviços		-0,0038 (0,0059)	-0,0044 (0,0057)		-0,0041 (0,0059)	-0,0045 (0,0056)	0,8977 (1,3008)	1,4446*** (0,7104)	1,4647** (0,6863)
(Participação dos serviços) ²							-0,0357 (0,0472)	-0,0537** (0,0254)	-0,0538** (0,0249)
(Participação dos serviços) ³							0,0005 (0,0006)	0,0007** (0,0003)	0,0006** (0,0003)
Participação da Adm. Pública		0,0253** (0,0103)	0,0219* (0,0067)		0,0350** (0,0164)	0,0295** (0,0142)		0,0443* (0,0150)	0,0351* (0,0122)
Educação		0,0171 (0,0356)	0,0269** (0,0107)		0,0066 (0,0390)	0,0197 (0,0161)		-0,0067 (0,0460)	0,0176 (0,0128)
Urbano		-0,9435** (0,4296)	-0,9126* (0,2062)		-0,8193*** (0,4413)	-0,8138* (0,2655)		-0,9445** (0,3847)	-0,8484* (0,2500)
Constante	0,0736 (0,2550)	1,0286** (0,4151)	1,0497* (0,3188)	8,9497 (5,7089)	3,7406 (3,2627)	3,5906 (3,4094)	-6,9571 (11,8978)	-12,0402*** (6,7249)	-12,5051*** (6,3229)
Observações	34	34	34	34	34	34	34	34	34
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-0,1922	-0,4544	-0,4640	-0,0871	-0,4610	-0,4687	-0,1029	-0,5041	-0,5020

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Os modelos estimados para o PIB e para o setor industrial não apresentaram significância estatística para as variáveis de interesse e para a maioria das variáveis de controle, portanto, não podem ser interpretados. Já os estimados para o setor de serviços foram estatisticamente significantes nas especificações II e III. Nessas, tem-se que em nível a participação dos serviços eleva a desigualdade regional do Brasil, ao quadrado a relação passa a ser negativa, e ao cubo volta a ser positiva. A mesma relação de sinais é observada para o PIB *per capita* em nível, ao quadrado e ao cubo. Esses resultados corroboram o comportamento dos gráficos mostrados nas Figuras 3.1 e 3.2, refutando a hipótese de Williamson (1965), mesmo corroborando o comportamento do setor de serviços previsto por List e Gallet (1999).

Considerando as variáveis de controle, tem-se que a tendência e a *dummy* crise não apresentaram significância estatística. O que indica não existir uma tendência de alta ou queda da desigualdade regional no período, como mostrado na Figura 3.1, assim como de que as crises não impactam significativamente na desigualdade regional do Brasil no período analisado. Essa evidência está em acordo com os resultados de Gimenez (2017), que observou que nos períodos de crise no Brasil todos os Estados são afetados de forma negativa pela crise, o que não favoreceria o aumento ou redução da desigualdade regional. A não significância sugere também que as magnitudes dos impactos também são similares.

Quanto aos setores, a participação industrial apresentou uma relação negativa, ou seja, aumentos na participação industrial causam redução da desigualdade regional em nível. O que corrobora parcialmente o gráfico da Figura 3.2 e, rejeita a hipótese de Kuznets (1955). Para a administração pública, por outro lado, foi observada uma relação inversa, em que o aumento da participação causa o aumento da desigualdade regional. Essa evidência pode estar relacionada ao fato de que esse setor possui uma remuneração média superior à média geral e não está igualmente distribuído em todos os Estados (BELLUZZO; ANUATTI-NETO; PAZELLO, 2005). Já a variável urbano indicou que o aumento da urbanização reduz a desigualdade regional, o que sugere que a hipótese apontada pela literatura da Teoria do Capital Humano pode ser expandida para o caráter regional (MINCER, 1958; SCHULTZ, 1961; BECKER, 1964).

Essas evidências, obtidas para o Brasil de forma geral, apesar de serem menos robustas do que as que serão apresentadas em seguida, irão servir de referência e reforçam a importância do caráter regional introduzido por Williamson (1965). Elas serão comparadas com os resultados que serão obtidos a partir da utilização da estratégia de dados em painel de UFs, na qual é estimada a relação entre as medidas de desigualdade intrarregional e intrassetorial de rendimentos – Gini e Theil – e as variáveis de interesse, e a relação entre a medida de

desigualdade inter-regional – CDI – e as variáveis de interesse. Portanto, a desigualdade regional, nos termos de Williamson, é desmembrada em duas óticas de análise, intrarregional e inter-regional, e é analisada à luz da teoria do “U-invertido” de Kuznets e da abordagem da dualidade setorial, o que se denominou de CWK Intrarregional e CWK Inter-regional.

3.4.2 Efeito concentração

O efeito concentração – ou efeito-preço – consiste no impacto da desigualdade intrassetorial na desigualdade geral do Estado. Já o efeito composição – efeito-quantidade – capta se as alterações nas participações setoriais influenciam no nível de desigualdade geral do Estado (HOFFMANN, 2006a; SOARES, 2006). Como a hipótese de CWK capta o efeito composição, realiza-se nessa subseção a investigação do efeito concentração. Para isso, estimam-se modelos que captam a relação entre o aumento da participação do setor e a desigualdade interna do setor.

Assim, é possível compreender como a evolução da participação do setor impacta na sua própria desigualdade interna, e, portanto, como esta impacta a desigualdade geral da UF, que é investigada posteriormente na hipótese de CWK Intrarregional. Para captar o efeito de longo prazo e seus possíveis *turning points*, faz-se também o incremento dos polinômios de segundo e terceiro grau na análise do efeito concentração, como sugerido por Ahluwalia (1976), com o objetivo de testar a não-linearidade das relações e captar algum efeito em níveis mais altos de participação setorial sobre a desigualdade interna do setor.

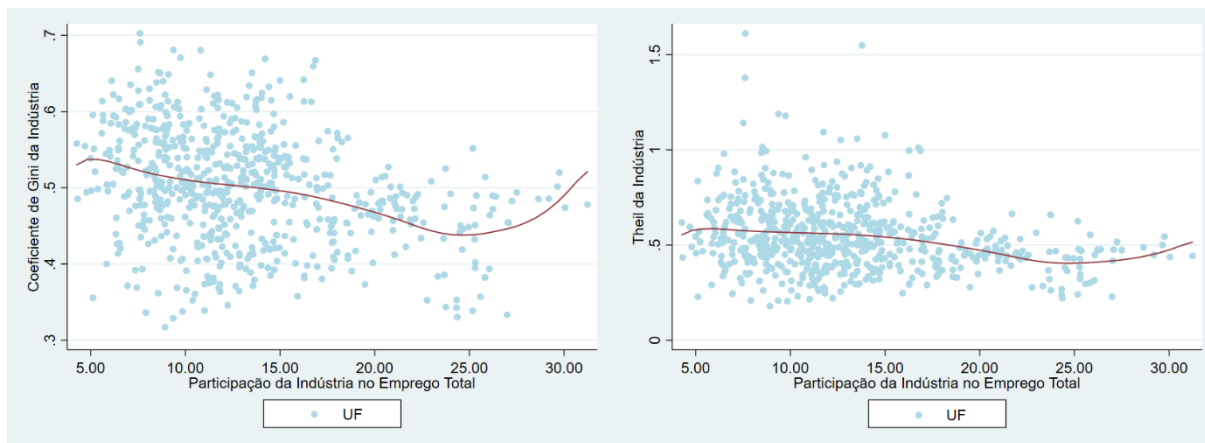
Logo, é possível levantar argumentos para o teste da hipótese de economia dual, em que o aumento da participação do setor industrial, que significaria uma transição de uma economia baseada na agropecuária para uma predominantemente industrial, reduziria a desigualdade geral da economia no longo prazo (DEUTSCH; SILBER, 2001). Para que essa hipótese se confirme, é necessário que o aumento da participação do setor reduza a desigualdade interna desse próprio setor, para que ele possa impactar negativamente na desigualdade geral.

Considerando a hipótese de que esse impacto não é linear ao longo do tempo, como inferiu Kuznets (1955), Langoni (1973) interpretou, para o caso brasileiro, que em níveis baixos de participação industrial o impacto na desigualdade é positivo, dada a escassez de mão de obra qualificada, mas que esse impacto reverteria para negativo no segundo momento, na medida em que o capital humano elevasse.

Para analisar essa relação de forma direta, para os Estados brasileiros no período de 1985 a 2018, traçou-se um gráfico a partir do método não paramétrico de *Kernel-Weighted Local*

Polynomial Regression, acrescentando-se um polinômio de terceiro grau. Este é apresentado na Figura 3.3.

Figura 3.3 - Efeito concentração para o setor industrial, 1985-2018



Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Observa-se que os gráficos corroboram a literatura, tanto para o Coeficiente de Gini quanto para o Índice de Theil, com uma relação positiva no primeiro momento (até uma participação de aproximadamente 7,5%), negativa no segundo momento (até uma participação de aproximadamente 25%) e positiva no terceiro momento. Porém, essa relação pode estar sendo afetada por outras variáveis que não estão no modelo, como inferiu Langoni (1973), ao afirmar que a qualificação da mão de obra disponível poderia estar contribuindo para a relação.

Nesse sentido, foram estimados modelos mais completos que consideram variáveis de controle além das variáveis de interesse – participação setorial. Estes são mostrados nas Tabelas 3.2 e 3.3 abaixo. Tais tabelas apresentam o efeito concentração estimado para as duas medidas de desigualdade – Coeficiente de Gini e Índice de Theil – a partir de três modelos. Para isso, adotou-se como estratégia o uso de quatro métodos paramétricos: i) *Pooled*¹⁶; ii) *Tobit*; iii) Efeito Fixo; iv) Efeito Aleatório. As diversas variações e formatos foram adotados como sugestão de Anand e Kanbur (1993), que identificaram que modelos distintos podem apresentar resultados distintos.

¹⁶ Os resultados obtidos a partir da regressão *pooled* estão disponíveis para consulta no apêndice.

Tabela 3.2 - Efeito concentração para o setor industrial a partir do Gini, 1985-2018

Modelos	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI
Variáveis	I	I	I	II	II	II	III	III	III
Participação da indústria	-0,0190* (0,0061)	-0,0149*** (0,0085)	-0,0148*** (0,0081)	-0,0061 (0,0060)	-0,0119 (0,0082)	-0,0123*** (0,0074)	-0,0204* (0,0069)	-0,0093 (0,0085)	-0,0127*** (0,0076)
(Participação da indústria) ²	0,0010** (0,0004)	0,0009*** (0,0005)	0,0009*** (0,0005)	0,0003 (0,0004)	0,0007 (0,0005)	0,0007 (0,0005)	0,0013* (0,0004)	0,0005 (0,0005)	0,0008*** (0,0005)
(Participação da indústria) ³	-0,0000* (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)
Tendência	-0,0045* (0,0002)	-0,0043* (0,0423)	-0,0044* (0,0002)	-0,0078* (0,0005)	-0,0037* (0,0006)	-0,0046* (0,0005)			
<i>Dummy</i> crise							0,0079*** (0,0044)	0,0027 (0,0033)	0,0042 (0,0035)
Educação – indústria				0,0069*** (0,0037)	-0,0183* (0,0044)	-0,0119* (0,0041)	-0,0418* (0,0023)	-0,0418* (0,0024)	-0,0408* (0,0023)
Urbano – indústria				0,0606*** (0,0326)	-0,0783** (0,0342)	-0,0571*** (0,0319)	0,1571* (0,0324)	-0,0459 (0,0350)	0,0241 (0,0323)
Horas trabalhadas – indústria				-0,0135*** (0,0009)	-0,0087* (0,0012)	-0,0092* (0,0011)	-0,0067* (0,0009)	-0,0060* (0,0012)	-0,0052* (0,0011)
Constante	0,7040* (0,0305)	0,6555* (0,0423)	0,6620* (0,0413)	1,2823* (0,0483)	1,1934* (0,0802)	1,1760* (0,0679)	1,0157* (0,0500)	1,1120* (0,0819)	1,0211* (0,0666)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	20	20	-	20	20	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-0,2426			-0,3686			-0,2341		
R ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R ² within	-	0,5048	0,5044	-	0,5522	0,5495	-	0,5250	0,5213
R ² between	-	0,3395	0,3452	-	0,4687	0,5499	-	0,2829	0,2765
R ² overall	-	0,4047	0,4227	-	0,5151	0,5495	-	0,3955	0,4098
Teste de Hausman	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Tabela 3.3 - Efeito concentração para o setor industrial a partir do Theil, 1985-2018

Modelos	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL
Variáveis	I	I	I	II	II	II	III	III	III
Participação da indústria	-0,0124 (0,0155)	-0,0116 (0,0205)	-0,0097 (0,0191)	-0,0230 (0,0160)	-0,0098 (0,0217)	-0,0118 (0,0175)	-0,0263 (0,0167)	-0,0073 (0,0234)	-0,0115 (0,0169)
(Participação da indústria) ²	0,0005 (0,0010)	0,0010 (0,0012)	0,0007 (0,0012)	0,0014 (0,0010)	0,0009 (0,0012)	0,0009 (0,0011)	0,0017 (0,0011)	0,0007 (0,0013)	0,0009 (0,0011)
(Participação da indústria) ³	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)
Tendência	-0,0084* (0,0006)	-0,0081* (0,0009)	-0,0082* (0,0009)	-0,0046* (0,0013)	-0,0025 (0,0025)	-0,0028* (0,0023)			
Dummy crise							0,0074 (0,0123)	-0,0005 (0,0115)	0,0001 (0,0112)
Educação – indústria				-0,0308* (0,0096)	-0,0454** (0,0230)	-0,0437** (0,0211)	-0,0578* (0,0044)	-0,0637* (0,0077)	-0,0634* (0,0074)
Constante	0,8062* (0,0807)	0,7301* (0,1166)	0,7523* (0,0998)	0,9568* (0,0927)	0,9048* (0,1475)	0,9246* (0,1275)	1,0383* (0,0911)	0,9606* (0,1371)	0,9921* (0,0976)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	20	20	-	20	20	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-0,5149	-	-	-0,5490	-	-	-0,5143	-	-
R ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R ² within	-	0,2501	0,2490	-	0,2615	0,2611	-	0,2595	0,2592
R ² between	-	0,2305	0,3027	-	0,2580	0,2920	-	0,2330	0,2598
R ² overall	-	0,2207	0,2499	-	0,2598	0,2687	-	0,2512	0,2570
Teste de Hausman	Tobit	Fixo	Aleatório	Tobit	Fixo	Aleatório	Tobit	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando p não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando p é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Para todos os modelos estimados, nota-se que a participação do setor industrial impacta negativamente na desigualdade interna do setor em níveis baixos de participação – o aumento de 1 ponto percentual na participação reduz a desigualdade entre 0,0123 e 0,0149. Essa constatação vai contra a hipótese da dualidade, dado que essa prevê que aumentos da participação industrial causam aumentos na desigualdade geral inicialmente, e, para que isso ocorra, é necessário que o aumento da participação cause impacto primeiro no aumento interno do próprio setor.

Em um nível intermediário – ao quadrado – ele passa a impactar positivamente – o aumento de 1 ponto percentual na participação aumenta a desigualdade entre 0,0008 e 0,0013 –, e negativamente em níveis mais altos – o aumento de 1 ponto percentual na participação reduz a desigualdade em quase zero. Portanto, o impacto do aumento da participação sobre a desigualdade vai reduzindo à medida em que se eleva a participação. Isso implica também que Estados em estágios distintos vão perceber impactos também distintos da participação do setor industrial sobre a desigualdade interna do setor, o que ajuda a corroborar a hipótese de Kuznets (1955) em seu caráter transitório, baseado na constatação de Jha (1996), de que a utilização de diversas regiões em uma mesma análise ajuda na compreensão evolutiva.

Entre as variáveis utilizadas para controlar os modelos que foram estatisticamente significantes, a tendência indica que está ocorrendo uma queda entre 0,0028 e 0,0081 por ano na desigualdade interna do setor, o que sugere um impacto benéfico do setor sobre a desigualdade geral no longo prazo, como previu Kuznets (1955). A *dummy* crise sugere que, em períodos de recessão, a desigualdade interna do setor tende a aumentar. Essa evidência está em acordo com a literatura, que prevê que nesses períodos ocorre o aumento de demissões e, em consequência, o aumento da dispersão média dos salários (BALTAR; SOUEN; CAMPOS, 2017). Porém, esta foi significativa estatisticamente para apenas uma especificação, o que reduz a sua confiabilidade. A educação, por sua vez, apresenta relação negativa com a desigualdade, em que o aumento de um ano na educação média causa uma redução entre 0,0119 e 0,0637 na desigualdade, o que está em acordo com a teoria do capital humano (MINCER, 1958; SCHULTZ, 1961; BECKER, 1964).

Os controles urbano e quantidade de horas trabalhadas foram usados apenas nas especificações que tinham o Gini como variável dependente, devido a não terem se ajustado bem aos modelos do Theil. Seguiu-se, assim, a recomendação de Anand e Kanbur (1993). Estes apresentaram uma relação negativa, considerando os modelos de maior grau de ajuste, em que o aumento de uma hora trabalhada por semana implica em uma redução da desigualdade do setor entre 0,0052 e 0,0092, e o aumento de um ponto percentual na participação dos

trabalhadores que moram na zona urbana causa a redução da desigualdade entre 0,0571 e 0,783, o que também está em acordo com a teoria do capital humano (MINCER, 1958; SCHULTZ, 1961; BECKER, 1964).

A partir dos coeficientes estimados do modelo III, calcularam-se os *turning points* da participação industrial, de forma a identificar em quais níveis de participação ocorrem as mudanças de relação entre negativo e positivo. Estes são apresentados na Tabela 3.4 abaixo.

Tabela 3.4 – *Turning point* da Indústria

Variável	Em nível	Turning point I		Ao quadrado	Turning point II		Ao cubo
		Fixo	Aleatório		Fixo	Aleatório	
Gini							
Indústria	-	22,26 - 18,26i	23,26 - 1,77i	+	22,26 + 18,26i	23,26 + 1,77i	-
Theil							
Indústria	-	7,14	18,38-7,84i	+	15,41	18,38+7,84i	-

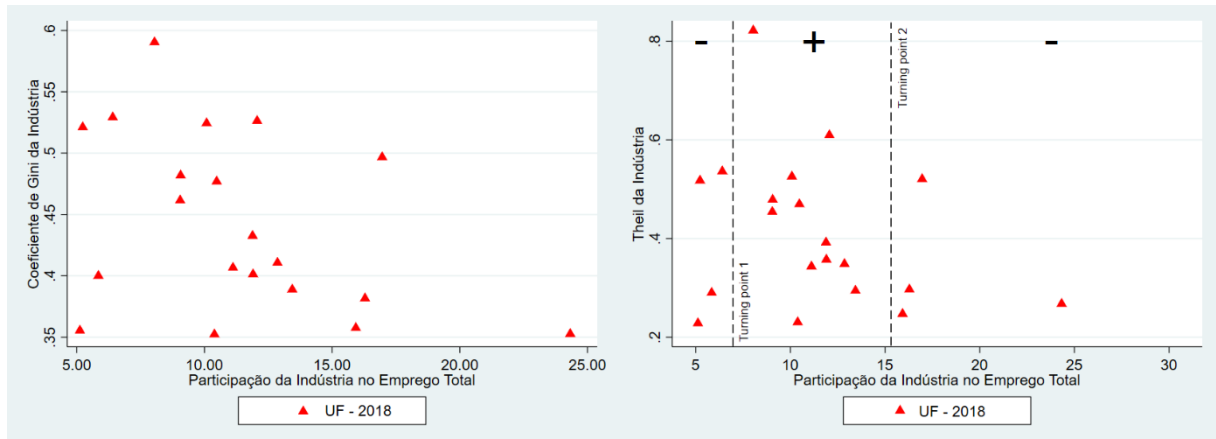
Nota explicativa: (i) Número imaginário.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Os *turning points* estimados a partir dos modelos que utilizaram o Gini como indicador de desigualdade apresentaram números complexos como resultado. Assim, o primeiro *turning point* ocorre em participações entre (22,26-18,26i)% e (23,26-1,77i)%, e o segundo em participações entre (23,26+1,77i)% e (22,26+18,26i)%. Já os modelos que têm o Theil como índice de desigualdade, o primeiro ponto de inflexão ocorre entre 7,14% e (18,38-7,84i)% de participação e o segundo entre (18,38+7,84i)% e 15,41%.

A partir desses resultados e adotando o Efeito Fixo do Theil como referência, por apresentar raízes reais, plota-se o gráfico apresentado na Figura 3.4 com a posição dos Estados no ano de 2018. Assim, é possível identificar em qual momento os Estados estão no período recente e qual a sua distância em relação aos *turning points* calculados.

Figura 3.4 - Posição das UF's em 2018 em relação aos *turning points* calculados para a Indústria



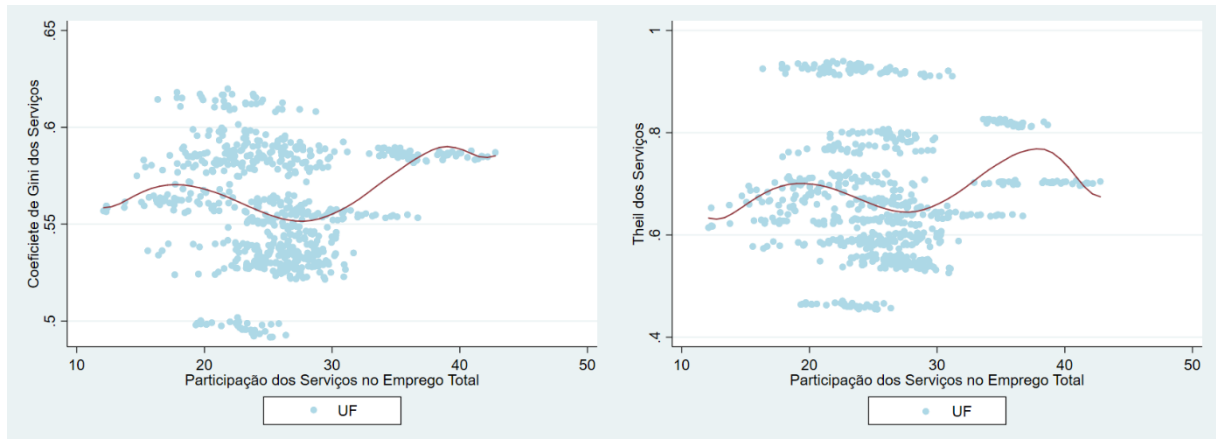
Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Observa-se que a maior parte das UF's no ano de 2018 possuem participação na região de relação positiva, ou seja, em que aumentos da participação tendem a provocar o aumento da desigualdade interna do setor industrial. Porém, infere-se também que ao ultrapassarem a barreira dos 15%, considerando o Theil, entrariam em uma região de impacto negativo, ou seja, que aumentos da participação do setor industrial provocariam reduções na desigualdade interna do setor.

A interpretação da economia dual é utilizada também para a análise da ascensão do setor de serviços, que ganhou evidência a partir da década de 1990, e tem se intensificado com a crescente participação desse setor. A hipótese para esse caso é de que o aumento da participação cause o aumento da desigualdade interna do setor no primeiro momento (LIST; GALLET, 1999). Em relação ao segundo e terceiro momentos, ainda existe pouca evidência na literatura, logo, será apresentada uma evidência inovadora.

Para analisar essa relação de forma direta, assim como foi feito para o setor industrial, traçaram-se gráficos a partir do método não paramétrico de *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*, acrescentando-se o polinômio de terceiro grau. Estes são expostos na Figura 3.5.

Figura 3.5 - Efeito concentração para o setor de serviços, 1985-2018



Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Verifica-se que, para a relação direta, o aumento da participação dos serviços impacta inicialmente positivamente na desigualdade interna do setor, como é apontado na literatura que se baseia na hipótese do “formato N” de List e Gallet (1999). Porém, as evidências mostram que com o aumento da participação, no segundo momento, o impacto passa a ser negativo, o que ainda é pouco discutido na literatura, e será mais aprofundado na próxima seção. Já no terceiro momento, com novamente o aumento da participação, tem-se de novo um impacto positivo sobre a desigualdade interna do setor, o que implica que em economias em que o setor de serviços é predominante, pode-se observar uma alta desigualdade, o que corrobora a literatura predominante.

Para aprofundar a análise, foram construídos modelos com maior grau de ajuste, comparativamente aos estimados para os gráficos, com a adição de variáveis de controle. Estes são apresentados nas Tabelas 3.5 e 3.6 abaixo. Eles seguem o mesmo padrão de construção dos modelos estimados para o efeito concentração da indústria, com apenas um diferencial, a adição da participação dos serviços de alta complexidade (SAC) como variável explicativa nos modelos completos, II e III, respectivamente.

Tabela 3.5 - Efeito concentração para o setor de serviços, 1985-2018

Modelos	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI
Variáveis	I	I	I	II	II	II	III	III	III
Participação dos serviços	0,0056 (0,0058)	0,0067* (0,0008)	0,0067* (0,0008)	-0,0067 (0,0053)	0,0047* (0,0008)	0,0046* (0,0008)	0,0012 (0,0052)	0,0049* (0,0009)	0,0049* (0,0009)
(Participação dos serviços) ²	-0,0004*** (0,0002)	-0,0002* (0,0000)	-0,0002* (0,0000)	0,0002 (0,0002)	-0,0002* (0,0000)	-0,0002* (0,0000)	-0,0002 (0,0002)	-0,0002* (0,0000)	-0,0002* (0,0000)
(Participação dos serviços) ³	0,0000** (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000** (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)
Tendência	-0,0001 (0,0001)	-0,0001* (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	0,0033* (0,0003)	0,0002** (0,0001)	0,0002** (0,0001)			
<i>Dummy</i> crise							0,0008 (0,0019)	0,0006* (0,0002)	0,0006* (0,0002)
Participação dos SAC no emprego total dos serviços				0,0007* (0,0002)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0001)	-0,0009* (0,0002)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)
Educação – serviços				-0,0392* (0,0030)	-0,0032* (0,0008)	-0,0032* (0,0008)	-0,0136* (0,0020)	-0,0017* (0,0004)	-0,0017* (0,0004)
Urbano – serviços				-0,0459** (0,0180)	0,0173* (0,0033)	0,0173* (0,0033)	-0,0029 (0,0197)	0,0205* (0,0039)	0,0205* (0,0039)
Horas trabalhadas – serviços				-0,0035* (0,0008)	-0,0003*** (0,0002)	-0,0003*** (0,0002)	-0,0059* (0,0008)	-0,0004*** (0,0002)	-0,0004** (0,0002)
Constante	0,5536* (0,0479)	0,5067* (0,0061)	0,5068* (0,0088)	0,9518* (0,0724)	0,5388* (0,0081)	0,5393* (0,0105)	0,9176* (0,0733)	0,5310* (0,0076)	0,5314* (0,0089)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	20	20	-	20	20	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-0,0214	-	-	-0,1340	-	-	-0,0840	-	-
R ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R ² within	-	0,2413	0,2413	-	0,3633	0,3632	-	0,3586	0,3586
R ² between	-	0,0259	0,0256	-	0,0993	0,1057	-	0,1050	0,1135
R ² overall	-	0,0025	0,0023	-	0,0767	0,0805	-	0,0591	0,0622
Teste de Hausman	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Tabela 3.6 - Efeito concentração para o setor de serviços, 1985-2018

Modelos	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL
Variáveis	I	I	I	II	II	II	III	III	III
Participação dos serviços	0,0269 (0,0252)	0,0164* (0,0021)	0,0164* (0,0021)	-0,0187 (0,0231)	0,0123* (0,0024)	0,0123* (0,0024)	0,0165 (0,0235)	0,0131* (0,0028)	0,0131* (0,0028)
(Participação dos serviços) ²	-0,0014 (0,0010)	-0,0006* (0,0001)	-0,0006* (0,0001)	0,0010 (0,0009)	-0,0004* (0,0001)	-0,0004* (0,0001)	-0,0008 (0,0009)	-0,0005* (0,0001)	-0,0005* (0,0001)
(Participação dos serviços) ³	0,0000*** (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)
Tendência	-0,0001 (0,0005)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0287)	0,0145* (0,0011)	0,0005** (0,0002)	0,0005* (0,0002)			
<i>Dummy</i> crise							-0,0001 (0,0089)	0,0012* (0,0004)	0,0012* (0,0004)
Participação dos SAC no emprego total dos serviços				0,0038* (0,0011)	-0,0000 (0,0002)	-0,0000 (0,0002)	-0,0030* (0,0009)	-0,0002 (0,0001)	-0,0002 (0,0001)
Educação – serviços				-0,1605* (0,0124)	-0,0067* (0,0019)	-0,0067* (0,0019)	-0,0488* (0,0087)	-0,0026* (0,0009)	-0,0026* (0,0009)
Urbano – serviços				-0,2623* (0,1017)	0,0341* (0,0064)	0,0341* (0,0065)	-0,0782 (0,1073)	0,0424* (0,0074)	0,0425* (0,0074)
Horas trabalhadas – serviços				-0,0097* (0,0037)	-0,0007 (0,0004)	-0,0007*** (0,0004)	-0,0204* (0,0037)	-0,0008** (0,0004)	-0,0008** (0,0004)
Constante	0,5348* (0,2053)	0,5331* (0,0157)	0,5331* (0,0287)	1,9419* (0,3217)	0,5997* (0,0184)	0,6002* (0,0318)	1,7943* (0,3304)	0,5784* (0,0219)	0,5787* (0,0286)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	20	20	-	20	-	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-0,0234	-	-	-0,2871	-	-	-0,1471	-	-
R ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R ² within	-	0,1207	0,1207	-	0,2129	0,2129	-	0,1993	0,1993
R ² between	-	0,0153	0,0153	-	0,0650	0,0666	-	0,0420	0,0436
R ² overall	-	0,0063	0,0063	-	0,0494	0,0505	-	0,0228	0,0235
Teste de Hausman	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Para todos os modelos estimados que foram estatisticamente significantes, constata-se que o aumento de um ponto percentual na participação dos serviços impacta inicialmente positivamente entre 0,0046 e 0,0164 na desigualdade interna do setor. Essa relação está em acordo com o que é apontado na literatura baseada na hipótese do “formato N” de List e Gallet (1999). Porém, as evidências mostram que com o aumento da participação, no segundo momento, o impacto passa a ser negativo, em que o aumento de um ponto percentual na participação reduz a desigualdade entre 0,0002 e 0,0005, como foi observado na formulação gráfica apresentada inicialmente. Esse segundo movimento ainda é pouco discutido na literatura, por isso, é mais aprofundado nas seções das CWK Intrarregional e Inter-regional para o setor de serviços.

Já no terceiro momento, o contínuo aumento da participação provocaria o aumento da desigualdade interna do setor. Porém, nessa fase, o impacto passa a ser muito próximo de zero – 0,0000 –. Essa é uma evidência nova, ainda pouco explorada na literatura, que implica que provavelmente não se atingiria os padrões elevados da primeira fase. De toda forma, sugere que participações muito elevadas do setor de serviços tendem a elevar a desigualdade interna do setor, porém, em um ritmo bem menor em relação ao observado em pequenos níveis de participação. Essa hipótese é fortalecida ao se observar que a variável tendência apresenta relação positiva para os modelos completos, ou seja, a desigualdade interna do setor de serviços tem aumentado com o passar dos anos entre 0,0002 e 0,0005 por ano.

Para as demais variáveis de controle, observou-se que a variável SAC, que apresentou para a maioria dos modelos relação negativa, não foi estatisticamente significativa nas especificações de Efeito Fixo e Aleatório, portanto, não pode ser interpretada para esses modelos. Para os que foram estimados por *Tobit*, em que foi significativa, observa-se que quando utilizada a tendência a relação é positiva, porém, quando a tendência é substituída pela *dummy* crise, a relação se inverte. O que indica um resultado inconclusivo.

Em relação às variáveis relacionadas à teoria do capital humano, educação, participação dos trabalhadores urbanos e horas trabalhadas, a primeira e a terceira se comportam como prevê a literatura, com uma relação negativa, em que o aumento de um ano de estudo na média causa a redução da desigualdade interna do setor entre 0,0017 e 0,0067, e o aumento de uma hora trabalhada por semana em média provoca a redução da desigualdade entre 0,0003 e 0,0008 (MINCER, 1958; SCHULTZ, 1961; BECKER, 1964). A participação dos trabalhadores urbanos, porém, apresenta relação negativa para os modelos *Tobit* e positiva para os estimados por Efeito Fixo e Aleatório. Considerando que os últimos possuem maior grau de ajuste, infere-se que o aumento de um ponto percentual na participação dos trabalhadores urbanos causa o

aumento da desigualdade interna do setor de serviços entre 0,0173 e 0,0425, o que contrapõe a literatura precedente.

Um ponto a destacar nos modelos para o efeito concentração do setor de serviços foi a apresentação de significância estatística para a variável *dummy* crise nas especificações de Efeito Fixo e Aleatório, não observada nos modelos para a indústria. Ela apresenta coeficiente estimado positivo, o que implica que a ocorrência de crise econômica, aqui caracterizada pela variação negativa do PIB da UF, provoca aumento da desigualdade interna do setor de serviços entre 0,0006 e 0,0012. Esse resultado é similar ao obtido por Baltar, Souen e Campos (2017), que entenderam que a causa do aumento da desigualdade é a maior dispersão dos salários após demissões decorrentes das crises.

A partir dos coeficientes estimados no modelo III, calcularam-se os *turning points* para o setor de serviços. Estes são apresentados na Tabela 3.7 abaixo.

Tabela 3.7 – *Turning point* dos Serviços

Variável	Em nível	Turning point I		Ao quadrado	Turning point II		Ao cubo
		Fixo	Aleatório		Fixo	Aleatório	
Gini							
Serviços	+	20,28	20,35	-	34,03	33,76	+
Theil							
Servicos	+	21,48	21,49	-	34,90	34,85	+

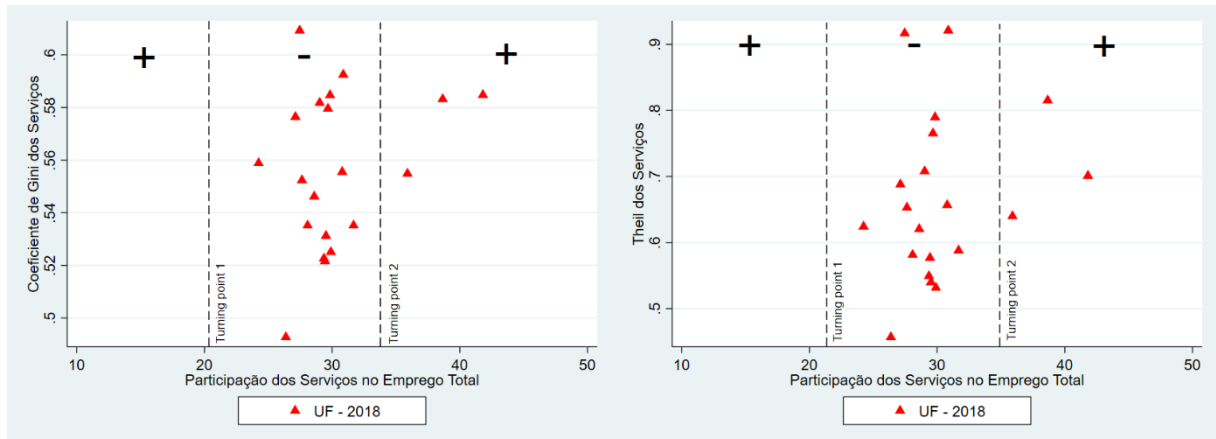
Nota explicativa: (i) Número imaginário.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Tem-se que, para os *turning points* calculados a partir dos modelos que utilizaram o Gini, o primeiro *turning point* ocorre em participações entre 20,28% e 20,35%, e o segundo em participações entre 33,76% e 34,03%. Por outro lado, nos modelos em que se adotou o Theil como índice de desigualdade, o primeiro *turning point* ocorre entre 21,48% e 21,49% de participação e o segundo entre 34,85% e 34,90%.

Com o padrão estabelecido de utilizar o Efeito Fixo como parâmetro de referência, construíram-se os gráficos apresentados na Figura 3.6, que apresenta a posição das UFs no ano de 2018. Logo, pode-se inferir em qual situação relativa as UFs estão no período atual e quão próximos estão de uma transição entre as faixas de efeito positivo e negativo na desigualdade interna do setor.

Figura 3.6 - Posição das UF's em 2018 em relação aos *turning points* calculados para os Serviços



Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Em 2018, tem-se que as UF's estavam predominantemente na região intermediária, de relação negativa. Isso implica que aumentos da participação do setor de serviços provocam a redução da desigualdade interna do setor. Por outro lado, observa-se que o contínuo aumento pode provocar a ultrapassagem do limite de 34,03% de participação, para o Gini, e 34,90%, para o Theil, e assim a relação passaria a ser positiva. Infere-se também que três UF's já se encontravam nessa última região no ano de 2018.

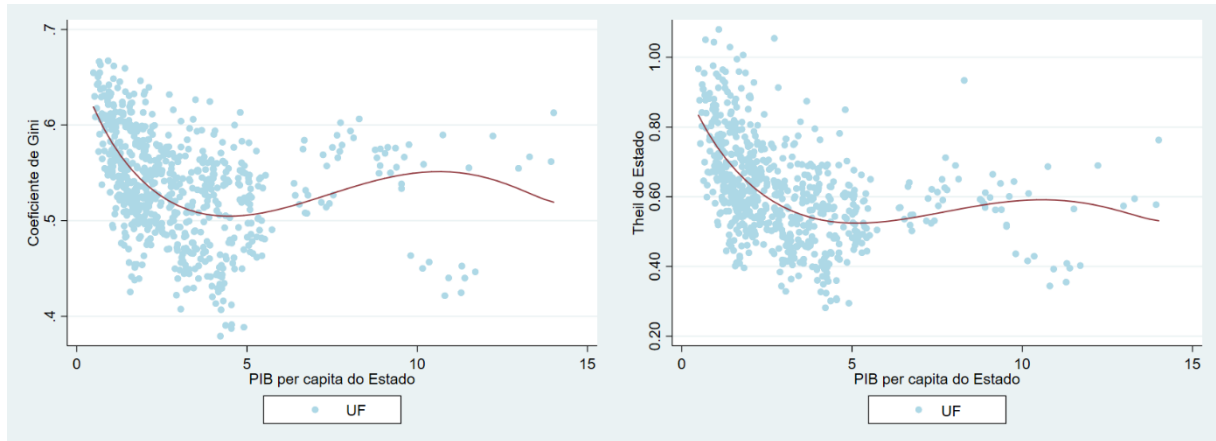
Portanto, considerando os modelos que foram estatisticamente significantes, infere-se que o efeito concentração, com o aumento da participação do setor no emprego, impacta no primeiro momento negativamente a desigualdade interna do setor industrial. Por outro lado, impacta positivamente a desigualdade interna do setor de serviços. Para ambos os setores, quando se eleva a participação no segundo e terceiro momento, ocorre a inversão do sinal. Esses efeitos ajudam a entender o comportamento da CWK Intrarregional, apresentada na próxima seção, e a CWK Inter-regional, apresentada na quarta subseção. Ressalta-se, porém, que o efeito concentração observado é apenas uma das duas partes que compõem o efeito total, e pode ser sobreposto pelo efeito composição, que será estudado na análise da CWK Intrarregional.

3.4.3 Teste da CWK da Desigualdade Intrarregional

O próximo passo é testar a hipótese da CWK Intrarregional para as UF's no período de 1985 a 2018. Primeiro, para ilustrar a curva, são estimados os gráficos a partir da metodologia não-paramétrica *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*. Ou seja, são construídos gráficos com polinômios de terceiro grau, para o coeficiente de Gini e para o índice de Theil.

Estes são apresentados na Figura 3.7 e ajudam a observar em formato gráfico as hipóteses do “U-invertido” e do “formato N”, respectivamente.

Figura 3.7 – Gini, Theil e PIB: teste da CWK Intrarregional nas UFs (*Kernel Polynomial Regression*), 1985-2018



Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Os formatos “U-invertido” e “formato N” não são encontrados para o período e as UFs consideradas. O formato apresentado tem uma alta desigualdade inicial, que apresenta queda no primeiro momento. No segundo momento, para níveis maiores de crescimento, tem-se o aumento da desigualdade, mas não suficiente para alcançar o nível inicial. No terceiro momento ocorre, de novo, uma queda da desigualdade. Isso implica que com o crescimento econômico a desigualdade tenderia a cair no longo prazo, mas com um movimento distinto do obtido por Kuznets (1955). Este seria mais próximo de um “N-invertido”.

Para captar a relação de forma mais robusta, são construídos modelos que consideram, além da variável dependente e variáveis explicativas de interesse, variáveis de controle. Estes foram estimados utilizando-se métodos paramétricos de dados em painel, a saber: i) *Pooled*¹⁷; ii) *Tobit*; iii) Efeito Fixos; e iv) Efeitos Aleatórios. Eles são apresentados nas Tabelas 3.8 para o Gini e 3.9 para o Theil.

¹⁷ Os resultados obtidos a partir da regressão *pooled* estão disponíveis para consulta no apêndice.

Tabela 3.8 – Gini e PIB: teste da CWK Intrarregional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI
Variáveis	I	I	I	II	II	II	III	III	III
PIB <i>per capita</i> estadual/10000	-0,0578* (0,0046)	-0,0169** (0,0071)	-0,0256* (0,0063)	-0,0273* (0,0048)	-0,0200* (0,0068)	-0,0231* (0,0054)	-0,0140* (0,0051)	-0,0119 (0,0079)	-0,0125** (0,0063)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²	0,0090* (0,0010)	0,0019*** (0,0009)	0,0033* (0,0010)	0,0040* (0,0008)	0,0023** (0,0009)	0,0030* (0,0008)	0,0025* (0,0008)	0,0011 (0,0011)	0,0015 (0,0009)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³	-0,0004* (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	-0,0002* (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	-0,0000 (0,0014)	-0,0001 (0,0000)
Tendência	-0,0037* (0,0001)	-0,0038* (0,0002)	-0,0038* (0,0002)	-0,0036* (0,0004)	-0,0028* (0,0009)	-0,0030* (0,0007)			
Dummy crise							0,0015 (0,0022)	0,0005 (0,0014)	0,0009 (0,0014)
Participação da indústria				-0,0003 (0,0003)	-0,0008 (0,0009)	-0,0006 (0,0007)	0,0013* (0,0003)	0,0001 (0,0010)	0,0007 (0,0006)
Participação dos serviços				0,0050* (0,0005)	0,0051* (0,0013)	0,0053* (0,0011)	0,0066* (0,0005)	0,0052* (0,0013)	0,0061* (0,0010)
Participação da Adm. Pública				0,0009 (0,0006)	0,0009 (0,0026)	0,0013 (0,0012)	0,0034* (0,0006)	0,0038 (0,0022)	0,0042* (0,0010)
Constante	0,6876* (0,0060)	0,6362* (0,0118)	0,6480* (0,0102)	0,9228* (0,0359)	0,7520* (0,1288)	0,8122* (0,0917)	0,8172* (0,0361)	0,6836* (0,1295)	0,6981* (0,0938)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	20	20	-	20	20	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-0,3902	-	-	-	-	-	-0,4938	-	-
R ²	-	-	-	-0,5341	-	-	-	-	-
R ² within	-	0,7308	0,7296	-	0,7681	0,7668	-	0,7540	0,7519
R ² between	-	0,2704	0,3913	-	0,7857	0,8391	-	0,6903	0,7700
R ² overall	-	0,5988	0,6297	-	0,7726	0,7871	-	0,7306	0,7565
Teste de Hausman	Tobit	Fixo	Aleatório	Tobit	Fixo	Aleatório	Tobit	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Tabela 3.9 - Theil e PIB: teste da CWK Intrarregional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL
Variáveis	I	I	I	II	II	II	III	III	III
PIB <i>per capita</i> estadual/10000	-0,1437* (0,0120)	-0,0645** (0,0239)	-0,0982* (0,0185)	-0,0730* (0,0155)	-0,0610** (0,0236)	-0,0656* (0,0184)	-0,0559* (0,0155)	-0,0565** (0,0244)	-0,0525* (0,0172)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²	0,0203* (0,0024)	0,0078** (0,0032)	0,0128* (0,0029)	0,0097* (0,0024)	0,0072** (0,0032)	0,0083* (0,0026)	0,0077* (0,0025)	0,0064*** (0,0033)	0,0065* (0,0024)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³	-0,0008* (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0005* (0,0001)	-0,0004* (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0003* (0,0001)	-0,0003* (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	-0,0003** (0,0001)
Tendência	-0,0084* (0,0004)	-0,0087* (0,0006)	-0,0086* (0,0005)	-0,0055* (0,0014)	-0,0036*** (0,0021)	-0,0047* (0,0018)			
Dummy crise							-0,0058 (0,0064)	-0,0077 (0,0047)	-0,0063 (0,0049)
Participação da indústria				-0,0011 (0,0011)	-0,0032 (0,0028)	-0,0014 (0,0016)	0,0014 (0,0009)	-0,0021 (0,0028)	0,0007 (0,0014)
Participação dos serviços				0,0100* (0,0016)	0,0098** (0,0038)	0,0104* (0,0025)	0,0128* (0,0015)	0,0101** (0,0038)	0,0123* (0,0023)
Participação da Adm. Pública				0,0006 (0,0020)	0,0061 (0,0054)	0,0022 (0,0028)	0,0043** (0,0019)	0,0096** (0,0046)	0,0064** (0,0026)
Constante	0,9974* (0,0177)	0,8895* (0,0402)	0,9382* (0,0319)	1,3912* (0,1249)	1,1879* (0,3811)	1,2807* (0,2154)	1,2253* (0,1200)	1,1193* (0,3642)	1,0968* (0,2198)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	20	20	-	20	20	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-0,9256	-	-	-1,1326	-	-	-1,1062	-	-
R ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R ² within	-	0,5842	0,5818	-	0,6192	0,6171	-	0,6164	0,6134
R ² between	-	0,6341	0,7125	-	0,8728	0,9134	-	0,8500	0,8894
R ² overall	-	0,5820	0,6125	-	0,6853	0,7000	-	0,6672	0,6902
Teste de Hausman	Tobit	Fixo	Aleatório	Tobit	Fixo	Aleatório	Tobit	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando p não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando p é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Tem-se que os formatos do “U-invertido” ou do “N” não são encontrados para o período e as UFs consideradas, também para os modelos estimados com controles, corroborando a rejeição das hipóteses da CK e do “N” obtidas pelos gráficos estimados e por outros autores, como Taques e Mazzutti (2010), que analisaram as UFs brasileiras no período de 1995 a 2008 também usando dados em painel. Além disso, confirma-se que o formato se aproxima de um “N-invertido”. Nesse sentido, infere-se que, inicialmente, o aumento de R\$ 10.000,00 no PIB *per capita* estadual causa uma redução da desigualdade geral do Estado entre 0,0119 e 0,0982. No segundo momento, o aumento de R\$ 10.000,00 no PIB *per capita* estadual provoca um aumento da desigualdade estadual entre 0,0019 e 0,0128. E no terceiro momento, o aumento de R\$ 10.000,00 no PIB *per capita* do Estado causa uma redução da desigualdade estadual entre 0,0001 e 0,0005.

Para as variáveis de controle reportadas¹⁸, a tendência foi estatisticamente significativa e aponta uma direção de queda da desigualdade no período entre 0,0028 e 0,0087 por ano. O que confirma a tendência de queda da desigualdade internamente às UFs. Os coeficientes estimados para a *dummy* crise e a participação industrial, por sua vez, não foram significativos para a maioria das especificações, especialmente os estimados por Efeitos Fixos e Aleatórios. Portanto, opta-se por não os interpretar.

Para os modelos em que as participações dos serviços e da administração pública foram significantes, as relações obtidas são positivas, ou seja, aumentos da participação desses setores tendem a aumentar a desigualdade geral do Estado. Nesse sentido, identifica-se que o aumento de um ponto percentual na participação dos serviços eleva a desigualdade entre 0,0051 e 0,0123, o que corrobora a hipótese de List e Gallet (1999). A interpretação deste será aprofundada na próxima subseção.

Já o aumento de um ponto percentual na participação da administração pública causa uma elevação de desigualdade do Estado entre 0,0042 e 0,0096, o que diverge da literatura precedente. Esta pode estar relacionada ao fato de que a administração pública possui um rendimento médio superior, o que contribui para o aumento da dispersão e aumento da desigualdade (BELLUZZO; ANUATTI-NETO; PAZELLO, 2005).

Para identificar em quais níveis de PIB *per capita* ocorrem as transições de uma relação negativa para positiva, no primeiro momento, e de positiva para negativa, no segundo momento, foram calculados os *turning points*. Estes são apresentados na Tabela 3.10 e representam o PIB *per capita* médio.

¹⁸ As tabelas completas, com todas as variáveis de controle, estão disponíveis no apêndice.

Tabela 3.10 – *Turning point* da CWK Intrarregional

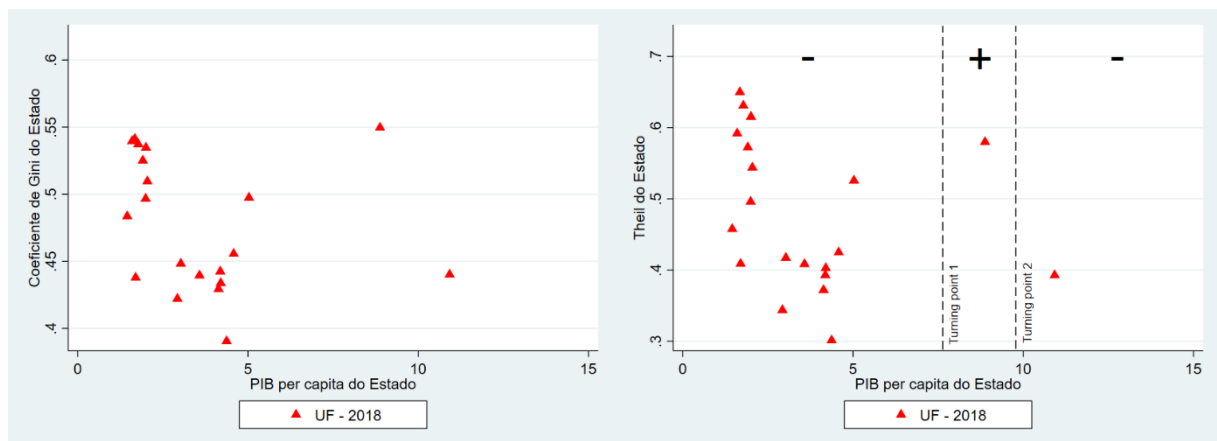
Variável	Em nível	Turning point I		Ao quadrado	Turning point II		Ao cubo
		Fixo	Aleatório		Fixo	Aleatório	
Gini							
PIB	-	13,69 – 12,68i	11,89 – 4,97i	+	13,69 + 12,68i	11,89 + 4,97i	-
Theil							
PIB	-	13,00 – 3,06i	6,96	+	13,00 + 3,06i	9,52	-

Nota explicativa: (i) Número imaginário.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Os *turning points* calculados para o PIB *per capita* apresentaram em sua maioria raízes complexas. Dessa forma, a análise foi realizada mantendo o formato original. Considerando o Gini, tem-se que ocorre uma reversão da relação entre os PIBs *per capita* de [(13,69-12,68i)*10.000] e [(11,89-4,97i)*10.000], e a segunda reversão ocorre entre os PIBs *per capita* de [(13,69+12,68i)*10.000] e [(11,89+4,97i)*10.000]. Considerando o Theil como medida de desigualdade, o primeiro *turning point* ocorre entre os PIBs *per capita* de R\$ 69.600,00 e [(13,00-3,06i)*10.000], e o segundo *turning point* ocorre entre os PIBs *per capita* de R\$ 95.200,00 e [(13,00+3,06i)*10.000].

A partir dos *turning points* e tomando o Efeito Aleatório do Theil como *default*, por ser o único a apresentar raízes reais, plotam-se os gráficos na Figura 3.8, em que pode ser observada a posição das UFs no ano de 2018, considerando a relação entre a medida de desigualdade e o PIB *per capita*.

Figura 3.8 – Posição das UFs em 2018 em relação aos *turning points* calculados

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

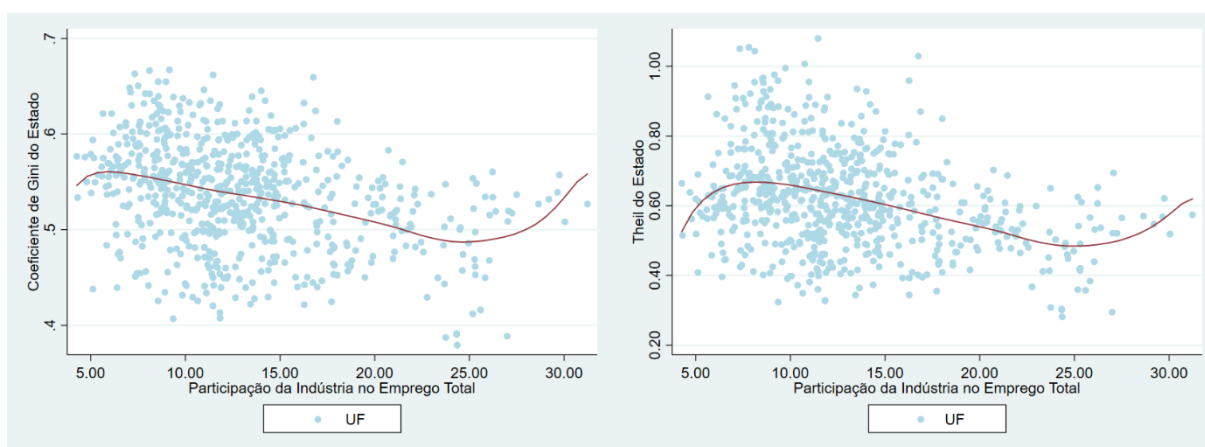
Observa-se que a maior parte dos Estados está na faixa onde a relação entre o PIB *per capita* e a desigualdade é negativa – 18 UFs. Além dos que estão na primeira fase, de relação

negativa, um está na segunda faixa, em que a relação é positiva, e um já atingiu a terceira faixa, em que a relação volta a ser negativa. Portanto, observa-se que no contexto mais recente o aumento do PIB tem favorecido a redução da desigualdade, porém, algumas das UF's, caso continuem elevando o PIB *per capita*, podem entrar temporariamente em uma faixa que produz uma relação positiva, ou seja, de aumento da desigualdade.

Para aprofundar o estudo, será investigada a CWK Intrarregional com a análise centrada nos setores econômicos. A CWK Intrarregional setorial funciona como uma espécie de medida do efeito composição geral, em que a interpretação utilizada por Kuznets para o âmbito setorial e por Williamson para o regional, são fundamentadas nos efeitos das mudanças intrassetoriais e intrarregionais – captadas pelos efeitos concentração e composição – sobre a desigualdade geral das UF's. É importante salientar que esses efeitos possuem impactos distintos de acordo com seu período de ascensão, por isso é justificável a estratégia de investigar, previamente, o efeito concentração. Portanto, a dinâmica intrassetorial e intrarregional ajudam a entender a evolução geral da desigualdade dos Estados.

Seguindo o padrão de análise adotado, em que se considera o desenvolvimento estrutural produtivo de Furtado (1958) e Fuchs (1968), será investigado primeiro o setor industrial e em seguida o setor de serviços, mantendo o setor agropecuário como um parâmetro de referência. A Figura 3.9 mostra os gráficos da CWK Intrarregional para o setor industrial no período de 1985 a 2018. Eles foram estimados a partir da metodologia não-paramétrica *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*.

Figura 3.9 – Gini, Theil e indústria: teste da CWK Intrarregional nas UF's (*Kernel Polynomial Regression*), 1985-2018



Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Observa-se para a CWK Intrarregional para o setor industrial, com polinômio de terceiro grau, uma relação em formato de “U-invertido”, com uma desigualdade elevada em níveis baixos de participação industrial no emprego, com queda no segundo momento, como sugerido por Kuznets (1955), e aumento da desigualdade no terceiro momento, dado o contínuo aumento da participação, criando um formato de “N”, como explorado por List e Gallet (1999).

Porém, como se trata de uma análise não-paramétrica, outros fatores podem estar impactando no resultado ilustrado. Dado isto, para aumentar a robustez da análise, foram estimadas especificações a partir de métodos paramétricos, a saber: i) *Pooled*¹⁹; ii) *Tobit*; iii) Efeito Fixo; e iv) Efeito Aleatório. Estas possuem também variáveis de controle, escolhidas a partir da literatura precedente. Os modelos e coeficientes estimados são apresentados nas Tabelas 3.11 e 3.12 abaixo, em que a primeira tem como variável dependente o coeficiente de Gini e a segunda o índice de Theil.

¹⁹ Os resultados obtidos a partir da regressão *pooled* estão disponíveis para consulta no apêndice.

Tabela 3.11 - Gini e indústria: teste da CWK Intrarregional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI
Variáveis	I	I	I	II	II	II	III	III	III
Participação da indústria no emprego total do Estado	-0,0161* (0,0037)	-0,0104 (0,0116)	-0,0106 (0,0109)	-0,0141* (0,0032)	-0,0028 (0,0048)	-0,0086** (0,0041)	-0,0156* (0,0034)	-0,0043 (0,0050)	-0,0093** (0,0044)
(Participação da indústria no emprego total do Estado) ²	0,0008* (0,0002)	0,0005 (0,0007)	0,0005 (0,0006)	0,0009* (0,0002)	0,0001 (0,0003)	0,0005*** (0,0003)	0,0011* (0,0002)	0,0002 (0,0003)	0,0006** (0,0003)
(Participação da indústria no emprego total do Estado) ³	-0,0000* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000** (0,0000)
Tendência	-0,0043* (0,0001)	-0,0042* (0,0002)	-0,0042* (0,0002)	-0,0038* (0,0004)	-0,0031* (0,0004)	-0,0032* (0,0004)			
<i>Dummy</i> crise							0,0029 (0,0022)	0,0016 (0,0020)	0,0021 (0,0020)
PIB <i>per capita</i> estadual/10000				-0,0265* (0,0048)	-0,0198* (0,0057)	-0,0231* (0,0052)	-0,0114** (0,0051)	-0,0099*** (0,0059)	-0,0107** (0,0054)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²				0,0039* (0,0008)	0,0024* (0,0009)	0,0030* (0,0009)	0,0021** (0,0008)	0,0009 (0,0009)	0,0013 (0,0009)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³				-0,0002* (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0001 (0,0000)
Participação dos serviços				0,0036* (0,0004)	0,0042* (0,0007)	0,0040* (0,0005)	0,0048* (0,0004)	0,0038* (0,0007)	0,0044* (0,0005)
Participação da Adm. Pública				0,0002 (0,0006)	-0,0005 (0,0012)	0,0003 (0,0009)	0,0024* (0,0006)	0,0023** (0,0012)	0,0031* (0,0008)
Constante	0,7187* (0,0186)	0,6754* (0,0578)	0,6808* (0,0547)	0,9782* (0,0375)	0,7393* (0,0593)	0,8396* (0,0454)	0,8763* (0,0389)	0,6671* (0,0606)	0,7206* (0,0450)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	20	20	-	20	20	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-0,3775	-	-	-0,5345	-	-	-0,4895	-	-
R ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R ² within	-	0,7308	0,7306	-	0,7650	0,7630	-	0,7477	0,7453
R ² between	-	0,5501	0,5482	-	0,7502	0,8443	-	0,6629	0,7671
R ² overall	-	0,6520	0,6630	-	0,7593	0,7857	-	0,7210	0,7513
Teste de Hausman	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Tabela 3.12 - Theil e indústria: teste da CWK Intrarregional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL
Variáveis	I	I	I	II	II	II	III	III	III
Participação da indústria no emprego total do Estado	-0,0020 (0,0095)	-0,0084 (0,0243)	-0,0069 (0,0202)	-0,0151*** (0,0091)	0,0059 (0,0160)	-0,0072 (0,0128)	-0,0172*** (0,0092)	0,0053 (0,0161)	-0,0073 (0,0130)
(Participação da indústria no emprego total do Estado) ²	-0,0004 (0,0006)	0,0004 (0,0015)	0,0002 (0,0012)	0,0010*** (0,0005)	-0,0005 (0,0010)	0,0004 (0,0008)	0,0013** (0,0005)	-0,0004 (0,0010)	0,0005 (0,0008)
(Participação da indústria no emprego total do Estado) ³	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)
Tendência	-0,0098* (0,0004)	-0,0096* (0,0005)	-0,0097* (0,0005)	-0,0057* (0,0014)	-0,0043* (0,0015)	-0,0050* (0,0013)			
<i>Dummy</i> crise							-0,0041 (0,0063)	-0,0061 (0,0065)	-0,0045 (0,0064)
PIB <i>per capita</i> estadual/10000				-0,0735* (0,0158)	-0,0618* (0,0188)	-0,0663* (0,0167)	-0,0541* (0,0157)	-0,0541* (0,0191)	-0,0511* (0,0167)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²				0,0099* (0,0025)	0,0076** (0,0030)	0,0086* (0,0027)	0,0076* (0,0026)	0,0063** (0,0030)	0,0066** (0,0027)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³				-0,0004* (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0004* (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	-0,0003** (0,0001)
Participação dos serviços				0,0086* (0,0012)	0,0084* (0,0022)	0,0085* (0,0015)	0,0106* (0,0011)	0,0079* (0,0022)	0,0097* (0,0015)
Participação da Adm. Pública				0,0003 (0,0022)	0,0032 (0,0039)	0,0013 (0,0026)	0,0036*** (0,0021)	0,0067*** (0,0038)	0,0052** (0,0024)
Constante	0,8777* (0,0499)	0,8623* (0,1211)	0,8695* (0,0962)	1,4520* (0,1304)	1,1054* (0,1968)	1,2842* (0,1369)	1,2915* (0,1277)	1,0147* (0,1953)	1,0900* (0,1315)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	20	20	-	20	20	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-0,7664	-	-	-1,1370	-	-	-1,1067	-	-
R ² within	-	0,5804	0,5799	-	0,6185	0,6166	-	0,6139	0,6111
R ² between	-	0,5027	0,5084	-	0,8714	0,9162	-	0,8482	0,8907
R ² overall	-	0,5376	0,5503	-	0,6867	0,7004	-	0,6678	0,6890
Teste de Hausman	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Nota-se que apenas alguns modelos apresentam significância estatística. Considerando as especificações completas, que possuem maior grau de ajuste, e o Gini como variável dependente, apenas os estimados por *Tobit* e Efeito Aleatório foram significativos. O segundo sugere que o aumento de um ponto percentual na participação do setor industrial no emprego total do Estado provoca em nível uma redução da desigualdade total entre 0,0086 e 0,0093. Essa evidência diverge da proposição tradicional de Kuznets (1955). Já a participação elevada ao quadrado indica a inversão do sinal, com relação positiva com a desigualdade, em que o aumento de um ponto percentual na participação do setor industrial causa o aumento da desigualdade total entre 0,0005 e 0,0006.

Ademais, a participação ao cubo indica nova reversão de sinal, passando a ser novamente negativo, em que o aumento de um ponto percentual da participação provoca a redução da desigualdade próximo a zero – 0,0000 –. Observa-se que o impacto do aumento da participação fica menor à medida em que se eleva a participação. Isso decorre do fato de que quanto maior a participação do setor, menor tende a ser o desvio padrão do rendimento médio desse em relação ao rendimento médio geral, o que condiz com os argumentos de Baltar, Souen e Campos (2017). Os coeficientes estimados para os modelos que têm como medida de desigualdade o Theil, por sua vez, não apresentaram significância estatística para a participação setorial, portanto, não podem ser interpretados.

Esses resultados corroboram os observados pelo efeito concentração para o setor industrial, que indica que aumentos da participação do setor industrial causam redução em nível, elevação ao quadrado e redução ao cubo, da desigualdade interna do setor. Logo, esse impacto transborda para a desigualdade geral do Estado a partir do efeito composição captado pela CWK de Desigualdade Intrarregional para o setor industrial.

Para as variáveis de controle que foram significativas estatisticamente, a tendência indicou um movimento de queda entre 0,0031 e 0,0097 da desigualdade geral do Estado por ano, o PIB *per capita* mostrou sinais idênticos aos obtidos pela curva de Kuznets e “formato N” expostos nas Tabelas 3.8 e 3.9, a saber: negativo em nível; positivo ao quadrado; e negativo ao cubo. E a participação dos setores de serviços e administração pública apresentaram coeficiente positivos, ou seja, os aumentos de suas participações elevam a desigualdade Estadual, assim como foi observado para a curva de Kuznets e “formato N”.

O resultado obtido para os serviços está em acordo com a literatura e será aprofundada na próxima seção, com o estudo das participações ao quadrado e ao cubo. O coeficiente da administração pública, porém, é controverso ao comumente descrito nos estudos precedentes,

mas está em acordo com os resultados observados nas especificações anteriores, em que se justificou pelo elevado nível salarial dos servidores públicos, comparativamente ao setor agropecuário e aos seus pares na iniciativa privada (BELLUZZO; ANUATTI-NETO; PAZELLO, 2005). Os demais controles utilizados estão em acordo com a literatura e podem ser consultados no apêndice.

Portanto, rejeita-se a hipótese da curva de Kuznets em formato de “U-invertido” para os Estados brasileiros no período de 1985 a 2018, que é baseada na economia dual, dado que a premissa dessa hipótese é de que a participação da indústria deveria impactar positivamente em nível e negativamente ao quadrado. E assim, a desigualdade deveria ser impactada positivamente por aumentos do PIB *per capita* em nível e negativamente por aumentos do PIB *per capita* ao quadrado.

Para identificar em que pontos ocorrem as inflexões de sinais foram calculados os *turning points* para o setor industrial a partir dos coeficientes estimados na especificação III. Estes são apresentados na tabela 3.13 abaixo.

Tabela 3.13 – *Turning point* da CWK Intrarregional da Indústria

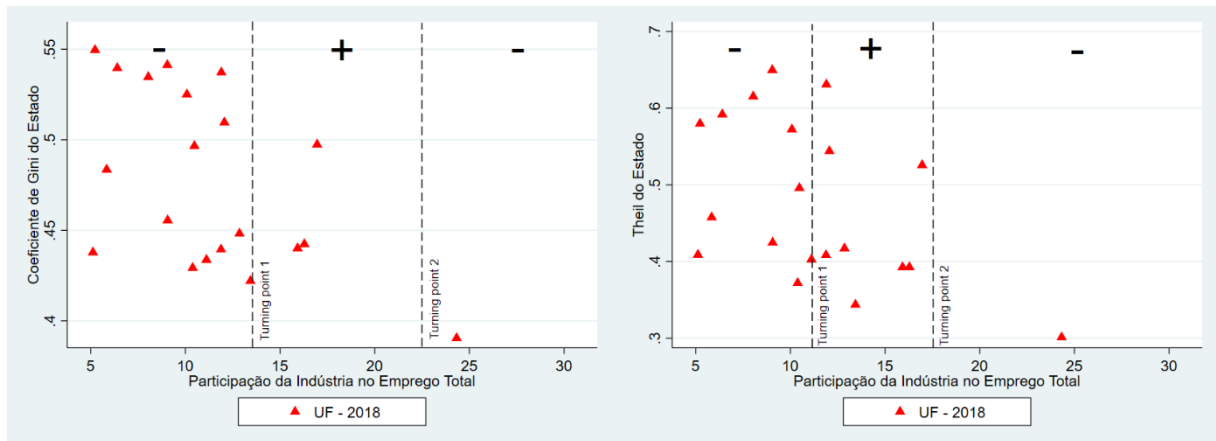
Variável	Em nível	Turning point I		Ao quadrado	Turning point II		Ao cubo
		Fixo	Aleatório		Fixo	Aleatório	
Gini							
Indústria	-	27,30 – 12,95i	12,75	+	27,30 + 12,95i	22,92	-
Theil							
Indústria	-	6.95	11.26	+	40.42	17.69	-

Nota explicativa: (i) Número imaginário.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Os *turning points* calculados para a participação industrial mostram que quando considerado o Gini, a primeira inflexão ocorre em participação entre 12,75% e (27,30-12,95i)%, e a segunda inflexão entre 22,92% e (27,30+12,95i)%. Quando considerado o Theil, o primeiro *turning point* ocorre em participações entre 6,95% e 11,26%, e o segundo entre 17,69% e 40,42%. A partir desses *turning points* calculados, construiu-se os gráficos apresentados na Figura 3.10, com a inserção da posição dos Estados no ano de 2018, de forma a verificar a situação destes no contexto atual, considerando a relação entre a participação setorial e a desigualdade na distribuição dos rendimentos do trabalho. Devido à maior significância estatística, no caso do Gini, e da predominância da relação negativo-positivo-negativo, no gráfico do índice de Theil, utilizaram-se os *turning points* estimados para o formato Efeito Aleatório.

Figura 3.10 - Posição dos UFs em 2018 em relação aos *turning points* calculados



Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Observa-se que as UFs estão em 2018 predominantemente na fase negativa, quando considerado o coeficiente de Gini, e divididos entre a fase negativa e a fase positiva, quando considerado o índice de Theil. Isso implica, que o aumento da participação da indústria no emprego total atualmente pode estar provocando a redução da desigualdade, para o Gini. No caso do Theil, o impacto está dividido entre os Estados que estão na primeira fase e os que estão na segunda, portanto, o impacto é dividido.

Em seguida, foi analisada a CWK Intrarregional para o setor de serviços para o mesmo período – 1985 a 2018 –. A hipótese presente na literatura acerca da relação da participação do setor de serviços com a desigualdade geral é que ela é positiva, ou seja, aumentos da participação do setor causam aumentos da desigualdade geral do Estado (LIST; GALLET, 1999). As análises para a participação ao quadrado e ao cubo ainda são pouco exploradas, por isso, é um ponto inovador do estudo e que pode contribuir para o entendimento das tendências de crescimento da participação do setor.

O primeiro procedimento adotado foi a construção gráfica – Figura 3.11 – da relação entre a participação do setor de serviços e o nível de desigualdade geral do Estado, com a inclusão do polinômio de terceiro grau, a partir do método não-paramétrico *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*.

Figura 3.11 – Gini, Theil e serviços: teste da CWK Intrarregional nas UFs (*Kernel Polynomial Regression*), 1985-2018



Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Tem-se que a relação captada pela CWK Intrarregional para o setor de serviços tem um nível elevado e crescente no primeiro momento, como previsto por List e Gallet (1999), o que causaria o aumento da desigualdade geral nos primeiros estágios de transição entre o setor industrial e o setor de serviços. Uma observação adicional, e ainda pouco explorada na literatura, é que existe a possibilidade de em um segundo momento o setor de serviços favorecer a redução da desigualdade. Isso seria explicado pela condensação cada vez maior de uma gama de trabalhadores em uma faixa salarial de menor amplitude, causada pela redução salarial dos serviços de alta complexidade, provocada pelo avanço tecnológico, como, por exemplo, a inserção da inteligência artificial e o aprendizado de máquina, cada vez mais presentes na estrutura produtiva (DE NEGRI; KUBOTA, 2006). Provocando também a redução da dispersão dos salários. Os resultados sugerem ainda que em um terceiro momento o aumento da participação do setor de serviços provocaria o aumento da desigualdade geral. Porém, o aumento observado no terceiro momento não alcançaria o nível da desigualdade inicial.

Para aumentar a robustez da análise, utilizaram-se métodos paramétricos, que permitem a inclusão de variáveis de controle, além das variáveis de interesse. Foram quatro os métodos utilizados: i) *Pooled*²⁰; ii) *Tobit*; iii) Efeito Fixo; e iv) Efeito Aleatório. As especificações foram estimadas mantendo o padrão, em que primeiro são reportados os resultados quando a variável dependente é o coeficiente de Gini – Tabela 3.14 – e em seguida quando é o índice de Theil – Tabela 3.15.

²⁰ Os resultados obtidos a partir da regressão *pooled* estão disponíveis para consulta no apêndice.

Tabela 3.14 - Gini e serviços: teste da CWK Intrarregional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI
Variáveis	I	I	I	II	II	II	III	III	III
Participação dos serviços no emprego total do Estado	0,0547* (0,0092)	0,0445* (0,0085)	0,0464* (0,0079)	0,0500* (0,0061)	0,0376* (0,0067)	0,0433* (0,0065)	0,0392* (0,0072)	0,0334* (0,0070)	0,0350* (0,0069)
(Participação dos serviços no emprego total do Estado) ²	-0,0024* (0,0003)	-0,0017* (0,0003)	-0,0018* (0,0003)	-0,0018* (0,0002)	-0,0014* (0,0003)	-0,0016* (0,0002)	-0,0013* (0,0003)	-0,0012* (0,0003)	-0,0012* (0,0003)
(Participação dos serviços no emprego total do Estado) ³	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)
Tendência	-0,0036* (0,0002)	-0,0047* (0,0003)	-0,0045* (0,0003)	-0,0043* (0,0004)	-0,0037* (0,0004)	-0,0039* (0,0004)			
Dummy crise							0,0025 (0,0022)	0,0020 (0,0020)	0,0024 (0,0020)
PIB per capita estadual/10000				-0,0268* (0,0048)	-0,0156* (0,0056)	-0,0211* (0,0050)	-0,0113** (0,0053)	-0,0052 (0,0060)	-0,0079 (0,0053)
(PIB per capita estadual/10000) ²				0,0038* (0,0008)	0,0015*** (0,0009)	0,0026* (0,0008)	0,0020** (0,0009)	0,0001 (0,0010)	0,0010 (0,0009)
(PIB per capita estadual/10000) ³				-0,0002* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)
Participação dos SAC no emprego total dos serviços				0,0001 (0,0003)	-0,0005*** (0,0003)	-0,0002 (0,0003)	0,0004 (0,0003)	-0,0001 (0,0003)	0,0003 (0,0003)
Participação da indústria				-0,0013* (0,0003)	-0,0015* (0,0006)	-0,0014* (0,0004)	0,0002 (0,0003)	-0,0007 (0,0006)	0,0000 (0,0004)
Participação da administração pública				-0,0011 (0,0006)	0,0002 (0,0012)	0,0007 (0,0007)	0,0016** (0,0006)	0,0027** (0,0012)	0,0025* (0,0007)
Constante	0,2229* (0,0817)	0,2183* (0,0705)	0,2125* (0,0665)	0,5433* (0,0645)	0,4663* (0,0786)	0,5434* (0,0654)	0,5224* (0,0752)	0,4003* (0,0825)	0,4913* (0,0692)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	20	20	-	20	20	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-0,3020	-	-	-0,5540	-	-	-0,4961	-	-
R ² within	-	0,7570	0,7561	-	0,7785	0,7743	-	0,7554	0,7490
R ² between	-	0,0000	0,0022	-	0,7661	0,8797	-	0,6817	0,8139
R ² overall	-	0,4346	0,4838	-	0,7745	0,8038	-	0,7319	0,7672
Teste de Hausman	Tobit	Fixo	Aleatório	Tobit	Fixo	Aleatório	Tobit	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando p não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando p é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Tabela 3.15 - Theil e serviços: teste da CWK Intrarregional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL
Variáveis	I	I	I	II	II	II	III	III	III
Participação dos serviços no emprego total do Estado	0,1085* (0,0274)	0,1065* (0,0319)	0,1123* (0,0299)	0,0935* (0,0216)	0,0813* (0,0227)	0,0878* (0,0211)	0,0780* (0,0228)	0,0746* (0,0228)	0,0738* (0,0213)
(Participação dos serviços no emprego total do Estado) ²	-0,0048* (0,0010)	-0,0042* (0,0011)	-0,0045* (0,0010)	-0,0032* (0,0008)	-0,0030* (0,0009)	-0,0030* (0,0008)	-0,0025* (0,0008)	-0,0026* (0,0009)	-0,0024* (0,0008)
(Participação dos serviços no emprego total do Estado) ³	0,0001* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0001* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)
Tendência	-0,0078* (0,0005)	-0,0103* (0,0009)	-0,0096* (0,0008)	-0,0063* (0,0013)	-0,0049* (0,0015)	-0,0058* (0,0013)			
Dummy crise							-0,0051 (0,0063)	-0,0048 (0,0065)	-0,0048 (0,0064)
PIB <i>per capita</i> estadual/10000				-0,0735* (0,0160)	-0,0493* (0,0189)	-0,0635* (0,0160)	-0,0542* (0,0162)	-0,0411** (0,0194)	-0,0462* (0,0162)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²				0,0096* (0,0026)	0,0053*** (0,0031)	0,0078* (0,0027)	0,0075* (0,0027)	0,0042 (0,0031)	0,0057** (0,0027)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³				-0,0004* (0,0001)	-0,0002 (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0002 (0,0001)
Participação dos SAC no emprego total dos serviços				0,0010 (0,0008)	-0,0003 (0,0010)	0,0009 (0,0009)	0,0016*** (0,0008)	0,0009 (0,0010)	0,0015*** (0,0009)
Participação da indústria				-0,0026* (0,0010)	-0,0045** (0,0019)	-0,0028** (0,0012)	-0,0003 (0,0009)	-0,0037*** (0,0019)	-0,0007 (0,0011)
Participação da administração pública				0,0019 (0,0023)	0,0050 (0,0041)	0,0011 (0,0023)	0,0020 (0,0022)	0,0079*** (0,0041)	0,0034 (0,0021)
Constante	0,0622 (0,2443)	-0,1164 (0,2882)	-0,1294 (0,2719)	0,6870* (0,2312)	0,5874** (0,2666)	0,6904* (0,2076)	0,6472* (0,2408)	0,5236*** (0,2683)	0,6146* (0,2122)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	20	20	-	20	20	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-0,6097	-	-	-1,1585	-	-	-1,1224	-	-
R ² within	-	0,5928	0,5912	-	0,6254	0,6217	-	0,6196	0,6152
R ² between	-	0,0388	0,0018	-	0,8476	0,9346	-	0,8496	0,9089
R ² overall	-	0,3344	0,4033	-	0,6844	0,7092	-	0,6732	0,6973
Teste de Hausman	Tobit	Fixo	Aleatório	Tobit	Fixo	Aleatório	Tobit	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixo.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Observa-se que a participação do setor de serviços é estatisticamente significativa ao nível de 1% para todas as especificações testadas, além disso, apresenta o mesmo comportamento. Nesse sentido, a participação do setor de serviços impacta positivamente na desigualdade geral do Estado no primeiro momento – em nível – em que o aumento de um ponto percentual na participação causa o aumento da desigualdade geral do Estado entre 0,0334 e 0,1123. Mas a medida em que se eleva a participação do setor – polinômio de segundo grau – tem-se a inversão da relação para um impacto negativo, em que o aumento de um ponto percentual na participação passa a causar a redução da desigualdade entre 0,0012 e 0,0045. A inversão ocorre novamente com o aumento da participação em mais um momento – polinômio de terceiro grau –, em que o aumento de um ponto percentual na participação dos serviços eleva a desigualdade geral da UF entre 0,0000 e 0,0001, ou seja, muito próximo de zero.

Isso implica que o impacto do aumento da participação setorial na desigualdade geral do Estado vai caindo à medida em que se eleva a participação, como observado também para o setor industrial, o que sugere uma estabilização em um nível de desigualdade mais baixo do que o inicial. Pode-se inferir, portanto, que o coeficiente positivo em nível favorece a aceitação da hipótese de “formato N”, proposta por List e Gallet (1999), conforme sugeriu o efeito concentração. Porém até um certo nível de participação, já que além desse, o contínuo aumento da participação do setor de serviços causa ciclicamente reduções e elevações da desigualdade geral.

Para o PIB *per capita*, tem-se que ele possui o mesmo comportamento observado nas análises da curva de Kuznets, “formato N” e CWK para o setor industrial, qual seja: relação negativa em nível; relação positiva ao quadrado; e relação negativa ao cubo. Apesar disso, ele não apresentou significância estatística para todos os modelos. Já para as variáveis de controle reportadas, observa-se que o padrão observado nos modelos anteriores é mantido, nesse sentido, a tendência foi negativa e estatisticamente significativa, mostrando uma tendência de redução da desigualdade ao longo do período analisado entre 0,0037 e 0,0103.

A participação dos SAC e da administração pública não foram significativos estatisticamente para todos os modelos, mas nos que foram, apresentaram relação positiva, como foi observado anteriormente. Isso reforça que setores com alto rendimento médio, como é o caso, tendem a impactar no sentido de aumentar a desigualdade, ao aumentar a dispersão salarial (BELLUZZO; ANUATTI-NETO; PAZELLO, 2005). A participação industrial também não foi estatisticamente significativa em todas as especificações, mas nas que foi, apresentou relação negativa, corroborando as evidências obtidas anteriormente, na CWK Intrarregional

para o setor industrial. Para os demais controles, não reportados, eles podem ser consultados no apêndice, e no geral, estão em acordo com a literatura.

A partir dos coeficientes estimados no modelo III, são calculados os *turning points* para as participações do setor de serviços. Estes são mostrados na Tabela 3.16.

Tabela 3.16 – Turning point da CWK Intrarregional dos Serviços

Variável	Em nível	Turning point I		Ao quadrado	Turning point II		Ao cubo
		Fixo	Aleatório		Fixo	Aleatório	
Gini							
Serviços	+	39,49 – 18,83i	39,40 – 23,86i	-	39,49 + 18,83i	39,40 + 23,86i	+
Theil							
Serviços	+	40,86 – 19,28i	41,85 – 27,58i	-	40,83 + 19,28i	41,85 + 27,58i	+

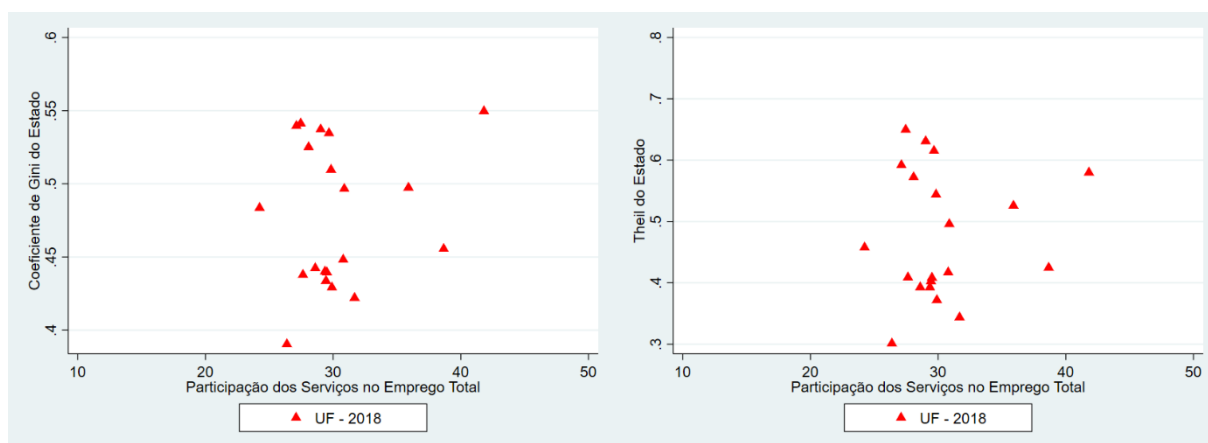
Nota explicativa: (i) Número imaginário.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Nenhum dos *turning points* calculados apresentaram raízes reais. Os *turning points* calculados para os modelos que têm como medida de desigualdade o coeficiente de Gini indicam que o primeiro ponto de inflexão ocorre quando a participação dos Serviços atinge entre (39,40-23,86i)% e (39,49-18,83i)%, e passa de uma relação positiva para negativa, e o segundo ponto de inflexão ocorre entre (39,40+23,86i)% e (39,49+18,83i)%, quando o sinal inverte novamente. Quando considerado como medida de desigualdade o índice de Theil, o primeiro *turning point* ocorre entre (41,85-27,58i)% e (40,86-19,28i)% e o segundo entre (41,85+27,58i)% e (40,86+19,28i)%. A dinâmica de sinais é a mesma do coeficiente de Gini.

Como não foram obtidas raízes reais, plotaram-se os gráficos na Figura 3.12 apenas com a posição das UFs no ano de 2018. Dessa forma, é possível inferir em qual posição os Estados estão. Observa-se que os Estados estão entre o intervalo de participação de 25% e 43%.

Figura 3.12 - Posição das UFs em 2018 em relação aos turning points calculados

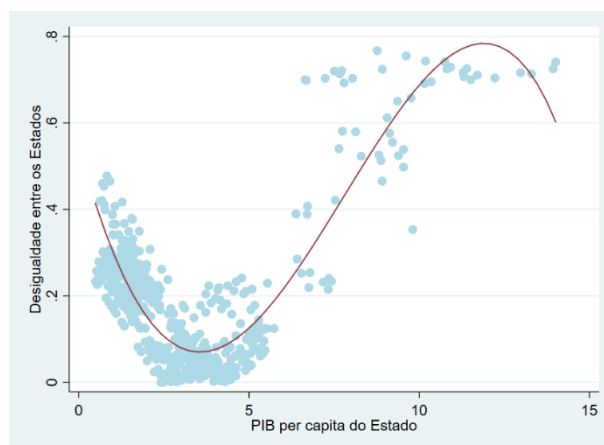


Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

3.4.4 Teste da CWK da Desigualdade Inter-regional

Em seguida, analisa-se a CWK a partir da ótica da Desigualdade Inter-regional. Para isso, utilizou-se como medida de desigualdade o Coeficiente de Desigualdade Inter-regional (CDI). O primeiro passo foi construir graficamente – Figura 3.13 – a relação entre o CDI e o PIB *per capita* dos Estados, considerando o polinômio de terceiro grau e a metodologia não-paramétrica *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*.

Figura 3.13 - CDI e PIB: teste da CWK Inter-regional nas UFs (*Kernel Polynomial Regression*), 1985-2018



Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Observa-se que a CWK de Desigualdade Inter-regional apresenta formato similar ao da Desigualdade Intrarregional. A diferença está nas magnitudes iniciais e finais da desigualdade. Para a Intrarregional, a desigualdade parte de um valor mais alto nos níveis baixos de PIB *per capita*, enquanto a Inter-regional apresenta valores mais altos em níveis mais elevados de PIB *per capita*. Isso implica, que apesar do movimento similar, as duas óticas da desigualdade regional tendem a impactar de forma distinta em níveis distintos de PIB *per capita*.

Para aprofundar a análise, utilizaram-se os métodos paramétricos, com a inclusão de variáveis de controle, além das variáveis de interesse já consideradas, a saber: i) *Pooled*²¹; ii) *Tobit*; iii) Efeito Fixo; e iv) Efeito Aleatório. As especificações foram estimadas mantendo o padrão, porém, utilizando-se como variável dependente o CDI – Tabela 3.17.

²¹ Os resultados obtidos a partir da regressão *pooled* estão disponíveis para consulta no apêndice.

Tabela 3.17 – CDI e PIB: teste da CWK Inter-regional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI
Variáveis	I	I	I	II	II	II	III	III	III
PIB <i>per capita</i> estadual/10000	-0,02984* (0,0114)	-0,1010** (0,0483)	-0,1672* (0,0377)	-0,2492* (0,0137)	-0,1057* (0,0136)	-0,1851* (0,0144)	-0,2509* (0,0133)	-0,0945* (0,0138)	-0,1805* (0,0142)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²	0,0543* (0,0026)	0,0236** (0,0093)	0,0329* (0,0070)	0,0460* (0,0024)	0,0243* (0,0022)	0,0362* (0,0023)	0,0462* (0,0024)	0,0226* (0,0022)	0,0356* (0,0023)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³	-0,0023* (0,0001)	-0,0010** (0,0004)	-0,0014* (0,0003)	-0,0020* (0,0001)	-0,0011* (0,0001)	-0,0015* (0,0001)	-0,0020* (0,0001)	-0,0010* (0,0001)	-0,0015* (0,0001)
Tendência	0,0002 (0,0003)	-0,0006 (0,0006)	-0,0003 (0,0005)	-0,0003 (0,0012)	-0,0031* (0,0011)	-0,0018 (0,0011)			
<i>Dummy</i> crise							-0,0074 (0,0063)	0,0036 (0,0048)	-0,0035 (0,0054)
Participação da indústria				0,0001 (0,0010)	0,0014 (0,0015)	-0,0040* (0,0013)	0,0003 (0,0009)	0,0024*** (0,0014)	-0,0031* (0,0012)
Participação dos serviços				0,0040** (0,0018)	-0,0076* (0,0018)	-0,0028*** (0,0016)	0,0044* (0,0017)	-0,0077* (0,0018)	-0,0021 (0,0016)
Participação da Adm. Pública				0,0093* (0,0023)	-0,0144* (0,0030)	0,0048** (0,0025)	0,0095* (0,0022)	-0,0111* (0,0029)	0,0064* (0,0022)
Constante	0,5453* (0,0154)	0,2699* (0,0510)	0,3698* (0,0309)	0,7753* (0,0828)	-0,1924 (0,1353)	0,6301* (0,1103)	0,7602* (0,0751)	-0,2755** (0,1341)	0,5574* (0,1018)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	20	20	-	20	20	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-1,7044	-	-	-1,8610	-	-	-1,8635	-	-
R ² within	-	0,4930	0,4765	-	0,5480	0,4568	-	0,5427	0,4545
R ² between	-	0,5529	0,8334	-	0,0258	0,9087	-	0,0297	0,9117
R ² overall	-	0,5331	0,7047	-	0,1104	0,7708	-	0,1189	0,7716
Teste de Hausman	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Os resultados obtidos sugerem que o comportamento dos coeficientes estimados também é similar ao obtido para a desigualdade Intrarregional, em que o PIB *per capita* tem relação: negativa em nível, sendo que o aumento de R\$ 10.000,00 no PIB *per capita* provoca uma redução entre 0,0945 e 0,1851 no CDI; positiva ao quadrado, em que o aumento de R\$ 10.000,00 no PIB *per capita* causa um aumento entre 0,0226 e 0,0362 no CDI; e negativa ao cubo, onde o aumento de R\$ 10.000,00 no PIB *per capita* provoca uma redução entre 0,0010 e 0,0015. Portanto, também difere da hipótese de “U-invertido” de Kuznets (1955) e do “formato N” de List e Gallet (1999).

As variáveis de controle, tendência e crise, não apresentam significância estatística para a maioria dos modelos. A primeira apresenta significância para uma especificação, em que apresentou uma relação negativa, o que sugere uma tendência de queda da desigualdade inter-regional ao longo do tempo de 0,0031 a cada ano. As participações setoriais também apresentam resultados distintos, a depender da especificação e do método utilizado. Nesse sentido, estes serão aprofundados nos próximos modelos, que tratam exclusivamente das relações setoriais. Os coeficientes das demais variáveis de controle podem ser consultados no apêndice, mas antecipa-se que estão em acordo com a teoria precedente.

A partir dos coeficientes estimados, calcularam-se os *turning points* da CWK de Desigualdade Inter-regional para o período de 1985 a 2018. Estes são apresentados na Tabela 3.18.

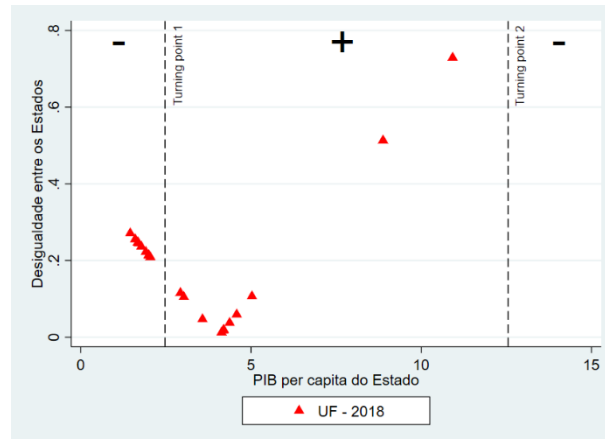
Tabela 3.18 – *Turning point* da CWK Inter-regional – 1985-2018

Variável	Em nível	<i>Turning point</i>		Ao quadrado	<i>Turning point</i>		Ao cubo
		Fixo	Aleatório		Fixo	Aleatório	
PIB	-	2,50	3,20	+	12,68	12,31	-

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Os *turning points* calculados para o PIB *per capita* dos Estados mostram que o primeiro *turning point* ocorre entre R\$ 25.000,00 e R\$ 32.000,00, quando a relação passa de negativa para positiva, e o segundo *turning point* ocorre entre R\$ 123.100,00 e R\$ 126.800,00, quando a relação se inverte novamente, de positiva para negativa. A partir dos *turning points* calculados construiu-se o Gráfico 3.1, que mostra a posição dos Estados no ano de 2018 em relação aos *turning points*. Assim, é possível inferir a posição dos Estados no último ano da série e qual será o impacto do aumento do PIB *per capita* em relação a desigualdade na distribuição dos rendimentos inter-regional.

Gráfico 3.1 - Posição das UFs em 2018 em relação aos *turning points* calculados

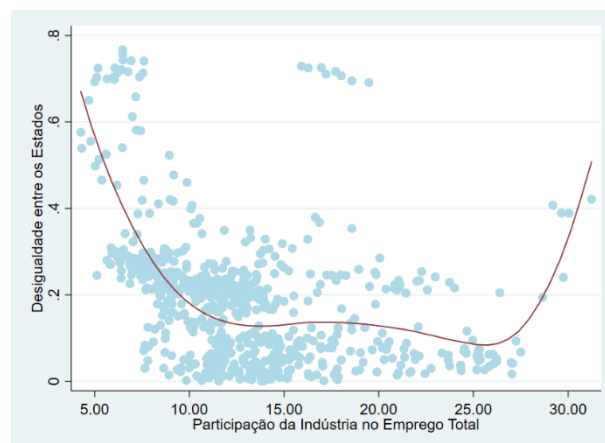


Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Tem-se que as UFs estão majoritariamente na primeira e segunda fase, em que os que estão na primeira estão próximos de realizar a transição para a segunda fase. Isso implica, que o contínuo aumento do PIB *per capita* tenderá a fortalecer uma relação positiva com a desigualdade inter-regional nos próximos anos.

Seguindo o padrão de análise estabelecido, investiga-se agora a CWK de Desigualdade Inter-regional para a Indústria, para o mesmo período. A Figura 3.14 mostra a curva estimada a partir do método não-paramétrico *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*.

Figura 3.14 – CDI e indústria: teste da CWK Inter-regional nas UFs (*Kernel Polynomial Regression*), 1985-2018



Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Tem-se que a curva apresenta um formato que indica que a desigualdade inter-regional se inicia em um patamar elevado, mas reduz-se à medida em que se aumenta a participação da indústria no emprego total do Estado. E após os 25% de participação, passa a apresentar

crescimento da desigualdade, mas que não chega a alcançar o patamar inicial. Esse formato é próximo a um “U”, e portanto, divergente do tradicional “U-invertido” de Kuznets (1955).

Em seguida, são apresentados os métodos paramétricos estimados – Tabela 3.19 –, que consideram variáveis de controle nas especificações. Por padrão, utilizaram-se os métodos: i) *Pooled*²²; ii) *Tobit*; iii) Efeito Fixo; e iv) Efeito Aleatório. Foram replicados os mesmos modelos estimados para a desigualdade intrarregional para a indústria, mas substituindo a medida de desigualdade pelo CDI.

²² Os resultados obtidos a partir da regressão *pooled* estão disponíveis para consulta no apêndice.

Tabela 3.19 - CDI e indústria: teste da CWK Inter-regional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI
Variáveis	I	I	I	II	II	II	III	III	III
Participação da indústria no emprego total do Estado	-0,1638* (0,0217)	-0,0201 (0,0162)	-0,0271*** (0,0162)	-0,0219** (0,0097)	-0,0319* (0,0115)	-0,0315* (0,0111)	-0,0218** (0,0097)	-0,0335* (0,0116)	-0,0302* (0,0109)
(Participação da indústria no emprego total do Estado) ²	0,0085* (0,0015)	0,0014 (0,0010)	0,0016 (0,0010)	0,0009 (0,0006)	0,0019* (0,0007)	0,0013*** (0,0007)	0,0009 (0,0006)	0,0020* (0,0007)	0,0012*** (0,0007)
(Participação da indústria no emprego total do Estado) ³	-0,0001* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)
Tendência	-0,0013** (0,0006)	0,0001 (0,0003)	-0,0000 (0,0003)	-0,0001 (0,0011)	-0,0024** (0,0011)	-0,0014 (0,0011)			
<i>Dummy</i> crise							-0,0066 (0,0058)	0,0038 (0,0047)	-0,0038 (0,0054)
PIB <i>per capita</i> estadual/10000				-0,2390* (0,0136)	-0,1023* (0,0136)	-0,1762* (0,0142)	-0,2412* (0,0132)	-0,0928* (0,0137)	-0,1845* (0,0140)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²				0,0434* (0,0023)	0,0234* (0,0022)	0,0342* (0,0023)	0,0438* (0,0022)	0,0220* (0,0022)	0,0355* (0,0023)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³				-0,0018* (0,0001)	-0,0010* (0,0001)	-0,0014* (0,0001)	-0,0018* (0,0001)	-0,0010* (0,0001)	-0,0015* (0,0001)
Participação dos serviços				0,0033* (0,0011)	-0,0075* (0,0016)	-0,0036* (0,0013)	0,0035* (0,0010)	-0,0079* (0,0016)	-0,0020 (0,0013)
Participação da Adm. Pública				0,0067* (0,0017)	-0,0119* (0,0028)	0,0034 (0,0023)	0,0067* (0,0016)	-0,0096* (0,0027)	0,0053* (0,0020)
Constante	1,1559* (0,1014)	0,2320* (0,0809)	0,3014* (0,0834)	0,8456* (0,0952)	-0,0221 (0,1419)	0,7173* (0,1207)	0,8364* (0,0904)	-0,0808 (0,1404)	0,7188* (0,1098)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	20	20	-	20	20	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-0,4871	-	-	-1,9059	-	-	-1,9081	-	-
R ² within	-	0,0571	0,0526	-	0,5564	0,4731	-	0,5535	0,4581
R ² between	-	0,1010	0,0252	-	0,0633	0,8946	-	0,0687	0,9167
R ² overall	-	0,0438	0,0057	-	0,1540	0,7716	-	0,1613	0,7843
Teste de Hausman	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Observa-se que a relação entre a participação do setor industrial e o CDI ocorre no mesmo sentido do observado nos modelos da CWK de Desigualdade Intrarregional. Logo, o impacto da participação industrial no emprego ocorre no mesmo sentido para as duas óticas de análise, não corroborando a hipótese de Kuznets (1955). Nesse caso, o aumento de um ponto percentual na participação em nível reduz a desigualdade entre 0,0201 e 0,0335, o aumento de um ponto percentual na participação ao quadrado aumenta a desigualdade entre 0,0012 e 0,0020, e o aumento de um ponto percentual na participação ao cubo reduz a desigualdade muito próximo de zero.

Tem-se que o mesmo ocorre para o PIB *per capita*, em que em nível o impacto é negativo, com redução entre 0,0928 e 0,1845 na desigualdade para um aumento de R\$ 10.000,00 no PIB *per capita*, é positivo ao quadrado, em que o aumento de R\$ 10.000,00 causa um aumento entre 0,0220 e 0,0355 na desigualdade, e negativo ao cubo, em que um aumento de R\$ 10.000,00 provoca uma redução da desigualdade entre 0,0010 e 0,0015. O que também é inverso da teoria de Kuznets (1955).

Para as variáveis de controle, infere-se que a tendência sugere uma de queda de 0,0024 por ano, confirmando o observado nos modelos Intrarregional. Já a variável *dummy* crise não foi significativa, portanto, não pode ser interpretada. As participações dos setores, por sua vez, apresentaram relações diversas, a depender da especificação utilizada. Porém, observa-se que para os modelos que foram estimados por Efeitos Fixos e Aleatórios a relação é negativa para o setor de serviços, enquanto se inverte nos modelos estimados por *Tobit*. Tomando os primeiros como mais robustos, tem-se, portanto, uma relação inversa à esperada (LIST; GALLET, 1999). Porém, essa será aprofundada nos próximos modelos, ao ser tratada como variável de interesse.

Considerando a participação da administração pública, os resultados também são divergentes, em que os coeficientes obtidos por Efeitos Fixos têm relação negativa, em que o aumento de um ponto percentual na participação causaria a redução da desigualdade entre 0,0096 e 0,0119, enquanto os obtidos por *Tobit* e Efeitos Aleatórios possuem relação positiva, em que o aumento de um ponto percentual na participação provocaria o aumento da desigualdade em 0,0053. Considerando o teste de Hausman e que os modelos por Efeitos Aleatórios possuem maior grau de ajuste (R^2), pode-se, portanto, afirmar que a relação é a mesma observada para o Intrarregional. As demais variáveis de controle, que não foram reportadas, podem ser obtidas no apêndice. No geral, elas apresentaram resultados condizentes com a literatura.

Em seguida, calcularam-se os *turning points* para a CWK de Desigualdade Inter-regional para o setor industrial para o período de 1985 a 2018 – Tabela 3.20.

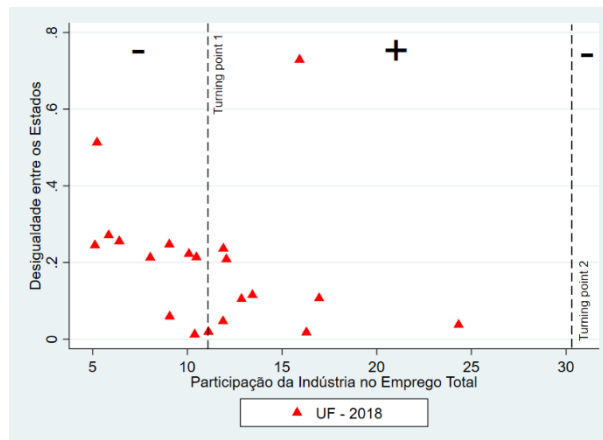
Tabela 3.20 – *Turning point* da CWK Inter-regional para a Indústria – 1985-2018

Variável	Em nível	<i>Turning point</i>		Ao quadrado	<i>Turning point</i>		Ao cubo
		Fixo	Aleatório		Fixo	Aleatório	
Indústria	-	11,79	18,12	+	30,55	40,23	-

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Os *turning points* calculados para a participação industrial sugerem que o primeiro ponto de inflexão ocorre entre 11,79% e 18,12%, mudando-se de uma relação negativa para uma positiva, e o segundo ponto de inflexão ocorre em participações entre 30,55% e 40,23%, em que a relação passa de positiva para negativa. A partir da relação obtida pelos modelos estimados e pelos *turning points* calculados, plotou-se graficamente a posição das UFs no ano de 2018, último ano da série, de forma a identificar a situação mais recente – Gráfico 3.2. Para isso, adotaram-se os resultados obtidos por Efeito Fixo.

Gráfico 3.2 - Posição das UFs em 2018 em relação aos *turning points* calculados

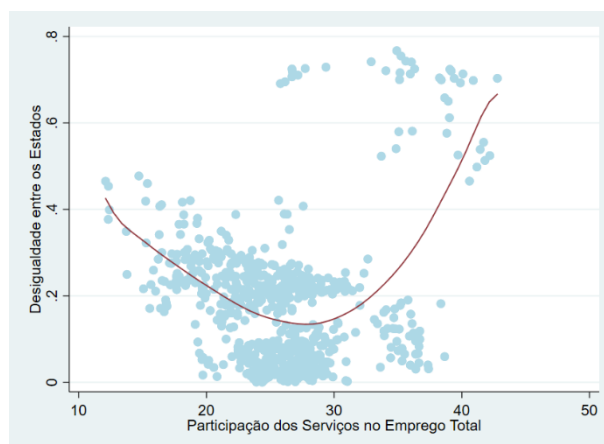


Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Observa-se que os Estados estão divididos entre as fases um e dois, que são negativa e positiva, respectivamente. Além disso, infere-se que a maior parte dos Estados está no entorno do *turning point* um, o que significa que os que estão na fase um estão próximos de entrarem na fase dois, se continuarem aumentando a participação do setor industrial, enquanto os que já estão na fase dois, estão longe de alcançar o segundo *turning point*, e tendem a continuar impactando no sentido de aumentar a desigualdade inter-regional.

Por fim, analisou-se a CWK de Desigualdade Inter-regional para os serviços, para o período de 1985 a 2018. Conforme padrão de análise estabelecido, estimou-se a curva a partir do método não-paramétrico *Kernel-Weighted Local Polynomial Regression*. Esta é apresentada na Figura 3.15 abaixo.

Figura 3.15 – CDI e serviços: teste da CWK Inter-regional nas UF's (*Kernel Polynomial Regression*), 1985-2018



Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Observa-se a partir dos gráficos uma relação em formato de “U”, em que se inicia em um nível intermediário de desigualdade inter-regional, reduz-se a desigualdade à medida em que se aumenta a participação do setor de serviços, e após 30% de participação a desigualdade inter-regional volta a crescer à medida em que se continua aumentando a participação do setor de serviços, alcançando-se um patamar superior ao inicial. Essa evidência não está em acordo com o que é observado na literatura precedente (LIST; GALLET, 1999). Esta teoriza que o setor de serviços impacta no sentido de elevar a desigualdade observada, ao aumentar a dispersão salarial.

Para aprofundar ainda mais a análise, estimaram-se modelos – Tabela 3.21 – a partir de métodos paramétricos, que permitem a inclusão de variáveis de controle nos modelos, além das variáveis de interesse. Serão utilizados quatro métodos, como padronizado: i) *Pooled*²³; ii) *Tobit*; iii) Efeito Fixo; e iv) Efeito Aleatório. As especificações utilizadas são as mesmas aplicadas para a análise da desigualdade intrarregional para os serviços, alterando-se apenas a medida de desigualdade, que passou a ser o CDI.

²³ Os resultados obtidos a partir da regressão *pooled* estão disponíveis para consulta no apêndice.

Tabela 3.21 – CDI e serviços: teste da CWK Inter-regional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI
Variáveis	I	I	I	II	II	II	III	III	III
Participação dos serviços no emprego total do Estado	0,0017 (0,0294)	-0,0829* (0,0232)	-0,0872* (0,0237)	-0,0695* (0,0185)	-0,0406** (0,0164)	-0,0573* (0,0183)	-0,0674* (0,0183)	-0,0421** (0,0164)	-0,0613* (0,0182)
(Participação dos serviços no emprego total do Estado) ²	-0,0020*** (0,0011)	0,0030* (0,0009)	0,0031* (0,0009)	0,0027* (0,0007)	0,0017* (0,0006)	0,0021* (0,0008)	0,0026* (0,0007)	0,0018* (0,0006)	0,0023* (0,0007)
(Participação dos serviços no emprego total do Estado) ³	0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)
Tendência	0,0008 (0,0007)	0,0016* (0,0005)	0,0010** (0,0005)	0,0007 (0,0011)	-0,0014 (0,0011)	-0,0009 (0,0011)			
<i>Dummy</i> crise							-0,0069 (0,0058)	0,0019 (0,0047)	-0,0038 (0,0053)
PIB <i>per capita</i> estadual/10000				-0,2400* (0,0135)	-0,1076* (0,0137)	-0,0173* (0,0144)	-0,2452* (0,0132)	-0,1027* (0,0139)	-0,1808* (0,0143)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²				0,0437* (0,0023)	0,0248* (0,0022)	0,0340* (0,0024)	0,0443* (0,0023)	0,0241* (0,0022)	0,0351* (0,0024)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³				-0,0018* (0,0001)	-0,0011* (0,0001)	-0,0014* (0,0001)	-0,0019* (0,0001)	-0,0011* (0,0001)	-0,0015* (0,0001)
Participação dos SAC no emprego total dos serviços				0,0038* (0,0007)	0,0024* (0,0007)	0,0030* (0,0008)	0,0037* (0,0007)	0,0026* (0,0007)	0,0032* (0,0008)
Participação da indústria				-0,0006* (0,0009)	0,0019 (0,0014)	-0,0039* (0,0012)	-0,0008 (0,0008)	0,0022 (0,0014)	-0,0034* (0,0011)
Participação da administração pública				0,0091* (0,0017)	-0,0142* (0,0030)	0,0047** (0,0023)	0,0085* (0,0016)	-0,0131* (0,0029)	0,0063* (0,0020)
Constante	0,5883** (0,2409)	0,9792* (0,1968)	1,0062* (0,2027)	1,4165* (0,1767)	0,1179 (0,1928)	1,1211* (0,1906)	1,4132* (0,1766)	0,0888 (0,1928)	1,1823* (0,1881)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	20	20	-	20	20	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-0,3782	-	-	-1,9344	-	-	-1,9362	-	-
R ² within	-	0,0580	0,0527	-	0,5618	0,4757	-	0,5607	0,4657
R ² between	-	0,1162	0,0787	-	0,0072	0,9144	-	0,0049	0,9297
R ² overall	-	0,0523	0,0242	-	0,0855	0,7806	-	0,0818	0,7906
Teste de Hausman	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Tem-se que a relação entre a participação do setor de serviços e a desigualdade inter-regional é diferente da observada anteriormente para a desigualdade intrarregional. Aqui, observou-se que em nível a relação é negativa, em que o aumento de um ponto percentual causa uma redução da desigualdade entre 0,0406 e 0,0872, passando a ser positiva ao quadrado, em que o aumento de um ponto percentual na participação provoca a elevação da desigualdade entre 0,0017 e 0,0031, e voltando a ser negativa ao cubo, em que o aumento de um ponto percentual na participação causa a redução da desigualdade próximo a zero. Dessa forma, difere-se do antecipado pela hipótese do “formato N” e reforça-se que as duas óticas de análise podem impactar de forma concorrente o resultado final, em que uma pode sobrepor a outra.

Para as variáveis de controle, por outro lado, observou-se comportamento similar. As variáveis tendência e *dummy* crise não foram estatisticamente significantes para os modelos completos, portanto, não podem ser interpretadas. No que tange aos modelos simples, a tendência foi significativa e apontou uma relação positiva, ou seja, de que a desigualdade inter-regional estaria elevando-se ao longo do tempo entre 0,0010 e 0,0016 por ano. Esses resultados estão alinhados no mesmo sentido dos observados pelo Coeficiente de Williamson, na subseção 3.4.1.

O PIB *per capita*, por sua vez, continua apresentado a relação de sinais observada anteriormente, em que é negativa em nível, com redução da desigualdade entre 0,0173 e 0,1808 para um aumento de R\$ 10.000,00 no PIB *per capita*, positiva ao quadrado, em que o aumento de R\$ 10.000,00 no PIB *per capita* causa um aumento na desigualdade entre 0,0241 e 0,0351, e negativa ao cubo, em que a elevação do PIB *per capita* em R\$ 10.000,00 provoca uma redução da desigualdade entre 0,0011 e 0,0015.

Tratando-se das participações dos demais setores, a participação do SAC confirmou a relação positiva também para a desigualdade inter-regional, em que o aumento de um ponto percentual na participação causa a elevação da desigualdade entre 0,0024 e 0,0032. Isso implica que a média salarial superior tende a aumentar a dispersão (BALTAR; SOUEN; CAMPOS, 2017). Para a participação industrial, observa-se para os coeficientes que foram estatisticamente significantes uma relação negativa, em que o aumento de um ponto percentual da participação industrial causa a redução da desigualdade entre 0,0034 e 0,0039. Essa relação é no mesmo sentido da obtida pelos modelos de desigualdade inter-regional que tinham a indústria como variável de interesse. Portanto, corrobora os resultados no sentido de rejeitar a hipótese de Kuznets (1955).

Já para a administração pública, observa-se novamente resultados divergentes, como ocorreu para a CWK de Desigualdade Inter-regional para a indústria. Nesse sentido, quando

utilizados os métodos *Tobit* e Efeito Aleatório, tem-se uma relação positiva, em que o aumento de um ponto percentual causa a elevação da desigualdade entre 0,0047 e 0,0063, por outro lado, quando utilizado o Efeito Fixo, a relação é negativa, em que o aumento de um ponto percentual na participação causa a redução da desigualdade entre 0,0131 e 0,0142. Novamente, a partir do teste de Hausman, e considerando que os modelos por Efeitos Aleatórios têm maior grau de ajuste (R^2), estes serão considerado. Isso implica, portanto, em uma relação positiva, que pode ser decorrente dos salários superiores aos setores privados (BELLUZZO; ANUATTI-NETO; PAZELLO, 2005). As demais variáveis utilizadas como controle e que não foram reportadas apresentaram comportamento em acordo com a literatura, e podem ser consultados no apêndice.

A partir dos coeficientes estimados para as variáveis de interesse, calcularam-se os *turning points* para a CWK de Desigualdade Inter-regional para o setor de serviços para o período de 1985 a 2018. Eles são apresentados no Gráfico 3.22.

Tabela 3.22 – *Turning point* da CWK Inter-regional para os Serviços – 1985-2018

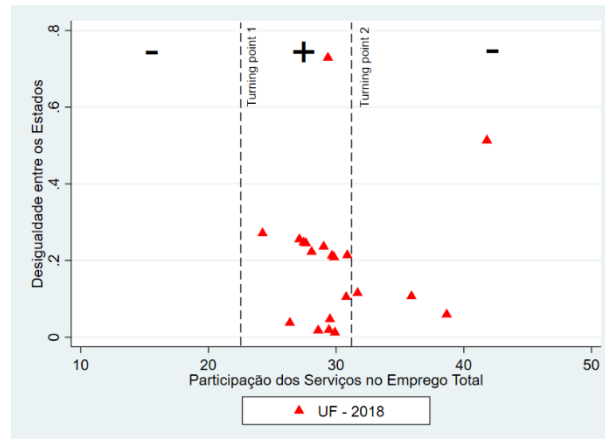
Variável	Em nível	<i>Turning point</i>		Ao quadrado	<i>Turning point</i>		Ao cubo
		Fixo	Aleatório		Fixo	Aleatório	
Serviços	-	33,42-16,10i	23,35	+	33,42+16,10i	31,13	-

Nota explicativa: (i) Número imaginário.

Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Tem-se que o primeiro *turning point* ocorre entre a participação de 33,42-16,10i e 23,35%, em que a relação passa de negativa para positiva. O segundo *turning point* ocorre entre as participações de 33,42+16,10i e 31,13%, em que a relação se inverte novamente, de positiva para negativa. A partir dos *turning points* calculados, plotou-se graficamente – Gráfico 3.3 – a posição dos Estados no ano de 2018, último ano da série. Este permite identificar a situação atual dos Estados e sua proximidade com os pontos de virada. Como os resultados do Efeito Fixo não apresentaram raízes reais, foram utilizadas as raízes do Efeito Aleatório.

Gráfico 3.3 - Posição das UFs em 2018 em relação aos *turning points* calculados



Fonte: PNAD e SCN. Elaboração própria.

Observa-se que a totalidade dos Estados estão divididos entre as fases dois – positiva – e três – negativa –, sendo que dezesseis estão na primeira e quatro estão na segunda. Destaca-se que entre os que estão na fase dois, pelo menos 50% estão próximos do segundo *turning point*, o que implica que o contínuo aumento da participação dos Serviços no Emprego Total os levará a migrarem para a região de impacto negativo, o que é bom para a redução da desigualdade entre os Estados. Porém, ressalta-se que no contexto atual, a maioria dos Estados estão impactando no sentido de aumentar a desigualdade inter-regional quando ocorrem aumentos na participação do setor de serviços.

3.5 Considerações finais do capítulo

Esse primeiro ensaio foi construído a partir do objetivo de testar a hipótese da curva de Williamson-Kuznets (CWK) para as desigualdades setoriais e regionais das UFs brasileiros no período de 1985 a 2018. Ela faz a junção de duas formulações teóricas consagradas no estudo da relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico, dentro do contexto setorial e regional.

Para testá-la empiricamente, recorreu-se à metodologia de dados em painel, que diferentemente dos dados de corte transversal, permite acompanhar a evolução das variáveis de interesse no tempo de forma vinculada às UFs. Para isso, os modelos construídos buscaram abarcar o referencial teórico e empírico disponível, aplicando-os a um recorte geográfico e temporal ainda não analisado: UFs do Brasil de 1985 a 2018.

Para melhor fundamentar os argumentos, estimou-se também o efeito concentração para o setor industrial e de serviços. Ele permitiu verificar a dinâmica de efeitos que compõe a CWK de forma desagregada, o que ajudou a compreender a dinâmica da economia dual, que explica os resultados agregados.

Os modelos básicos da CWK Intrarregional, utilizados para testar o formato clássico da curva de Kuznets – hipótese do “U-invertido” –, apresentaram relação inversa à esperada, em que em nível a relação é negativa e ao quadrado é positiva, o que levou a rejeição para o contexto analisado. Porém, isso não implica que ela não seja válida para outras regiões e períodos. Em consequência, a relação ao cubo foi negativa, fazendo com que a hipótese do “formato N” também não fosse corroborada.

Já para a CWK de Desigualdade Intrarregional do setor industrial, as evidências reveladas são de que o aumento da participação do setor industrial no emprego total do Estado provoca a redução da desigualdade total em nível, até uma participação entre 6,95% e 12,75%, quando ocorre o primeiro *turning point*. Ao quadrado a relação passa a ser positiva, até uma participação entre 17,69% e 40,42%. Após esse segundo *turning point* a relação volta a ser negativa. Portanto, rejeita-se a hipótese de Kuznets de que a indústria provocaria o aumento da desigualdade em nível e passaria a ser negativa ao quadrado, para o caso estudado.

E para a CWK de Desigualdade Intrarregional para o setor de serviços, constatou-se que o aumento da participação impacta positivamente na desigualdade geral do Estado no primeiro momento – em nível –, o que corrobora o argumento da hipótese do “formato N”, apesar de não confirmar a relação do crescimento com a desigualdade. Adicionalmente, inferiu-se o que ocorreria em níveis mais elevados de participação do setor de serviços, o que ainda é pouco observado na literatura. Tem-se que a medida em que se eleva a participação do setor – polinômio de segundo grau – tem-se a inversão da relação para um impacto negativo. E a inversão ocorre novamente com o aumento da participação em mais um momento – polinômio de terceiro grau –. Porém, nesse terceiro momento a desigualdade se estabiliza em um nível mais baixo de desigualdade. E apesar de calcular os *turning points* estes apresentaram resultados com a presença de números imaginários, o que inviabilizou a identificação.

Tratando-se da CWK na ótica da Desigualdade Inter-regional, a *proxy* usada foi o Coeficiente de Desigualdade Inter-regional (CDI), que capta o desvio do PIB *per capita* da UF em relação ao PIB *per capita* do Brasil. Observou-se que no formato clássico (CDI-PIB), a relação obtida é similar a encontrada para a Desigualdade Intrarregional (Gini-PIB), o que indica que o PIB impacta no mesmo sentido ambas as desigualdades. Portanto, confirma-se a

rejeição da hipótese de “U-invertido” para o contexto em análise, assim como a rejeição do “formato N”, verificado a partir da utilização do polinômio de terceiro grau.

Para a CWK de Desigualdade Inter-regional para o setor industrial, também se verificou que a relação ocorre no mesmo sentido da observada na análise da Intrarregional. Logo, também se rejeita a interpretação utilizada por Kuznets baseada na abordagem da economia dual, no sentido de que a indústria provocaria inicialmente o aumento da desigualdade e no segundo momento a redução.

Já para a CWK Inter-regional para o setor de serviços observou-se que a relação foi inversa da observada na desigualdade Intrarregional. Nesse sentido, a relação foi negativa em nível, positiva ao quadrado e negativa ao cubo. Assim, rejeita-se a interpretação da hipótese que deu origem ao “formato N”. Mas reitera-se que uma das óticas pode sobrepor o resultado da outra.

Essas evidências sugerem que o formato de “U-invertido” teorizado por Kuznets depende de uma combinação de efeitos e temporalidades, que podem ser distintos entre setores e regiões. Por isso, é comum observar-se evidências empíricas que aplicadas para outros recortes não corroboram a hipótese. Isso não anula, porém, a teoria e nem os resultados distintos obtidos. Nesse sentido, as diversas análises empíricas ampliam o escopo de estudo.

Uma evidência adicional é quanto ao contexto de 2018. Os resultados sugerem, que nesse ano, o aumento do PIB *per capita* tem favorecido a redução da desigualdade para aproximadamente 85% dos Estados. E nesse sentido, a participação dos setores da indústria e serviços está contribuindo para a queda da desigualdade intrarregional na maioria dos Estados, dado que eles estão na faixa negativa da relação. Por outro lado, quando considerada a desigualdade inter-regional, o aumento do PIB *per capita* e da participação do setor de serviços tem favorecido o aumento da desigualdade, enquanto que para a participação industrial observa-se uma divisão, em que aproximadamente 50% tem contribuído para o aumento e 50% tem contribuído para a redução. Porém, deve-se chamar a atenção de que a participação dos setores em alguns Estados está próxima da transição para a próxima faixa, e nesse sentido, a indústria caminha para um impacto positivo tanto na desigualdade intrarregional quanto na desigualdade inter-regional, enquanto o setor de serviços se aproxima de uma transição em que a relação passa a ser negativa entre a participação e desigualdade inter-regional.

Por fim, reitera-se que deve se considerar algumas limitações dos dados, especificamente quando se propõe a analisar recortes temporais longos, com dados advindos de pesquisas realizadas via questionários, como é a PNAD, o que pode reduzir a confiabilidade dos resultados. Isso ocorre porque as metodologias mudam ao longo do tempo, assim como as

próprias características do mercado de trabalho, que podem surgir ou desaparecer. Além disso, defronta-se com o problema da subdeclaração, presente nas respostas sobre salários. Apesar disso, essas ainda são as melhores informações disponíveis e não inviabilizam ou reduzem a relevância das evidências obtidas.

Para avançar na temática, o presente ensaio pode ser ampliado a partir do estudo da relação para outras atividades econômicas de menor participação, assim como a partir do desmembramento dos setores clássicos em subsetores, com características distintas entre si, como é o caso do setor de serviços. Pode-se também reformular a estratégia de controle, com a inserção de outras variáveis que podem ser importantes para entender a desigualdade na distribuição dos rendimentos estaduais.

4. DESIGUALDADE SETORIAL DOS RENDIMENTOS DO TRABALHO NO BRASIL: ÍNDICE, CLASSIFICAÇÃO SETORIAL E EVOLUÇÃO

4.1 Introdução do capítulo

A desigualdade com que são distribuídos os rendimentos da produção entre os indivíduos que compõe a sociedade é um problema discutido constantemente pelas Ciências Econômicas, sendo considerada como um dos principais distúrbios do capitalismo, dada a sua permanência ao longo do tempo. Tal afirmação parte do pressuposto de que a renda gerada é suficiente para que todos os indivíduos tenham uma vida digna²⁴, suprimindo todas as suas necessidades vitais. Mas que, dada à forma de funcionamento do sistema capitalista, de distribuição desigual dos seus rendimentos, este privilegia alguns indivíduos em detrimento de outros (STIGLITZ, 2012; PIKETTY, 2014). Tal fato pode estar, em alguma medida, relacionado às dificuldades de compreender e diagnosticar de forma eficiente como os setores de atividades econômicas estão contribuindo para o problema.

Nesse contexto, o principal indicador utilizado para medir a distribuição dos rendimentos setoriais é o Índice de Gini (HOFFMANN, 2006). Porém, apesar de ser eficiente em medir a magnitude da desigualdade individual na distribuição dos rendimentos de um país, região, setor ou qualquer outra unidade de análise, este índice capta apenas esta dimensão da distribuição – intra –, não considerando a desigualdade entre as unidades de análise – inter –. Esta é, portanto, uma limitação, dado que o país, a região geográfica ou o setor em análise podem apresentar uma desigualdade de magnitude baixa pelo índice de Gini, mas com rendimentos médios relativamente baixos em comparação a outras unidades. Assim, a análise apenas do Índice de Gini pode superestimar ou subestimar a questão da distribuição setorial dos rendimentos do trabalho.

Esta limitação também é observada em outros indicadores tradicionais de distribuição da renda, como o Índice de Theil, e de concentração, como a Razão de Concentração. Assim como o Gini, eles têm como objetivo captar apenas um nível de equidade. Além disso, os principais

²⁴ Dados do Banco Mundial mostram que o PIB *per capita* do mundo em 2019 era de 11.441,73 dólares. Considerando a linha de pobreza de US\$ 5,50 por dia – a mais alta entre as três convencionalmente utilizadas: US\$ 1,90 por dia, US\$ 3,20 por dia e US\$ 5,50 por dia – o PIB *per capita* do mundo garantiria uma renda 5,70 vezes maior que a linha da pobreza. Além disso, garantiria uma renda aproximadamente 4,03 vezes maior que o salário mínimo do Brasil de 2019 – R\$ 954,00 – fazendo a conversão a partir da taxa de câmbio do final de 2019 – R\$ 4,03 em 31 de dezembro –.

indicadores utilizados para sugerir o nível de desenvolvimento econômico – PIB *per capita* e Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) – não são apropriados para análises da distribuição da renda (GUIMARÃES; JANNUZZI, 2005).

Outra limitação dentro da temática da distribuição dos rendimentos aplicada aos setores de atividades econômicas é a inexistência de uma classificação que separe estes em grupos, tendo como critério de seleção a desigualdade dos rendimentos do trabalho. Na literatura, existem diversas classificações da estrutura produtiva. No âmbito econômico, a mais utilizada é a que emprega o nível de intensidade tecnológica como parâmetro de determinação, que foi proposta pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), e serve de referência para estudos e formulações de políticas públicas em diversos países.

No Brasil, as classificações mais adotadas são baseadas em propostas de organismos governamentais, como a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE). Naturalmente, estas evoluem conforme as mudanças na própria estrutura produtiva, provocadas principalmente por avanços tecnológicos e alterações nas relações de trabalho. Para a dimensão distribuição dos rendimentos do trabalho, porém, não existe uma classificação consagrada.

Assim, quando se objetiva estudar os setores produtivos a partir da dimensão distribuição dos rendimentos do trabalho, esbarra-se na dificuldade de identificação e agregação dos setores mais ou menos desiguais. Em decorrência disso, as análises de impactos de políticas ou de outros fatores sobre os setores mais ou menos desiguais são dificultadas, dado que não existe consenso de quais são os setores mais ou menos desiguais ou uma classificação de referência.

Diante dessas limitações, o primeiro objetivo deste primeiro ensaio é propor e calcular uma medida de desigualdade dos rendimentos do trabalho que considere a distribuição intrasetorial (entre trabalhadores de um setor), mas também a intersetorial (entre setores). Para construir o indicador proposto, denominado como Índice de Desigualdade Intra e Intersectorial (IDIIS), será realizada uma expansão do Índice de Gini, agregando à formulação tradicional do seu cálculo uma equação que capta a amplitude da diferença de renda entre setores. Este indicador permitirá aferir, além da magnitude da desigualdade de renda dos trabalhadores do setor, se essa desigualdade ocorre a um nível relativamente elevado ou baixo de renda média.

O segundo objetivo deste ensaio é propor uma classificação dos setores produtivos que utiliza como critério de seleção o indicador de desigualdade aqui construído. A metodologia consiste na estratificação das atividades econômicas em quatro *clusters* (alto IDIIS, médio-alto IDIIS, médio-baixo IDIIS e baixo IDIIS) a partir da metodologia de Análise Hierárquica de *Cluster* de Ward (1963). A vantagem do agrupamento por *cluster* é que este permite a junção de subgrupos homogêneos a partir de um grupo heterogêneo, sem a existência de arbitrariedade,

dado que os subgrupos são construídos a partir de semelhanças entre si (HALKIDI; BATISTAKIS; VAZIRGIANNIS, 2001; FÁVERO et al., 2009).

Para mostrar a aplicabilidade do indicador proposto, denominado Índice de Desigualdade Intra e Intersetorial (IDIIS), ele será calculado para as atividades econômicas agregadas do Brasil para o período de 1976 a 2019 a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Em seguida, os resultados do IDIIS serão comparados com dois dos tradicionais indicadores de distribuição de renda utilizados na literatura, o Índice de Gini e Índice de Theil. Depois, o IDIIS será utilizado como base para a construção, por *clusters*, da classificação setorial brasileira pela desigualdade dos rendimentos do trabalho (alto IDIIS, médio-alto IDIIS, médio-baixo IDIIS e baixo IDIIS). Como pano de fundo para a aplicação das propostas, serão realizadas análises de evoluções contextualizadas pelos possíveis impactos das crises econômicas na distribuição de renda. Para isso, será tomado como referência a classificação de ciclos econômicos do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE). Nesse sentido, o terceiro objetivo do primeiro estudo desta Tese é verificar se existem evidências de alguma relação entre as crises econômicas e o comportamento da desigualdade. Para isso, será usado o coeficiente de correlação de Pearson²⁵.

Portanto, tal ensaio contribui para aumentar o escopo dos estudos que almejam analisar a distribuição setorial dos rendimentos, preenchendo, dessa forma, algumas lacunas na literatura: i) ausência de trabalhos que avaliam se a desigualdade setorial dos rendimentos do trabalho ocorre em um nível relativamente baixo ou elevado de renda média – ou seja, considerando as distribuições intra e intersetorial; ii) inexistência de uma classificação dos setores produtivos que tenha a desigualdade dos rendimentos como critério de agregação; e iii) avaliações sobre os impactos dos ciclos econômicos sobre a desigualdade setorial dos rendimentos no Brasil.

Para atingir os objetivos propostos, o ensaio está estruturado em mais quatro seções, além desta introdução e das considerações finais. Na segunda seção, é realizada uma breve revisão das literaturas relativas a indicadores de distribuição de renda e a classificações das atividades econômicas. Na terceira seção, são apresentadas as propostas, as metodologias e os dados. Por fim, na quarta seção, são reportados os resultados e realizadas as discussões.

²⁵ O coeficiente de correlação de Pearson é uma medida estatística que representa o grau de associação, em termos de linearidade, entre duas variáveis (FIGUEIREDO FILHO; SILVA JUNIOR, 2009).

4.2 *Background* metodológico: indicadores de desigualdade e classificações setoriais

4.2.1 Indicadores relativos à renda e suas limitações

Os primeiros indicadores de renda, denominados de “primeira geração”, foram criados para retratar e tornar comparável a situação econômica dos locais (nível da renda), sendo usados também como medidas do bem-estar da população. O mais utilizado é o PIB *per capita*, que retrata bem o perfil dos indicadores dessa geração. Estes têm algumas características comuns: i) simplicidade; ii) disponibilidade de dados para ampla gama de países; iii) fácil compreensão; iv) comparabilidade; e, v) retratam o desenvolvimento (GUIMARÃES; JANNUZZI, 2005).

Ao longo do tempo, indicadores deste tipo passaram a ser questionados quanto à efetiva representatividade da realidade, ao se entender que não sinalizam adequadamente a realidade socioeconômica da população (STGLITZ, 2012). Diante de tal limitação, surgiu uma gama de novos indicadores, denominados de “segunda geração”, por abrangerem outras dimensões além da renda. Dentre estes, o mais utilizado é o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). Além da renda, este abrange as dimensões longevidade e educação (em média aritmética). No que tange à renda, esta é ajustada pela Paridade do Poder de Compra (PPC) para ser comparável em diversos países (em dólares). Ademais, aplica-se o logaritmo da renda, dado que a intenção é captar “retornos decrescentes a escala no processo de transformação do rendimento em capacidades humanas; ou seja, para alcançar um nível elevado de desenvolvimento, não é necessário um rendimento ilimitado” (GUIMARÃES; JANNUZZI, p. 75, 2005).

Porém, apesar do avanço no sentido de abranger outras dimensões, o IDH clássico não consegue captar a desigualdade na distribuição da renda. Essa era uma crítica recorrente, dado que reduzia a eficiência do indicador para o caso de análises de países em desenvolvimento, onde a desigualdade é muito elevada, como é o caso do Brasil (GUIMARÃES; JANNUZZI, 2005). Nesse sentido, foi adicionado em 2010 um ajuste à desigualdade no IDH, em que é aplicado um desconto da média de cada dimensão pelo nível de desigualdade. Esse formato foi chamado de Índice de Desenvolvimento Humano Ajustado à Desigualdade (IDHAD).

As limitações dos indicadores de crescimento e desenvolvimento humano no que tange à desigualdade levaram à consagração de medidas que se propuseram a analisar especificamente a situação da distribuição dos rendimentos. Vale ressaltar que, apesar de ser possível, muitas vezes, a percepção da desigualdade de renda a “olhos nus”, as maiores dificuldades para seu

estudo são suas quantificação e qualificação. Essa dificuldade nasce de dois pontos principais: i) falta de confiabilidade e transparência dos dados²⁶; e, ii) insuficiência dos métodos utilizados.

O primeiro ponto se relaciona à disponibilidade de dados confiáveis. Atualmente, eles são obtidos, principalmente, das declarações individuais referentes ao imposto de renda e de declarações para pesquisas populacionais²⁷. Nos dois casos, as declarações tendem a apresentar alto índice de sonegação, em função do objetivo de esconder renda e patrimônio do fisco e, em consequência, reduzir a quantidade de tributos a serem pagos. A PNAD, por exemplo, tem a limitação de não conseguir captar alguns tipos de renda, como as originárias de seguros desemprego, indenizações, ativos financeiros, juros, décimo terceiro salário, participação em lucros e resultados, abonos, bonificações e comissões (BARROS; CURY; ULYSSEA, 2007). Na presença de subnotificações, acaba-se subdimensionando o tamanho real da desigualdade, e escondendo uma situação pior do que a tornada pública pelos organismos especializados.

O segundo ponto, por sua vez, está relacionado ao fato de que os tradicionais indicadores captam apenas dimensões específicas das distribuições, privilegiando algumas em detrimento de outras. Nesse sentido, elas mostram efetivo poder de quantificação, porém, deixam a desejar no quesito qualificação, já que não possuem mecanismos capazes de indicar em que nível de renda ocorre a desigualdade. Como um dos objetivos deste estudo é propor um novo indicador, focaremos em tentar avançar frente as limitações do ponto dois.

Os cálculos das desigualdades nas distribuições dos rendimentos nos estudos que tratam o tema sob a ótica setorial são realizados, majoritariamente, a partir de indicadores, utilizados como medidas-resumo da situação socioeconômica da população. Os indicadores que tratam da distribuição se desenvolveram a partir de duas vertentes principais: i) medidas de desigualdade; e ii) medidas de concentração.

As medidas de desigualdade foram construídas como avanços de medidas de dispersão, como o desvio-padrão, por exemplo. Os indicadores mais utilizados na literatura que trata da desigualdade de renda são construídos, em sua maioria, tomando como ponto de partida a Curva de Lorenz (BARBOSA, 1981). Esta representa “como a proporção acumulada da renda varia em função da proporção acumulada da população, com os indivíduos ordenados de acordo com valores crescentes da renda” (HOFFMANN, p. 336, 2006).

²⁶ No Brasil, os primeiros dados razoavelmente confiáveis para este fim foram obtidos a partir do primeiro Censo Demográfico, realizado pelo IBGE na década de 1960. As evidências deram origem ao primeiro grande debate sobre a desigualdade da renda, que ficou conhecido como “a controvérsia de 70”. Apesar disso, ainda hoje é questionada a qualidade dos dados disponíveis, em função da elevada vulnerabilidade à omissão de informação.

²⁷ Por exemplo, no Brasil: Censo Demográfico, Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

O indicador mais popular que segue esse fundamento é o Coeficiente (Índice) de Gini. Além da curva de Lorenz, o Coeficiente de Gini também tem como fundamento a condição de Pigou-Dalton, a qual “estabelece que o valor de uma medida de desigualdade deve aumentar sempre que for feita uma transferência regressiva de renda (transferência de renda de uma pessoa para outra que já é mais rica)” (HOFFMANN, 1991, p. 144). Matematicamente, o Coeficiente de Gini é obtido a partir da equação (4.01) abaixo.

$$Gini = 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\varphi_{i-1} + \varphi_i) \quad (4.01)$$

sendo n a quantidade de trabalhadores, e $\varphi_i = \frac{1}{n\mu} \sum_{w=1}^i x_w$ a proporção acumulada da renda total recebida na i -ésima posição, em que μ é a renda média dos trabalhadores e x_w a renda acumulada dos trabalhadores até a posição i .

Logo, os valores assumidos pelo índice de Gini estão compreendidos no intervalo entre 0 e 1: i) quando o Gini é igual a 1, tem-se a total desigualdade na distribuição da renda; e quando o Gini é igual a 0, tem-se a total igualdade na distribuição da renda (BARBOSA, 1981).

Outro indicador amplamente utilizado é o Índice de Theil. Ele foi construído por Theil em 1967 e consiste em uma medida de desigualdade que capta, entre outros, a renda *per capita* (HOFFMANN, 1991). A equação (4.02) apresenta a primeira parte do cálculo do Índice de Theil.

$$y_{ij} = \frac{x_{ij}}{n\mu} \quad (4.02)$$

sendo: $i = (1, \dots, n)$; j o recorte geográfico ou unidade de análise; n o número de pessoas; y_{ij} a participação da i -ésima pessoa na renda total do recorte geográfico ou unidade de análise j ; x_{ij} a renda da i -ésima pessoa do recorte geográfico ou unidade de análise j ; e μ a renda média.

Logo, o Índice de Theil (IT) é dado pela equação (4.03):

$$IT = \sum y_{ij} \ln ny_{ij} \quad (4.03)$$

Na equação (1.03), tem-se que $0 \leq IT \leq \ln n$, sendo $IT = 0$ se a renda individual for igual a renda média, ou seja, a renda é igualmente distribuída; e $IT = \ln n$ se a renda total for apropriada por um único indivíduo (HOFFMANN, 1991).

Além do Gini e do Theil, há outros indicadores de distribuição que são menos utilizados, como a Variância dos Logaritmos. Em paralelo, estão as medidas de concentração, como a Razão de Concentração. Esta é utilizada para calcular a razão entre duas faixas da distribuição, como por exemplo, os 10% mais ricos e os 10% mais pobres, como é expresso na equação (4.04).

$$R_{10/10} = \frac{\text{Renda média dos 10\% mais ricos}}{\text{Renda média dos 10\% mais pobres}} \quad (4.04)$$

A Razão de Concentração é utilizada para comparar a razão entre diversos pontos da distribuição. Além dessa medida, existem, ainda, o Índice de Hirschman-Herfindahl, o Índice de Rosenbluth e a Entropia, amplamente utilizados para calcular a participação no mercado.

4.2.2 Classificações das atividades econômicas

Construir uma classificação é, em alguma medida, uma forma de ordenar e agrupar objetos de estudo com características similares a partir de um parâmetro de determinação. Nesse sentido, considerando o objeto de estudo desta Tese, a utilização de uma classificação da estrutura produtiva, tomando como parâmetro de determinação a desigualdade na distribuição dos rendimentos do trabalho, permite a agregação de vários setores em uma quantidade menor de categorias, o que facilita o processamento, a análise e a comparabilidade de informações de diversos períodos temporais e recortes geográficos. Com isso, a construção e o direcionamento de políticas públicas específicas ao combate do problema social da distribuição desigual dos rendimentos do trabalho tornam-se mais robustos (TAFNER, 1995; CAVALVANTE, 2014).

Teórica e historicamente, as classificações das atividades econômicas evoluíram seguindo as dinâmicas das análises da composição da estrutura produtiva e de seus efeitos na distribuição de renda. Os primeiros trabalhos, de economistas clássicos, como Smith (1776), Say (1803), Mill (1848), Marx (1867) e Walras (1874), discutiam a dinâmica econômica considerando três setores principais: agropecuária; indústria; e serviços/comércio. No geral, tal classificação é a máxima agregação observada na literatura, sendo que sua ordem segue o que seria a cronologia produtiva, por isso, são chamados de setores primário, secundário e terciário, respectivamente.

Esta interpretação deu origem aos principais sistemas de classificação de subsetores encontrados na literatura e que fundamentam os oficiais: i) Fisher-Clark (1935, 1940), que os classifica em primário (agricultura e mineração), secundário (manufatura) e terciário (resíduo); ii) Fuchs (1968), que os classifica em agricultura, indústria (mineração, manufatura, transportes e utilidades) e serviços (comércio, empresariais, governo); e iii) Sabolo (1975), que os classifica como primário (agricultura, criação de gado e pesca) e não-primário – alto uso de capital e qualificações (transporte, mineração e manufatura), baixo uso de capital e qualificações (comércio), alto emprego de qualificações e baixo uso de capital (atividades financeiras). As classificações mais utilizadas baseiam-se nas propostas de Fischer-Clark e Fuchs (KON, 1999).

Considerando os três grandes setores em conjunto, mais recentemente, as classificações mais adotadas são baseadas no *Standard Industrial Classification* (SIC), desenvolvido pelo Departamento do Trabalho dos Estados Unidos nos anos 1950. Posteriormente, tal classificação foi revisada pela Organização das Nações Unidas (ONU), resultando na *International Standard Industrial Classification of all Economic Activities* (ISIC), que está na quarta versão: ISIC 4.

No Brasil, a tipologia oficial baseada na ISIC é a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), criada pelo IBGE em 1995. Tal classificação teve sua última atualização realizada em 2006, sendo denominada de Classificação Nacional de Atividades Econômicas versão 2.0 (CNAE 2.0). Esta possui uma estrutura composta por cinco níveis, em que: i) o 1º nível tem 21 seções; ii) o 2º nível tem 87 divisões; iii) o 3º nível tem 285 grupos; iv) o 4º nível tem 673 classes; e iv) o 5º nível tem 1.301 subclasses. As suas principais aplicações ocorrem para levantamentos estatísticos – Cadastro Central de Empresas; pesquisas econômicas estruturais e conjunturais; Sistema de Contas Nacionais do Brasil e pesquisas domiciliares – e na Administração Pública – cadastros e registros administrativos nas três esferas de poder.

As pesquisas populacionais brasileiras utilizam uma adaptação da CNAE, a chamada CNAE-Domiciliar. Na sua forma mais desagregada, esta possui 581 categorias de atividades. Recentemente, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) do IBGE fez duas adaptações à CNAE-Domiciliar: i) agregação das 581 atividades em 59; e ii) agregação destas 59 atividades em 11 setores. Uma classificação oficial no Brasil alternativa à da CNAE é a do SCN, que considera os tipos de atividades produtivas, totalizando 49 subsetores.

4.3 Propostas: metodologias e dados

4.3.1 Indicador sintético da desigualdade de renda setorial

A proposta de um índice sintético da desigualdade intra e intersetorial dos rendimentos do trabalho, o aqui denominado IDIIS, consiste essencialmente na agregação em um único indicador: i) da desigualdade dos rendimentos do trabalho entre os indivíduos de um setor; e ii) da posição do rendimento médio do setor na distribuição geral dos rendimentos. A desigualdade entre os indivíduos é captada pelo Coeficiente (Índice) de Gini. A posição da renda média do setor na distribuição geral, denominada como *Amplitude*²⁸, é captada a partir da equação (4.05). Esta é a medida aqui adotada da desigualdade média dos rendimentos do trabalho intersetorial.

$$Amplitude = \frac{(MÁX_{jt} - X_{it})}{(MÁX_{jt} - MÍN_{jt})} \quad (4.05)$$

sendo: X_{it} o rendimento do trabalho médio da atividade econômica i no ano t ; $MÁX_{jt}$ o rendimento do trabalho médio máximo do conjunto j das atividades econômicas no ano t ; e $MÍN_{jt}$ o rendimento médio mínimo do conjunto j das atividades econômicas no ano t ²⁹.

A amplitude sinaliza a “qualidade” do rendimento médio da atividade econômica em relação ao conjunto das atividades, gerando um indicador β que oscila entre zero e um, como ilustrado em (4.06). Quanto mais próximo de um, menor (pior) é relativamente o rendimento médio do setor, e quanto mais próximo de zero, maior (melhor) é relativamente o rendimento do setor.

$$0 \leq \beta \leq 1 \quad (4.06)$$

O valor extremo um é obtido quando a atividade econômica i possuir o rendimento médio mínimo do conjunto de atividades j . Essa representa a pior situação possível. No outro extremo,

²⁸ A denominação de *Amplitude* decorre do fato de que o seu cálculo permite captar a distância – ou amplitude – do rendimento médio do setor de forma relativa à média de rendimento dos setores que possuem o máximo e o mínimo rendimento médio.

²⁹ A *Amplitude* é calculada para cada ano, assim como o Índice de Gini. Logo, o setor de máximo e de mínimo rendimento pode mudar a cada ano de análise.

o valor zero representa o melhor resultado, pois ocorre na situação em que o rendimento da atividade econômica i é igual ao máximo rendimento médio do conjunto de atividades j .

A equação (4.07) apresenta o cálculo do IDIIS, que é, portanto, o resultado da média aritmética do *Coeficiente de Gini* – equação (4.01) – e da *Amplitude* proposta na equação (4.05). Isso implica que o IDIIS capta, com pesos iguais, a desigualdade dos rendimentos do trabalho dos indivíduos do setor – desigualdade intrasetorial (Índice de Gini) – e a posição do rendimento médio do trabalho da atividade econômica relativamente à distribuição geral dos rendimentos setoriais médios (Amplitude).

$$IDIIS = \frac{\left[1 - \frac{1}{n} \cdot \sum (\varphi_{i-1} + \varphi_i)\right] + \left[\frac{(M\acute{A}X_j - X_i)}{(M\acute{A}X_j - M\acute{I}N_j)}\right]}{2} \quad (4.07)$$

sendo:

- X_i : é o rendimento médio da atividade econômica i ;
- $M\acute{A}X_j$: é o rendimento médio máximo do conjunto j das atividades econômicas;
- $M\acute{I}N_j$: é o rendimento médio mínimo do conjunto j das atividades econômicas.
- $\varphi_i: \frac{\sum_{j=1}^i X_j}{\sum_{j=n}^n X_j}$.

Portanto, assim como o Índice de Gini e a Amplitude, o IDIIS assumirá um valor entre zero e um, como mostrado na equação (4.08). O valor um representa o pior nível de desigualdade intra e intersetorial, enquanto o valor zero representa o outro extremo: o melhor.

$$0 \leq IDIIS \leq 1 \quad (4.08)$$

Assim, um setor com um IDIIS de 1 revela possuir tanto um elevado nível de desigualdade interna – intrasetorial – quanto um baixo nível de rendimento médio – intersetorial – relativamente aos demais setores. Por outro lado, um setor que possui um IDIIS de 0, tem um baixo nível de desigualdade interna – intrasetorial – e um elevado nível de rendimento médio – intersetorial – também relativamente aos outros setores analisados. Pode ocorrer também de um setor apresentar um IDIIS de 0,5 ou próximo da mediana. Esse caso pode ser um resultado de três combinações diferentes: i) alta desigualdade interna – intrasetorial – e alto rendimento médio – intersetorial –; ii) baixa desigualdade interna –

intrasetorial – e baixo rendimento médio – intersetorial –; iii) desigualdade interna – intrasetorial – e rendimento médio – intersetorial – próximos da média, relativamente aos demais setores.

Em relação ao PIB *per capita*, o IDIIS possui a vantagem de captar o nível médio de renda de um setor relativamente aos demais e, também, a dimensão distribuição de renda, que é desconsiderada no PIB *per capita* por ser uma medida de média. Por outro lado, uma crítica que existe aos indicadores sintéticos que consideram várias dimensões, como o IDH, está na perda da “comensurabilidade de suas variações”, que ocorre em função das modificações matemáticas para torná-los mais comparáveis, como a medição em uma escala entre zero e um.

Nesse sentido, o IDIIS é robusto porque trabalha com a mesma variável originária, o rendimento do trabalho, o que implica que, apesar das transformações matemáticas, no limiar, trabalha-se com duas dimensões distintas de uma variável de mesma natureza. Comparando-se aos indicadores de distribuição e concentração de renda, por sua vez, a vantagem do IDIIS consiste na agregação da amplitude do rendimento médio, dando relevância também para o nível da renda médio relativamente a outros setores (desigualdade média intersetorial), além da sua dispersão e concentração intrasetorial (Coeficiente de Gini).

4.3.2 Classificação dos setores de atividades econômicas a partir do IDIIS

A partir do IDIIS de cada um dos setores econômicos, é realizada a classificação destes em grupos. Para isso, é usada uma técnica de análise de agrupamentos, conhecida na literatura como “Análise de *Cluster*” (ou “Análise de Conglomerado”). Tal técnica é fundamentada na estatística de interdependência³⁰ e permite encontrar a “estrutura natural” do objeto em análise. Os elementos (setores) são agrupados pela similaridade entre eles medida por uma ou mais características – nesse estudo, o IDIIS. Assim, a homogeneidade dos setores dentro de um mesmo grupo é maximizada ao mesmo tempo em que a heterogeneidade em relação aos demais grupos também é maximizada, considerando a característica em análise (HALKIDI; BATISTAKIS; VAZIRGIANNIS, 2001; FÁVERO et al., 2009).

O processo de agrupamento é construído em três fases, que consistem na escolha: i) da medida de similaridade ou distância – dissimilaridade –; ii) do algoritmo de agrupamento; e iii)

³⁰ A estatística da interdependência é um ramo da estatística multivariada, que é aquela em que são utilizadas muitas variáveis simultaneamente. O caráter de interdependência se refere àquelas em que o objetivo é captar a inter-relação de um vetor de duas ou mais variáveis. Essas podem ser associações, quando as variáveis são não métricas, ou correlações, quando as variáveis são métricas. Outro exemplo de técnica de interdependência é a análise fatorial (HALKIDI; BATISTAKIS; VAZIRGIANNIS, 2001; FÁVERO et al., 2009).

da quantidade de *clusters*. Nesse estudo, adota-se como medida de dissimilaridade a “Distância Quadrática Euclidiana” (d^2), conforme sugerido por Hair et al. (2005) para estudos que utilizam como algoritmo de agrupamento o método de Ward (1963), que será apresentado em seguida. A d^2 é mensurada de acordo com a equação (4.09).

$$d_{ij}^2 = \sum_{t=1}^n (x_{it} - x_{jt})^2 \quad (4.09)$$

sendo: x_{ik} o valor do IDIIS do setor i no ano t ; e x_{jk} o valor do IDIIS do setor j no ano t .

Portanto, a dissimilaridade é obtida a partir do somatório do quadrado da diferença entre dois setores, i e j , para todos os anos t (HALKIDI; BATISTAKIS; VAZIRGIANNIS, 2001; FÁVERO et al., 2009). Essa equação é replicada para comparar todos os setores entre si em cada um dos anos. A partir da Distância Quadrática Euclidiana calculada, é empregado o algoritmo de agrupamento para montar os grupos segundo a homogeneidade. Para isso, é utilizado o método de agrupamento hierárquico de Ward (1963).

O caráter hierárquico implica que sua construção é realizada obedecendo nível a nível, em formato de árvore. Nesse sentido, eles podem ser aglomerativos ou divisivos. O primeiro inicia considerando cada setor como um *cluster*; depois, os setores vão sendo agrupados até se tornarem um único *cluster* que engloba todos. O inverso acontece com os divisivos. O método de Ward (1963) segue os princípios aglomerativos, também chamados de métodos de *linkage* – encadeamento (MALHOTRA, 2012). Tal característica ficará mais clara a frente ao explicar o dendograma.

O método de Ward (1963) é construído a partir de três passos sequenciais, que são realizados de forma recorrente até o alcance de um único *cluster*. Primeiramente, é calculada a soma do erro quadrático – *sum of squared erros* (SSE) – dentro dos grupos, em pares – grupos A e B , por exemplo –, de acordo com as equações (4.10) e (4.11).

$$SSE_A = \sum_{i=1}^{n_A} (a_i - \bar{a})^2 \quad (4.10)$$

$$SSE_B = \sum_{i=1}^{n_B} (b_i - \bar{b})^2 \quad (4.11)$$

Na sequência, a soma do erro quadrado entre os grupos, como na equação (4.12):

$$SSE_{AB} = \sum_{i=1}^{n_{AB}} (y_i - \bar{y}_{AB})^2 \quad (4.12)$$

sendo: a_i o i -ésimo setor do grupo A ; \bar{a} o centroide do grupo A ; b_i o i -ésimo setor do grupo B ; \bar{b} o centroide do grupo B ; y_i o i -ésimo setor do grupo AB , e \bar{y}_{AB} o centroide do novo grupo formado, AB .

Assim, o método de Ward (1963) transforma em um novo *cluster* os dois grupos A e B que minimizam o aumento na SSE, como é mostrado na equação (4.13).

$$d_{AB} = SSE_{AB} - (SSE_A + SSE_B) \quad (4.13)$$

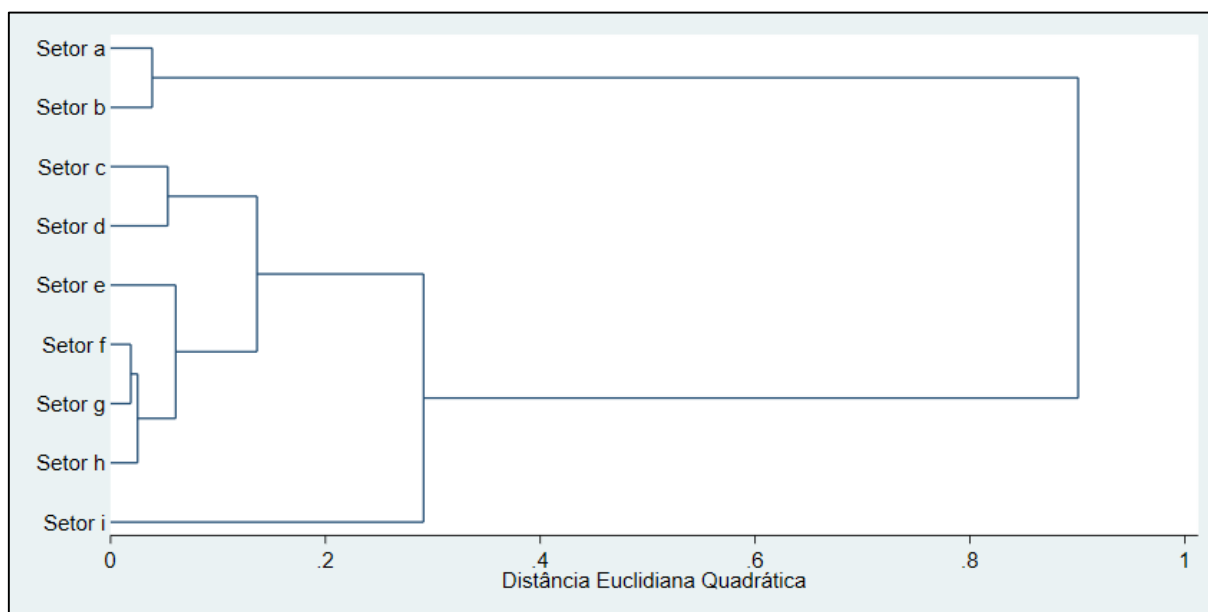
Esse procedimento é repetido em cada nível da hierarquia. A função objetivo pode também ser escrita de acordo com a equação (4.14).

$$d_{AB} = \frac{n_A n_B}{n_A + n_B} (\bar{a} - \bar{b})^2 \quad (4.14)$$

sendo: n_A o número de setores no *cluster* A ; e n_B o número de setores no *cluster* B .

No método de Ward (1963), tais iterações ocorrem de forma sequencial até ser formado um único *cluster*. Tal processo de agrupamento, no formato hierárquico, é realizado a partir de seguidos agrupamentos – como é o caso desse estudo – ou seguidas divisões. Ele pode ser apresentado a partir de um dendograma – Figura 4.1 abaixo.

Figura 4.1 – Exemplo de estrutura do dendograma estimado a partir do método de ligação de Ward.



Fonte: Elaboração própria.

Este mostra de forma detalhada cada uma das etapas de junção dos *clusters* e sua composição (MALHOTRA, 2012). Portanto, a partir desse, será realizado o corte mais adequado que definirá a quantidade de *clusters*, a partir da qual será construída a classificação.

Apesar de suas vantagens – como apresentar *clusters* com quantidades de elementos similares e a simplicidade para estimar e eficiência na construção –, o método possui algumas limitações, como a sensibilidade a *outliers* e tendência a agregar *clusters* com poucos objetos (HALKIDI; BATISTAKIS; VAZIRGIANNIS, 2001; FÁVERO et al., 2009). Mas, como será verificado mais adiante na seção em que os dados são apresentados, tais limitações não comprometem o presente estudo.

Por fim, deve-se apontar que, para nomear cada um dos *clusters* a partir do IDIIS, será realizada uma adaptação da classificação construída pela OCDE de intensidade tecnológica. Aqui, para o grau de desigualdade dos rendimentos do trabalho, e adotando quatro níveis, conforme é apresentado no Quadro: i) atividades de alto IDIIS; ii) atividades de médio-alto IDIIS; iii) atividades de médio-baixo IDIIS; e iv) atividades de baixo IDIIS.

Quadro 4.1 – Proposta de classificação dos setores em clusters segundo o IDIIS

Descrição	Cluster
Atividade de Alto IDIIS	1
Atividade de Médio-Alto IDIIS	2
Atividade de Médio-Baixo IDIIS	3
Atividade de Baixo IDIIS	4

Fonte: Elaboração própria adaptando a classificação de grau de intensidade tecnológica da OCDE.

4.3.3 Dados

Para aplicar as propostas do indicador IDIIS e da classificação baseando-se neste por meio da Análise de *Cluster*, são consideradas as atividades econômicas no Brasil segundo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) a partir de sua adaptação para as pesquisas populacionais em sua versão 2.0, a chamada CNAE-Domiciliar 2.0. Para isso, será realizada a compatibilização das atividades econômicas de 1976 a 2019, a partir dos microdados de pessoas da PNAD do IBGE. Nesse período, ocorreram quatro mudanças na classificação:

- a primeira em 1977, em que os setores “serviços auxiliar da atividade econômica” e “outra atividade ou procurando emprego pela primeira vez” foram agregados em um único setor denominado “outras atividades”;
- a segunda em 1979, em que o setor “outras atividades” foi desmembrado nos setores “serviços auxiliares da atividade econômica” e “outra atividade”;
- a terceira em 2002, em que: i) o setor “prestação de serviços” foi desmembrado em “alojamento e alimentação”, “outros serviços coletivos, sociais e pessoais” e “serviços domésticos”; ii) os setores “serviços auxiliares da atividade econômica” e “outra atividade” foram agregados no setor “outras atividades”; e iii) o subsetor “serviços de reparação” foi retirado do setor de “comércio e reparação” e inserido no setor de “serviços de baixa complexidade”; e
- a última em 2012, em que os setores “outras atividades industriais” e “indústria de transformação” foram agregadas no setor chamado “indústria geral”.

Nesse sentido, são obedecidos os padrões destacados nas notas técnicas da PNAD a cada modificação. Ocorreram ainda mudanças na nomenclatura dos setores, mas que não alteraram a sua composição. Considerando tais aspectos, como é mostrado no Quadro 4.2, chega-se ao total de nove atividades econômicas compatibilizadas para as quais é possível analisar suas evoluções ao longo de todos os anos com informações disponíveis (1976 a 2019), a saber: Agropecuária; Indústria; Construção; Comércio; Serviços de baixa complexidade; Serviços de alta complexidade; Transporte, armazenagem e correio; Educação, saúde humana e serviços sociais; e Administração pública.

Quadro 4.2 – Estratificação das atividades econômicas na PNAD de 1976 a 2019 e estratificação compatibilizada

	1976	1977-1978	1979-2001	2002-2011	2012-2019	Compatibilizado (1976-2019)
1	Atividade agrícola	Agrícola	Agrícola	Agrícola	Agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura	Agropecuária
2	Indústria da transformação	Indústria de transformação	Indústria da transformação	Outras atividades industriais	Indústria geral	Indústria
	Outra atividade industrial	Outras atividades da indústria	Outras atividades industriais	Indústria de transformação		
3	Indústria da construção	Indústria da construção	Indústria da construção	Construção	Construção	Construção
4	Comércio de mercadorias	Comércio de mercadorias	Comércio de mercadorias	Comércio e reparação	Comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas	Comércio
5	Prestação de serviços	Prestação de serviço	Prestação de serviços	Alojamento e alimentação	Alojamento e alimentação	Serviços de baixa complexidade
				Outros serviços coletivos, sociais e pessoais	Outros serviços	
				Serviços domésticos	Serviços domésticos	
6	Serviço auxiliar atividade econômica	Outras atividades	Serviços auxiliares da atividade econômica	Outras atividades	Informação, comunicação e atividades financeiras, imobiliárias, profissionais e administrativas	Serviços de alta complexidade
	Outra atividade ou procurando emprego pela 1ª vez		Outra atividade			
7	Transporte e comunicação	Transporte e comunicação	Transporte e comunicação	Transporte, armazenagem e comunicação	Transporte, armazenagem e correio	Transporte, armazenagem e correio
8	Atividade social	Social	Social	Educação, saúde e serviços sociais	Educação, saúde humana e serviços sociais	Educação, saúde humana e serviços sociais
9	Administração pública	Administração pública	Administração pública	Administração pública	Administração pública, defesa e seguridade social	Administração pública

Fonte: IBGE, PNAD (2019). Elaboração própria.

Além dessas compatibilizações, foram ajustados ainda cinco pontos da base de dados, como sugerido por Vaz e Barreira (2016):

- a região Norte foi excluída da análise, dado que até o ano de 2004 essa só era abrangida na PNAD em sua parte urbana; a exceção é o estado do Tocantins, que foi desmembrado do Goiás no ano de 1988 e, por isso, foi coberto pela PNAD durante todo o período;
- a idade mínima considerada é 14 anos, pois a partir da PNAD Contínua, a idade base para a População em Idade Ativa (PIA) passou de 10 a 14 anos; e idade máxima é de 130 anos;
- exclusão dos indivíduos ocupados com renda zero (produção para o próprio consumo), dado que esses não são considerados mais como ocupados na PNAD Contínua;
- os rendimentos do trabalho foram atualizados para o dia 10 de setembro de 2019 – a partir do IGP-DI (FGV), único índice de preço disponível para o período –, levando-se em consideração o dia 10 de setembro de cada ano como a semana de referência da pesquisa;
- exclusão dos indivíduos com rendimento do trabalho mensal superior a um milhão de reais, considerados *outliers*.

A seguir, os resultados são analisados. Vale apontar que aqueles estimados obtidos pelo IDIIS para cada uma das atividades econômicas são comparados a estimativas também para os tradicionais indicadores de desigualdade revisados na segunda seção: i) Coeficiente de Gini; e ii) Índice de Theil. Essa comparação permite verificar como o comportamento do IDIIS difere dos indicadores consagrados e em que medida e pontos ele avança sobre os demais. Na sequência, a partir dos IDIIS e da aplicação do método de agrupamento de Ward (1963), é apresentada e analisada a classificação das atividades econômicas pela desigualdade aqui proposta.

4.4 Resultados e discussões

Os resultados são apresentados e discutidos em cinco partes. A primeira compreende a construção do IDIIS. Na segunda é realizada a comparação do IDIIS com o coeficiente de Gini e o Índice de Theil. Na terceira é feita a construção da classificação dos setores de atividades econômicas utilizando como critério de seleção dos *clusters* o IDIIS. Na quarta, a classificação

é estimada para os anos de recessão e para os anos de expansão econômica. E, por fim, na quinta parte é realizada a caracterização dos trabalhadores por *cluster*.

Como são adotados dados anuais de 1976 a 2019, há um grande período para avaliar a evolução dos IDIIS. Opta-se pelas discussões serem contextualizadas em ciclos econômicos ao longo do período. Adota-se a classificação do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE). A cronologia do CODACE é trimestral e descreve a duração e a amplitude dos períodos de recessão e expansão no Brasil. O Comitê utiliza os dados do Sistema de Contas Nacionais do IBGE. A série completa abrange o período do primeiro trimestre de 1981 até o primeiro trimestre de 2017 e é composta por nove fases de recessão e nove fases de expansão.

Inicialmente, destaca-se que os ciclos econômicos brasileiros não possuem padrão de duração, assim como as fases de recessão e de expansão. As fases de recessão tiveram duração entre dois e onze trimestres. As fases de expansão, por outro lado, oscilaram entre dois e vinte e um trimestres. O Quadro 4.3 apresenta os períodos, principais motivos e variações acumuladas nas recessões da economia brasileira de 1981 a 2019, de acordo com a datação do CODACE.

Quadro 4.3 - Períodos de recessão da economia brasileira de 1981 a 2019

Período (Trimestres)	Motivo	Variação % acumulada
1981.1 – 1983.1	Crise da dívida externa (Crise de liquidez)	-8,5%
1987.3 – 1988.4	Crise de Hiperinflação	-4,2%
1989.3 – 1992.1	Crise de Hiperinflação	-7,7%
1995.2 – 1995.3	Crise do México	-2,8%
1998.1 – 1999.1	Crise Asiática e quebra de bancos de investimentos nos EUA	-1,5%
2001.2 – 2001.4	Crise da Argentina, 11 de setembro e crise energética	-0,9%
2003.1 – 2003.2	Efeito Lula	-1,6%
2008.4 – 2009.1	Crise do <i>Subprime</i>	-5,5%
2014.2 – 2016.4	Expansão do crédito indiscriminadamente, fim do ciclo das commodities e crise política (<i>Impeachment</i>).	-8,6%

Fonte: CODACE (2020). Elaboração própria.

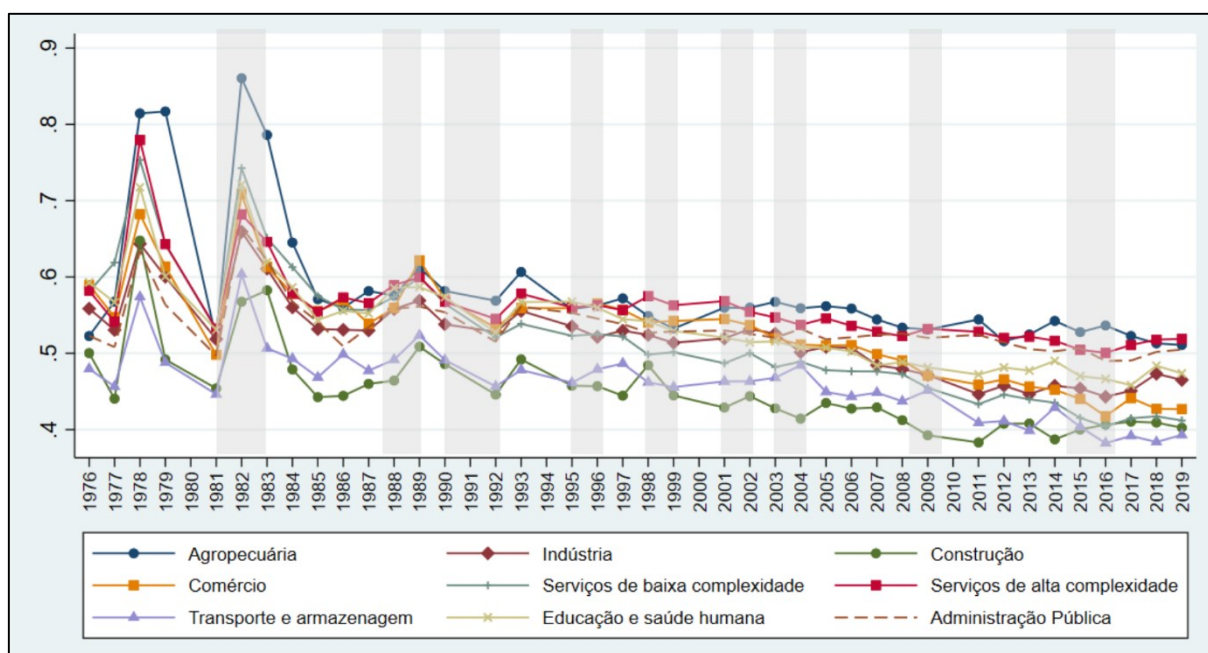
4.4.1 Evoluções do IDIIS e de seus componentes

Seguindo a apresentação do índice realizada anteriormente, o cálculo do IDIIS ocorre em três fases. A primeira consiste nos cálculos dos Coeficientes de Gini para cada um dos setores e anos – equação (4.01). Os resultados desses cálculos são reportados no Gráfico 4.1. A segunda etapa corresponde às mensurações das Amplitudes setoriais (desigualdades médias de renda intersetoriais), que ajustam os Coeficientes de Gini a partir dos rendimentos médios relativos do trabalho – equação (4.05). O Gráfico 4.2 mostra as evoluções das Amplitudes setoriais. Por

último, a terceira etapa representa a média aritmética da soma do coeficiente de Gini com a Amplitude para obter o IDIIS – equação (4.07). A evolução do IDIIS consta no Gráfico 4.3.

O Gráfico 4.1 expõe os Coeficientes de Gini anuais brasileiros por setores de atividades econômicas de 1976 a 2019. Como já mencionado, o Coeficiente de Gini é caracterizado como uma medida de desigualdade intrasetorial, ou seja, capta a desigualdade interna dos rendimentos dos trabalhadores em cada um dos setores. Portanto, segue sua tradição de medir a desigualdade na distribuição da renda pessoal (HOFFMANN, 2006), no caso, em cada setor. Os períodos de crise pela datação da CODACE (Quadro 4.3) estão sombreados em cinza no Gráfico.

Gráfico 4.1 – Evoluções dos Coeficientes de Gini por setores de atividade econômica (1976 a 2019)



Fontes: IBGE, PNAD (2020), e CODACE (2020). Elaboração própria.

Pelo Gráfico 4.1, é possível observar, nos anos iniciais (1976 a 1984), oscilações bruscas dos Índices de Gini setoriais. Como é verificado mais adiante no Gráfico 4.2 e na Figura 4.2, outros indicadores, como a aqui proposta Amplitude (desigualdade intersetorial) e o índice de Theil, também oscilam nesse momento. Uma possível justificativa é o problema inflacionário da época, causado principalmente pela política monetária expansionista alinhada aos choques do petróleo de 1973 e 1979 e à crise da dívida externa de 1981 a 1983 (ABREU, 2014).

Estes fatores provocaram distúrbios nos preços e nos salários na economia brasileira. É baseado nos resultados desse período que emerge a discussão da segmentação do mercado de

trabalho como uma das correntes explicativas da desigualdade de rendimentos no Brasil³¹ (BONELLI; RAMOS, 1993; BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; ULYSSEA, 2007; DALDEGAN, 2018). De 1985 até o início dos anos 2000, observa-se praticamente uma estabilização dos Coeficientes de Gini, sem grandes oscilações. A partir de então, inicia-se uma tendência de queda dos indicadores. Tal movimento, amplamente debatido na literatura, teve como determinantes principais as políticas de valorização do salário-mínimo e os programas de transferência de renda, como o Bolsa Família (BARROS; FOGUEL; ULYSSEA, 2007).

Em 2014, porém, observa-se uma reversão desse movimento em alguns setores, como serviços de alta complexidade, administração pública, educação e saúde humana, indústria e construção. Estes passaram a apresentar crescimento do Coeficiente de Gini. Alguns autores argumentam que esse aumento da desigualdade de renda pode estar relacionado com o agravamento da crise de 2014, que ocorreu em função do crédito indiscriminado, e se tornou uma das crises econômicas recentes de maior impacto negativo no mercado de trabalho (CACCIAMALI, TATEI, 2016; MANNI, MENEZES FILHO, KOMATSU, 2017; NERI, 2018).

A Tabela 4.1 mostra os coeficientes de correlação de Pearson estimados entre: i) os Índices de Gini setoriais e as variações do PIB³², entre os Ginis setoriais e uma *dummy* recessão e, simetricamente, entre os Ginis setoriais e uma *dummy* expansão de 1976 a 2019. O intuito é investigar a relação da desigualdade setorial com movimentos de crescimento e queda do PIB.

Tabela 4.1 – Coeficientes de correlação de Pearson (ρ) entre os Coeficientes de Gini setoriais, variações do PIB e períodos de recessão e expansão (1976 a 2019)

Setor	Coeficiente de correlação de Pearson (ρ)		
	Variação do PIB	Recessão	Expansão
Agropecuária	0,0772	-0,0185	0,0185
Indústria	0,1913	-0,0445	0,0445
Construção	0,0775	0,0201	-0,0201
Comércio	0,2789***	-0,1329	0,1329
Serviços de baixa complexidade	0,2451	-0,0400	0,0400
Serviços de alta complexidade	0,1791	-0,0878	0,0878
Transporte e armazenagem	0,2187	-0,0831	0,0831
Educação e saúde humana	0,1744	-0,0485	0,0485
Administração Pública	0,0728	-0,0291	0,0291

Fontes: IBGE, PNAD (2020), Banco Mundial (2020) e CODACE (2020). Elaboração própria.

Obs.: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

³¹ A teoria da segmentação ou dualidade do mercado de trabalho, teoriza que indivíduos com características iguais, como por exemplo, nível de qualificação, cor, idade e experiência, podem receber salários distintos por estarem inseridos em setores de atividades diferentes. E isso ocorre porque os trabalhadores não conseguem transitar de um setor para outro de forma automática e contínua, dadas as especificidades de cada setor (BONELLI; RAMOS, 1993; BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; ULYSSEA, 2007; DALDEGAN, 2018).

³² Representa a variação do PIB do Brasil em relação ao ano imediatamente anterior.

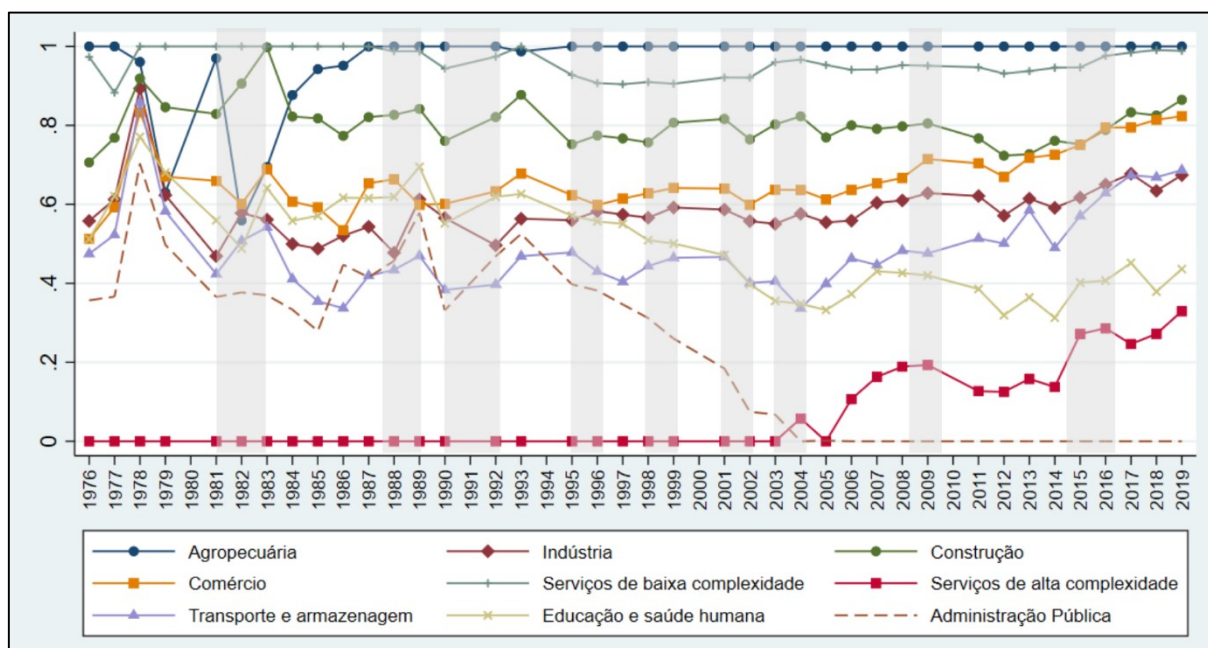
Para quase todos os setores, exceto o de construção, são observadas correlações negativas entre os Gini e os períodos de recessão registrados de 1976 a 2019; ou seja, as crises podem afetar negativamente a desigualdade intrassetorial dos rendimentos do trabalho medida pelo Coeficiente de Gini. Portanto, quedas do PIB podem causar reduções das desigualdades. Essa evidência sugere um resultado distinto do amplamente encontrado na literatura, qual seja, o de aumento da desigualdade de renda nas crises e redução nos períodos de crescimento econômico. Ademais, os coeficientes de correlação distintos da Tabela 4.1 sugerem que as crises tendem a impactar de forma distinta a desigualdade dos rendimentos do trabalho de diferentes setores. Apesar dessas evidências, apenas o coeficiente de correlação estimado entre o setor de comércio e a variação do PIB foi estatisticamente significativo ao nível de 10%.

Defende-se nesta Tese que, apesar de uma importante medida de desigualdade, o fato do Coeficiente de Gini não apontar se a desigualdade ocorre a um nível de renda relativamente baixo ou alto em termos dos rendimentos médios setoriais é uma limitação por só sinalizar uma dimensão da desigualdade setorial, podendo, por exemplo, provocar a construção de políticas públicas e tomadas de decisões pelos agentes dos setores errôneas. Isso porque há a ilusão de que a desigualdade intersetorial é baixa, dada a pequena diferença entre os Coeficientes de Gini setoriais. Para captar o diferencial intersetorial, usa-se a medida Amplitude já discutida.

O Gráfico 4.2 mostra as desigualdades intersetoriais (Amplitudes) anuais de 1976 a 2019. Vale relembrar que a Amplitude expõe a situação do setor de atividade econômica em análise em relação aos demais no que tange ao seu rendimento médio. Assim, realça que a desigualdade setorial não se restringe apenas à desigualdade intrassetorial, mas também à intersetorial.

Observa-se que ocorreram algumas mudanças das posições relativas e das magnitudes das Amplitudes ao longo dos anos de 1976 a 2019. Pode-se apontar como a modificação mais relevante a troca de posição entre os serviços de alta complexidade e a administração pública, de forma permanente a partir de 2006. Isso significa que, desde então, o setor de administração pública passou a ser o que possui o melhor rendimento médio do trabalho. Tal situação revela um empoderamento dos servidores públicos no período. Vaz e Hoffmann (2007) explicam que o aumento do rendimento médio dos servidores públicos recente se relaciona a uma estratégia do governo de reduzir os cargos e funções operacionais, que exigem baixa qualificação, provocando um aumento médio da qualificação e da renda no setor público.

Gráfico 4.2 – Evoluções das Amplitudes por setores de atividade econômica (1976 a 2019)



Fontes: IBGE, PNAD (2020), e CODACE (2020). Elaboração própria.

Outro setor com melhora relativa do posicionamento no período é o de educação e saúde humana, saindo da quarta colocação para a terceira. Chama a atenção as perdas de posições em relação aos demais dos setores de comércio e de transporte e armazenagem, especificamente a partir da década de 2000. Os setores da indústria e da construção, por sua vez, evidenciam certa estabilidade ao longo da maior parte do período; porém, no período mais recente, a partir de 2012, estes manifestaram uma tendência de piora do rendimento médio comparativamente aos demais setores econômicos.

A Tabela 4.2, por sua vez, permite verificar as correlações entre as Amplitudes setoriais e: i) as variações do PIB; ii) períodos de retração (*dummy* recessão) e crescimento (*dummy* expansão) econômica. Diferentemente do que foi observado para os Índices de Gini, quando consideradas as Amplitudes em relação aos anos de recessão, tem-se uma relação positiva com a maioria dos setores, exceto para a agropecuária, a indústria e o de transporte, três setores tradicionais da economia brasileira, com grande participação no PIB e no emprego. Isso implica que períodos de recessão provocam redução do rendimento relativo da maioria dos setores, exceto dos três mencionados, que apresentam um aumento relativo do rendimento (MANNI, MENEZES FILHO, KOMATSU, 2017). Esse movimento pode estar atrelado ao fato de que em períodos de crise as pessoas tendem a restringir o seu consumo aos produtos essenciais, mantendo a demanda desses aquecida enquanto a dos demais tende a reduzir (CACCIAMALI, TATEI, 2016).

Esse resultado ressalta a importância de considerarmos uma medida de desigualdade intrasetorial e outra de desigualdade intersetorial quando desejamos investigar a desigualdade setorial, pois essas podem possuir reações distintas de acordo com a dinâmica econômica. Apesar das evidências apresentadas, assim como ocorreu para o Coeficiente de Gini, para a Amplitude apenas o coeficiente de correlação estimado entre o setor de comércio e a variação do PIB foi estatisticamente significativa, mas, nesse caso, ao nível de 5%.

Tabela 4.2 – Coeficientes de correlação de Pearson (ρ) entre as Amplitudes setoriais, variações do PIB e períodos de recessão e expansão (1976 a 2019)

Setor	Coeficiente de correlação de Pearson (ρ)		
	Variação do PIB	Recessão	Expansão
Agropecuária	-0,0096	-0,0266	0,0266
Indústria	0,0392	-0,1951	0,1951
Construção	-0,1622	0,1598	-0,1598
Comércio	-0,3841**	0,1786	-0,1786
Serviços de baixa complexidade	0,0656	0,1787	-0,1787
Serviços de alta complexidade	-0,2492	0,1275	-0,1275
Transporte e armazenagem	-0,1297	-0,0258	0,0258
Educação e saúde humana	0,1494	0,1251	-0,1251
Administração Pública	0,1611	0,0504	-0,0504

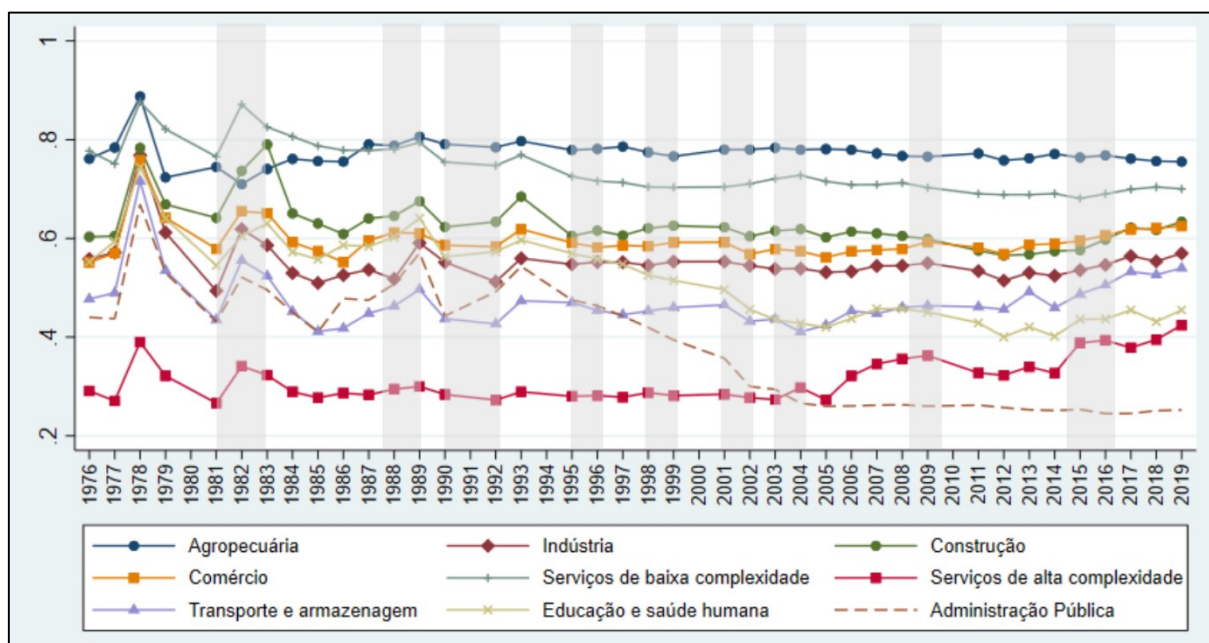
Fontes: IBGE, PNAD (2020), Banco Mundial (2020) e CODACE (2020). Elaboração própria.

Obs.: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Finalmente, o Gráfico 4.3 exibe os IDIIS anuais por setores de atividade econômica para o Brasil de 1976 a 2019. Relembrando, o IDIIS, conforme explicado na proposta metodológica, é o resultado da média aritmética, para cada setor, da soma do Índice de Gini com a Amplitude. A princípio, pode-se apontar três características reveladas pelas evoluções dos IDIIS setoriais apresentadas no gráfico: i) baixa variação; ii) estabilidade; e, iii) amplitude.

A primeira característica está relacionada com a baixa variação dos índices ao longo do período, mesmo em períodos de grandes oscilações, como na primeira década do período analisado, 1976 a 1986. Estatisticamente, essa característica aumenta a robustez das estimações econométricas que fazem uso de séries temporais, sendo, portanto, uma vantagem do IDIIS. Esse argumento está fundamentado no Teorema do Limite Central (TLC), que pauta que quanto mais próximo da média e menor o desvio padrão, menor será a variância, e assim, mais próximo se está da distribuição normal. Isso implica em uma maior probabilidade de estar próximo à realidade, dado que a chance de ocorrer um evento próximo à média é maior do que a de ocorrer um evento mais próximo do máximo ou do mínimo (GREENE, 2012).

Gráfico 4.3 – Evoluções dos IDIIS por setores de atividade econômica (1976 a 2019)



Fonte: IBGE, PNAD (2020), e CODACE (2020). Elaboração própria.

Já a estabilidade sugere que, ao considerar o nível do rendimento médio setorial como critério de ajuste do Coeficiente de Gini, não se observam alterações significativas da distância entre os diversos setores, e, portanto, de reduções das desigualdades entre os setores. Nesse sentido, apenas três setores sofreram mudanças significativas no posicionamento: a educação e saúde humana e a administração pública, com tendências de melhora a partir de 1995; e o setor de serviços de alta complexidade, que perdeu a posição de setor com o melhor IDIIS para a administração pública, com explícita piora no IDIIS – o que advém em grande parte da perda da posição de melhor renda média, como observado na análise das Amplitudes (Gráfico 4.2).

A amplitude do IDIIS, por sua vez, está relacionada ao nível de rendimento médio do setor relativamente aos demais. O seu formato matemático favorece um melhor posicionamento dos setores entre o intervalo de zero e um, realçando as diferenças intersetoriais dadas pelo nível de rendimento médio comparativamente entre os setores. No Coeficiente de Gini, por exemplo, que considera apenas a desigualdade intrasetorial, apesar da possibilidade de se posicionar entre zero e um, os setores se concentram em uma faixa que tem distância entre o mínimo e o máximo de aproximadamente 0,3 pontos percentuais, enquanto no IDIIS essa distância é o dobro – aproximadamente 0,6 pontos percentuais. Essa diferença fortalece o argumento de que a desigualdade intersetorial é importante e deve ser considerada nos estudos que se propõe a estudar a desigualdade setorial.

Por último, a Tabela 4.3 reporta os coeficientes de correlação de Pearson estimados para o Brasil, de 1976 a 2019, entre o IDIIS e: i) as variações do PIB; ii) períodos de retração econômica (*dummy* recessão); e iii) anos de crescimento econômico (*dummy* expansão). Apesar dos coeficientes estimados não serem estatisticamente significantes ao nível de 10% para nenhuma das relações estudadas, eles foram interpretados.

Tabela 4.3 – Coeficientes de correlação de Pearson (ρ) entre os IDIIS setoriais, variações do PIB e períodos de recessão e expansão (1976 a 2019)

Setor	Coeficiente de correlação de Pearson (ρ)		
	Variações do PIB	Recessão	Expansão
Agropecuária	0,1071	-0,0811	0,0811
Indústria	0,1462	-0,1846	0,1846
Construção	-0,0490	0,1013	-0,1013
Comércio	-0,1426	0,0632	-0,0632
Serviços de baixa complexidade	0,2266	0,0267	-0,0267
Serviços de alta complexidade	-0,1892	0,0991	-0,0991
Transporte e armazenagem	-0,0335	-0,0614	0,0614
Educação e saúde humana	0,1687	0,0705	-0,0705
Administração Pública	0,1562	0,0407	-0,0407

Fontes: IBGE, PNAD (2020), Banco Mundial (2020) e CODACE (2020). Elaboração própria.

Obs.: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

O IDIIS, como esperado, apresenta uma mescla entre as correlações positivas e negativas entre os setores e os períodos de recessão, dado que é construído a partir da média aritmética entre o Gini setorial e a Amplitude setorial. Essa relação pode ser observada no Quadro 4.4 abaixo, sintetizada apenas nos sinais.

Observa-se que os setores Agropecuária, Indústria e Transporte e Armazenamento possuem relação negativa com a *dummy* recessão. Isso indica que em períodos de recessão esses setores apresentam melhora do IDIIS. E essa é causada pela simultânea relação negativa existente entre a recessão e o Coeficiente de Gini e a Amplitude. Com os demais setores, porém, acontece o inverso. Eles possuem uma relação positiva do IDIIS com os períodos de recessão. E, observa-se que, majoritariamente, a relação negativa do Coeficiente Gini com a recessão é sobreposta pela relação positiva da Amplitude com a recessão. Essa situação só não se aplica ao caso do setor de Construção, que apresenta relação positiva tanto para o Gini quanto para a Amplitude, em relação aos períodos de recessão. Logo, observa-se que os setores reagem de forma distinta em períodos de crise no que tange a desigualdade intra e intersetorial.

Quadro 4.4 - Relação entre o Gini, a Amplitude e o IDIIS de acordo com a variação do PIB, recessão e expansão (1976 a 2019).

Setor	Variação do PIB			Recessão			Expansão		
	Gini	Amplitude	IDIIS	Gini	Amplitude	IDIIS	Gini	Amplitude	IDIIS
Agropecuária	+	-	+	-	-	-	+	+	+
Indústria	+	+	+	-	-	-	+	+	+
Construção	+	-	-	+	+	+	-	-	-
Comércio	+	-	-	-	+	+	+	-	-
Serviços de baixa complexidade	+	+	+	-	+	+	+	-	-
Serviços de alta complexidade	+	-	-	-	+	+	+	-	-
Transporte e armazenagem	+	-	-	-	-	-	+	+	+
Educação e saúde humana	+	+	+	-	+	+	+	-	-
Administração Pública	+	+	+	-	+	+	+	-	-

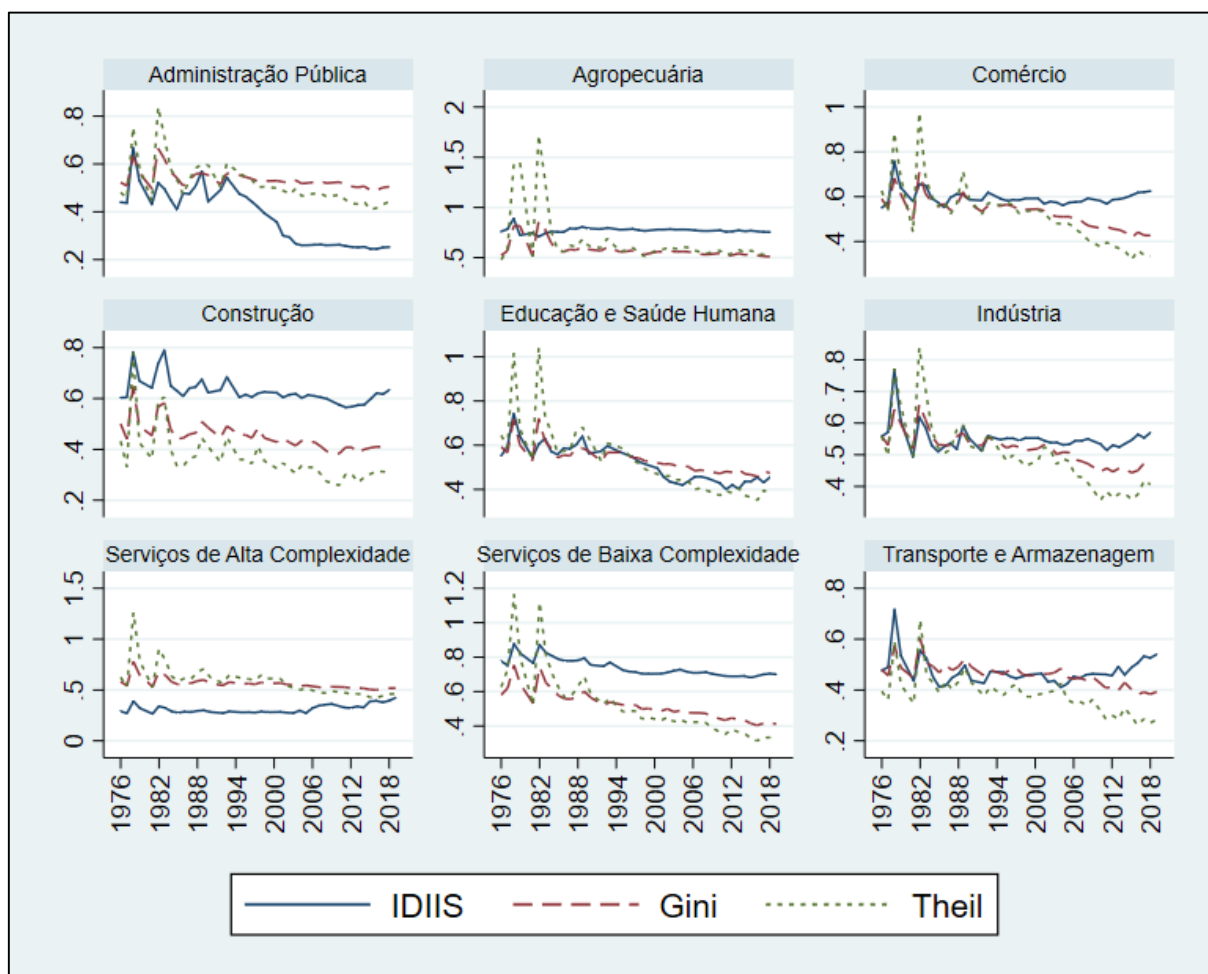
Fontes: IBGE, PNAD (2020), Banco Mundial (2020) e CODACE (2020). Elaboração própria.

4.4.2 Comparativo do IDIIS com os índices de Gini e Theil

Com o IDIIS aqui proposto e estimado, o próximo passo é realizar uma comparação com os tradicionais índices de desigualdade da literatura: Coeficiente de Gini; e Índice de Theil. O objetivo é evidenciar similaridades e diferenças entre as medidas por meio de suas evoluções, o que pode trazer inferências acerca de como tais diferenças impactam nas análises econômicas. A Figura 4.2 revela os resultados estimados do IDIIS, do Coeficiente de Gini e do Índice de Theil para cada um dos setores de atividades econômicas no período de 1976 a 2019.

O comparativo nos revela os três pontos principais: i) como já é consagrado na literatura, a similaridade entre os resultados observados pelos índices de Gini e de Theil, tanto em variação quanto em nível; ii) as diferenças destes em relação ao IDIIS, que apresenta níveis distintos, especialmente para os setores posicionados próximos aos extremos na medida de Amplitude (Gráfico 4.2) – ou seja, aqueles com maior e menor rendimento médio –; iii) a diferença de variação do IDIIS em relação aos demais, sendo a do IDIIS mais baixa; e iii) a estabilidade do IDIIS para a maioria dos setores, revelando uma certa manutenção dos níveis de distribuições intra e intersetoriais, enquanto os índices de Gini e de Theil (apenas distribuição intrasetorial) apresentam, no geral, melhorias da distribuição dos rendimentos no período.

Figura 4.2 – Comparativo das evoluções do IDIIS e dos índices de Gini e de Theil por setores de atividade econômica (1976 a 2019)



Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Devem ser destacadas, ainda, algumas alterações específicas a cada setor. Nesse sentido, os setores podem ser divididos em duas categorias: i) aqueles em que o IDIIS potencializou as desigualdades, que são os casos dos setores que estão próximos dos extremos (melhor e pior distribuições intra e intersetorial); e, ii) aqueles posicionados no centro, próximo à mediana.

A agropecuária, setor com pior IDIIS ao longo de grande parte da série, teve essa situação potencializada no IDIIS, ao registrar um resultado mais próximo de 1 comparativamente aos índices de Gini e de Theil, que a posicionam mais próxima de 0,5. O mesmo ocorreu para os setores de construção e serviços de baixa complexidade. No outro extremo, estão os setores de administração pública e serviços de alta complexidade, que tiveram os seus relativamente bons indicadores de Gini e de Amplitude potencializados, gerando o efeito inverso ao apontado. Nesse caso, o IDIIS ficou mais próximo de 0 comparativamente aos índices de Gini e Theil.

Já os demais setores (indústria, comércio, transporte e armazenagem, educação e saúde humana), que se posicionaram próximo à mediana tanto no Coeficiente de Gini (Gráfico 4.1) quanto no rendimento relativo médio – Amplitude (Gráfico 4.2), foram mantidos no centro pelo IDIIS (Gráfico 4.3). Assim, é observado algo próximo às evidências sinalizadas por meio dos Índices de Gini e Theil (Figura 4.2).

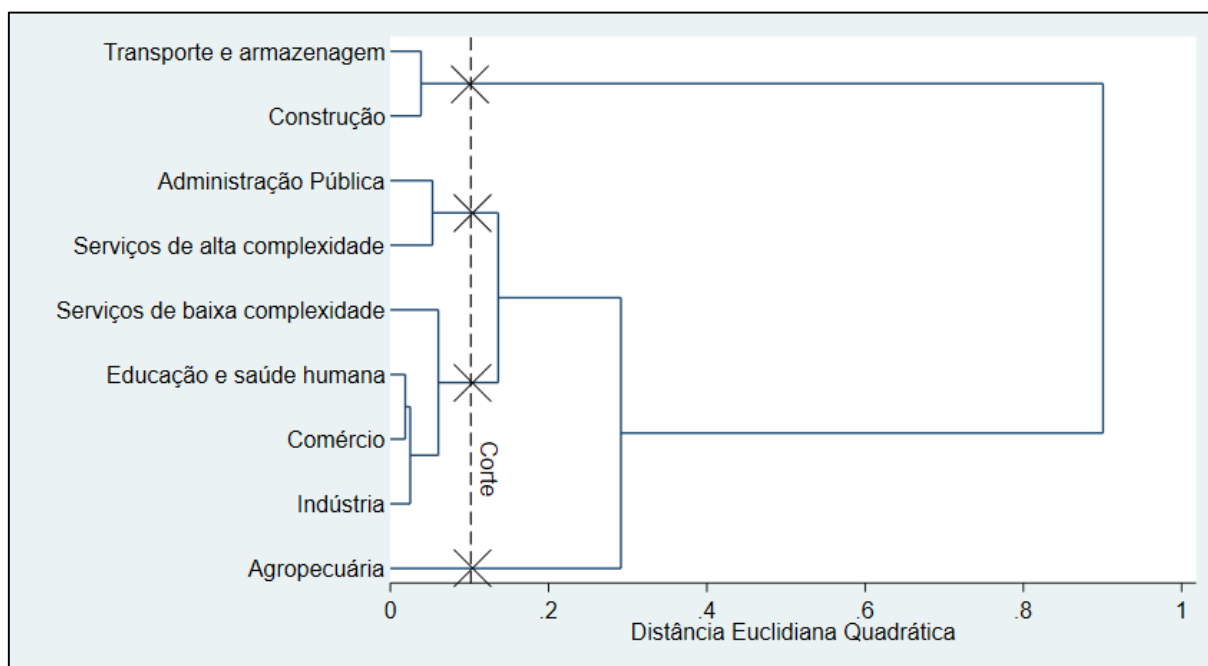
4.4.3 Classificação dos setores de atividades econômicas a partir do IDIIS

Como já apontado, a classificação dos setores de atividades econômicas aqui proposta é construída a partir da Análise Hierárquica de *Cluster*, utilizando o método de agrupamento de Ward (1963) e adotando como medida de dissimilaridade a Distância Euclidiana Quadrática, como sugerido por Hair et al. (2005). Para determinar a quantidade de *clusters* foi estimado um Dendograma pelo método de ligação de Ward (1963). Este permite observar o processo de construção dos *clusters* um a um e, a partir disso, definir a quantidade de grupos ideal. Nesse sentido, ele se diferencia dos métodos de análise não hierárquica, nos quais a quantidade de grupos é determinada arbitrariamente e pode alterar cada vez em que se repete a estimação (HALKIDI; BATISTAKIS; VAZIRGIANNIS, 2001; FÁVERO et al., 2009).

Para garantir mais elementos às análises, realiza-se a Análise Hierárquica de *Cluster* também para o Índice de Gini e a Amplitude separadamente; ou seja, para cada uma das medidas que compõem o IDIIS. Assim, primeiramente, a Figura 4.3 mostra o Dendograma estimado para o Coeficiente de Gini. Considerando o corte realizado no Dendograma, realiza-se a Análise Hierárquica de *Cluster* a partir do método de Ward (1963), sendo obtida a classificação em quatro *clusters* detalhada na Tabela 4.4.

Deve-se ressaltar que tal classificação considera como parâmetro de agrupamento apenas a desigualdade interna de cada setor (intrasetorial), captada pelo Coeficiente de Gini. Assim, levando em conta as análises posteriores, fica evidente que setores que compõem o mesmo *cluster* não possuem similaridades quanto ao seu nível de rendimento médio do trabalho, o que é um problema para uma análise de desigualdade. Isto porque estariam sendo tratados de forma igual setores com distribuições internas similares, mas em níveis de renda média distintos.

Figura 4.3 – Dendograma estimado para o Gini a partir do método de ligação de Ward.



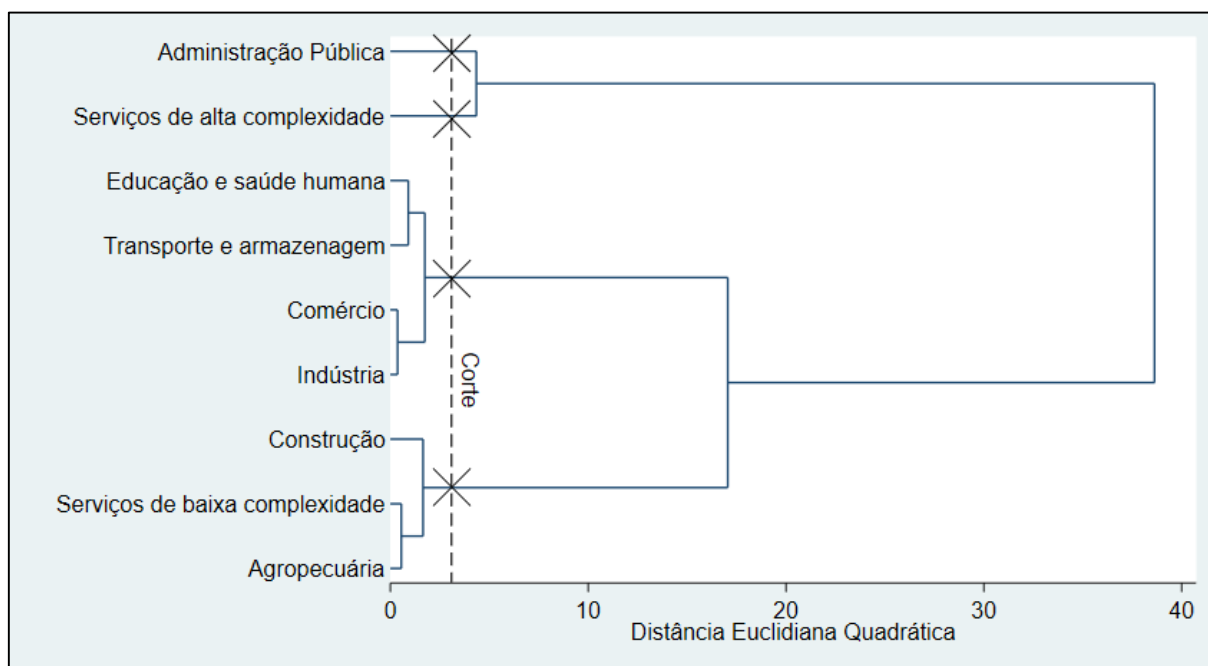
Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Tabela 4.4 – Classificação dos setores em quatro *clusters* segundo o Índice de Gini

Cluster	Classificação	Setor
	Descrição	
1	Atividade de alta equidade	Transporte e armazenagem Construção
2	Atividade de média-alta equidade	Serviços de baixa complexidade Comércio Indústria
3	Atividade de média-baixa equidade	Educação e saúde humana Administração Pública
4	Atividade de baixa equidade	Serviços de alta complexidade Agropecuária

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Vale ressaltar que o objetivo do emprego proposto da Amplitude, que será apresentada em seguida, é considerar o nível de renda relativo aos demais setores como um fator importante para qualificar a desigualdade setorial, considerando também a distribuição intersetorial. Portanto, a classificação dos setores pelo Coeficiente de Gini da Tabela 4.4 é distinta da obtida a partir da Amplitude e, também, a partir do IDIIS. A Figura 4.4, mostra o Dendograma estimado para a Amplitude pelo método de ligação de Ward (1963).

Figura 4.4 – Dendograma estimado para a Amplitude a partir do método de ligação de Ward

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

A partir do corte realizado, apresentado no Dendrograma da Figura 4.4, foi realizada a Análise Hierárquica de *Cluster* a partir do método de Ward (1963), chegando-se à Tabela 4.5, que apresenta a classificação dos setores de atividades econômicas dividida em quatro *clusters* de acordo com a medida de Amplitude (desigualdade média intersetorial).

Tabela 4.5 – Classificação dos setores em quatro *clusters* segundo a Amplitude

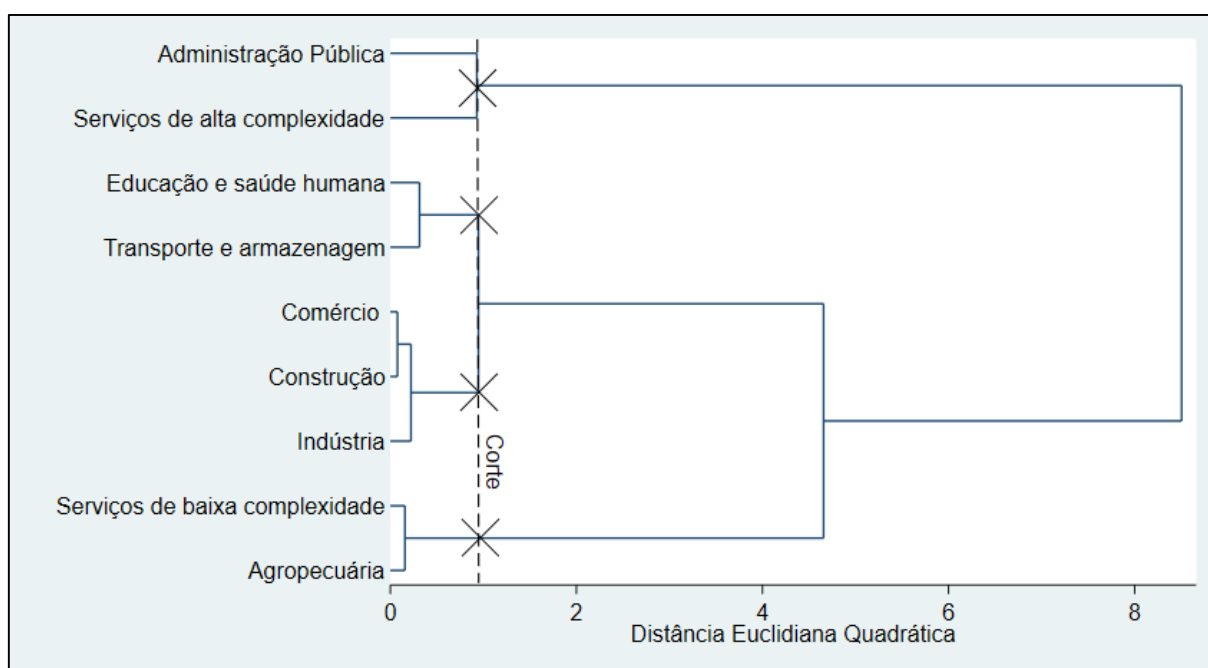
Classificação		Setor
Cluster	Descrição	
1	Atividade de alta renda relativa	Administração Pública
2	Atividade de média-alta renda relativa	Serviços de alta complexidade
		Educação e saúde humana
3	Atividade de média-baixa renda relativa	Indústria
		Transporte e armazenagem
		Comércio
		Construção
4	Atividade de baixa renda relativa	Agropecuária
		Serviços de baixa complexidade

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Nesse caso, o que determina o agrupamento é a similaridade entre os rendimentos médios do trabalho dos setores. Porém, tem-se a deficiência de não considerar a desigualdade interna dos setores (intrasetorial). Logo, como defendido nesta Tese, é plausível utilizar a Amplitude como um qualificador da desigualdade setorial obtida pelo Coeficiente de Gini. Portanto, assim como a classificação obtida pelo Gini, essa também será distinta da encontrada pelo IDIIS.

Finalmente a Figura 4.5 mostra o Dendograma estimado para o IDIIS a partir do método de ligação de Ward (1963). A partir do corte realizado, foi feita a Análise Hierárquica de *Cluster* utilizando-se o método de Ward (1963). Como resultado, obteve-se a classificação apresentada na Tabela 4.6, que mostra os *clusters* obtidos a partir do agrupamento das atividades econômicas segundo o IDIIS com dados das PNADs do IBGE de todos os anos, 1976 a 2019, de forma conjunta.

Figura 4.5 - Dendograma estimado para o IDIIS a partir do método de ligação de Ward



Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Tabela 4.6 – Classificação dos setores em quatro *clusters* segundo o IDIIS

Cluster	Classificação	Setor
	Descrição	
1	Atividade de alto IDIIS	Administração Pública Serviços de alta complexidade
2	Atividade de médio-alto IDIIS	Educação e saúde humana Transporte e armazenagem
3	Atividade de médio-baixo IDIIS	Comércio Construção Indústria
4	Atividade de baixo IDIIS	Serviços de baixa complexidade Agropecuária

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Observa-se que na classificação final, que tem o IDIIS como critério de agrupamento, é levado em consideração tanto o nível de desigualdade interna (Gini) quanto o nível de rendimento médio relativo aos demais setores (Amplitude). Isso implica em uma análise da

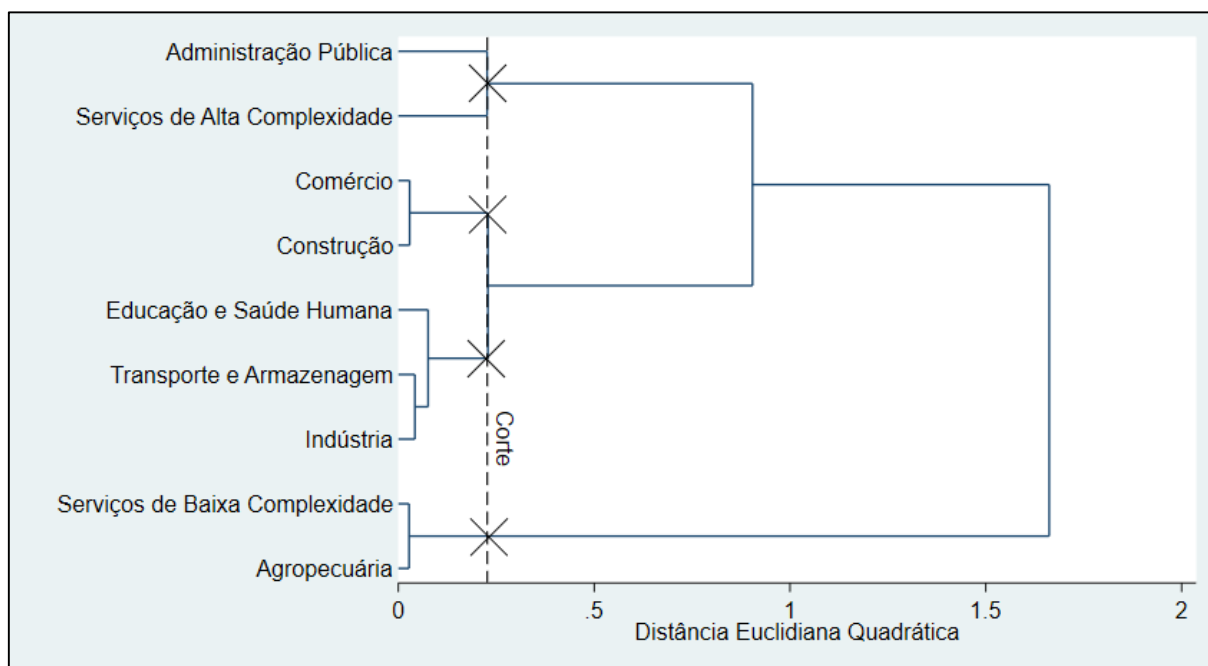
desigualdade setorial dos rendimentos de forma qualificada. Corrigindo-se uma limitação existente nos indicadores sintéticos de distribuição de renda de primeira geração, que possuem baixa representatividade da realidade (STIGLITZ, 2012).

Portanto, a classificação final obtida sugere como atividade de alto IDIIS a administração pública e os serviços de alta complexidade, o que implica em melhores níveis relativos de distribuição interna dos rendimentos do trabalho e de rendimento médio. Em um segundo escalão (*cluster 2*), que compreende as atividades de médio-alto IDIIS, foram classificados os setores de educação e saúde humana e transporte e armazenagem. O terceiro *cluster*, aqui denominado como atividades de médio-baixo IDIIS, é o com maior número de setores, a saber: comércio; construção; e indústria. Por último, o quarto *cluster*, que compreende as atividades de baixo IDIIS, ou seja, que possuem distribuições intra e intersetoriais relativamente piores, é composto pelos serviços de baixa complexidade e agropecuário.

4.4.4 Classificação pelo IDIIS em anos de recessão e de expansão econômica

Para inserir a discussão no contexto dos períodos de recessão, estima-se o Dendograma (Figura 4.6) a partir do método de ligação de Ward (1963) considerando apenas os anos de recessão.

Figura 4.6 - Dendograma estimado para o IDIIS a partir do método de ligação de Ward considerando apenas os anos de recessão.



Fonte: IBGE, PNAD (2020), e CODACE (2020). Elaboração própria.

Considerando o Dendograma estimado (Figura 4.6) e o corte realizado, é feita a Análise Hierárquica de *Cluster* pelo método de Ward (1963). A partir desta, é construída a classificação da Tabela 4.7, que separou os setores em quatro *clusters* considerando apenas os anos de recessão.

Tabela 4.7 – Classificação dos setores em quatro *clusters* segundo o IDIIS - anos de recessão

Cluster	Classificação	Setor
	Descrição	
1	Atividade de alto IDIIS	Administração Pública Serviços de alta complexidade
2	Atividade de médio-alto IDIIS	Educação e saúde humana Transporte e armazenagem Indústria
3	Atividade de médio-baixo IDIIS	Construção Comércio
4	Atividade de baixo IDIIS	Serviços de baixa complexidade Agropecuária

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

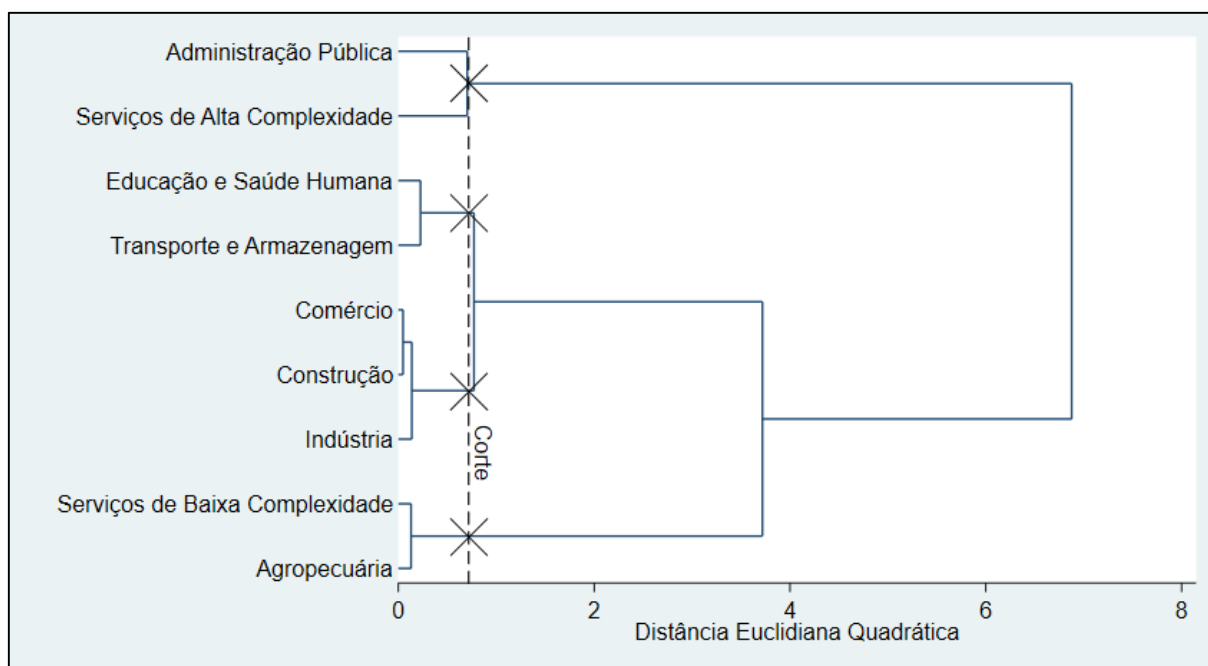
Comparando as Tabelas 4.6 e 4.7, observa-se que, em um contexto de crise econômica, a única mudança observada é a ascensão do setor industrial de atividade de médio-baixo IDIIS para atividade de médio-alto IDIIS. Isso implica que em situações de recessão econômica, o setor industrial melhora o seu nível de desigualdade relativo aos demais setores. Essa dinâmica ocorre porque a Amplitude do setor industrial melhora na maioria das crises analisadas, o que sugere que o impacto das crises sobre os salários do setor é menor comparativamente aos demais. Tal fenômeno está relacionado ao fato de ser um setor essencial da economia (MANNI, MENEZES FILHO, KOMATSU, 2017). Tal constatação confirma a evidência obtida pela análise de correlação de Pearson realizada na tabela 4.3 entre o IDIIS e a *dummy* recessão, assim como as obtidas a partir do Gini e da Amplitude, que também mostram uma relação negativa em períodos de recessão para a Indústria.

Por último, é estimado o Dendograma apresentado na Figura 4.7 para o IDIIS a partir do método de ligação de Ward (1963) considerando apenas os anos considerados pela datação adotada como de expansão econômica (CODACE, 2020). A partir do corte no Dendograma e utilizando a Análise Hierárquica de *Cluster* aplicada ao método de Ward (1963), obtém-se a classificação dos setores de atividades econômicas apresentada na Tabela 4.8.

Comparando as Tabelas 4.6 e 4.8, nota-se que em períodos de expansão econômica e no total, a classificação dos setores segundo o IDIIS – ou seja, a desigualdade intra e intersetorial

dos rendimentos do trabalho – é idêntica. Isso ocorre porque os anos de crescimento econômico são 31 entre os 39 da série estudada, o que representa aproximadamente 79% dos anos.

Figura 4.7 - Dendograma estimado para o IDIIS a partir do método de ligação de Ward considerando apenas os anos de expansão.



Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Tabela 4.8 – Classificação dos setores em quatro *clusters* segundo o IDIIS - anos de expansão

Classificação		Setor
Cluster	Descrição	
1	Atividade de alto IDIIS	Administração Pública Serviços de alta complexidade
2	Atividade de médio-alto IDIIS	Educação e saúde humana Transporte e armazenagem
3	Atividade de médio-baixo IDIIS	Indústria Construção Comércio
4	Atividade de baixo IDIIS	Serviços de baixa complexidade Agropecuária

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

4.4.5 Características dos trabalhadores por *cluster*

A partir da classificação final obtida, que adotou como critério de agrupamento o IDIIS, analisou-se nessa subseção as características dos trabalhadores de cada *cluster*. O objetivo foi investigar as características dos trabalhadores que compõem cada um dos quatro *clusters* e compará-las entre os *clusters*. Para isso, são inferidos: i) a média de anos de estudo – educação;

ii) a participação de homens e mulheres – *dummy* homem; iii) a participação dos brancos e não brancos – *dummy* branco; iv) a média de idade – idade; v) a quantidade de horas trabalhadas por semana – horas; vi) a participação dos trabalhadores que moram nas zonas urbanas e rurais – *dummy* urbano.

O primeiro passo foi estimar as características dos trabalhadores por setor e por *cluster* – Tabela 4.9. Dessa forma, é possível verificar o nível de similaridade entre os setores que compõem os *clusters* em outras dimensões além do rendimento do trabalho, mas que de acordo com a teoria de Mincer (1974) impactam neste.

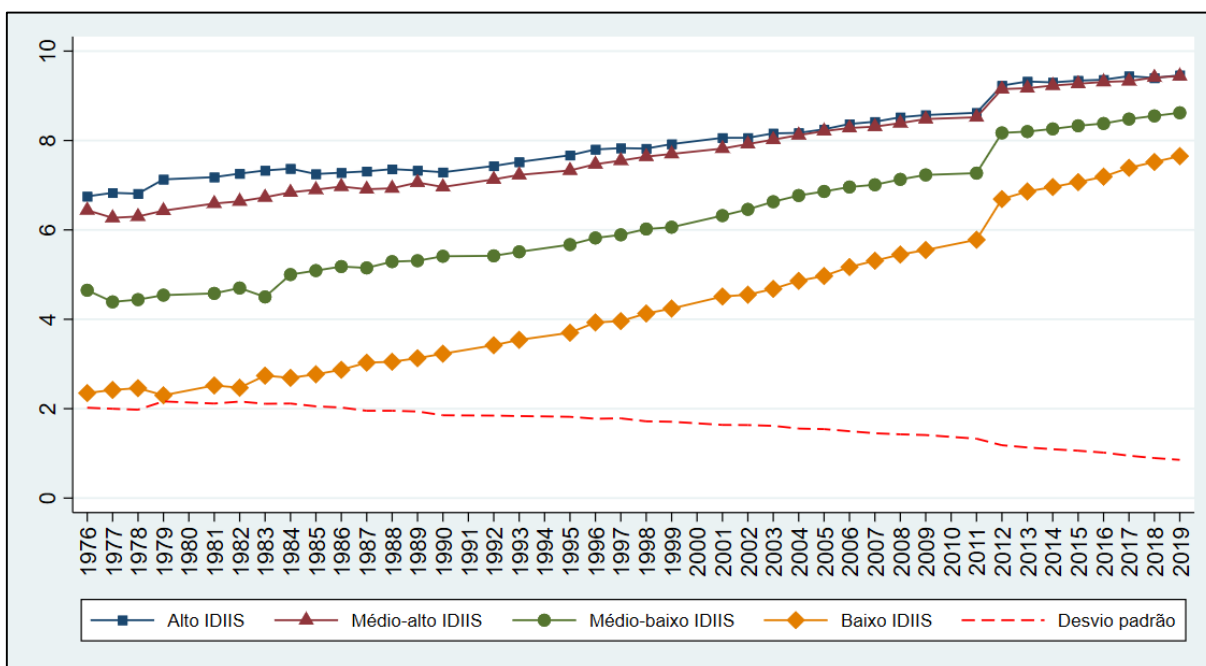
Tabela 4.9 - Características dos trabalhadores por setor e por *cluster*: 1976 a 2019.

<i>Cluster</i>	Educação	Homem	Branco	Idade	Horas	Urbano
Administração Pública	8,13	64,19%	56,99%	38,67	39,33	93,60%
Serviços de alta complexidade	8,60	62,08%	63,59%	35,56	40,53	96,85%
<i>Cluster 1 – Alto IDIIS</i>	8,41	62,92%	61,02%	36,79	40,06	95,56%
Educação e saúde humana	8,71	24,23%	60,68%	37,44	35,22	91,07%
Transporte e armazenagem	6,89	89,31%	55,25%	37,66	46,98	93,97%
<i>Cluster 2 – Médio-alto IDIIS</i>	8,12	45,12%	58,95%	37,51	39,00	92,00%
Indústria	6,74	69,51%	59,10%	34,54	43,45	90,71%
Construção	5,20	97,20%	42,74%	36,86	43,85	89,96%
Comércio	7,36	58,99%	56,76%	34,86	44,14	94,17%
<i>Cluster 3 – Médio-baixo IDIIS</i>	6,67	71,03%	54,93%	35,13	43,79	91,89%
Serviços de baixa complexidade	5,94	36,08%	48,06%	36,24	41,12	90,32%
Agropecuária	2,92	87,47%	42,27%	39,78	44,99	33,63%
<i>Cluster 4 – Baixo IDIIS</i>	4,66	57,84%	45,79%	37,74	42,76	66,31%

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Verificado o nível de similaridade para cada uma das variáveis de forma desagregada no nível dos setores, mas agregada em termos do período – 1976 a 2019 –, o próximo passo foi analisar as mesmas características, mas agora agregadas no nível dos *clusters* e desagregadas em termos do período. Esse segundo formato permite investigar a evolução ocorrida nas características para cada um dos *clusters* de 1976 a 2019, assim como o diferencial entre eles. Para isso, foi construído um gráfico para cada característica.

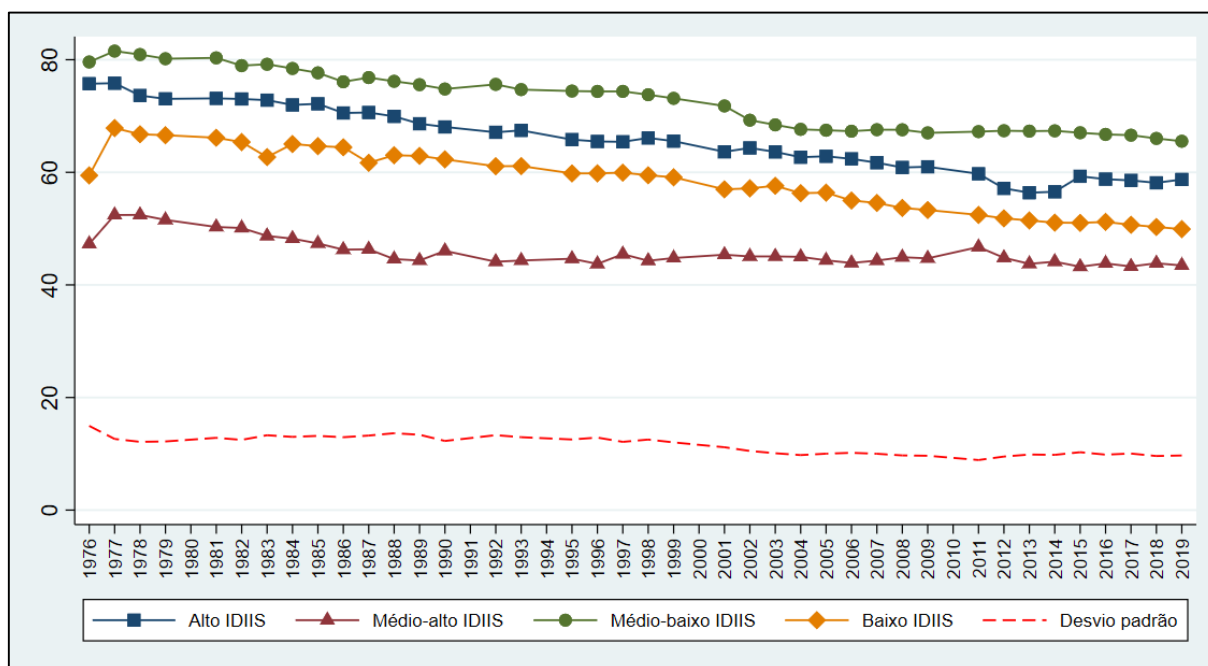
A primeira característica analisada foi a educação, captada a partir da quantidade de anos de estudo – Gráfico 4.4. Observa-se que o nível educacional dos trabalhadores brasileiros evoluiu significativamente durante o período analisado, para todos os *clusters*: o *cluster* 1 (alto IDIIS) aumentou em 40,15%; o *cluster* 2 (médio-alto IDIIS) aumentou em 46,58%; o *cluster* 3 (médio-baixo IDIIS) aumentou em 85,38%; e o *cluster* 4 (baixo IDIIS) aumentou em 225,53%.

Gráfico 4.4 - Média de educação (anos de estudo) por *cluster* de 1976 a 2019.

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Isso sugere que as políticas educacionais têm sido amplamente difundidas, alcançando indivíduos em todos os níveis do mercado de trabalho (BARROS; FOGUEL; ULYSSEA, 2007). Outra evidência é que os *clusters* com melhor classificação no IDIIS são os que possuem o melhor nível de educação, o que reforça o argumento de que a educação é importante determinante do nível de desigualdade e do nível de renda (MINCER, 1958; SCHULTZ, 1961; BECKER, 1964). Além disso, o aumento no nível educacional foi maior quanto pior o IDIIS do *cluster*, o que tende a favorecer a redução da desigualdade em outras dimensões, como a renda.

A segunda característica analisada foi a participação dos homens no mercado de trabalho, agregadas por *cluster* – Gráfico 4.5. Este permite analisar como está evoluindo a participação dos homens, mas especialmente das mulheres, no mercado de trabalho brasileiro.

Gráfico 4.5 - Participação dos homens por *cluster* de 1976 a 2019.

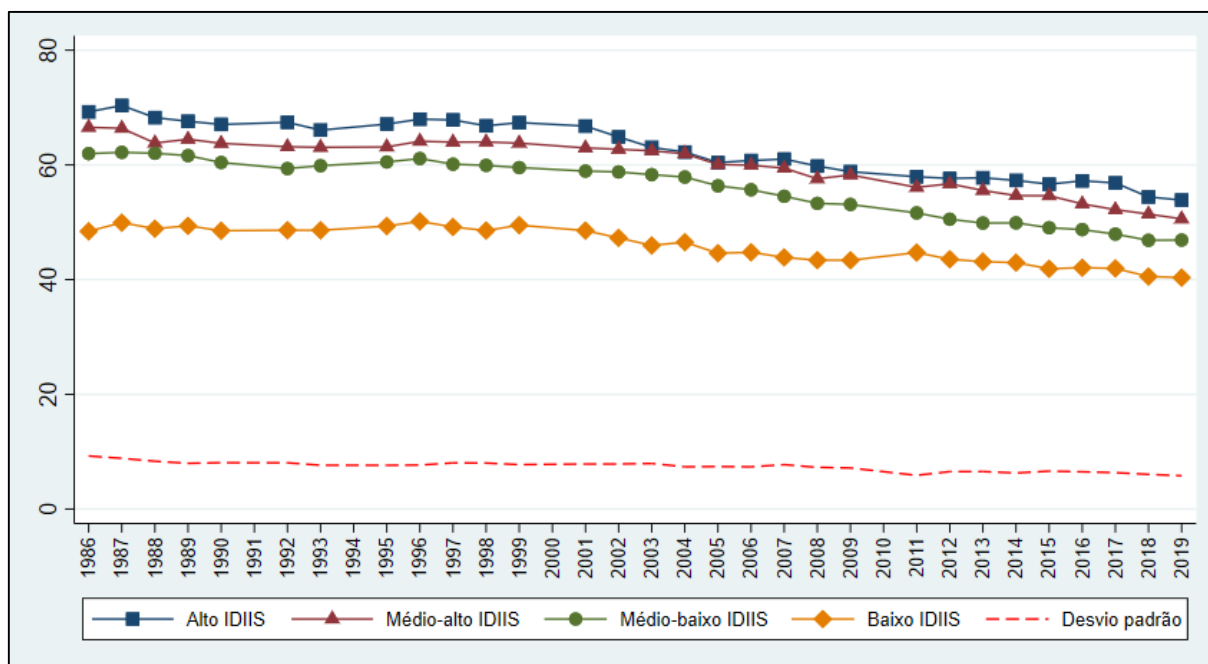
Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

A primeira constatação é a constante redução da participação dos homens, frente ao aumento da participação das mulheres, em *clusters* que eram majoritariamente compostos por homens nos anos iniciais, em que chegaram a ocupar aproximadamente 80% dos cargos no *cluster* 3 (médio-baixo) e 75% dos cargos no *cluster* 1 (alto IDIIS). Por outro lado, o *cluster* 2 (médio-alto IDIIS) é composto majoritariamente por mulheres, em que a participação dos homens era de aproximadamente 47% nos anos iniciais, e fechou a série com participação de 44%. Isso ocorre porque esse *cluster* tem como um de seus setores componentes o setor de educação e saúde humana, atividades historicamente com predomínio de mulheres (HOFFMANN; LEONE, 2004). E o *cluster* 4 (baixo IDIIS), que tinha aproximadamente 60% de ocupação masculina, fechou a série de forma equilibrada, com 50% para cada.

Essas evidências revelam uma importante evolução: além das mulheres aumentarem a participação de forma generalizada, o aumento foi maior nos *clusters* de melhor IDIIS – *clusters* 1 (alto IDIIS) e 3 (médio-baixo IDIIS) –, em que o aumento da participação foi de aproximadamente 15 pontos percentuais. Considerando ainda que as mulheres, apesar de possuírem maior participação no *cluster* 2 (médio-alto IDIIS), conseguiram aumentar em mais 3 pontos percentuais a participação. Enquanto no *cluster* de pior IDIIS – *cluster* 4 (baixo IDIIS) – o aumento da participação foi de 10 pontos percentuais. Apesar desses avanços, as mulheres continuam sendo minoria no mercado de trabalho, e ocupando *clusters* de menor IDIIS, mesmo sendo maioria na população em idade ativa no Brasil (LEONE; BALTAR, 2016).

A terceira característica analisada foi a participação dos indivíduos brancos e não-brancos por *cluster* no mesmo período – Gráfico 4.6. Ressalta-se que apesar de abranger o período de 1976 a 2019, não constam na série os dados de cor/raça para o período de 1977 a 1985, pois a pergunta referente a cor/raça não foi realizada nas PNADs desses anos (OSÓRIO, 2003). Assim, apresentam-se os dados de 1986 a 2019.

Gráfico 4.6 - Participação dos indivíduos brancos por *cluster* de 1986 a 2019.



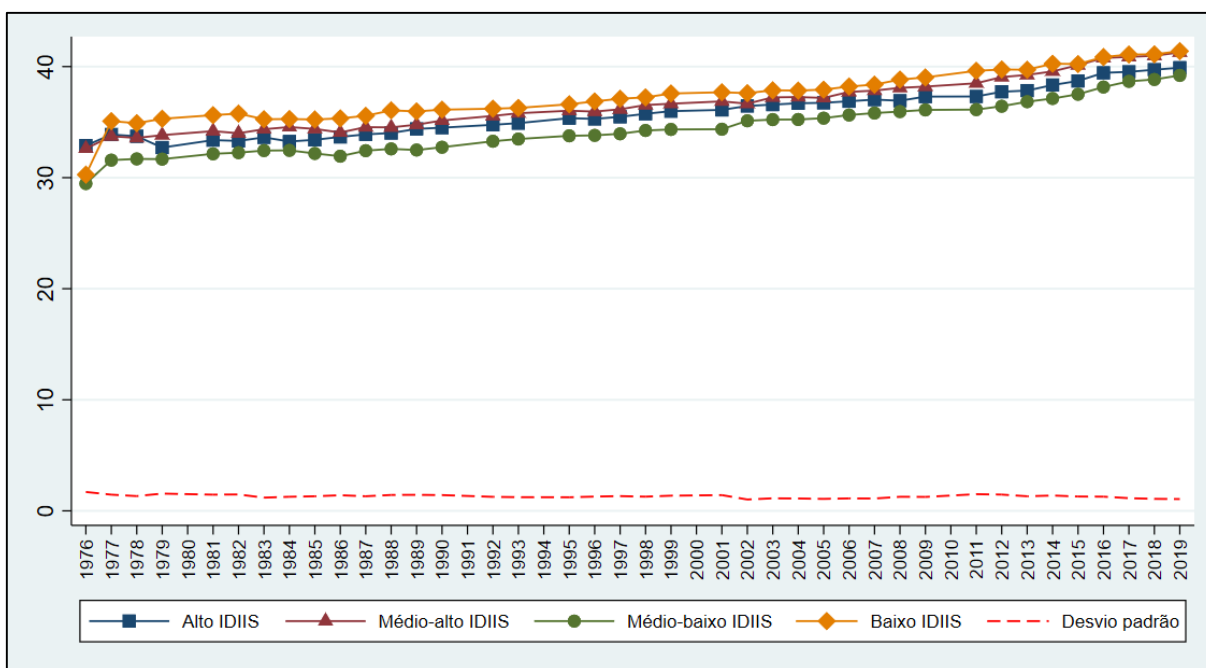
Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

A constatação mais evidente é a de que a participação dos indivíduos brancos reduziu durante o período em todos os *clusters*. De acordo com Campante, Crespo e Leite (2004), tal movimento foi causado por dois fenômenos principais: i) aumento da inserção dos não brancos no mercado de trabalho; e ii) maior aceitação da cultura negra no Brasil, com início no fim da década de 1990, o que fez com que vários indivíduos que se declaravam brancos passaram a se declarar não brancos.

Outra observação é que a participação dos não brancos é maior quanto pior o *cluster* em análise. Isso implica, que apesar da melhora de igualdade na participação por cor, observada, com a ascensão da participação dos não-brancos, a participação desses continua sendo maior apenas nos piores *clusters*, 3 (médio-baixo IDIIS) e 4 (baixo IDIIS), respectivamente. Essa evidência fortalece, também para a discussão da desigualdade, a inserção dos não-brancos nas piores atividades do mercado de trabalho.

A quarta característica investigada foi a idade média dos trabalhadores e sua evolução por *cluster* no período de 1976 a 2019 – Gráfico 4.7. A primeira constatação é a de que todos os *clusters* apresentaram crescimento da média de idade. O intervalo que em 1976 tinha como mínimo e máximo 28 e 33 anos, respectivamente, passou para o mínimo de 38 e o máximo de 42 anos em 2019. Esse envelhecimento da força de trabalho está relacionado a diversos fatores, como: evoluções naturais – as pessoas estão vivendo mais; mudanças na legislação – a idade mínima legal para entrar no mercado aumentou, assim como a idade mínima para se aposentar; as pessoas estão entrando mais tardiamente no mercado de trabalho; e redução do trabalho infantil (ALVES; VASCONCELOS; CARVALHO, 2010; ERVATTI; BORGES; JARDIM, 2015).

Gráfico 4.7 - Média de idade por *cluster* de 1976 a 2019.



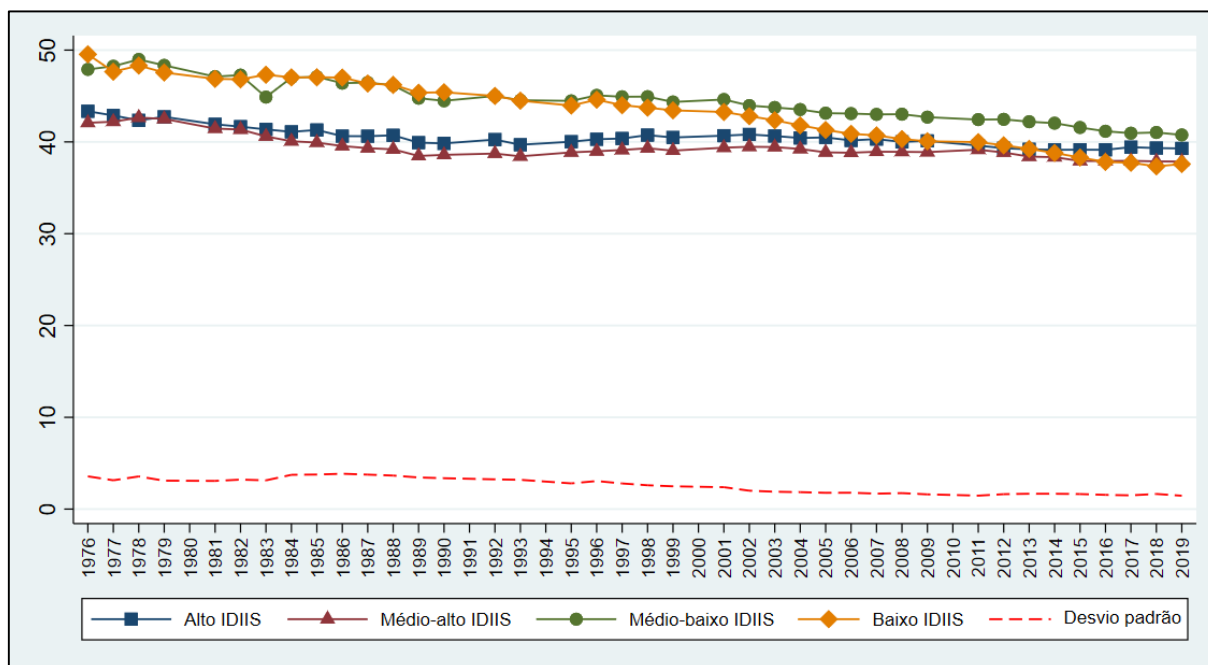
Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

O *cluster* que apresentou menor média de idade durante todo o período foi o *cluster* 3 (médio-baixo IDIIS), que saiu de uma média de 28 anos em 1976 para 38 em 2019. Já os *clusters* que apresentaram maior média de idade em 2019 foram os *clusters* 2 (médio-alto IDIIS) e 4 (baixo IDIIS), com média de aproximadamente 42 anos. O *cluster* 1, de alto IDIIS, apresentou uma posição intermediária, com uma média de idade de 40 anos.

A quinta característica analisada foi a média de horas trabalhadas por semana por *cluster* no período de 1976 a 2019 – Gráfico 4.8. Observa-se inicialmente uma queda do número de horas trabalhadas em todos os setores, mas que partiu de níveis diferentes nos primeiros anos

da série. Essa se deveu em parte, a uma mudança na legislação em 1988, que reduziu a jornada de trabalho de 48 para 44 horas semanais (GOMES et al., 2018).

Gráfico 4.8 - Média de horas trabalhadas por semana por *cluster* de 1976 a 2019.



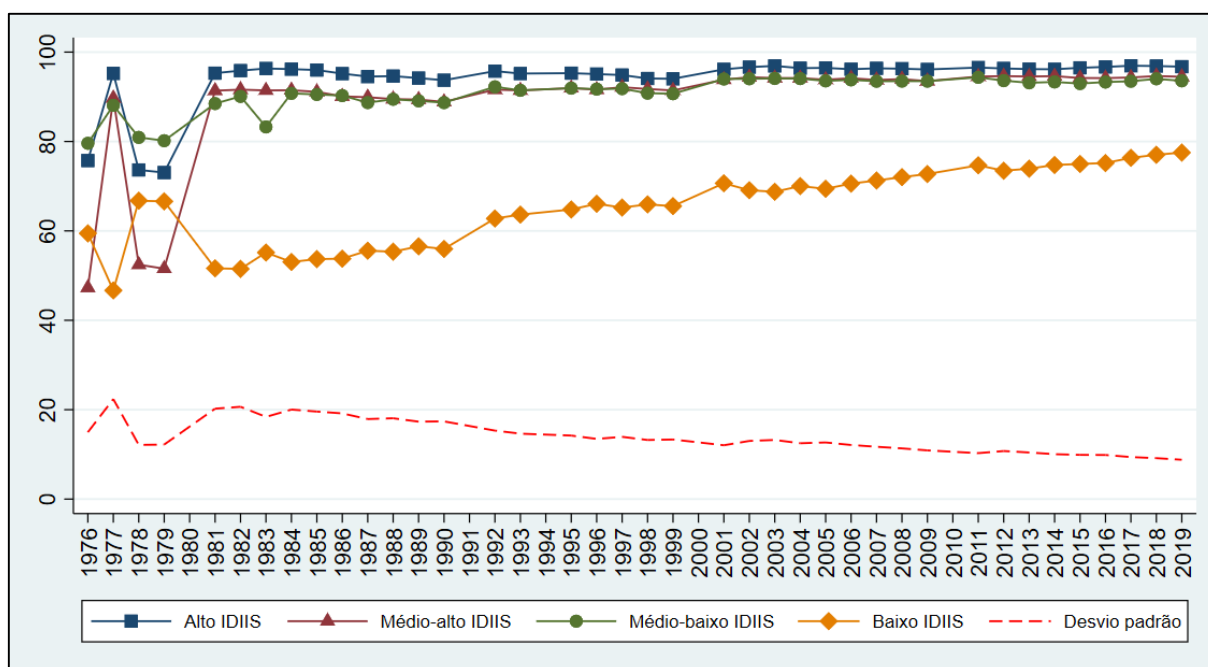
Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Tem-se que os piores *clusters* – 3 (médio-baixo IDIIS) e 4 (baixo IDIIS) – são os que apresentavam maior média de horas trabalhadas, enquanto o inverso ocorria com os dois melhores *clusters* – 1 (alto IDIIS) e 2 (médio-alto IDIIS) –. Isso ocorre porque os *clusters* 3 (médio-baixo IDIIS) e 4 (baixo IDIIS) abrangem atividades intensivas em mão-de-obra, como transportes, agropecuária e serviços de baixa complexidade, que são executadas em muitos casos de forma irregular, com excesso de carga horária, devido ao baixo retorno financeiro (MATTEI; HEINEN, 2019). Porém, com o aumento da formalização do mercado de trabalho brasileiro e intensificação das relações de trabalho, a média de horas reduziu-se até uma média de 41 e 38 horas semanais, para os *clusters* 3 (médio-baixo IDIIS) e 4 (baixo IDIIS) em 2019, respectivamente.

Os *clusters* 1 (alto IDIIS) e 3 (médio-baixo IDIIS), por outro lado, também apresentaram redução da média de horas trabalhadas semanalmente, mesmo tendo uma média de 44 e 43 horas em 1976, respectivamente. Em 2019, esses *clusters* apresentaram uma média de 39 e 38 horas, respectivamente. Esses, diferentemente dos primeiros, vivenciaram a formalização do mercado de trabalho em período anterior, além de apresentarem rendimentos do trabalho superiores.

E a sexta característica estudada foi a evolução da participação dos trabalhadores por situação censitária – se reside na zona urbana ou na zona rural – apresentada no Gráfico 4.9. A primeira evidência revelada é a de que a participação dos trabalhadores urbanos tem aumentado ao longo dos anos. Porém, observa-se que esse aumento ocorre de forma mais intensa no *cluster* 4 (baixo IDIIS), que é o que historicamente possui a menor participação de trabalhadores urbanos. Essa característica está atrelada ao fato de que atividades da agropecuária, por exemplo, que compõem o *cluster* 4 (baixo IDIIS), estão cada vez mais integradas às atividades realizadas fora da fazenda, como a parte de comercialização, o que tem caracterizado esse setor como agronegócio (SAKAMOTO, 2020).

Gráfico 4.9 - Participação dos trabalhadores residentes na zona urbana por *cluster* de 1976 a 2019.



Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Os demais *clusters*, que possuem historicamente uma participação maior de indivíduos que residem na zona urbana – acima de 90% a partir dos anos 2000 – são compostos de atividades intrinsecamente urbanas, mesmo que localizadas em cidades de interior, onde são executadas normalmente na parte urbana. Apesar da possibilidade de desconcentração, evidenciada na crise do covid-19, em que o distanciamento social foi obrigatório, as limitações tecnológicas e de infraestrutura na zona rural na maior parte do Brasil ainda impedem a transição de atividades que possam ser realizadas à distância – *home office* – da cidade para o campo.

4.5 Considerações finais do capítulo

O presente capítulo teve como objetivo propor duas novas ferramentas para o estudo da distribuição dos rendimentos das atividades econômicas: i) um indicador sintético de equidade, que dá importância equivalente aos fatores desigualdade (Dispersão) e rendimento médio (Amplitude); e, ii) uma classificação setorial que tivesse como critério de agrupamento a distribuição dos rendimentos.

A primeira proposta partiu da hipótese de que os indicadores de distribuição disponíveis para a análise da distribuição setorial possuem a limitação de estarem sujeitos a mostrar um panorama errôneo ao captar apenas a equidade intrasetorial, dado que podem ocorrer situações de baixo nível de desigualdade interna ao setor, porém, a um nível de renda também baixo, o que acaba por esconder uma situação de pobreza e provocar uma ilusão de que o panorama social é favorável. Já a segunda proposta partiu da hipótese de que a não existência de uma classificação que agregue as atividades econômicas com nível de distribuição similar é uma limitação aos estudos de distribuição de renda setorial que deve ser superada.

No que diz respeito ao IDIIS, o ajuste do Gini com a inclusão da Amplitude do rendimento setorial médio na equação conseguiu corrigir parcialmente a limitação apontada, pois nesse caso, um resultado favorável do indicador estará indicando um nível favorável de igualdade a um nível favorável de renda. Assim, o indicador proposto resolve dois problemas existentes quando se utilizam separadamente o índice de equidade (o Gini, por exemplo) e a renda média (PIB *per capita*, por exemplo) para analisar a situação social e econômica de um país. Nesse sentido, destaca-se que as evidências obtidas apontam que quedas do PIB podem causar reduções das desigualdades setoriais, medidas pelo Coeficiente de Gini, o que é um resultado divergente do evidenciado convencionalmente pela literatura. Sendo que o inverso ocorre nos períodos de crescimento. Além disso, observou-se também que as recessões podem influenciar de formas diferentes cada um dos setores.

Ao se analisar a aplicação do IDIIS ao caso do Brasil, comparativamente com os demais indicadores (Gini e Theil), observou-se que seu comportamento é distinto. Ele apresenta menor variação, nível diferente (os extremos foram potencializados) e estabilidade (não apresentou queda nem crescimento), enquanto o Gini e o Theil apresentaram tendência de queda no período. Essas características representam maior vantagem em termos estatísticos para a construção de modelos econômicos, assim como levantam um questionamento sobre a não observação da queda recente no âmbito intersetorial, mas apenas no intrasetorial.

A classificação, por sua vez, mostrou-se robusta em agrupar setores com características similares no que tange ao nível de desigualdade interna e rendimento médio. Destaca-se que tal agrupamento obedeceu a um critério hierárquico, que o aproxima da estrutura natural dos setores. Tal ferramenta pode ser muito útil na segmentação dos estudos que pretendem analisar separadamente setores de atividades econômicas que possuem níveis adequados ou não de equidade na distribuição dos rendimentos, aproximando um pouco mais da realidade. Tal argumento é fortalecido pela análise das características dos trabalhadores que compõem os *clusters*, que foi realizada na última seção. Nessa, observou-se que os setores que compõem os *clusters* possuem similaridade em outras dimensões, como no nível educacional, idade e quantidade de horas trabalhadas por semana. E além disso, que os avanços dessas características ao longo do tempo são no sentido de aumentar a similaridade dos *clusters*. A classificação final revelou ainda que os setores que possuem distribuições intra e intersetoriais relativamente piores, e baixo nível de rendimento médio, como os serviços de baixa complexidade e o agropecuário, estão posicionados no *cluster* 4.

Assim, pode-se concluir que as ferramentas propostas, o IDIIS e a classificação, podem ser importantes ferramentas para o entendimento do panorama social e econômico, e norteadores de políticas públicas, pois são robustos e fornecem resultados que se aproximam mais da realidade. Simultaneamente, permanecem simples e de fácil aplicação e reprodução. Apesar disso, eles ainda não conseguem superar algumas limitações importantes no estudo da desigualdade setorial, como a subestimação dos rendimentos dos indivíduos que estão nos *quantis* superiores da distribuição.

Como um estudo seguinte, propõe-se a decomposição da desigualdade dos rendimentos setorial, de forma a identificar em que medida a composição e a participação dos setores de atividades econômicas têm impactado na desigualdade total observada no Brasil, particularmente nos períodos de crise.

5. IMPACTO DA ESTRUTURA PRODUTIVA NA DESIGUALDADE SALARIAL DE 1976 A 2019: EFEITO COMPOSIÇÃO *VERSUS* EFEITO ESTRUTURA SALARIAL

5.1 Introdução do capítulo

A desigualdade no mercado de trabalho, no nível (agregação) dos setores de atividades econômicas, pode ser causada por duas partes. Uma parte é a composição – participação de cada um dos setores no emprego total de uma localidade –, que pode ser formada pela combinação da participação de setores que possuem uma distribuição de rendimentos interna distinta, podendo ser mais próxima da equidade ou menos, e, portanto, favorecendo ou não o nível de distribuição total da localidade. A outra parte é a estrutura salarial, que corresponde a desigualdade provocada pela remuneração distinta de dois indivíduos comparativamente iguais – por exemplo, que possuem a mesma idade e o mesmo nível de educação formal –, mas que estão inseridos em setores de atividades econômicas diferentes (BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; ULYSSEA, 2007; FIELDS, 2009; JAKŠTIENĖ, 2010; DALDEGAN, 2018).

Metodologicamente, essas duas partes compreendem dois efeitos que podem ser desagregados a partir da decomposição da diferença³³: i) *efeito-quantidade*, comumente denominado de efeito composição, que em uma ótica pessoal da renda refere à quantidade de atributos que os indivíduos possuem e, ampliado para o nível de agregação dos setores, representa a quantidade de indivíduos inseridos em cada setor – participação do setor no emprego total; e ii) *efeito-preço*, também denominado efeito-concentração ou efeito estrutura salarial, que diz respeito a como o mercado remunera os atributos do indivíduo, como a educação, a idade, a experiência e a inserção em um determinado setor de atividade, por exemplo (OAXACA, 1973; BLINDER, 1973; FIRPO; FORTIN; LEMIEUX, 2018).

Esses dois efeitos são fundamentados à partir das Teorias do Capital Humano e da Segmentação do Mercado de Trabalho. A primeira é baseada na hipótese de que os indivíduos são remunerados em virtude da *quantidade* das suas características – idade, experiência, sexo e anos de estudo, por exemplo – e pelo prêmio por atributo. Além disso, este último pode mudar de acordo com a demanda por cada uma das características, por isso a denominação de *preço*³⁴

³³ Nesse capítulo, a diferença representa a alteração na magnitude de uma medida de desigualdade – Coeficiente de Gini, Renda Média ou Interquartilica – de um ano inicial para um ano final – 1976 e 2019, por exemplo.

³⁴ Essa relação é quantificada a partir da equação de salários de Mincer (1974).

(SOARES, 2013; SILVA; FRANÇA; PINHO NETO, 2016). A segunda, por sua vez, parte da hipótese de que o prêmio por atributo é distinto a depender do segmento no qual o indivíduo está inserido, que nesse estudo, são os setores (BONELLI; RAMOS, 1993; BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; ULYSSEA, 2007; DALDEGAN, 2018).

Dentro dessa dimensão setorial, um problema recorrente e atual é entender como a distribuição dos rendimentos do trabalho se comporta em períodos de crises econômicas. Isso implica em compreender como cada setor de atividade econômica contribui para aumentar ou reduzir a desigualdade após o período de turbulência. Uma possibilidade de análise é estimar medidas de desigualdade – Coeficiente de Gini, Renda Média e Diferença Interquartilica, por exemplo – para períodos distintos no tempo e decompor a diferença observada entre elas. Essa decomposição tem a capacidade de mostrar o quanto o setor impactou na desigualdade calculada a partir da participação – composição – e a partir de como remunera os seus trabalhadores – estrutura salarial.

Tal exercício pode revelar evidências empíricas dos impactos das crises econômicas sobre a desigualdade na distribuição dos rendimentos do trabalho e no nível do salário médio além da simples inferência da mudança de magnitude. Nesse sentido, permite compreender, pelo canal dos setores de atividades econômicas, como estes contribuem para a manutenção, o aumento ou a redução da desigualdade e do salário médio, a partir da composição setorial – participação no emprego total – e estrutura salarial – a forma como remunera as características dos trabalhadores.

Assim, o objetivo desse ensaio é decompor para o Brasil a diferença de desigualdade na distribuição dos rendimentos registrada em períodos distintos do tempo. Para isso, construir-se-á modelos que captam mudanças entre o ano imediatamente anterior às crises e o último ano da crise (variação negativa do PIB), e modelos completos, que traçam a diferença entre o primeiro e o último ano das séries, 1976 e 2019, respectivamente. Tais modelos serão fundamentados pela literatura das equações de Mincer (1974), fazendo-se um paralelo entre as Teorias da Segmentação do Mercado de Trabalho e da Teoria do Capital Humano.

Dessa forma, serão decompostas as diferenças de resultados de três medidas de desigualdade: Duas de dispersão, Gini e Interquantis; e uma de tendência central, a Média. Essas são três medidas de desigualdade distintas, que permitem analisar as mudanças a partir de óticas diferentes da distribuição, ao mesmo tempo que são complementares e aumentam a robustez da investigação. Os modelos serão estimados a partir do método econométrico proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2018). Ele tem como diferencial utilizar regressões RIF

e ponderações, de forma a permitir a decomposição a partir de regressões com desagregação detalhada do efeito composição e do efeito estrutura salarial (RIOS AVILA, 2019).

Isso implica em uma possibilidade de entender como a composição setorial e a estrutura salarial, considerados a partir da ótica dos indivíduos, têm impactado nos movimentos da desigualdade observados no Brasil no período de 1976 a 2019, em recortes específicos – crises – e em um recorte maior – 1976/2019. Ademais, a investigação se amplia, mesclando aspectos microeconômicos, no nível do indivíduo, e macroeconômicos, ao considerar o setor agregado e variações do PIB, o que ainda é pouco observado na literatura.

Apesar dos avanços, existem algumas limitações que podem reduzir o grau de confiança dos resultados. Essas estão relacionadas ao aspecto vulnerável pelo qual as informações de renda são obtidas no Brasil, a partir das pesquisas populacionais. Sendo amplamente vulneráveis a subdeclarações, feitas para esconder rendimentos e patrimônio do fisco. Apesar disso, não se pode rejeitar a importância dos dados levantados e a sua capacidade de contribuição para o entendimento da sociedade brasileira (BARROS; CURY; ULYSSEA, 2007).

Para alcançar o objetivo proposto, o estudo está estruturado em cinco seções, em que além desta introdução e das considerações finais, conta com: Uma revisão da literatura na segunda seção; a apresentação da metodologia e dos dados utilizados na terceira seção; e os resultados e discussão na quarta seção.

5.2 Revisão teórica e empírica: decomposição da desigualdade de renda

Nessa seção, são revisados os principais trabalhos que propuseram métodos de decomposição e, em seguida, alguns trabalhos nacionais e internacionais que aplicaram empiricamente esses métodos de decomposição para o tema da distribuição da renda, incluindo os próprios estudos seminais. Assim, será possível identificar fontes e manipulações dos dados, recortes geográficos, períodos de análise e variáveis de controle, bem como limitações, dificuldades e entraves atuais na fronteira do conhecimento do tema. O objetivo é buscar contribuições para a aplicação empírica no contexto setorial, o que é feito mais adiante nesse capítulo.

5.2.1 Métodos de decomposição

Os métodos de decomposição surgiram em função da necessidade de se explicar os determinantes da desigualdade para variadas dimensões de estudo. A desigualdade na distribuição dos rendimentos do trabalho é apenas uma dessas dimensões. De forma geral, a decomposição consiste no desmembramento de diferenças observadas a partir de variações ocorridas em uma determinada medida de desigualdade. Esse desmembramento dá origem a subgrupos, que são responsáveis, cada um, por uma parte da diferença observada (FOGUEL; AZEVEDO, 2006; AUTOR, 2015). São muitos os métodos existentes, por isso, destacar-se-á apenas os principais dentro do contexto da decomposição de medidas de desigualdade. O Quadro 5.1 mostra essa relação.

Quadro 5.1 – Principais Métodos de Decomposição de Medidas de Desigualdade.

Autor (es) / Ano de publicação	Amostra	Período	Método
Oaxaca (1973)	EUA	1967	OB
Blinder (1973)	EUA	1967	
Juhn, Murphy e Pierce (1993)	EUA	1963-1989	JMP
DiNardo, Fortin e Lemieux (1996)	EUA	1979-1988	DFL
Machado e Mata (2005)	Portugal	1986-1995	MM
Firpo, Fortin e Lemieux (2018)	EUA	1988-2016	FFL

Fonte: Elaboração própria.

Um dos precursores dos métodos de decomposição é Ronald Oaxaca. Em seu trabalho seminal, Oaxaca (1973) utiliza a decomposição para investigar determinantes da desigualdade observada de salários entre homens e mulheres no mercado de trabalho urbano dos EUA no ano de 1967. Simplificadamente, o trabalho mostra que tal desigualdade era composta por dois fenômenos: 1) diferença nas características (atributos) individuais³⁵; e 2) diferenças não explicadas, o que sinalizou um potencial efeito de discriminação.

Blinder (1973) segue o mesmo percurso de Oaxaca (1973) ao estudar a decomposição aplicada aos diferenciais de salário entre homens e mulheres e, entre brancos e não brancos, também para os EUA no ano de 1967. Ele explica que a decomposição é capaz de separar a diferença em três partes, a saber: i) diferenças nas dotações (atributos individuais); ii) diferenças nos prêmios por atributos (coeficientes), que corresponde ao retorno financeiro pelo aumento

³⁵ Para essa análise, ele parte dos mesmos fundamentos da Teoria do Capital Humano e da Equação de Salários de Mincer (1958). Essa abordagem explica que existe um prêmio por atributo – por exemplo, um acréscimo na remuneração a cada ano a mais de experiência – e, que, portanto, seria justificável e comparável. Além disso, esse prêmio é diferente para cada característica. Dessa forma, as diferenças de características entre os indivíduos explicariam parte da diferença observada na desigualdade salarial.

de uma unidade no atributo; e iii) diferenças não explicadas. Dado estes, o trabalho conclui que a discriminação é a soma das segunda e terceira partes, assim como fez Oaxaca (1973).

Devido à similaridade da estratégia de decomposição dos dois trabalhos, ficou conhecida na literatura como método de decomposição de Oaxaca-Blinder (OB). Simplificadamente, o que os trabalhos fazem é uma divisão do diferencial observado em um efeito-quantidade e um efeito-preço. O primeiro consiste na quantidade de cada um dos atributos individuais que o indivíduo em análise possui – por exemplo, quantidade de anos de experiência ou de idade. Enquanto o segundo quantifica a remuneração dada ao atributo (prêmios por atributos). Para a análise da estrutura do mercado de trabalho, a partir da dimensão do setor produtivo, esses efeitos são correntemente denominados de: efeito-composição (quantidade); e efeito-preço (estrutura salarial), sendo as interpretações similares aos dos efeitos supracitados.

Na década de 1990, os métodos de decomposição baseados em regressão entraram na pauta de pesquisas sobre a desigualdade de renda. O foco foi lidar com limitações do método de Oaxaca-Blinder, podendo ser destacados: Juhn, Murphy e Pierce (1993), DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), Machado e Mata (2005), Melly (2005) e Firpo, Fortin e Lemieux (2009).

Juhn, Murphy e Pierce (1993) estudaram a desigualdade salarial e as mudanças ocorridas nos prêmios por atributos a partir de uma amostra de indivíduos dos Estados Unidos da América no período de 1963 a 1989. De forma a tornar a análise mais robusta, os autores propuseram um método, denominado JMP, mais robusto do que o Oaxaca-Blinder. Esse pode ser aplicado a qualquer percentil da distribuição e não apenas à média (AUTOR, 2015). Intuitivamente, o método permite “decompor qualquer medida de desigualdade em três partes, as quais são comumente denominadas de componentes quantidade, preço e não-observáveis (ou residual)”, sendo as denominações idênticas ao método de OB (FOGUEL; AZEVEDO, 2006, p. 5).

DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) por sua vez, estudaram a desigualdade de renda dos Estados Unidos nos anos de 1979 a 1988. De acordo com Rani e Furrer (2016), o método proposto naquele trabalho, que ampliou o método de Oaxaca-Blinder, abrangeu toda a distribuição salarial e não apenas a média, como ocorre no primeiro. Tal método, que ficou conhecido como DFL, é semi-paramétrico³⁶. Apesar de possuir a mesma finalidade (decompor), ele possui origem e estrutura diferente do método Oaxaca-Blinder. Já comparado os métodos DFL e JMP, tem-se que o último possui duas vantagens. A primeira é que o JMP apresenta em seu modelo a função dos preços e das quantidades residuais, o que não é realizado pelo DFL.

³⁶ Um método semi-paramétrico é caracterizado pela utilização de modelos que possuem variáveis independentes (explicativas) paramétricas e não paramétricas (MISHRA; SU; ULLAH, 2010).

A segunda é que o JMP permite, para a simulação *contrafactual*, a variação de preços e quantidades, enquanto o DFL permite variar somente a quantidade (AUTOR, 2015).

Apesar das vantagens do método JMP em relação ao DFL, de acordo com Autor (2015), ele apresenta dois pontos fracos. O primeiro é possuir, em sua estrutura, uma regressão salarial por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o que implica em “um modelo para média condicional da distribuição salarial” e os resultados desse “não se estendem naturalmente para quantis”. Porém, essa deficiência não compromete o método. O segundo ponto fraco é mais importante. Ele decorre do fato de “que os componentes da decomposição *contrafactual* JMP não precisam somar à mudança total observada³⁷” (AUTOR, 2015, p. 15 e 16).

Diante dessas limitações, foi posteriormente desenvolvido por Machado e Mata (2005) um método (MM) que combina a decomposição com regressão quantílica. Para demonstração, eles aplicaram o método para estudar alterações na distribuição de renda de Portugal no período de 1986 a 1995. Essa ferramenta possui duas características base. A primeira é que, semelhante ao de Oaxaca-Blinder, o modelo de quantil condicional capta a tendência central dos dados, que é feito por meio do coeficiente da regressão de MQO, mas acrescentando a dispersão da variável (os resíduos), não captados no método Oaxaca-Blinder; A segunda característica é que o método de Machado e Mata (2005) permite “simular o impacto da mudança na composição ou preços na distribuição dos salários”, que correspondem ao efeito-quantidade e ao efeito-preço (AUTOR, 2015, p. 21).

Posteriormente, Firpo, Fortin e Lemieux (2018) desenvolveram uma extensão ao método de decomposição de Oaxaca-Blinder, ao inserirem na implementação regressões RIF (*Recentered Influence Function*) conjugadas com ponderações, como sugerido por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996). De acordo com Rios Avila (2019), esse método possui pelo menos três avanços em relação aos métodos concorrentes de decomposição e que justificam a sua utilização: i) a facilidade de construção e estimação; ii) o detalhamento individual das covariáveis do modelo; e iii) a quantidade de medidas estatísticas que podem ser utilizadas. Esse é o método utilizado no estudo do presente capítulo. Dessa forma, ele será apresentado com detalhes na seção de metodologia mais adiante.

³⁷ Isso implica em redução do poder interpretativo dos coeficientes estimados no modelo, já que a soma dos efeitos quantidade e preço pode gerar um resultado inferior à diferença observada.

5.2.2 Revisão empírica

Nessa seção serão apresentados alguns trabalhos que utilizaram os métodos discutidos na seção anterior aplicados ao contexto da desigualdade no mercado de trabalho brasileiro, dado que são muitas as aplicações existentes de métodos de decomposição. O Quadro 5.2 mostra a relação de trabalhos.

Quadro 5.2 – Revisão empírica de estudos que utilizaram metodologias de decomposição.

Autor (es) / Ano de publicação	Amostra	Período	Dados	Método
Belluzzo et al. (2005)	Brasil	1995 e 2001	PNAD	MM
Matos e Machado (2006)	Brasil	1987 a 2001	PNAD	OB
Foguel e Azevedo (2006)	Brasil	1984 a 2005	PNAD	JMP
Ulyssea (2007)	Brasil	1995 a 2005	PNAD	JMP
Silva, França e Pinho Neto (2016)	Brasil	1995 a 2014	PNAD	JMP
Oliveira e Neto (2017)	Brasil	1970, 1980, 1991, 2000 e 2010	Censo	FFL
Maciel e Oliveira (2017, 2018)	Brasil	2000 e 2010	Censo	MM
Lacerda e Almeida (2019)	Brasil	2004, 2009 e 2014	PNAD	FFL

Fonte: Elaboração própria.

Belluzzo et al. (2005) estudaram o diferencial de rendimentos público-privado no Brasil a partir do método MM. Para tanto, foram empregados dados da PNAD dos anos de 1995 e 2001. A análise foi comparativa entre as cinco grandes regiões e os resultados sugeriram que o diferencial oscila segundo diferentes pontos da distribuição. Na cauda inferior, o diferencial favoreceria os trabalhadores do setor público; porém, na cauda superior, a situação se inverte, com maiores salários dos trabalhadores da iniciativa privada.

Foguel e Azevedo (2006) aplicaram o método JMP para estudarem a desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil no período de 1984 a 2005. Para tanto, eles realizaram uma modificação no método, de modo que esse passou a permitir a interpretação *contrafactual* dos efeitos dos três componentes (quantidade, preço e resíduo) que impactaram na variação da desigualdade ao longo dos anos analisados³⁸. A base de dados utilizada foi a PNAD do IBGE, com uma série temporal de dados com abrangência nacional (exceto a área rural da região Norte). Os resultados sinalizaram que, para todo o período considerado (1986 a 2005), o maior impacto teria sido o dos fatores não-observados (resíduos). No entanto, para um período mais

³⁸ Segundo Foguel e Azevedo (2006), tal modificação foi necessária para corrigir o problema de a metodologia não isolar plenamente os efeitos de interesse no tempo, já que os autores trabalharam com dados de mais de 1 ano. Nesse sentido, o procedimento de *contrafactual* estabelece grupos de tratamento que possuem indivíduos com características idênticas, mas que são diferentes em relação a variável de interesse.

restrito (de 2001 a 2005), verificou-se que os componentes mais relevantes foram o preço e o resíduo.

Maciel e Oliveira (2017, 2018) utilizaram o método de MM para estudar como mudanças na composição relativa e na segmentação entre trabalho formal e informal nos anos 2000 afetaram os diferenciais de rendimentos no Brasil. Adicionalmente, analisaram o diferencial de gênero. Em relação ao método, realizaram uma adaptação para corrigir a seleção amostral³⁹, empregando um modelo *Logit Multinomial* para estimar a equação de seleção⁴⁰ e os microdados dos Censos Demográficos de 2000 e 2010. Os resultados mostraram que, independentemente do tipo de trabalho (formal ou informal) ou do gênero, a desigualdade de rendimentos na cauda inferior da distribuição aumentou no período considerado.

Oliveira e Neto (2017) analisaram os papéis da escolaridade e da estrutura produtiva no diferencial regional de renda no Brasil para um período de 40 anos, delimitado pelos dados dos Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991, 2000 e 2010. Como método de decomposição, utilizaram o de Firpo, Fortin e Lemieux (2009), que é uma extensão do método de Oaxaca-Blinder que utiliza regressões RIF e permite a expansão da análise para quantis. Os resultados mostraram que a desigualdade regional é mais explicada por características locais e não de qualificação, indicando que indivíduos com os mesmos atributos, mas em regiões distintas, recebem diferentes prêmios por atributos. Outro resultado é a importância da agropecuária para explicar o diferencial entre as regiões. Em 1970, o poder explicativo deste setor para o efeito composição era bastante elevado; porém, em 2010, se observou uma redução significativa do poder explicativo da agropecuária.

Lacerda e Almeida (2019) estudaram o diferencial entre o setor de serviços e a indústria no Brasil nos anos de 2004, 200 e 2014 a partir de dados da PNAD. Para isso utilizaram dois métodos de decomposição, o de Oaxaca-Blinder e o de Firpo, Fortin e Lemieux (2009), a partir dos quais foram decompostos os diferenciais de rendimento médio. Os resultados obtidos sinalizam que os trabalhadores dos serviços possuem vantagem salarial quando considerados os efeitos quantidade e preço para os quantis 75 e 90, porém, a situação se inverte em favor da indústria para quantis inferiores.

³⁹ O problema da seleção amostral diz respeito a probabilidade de uma parcela da população ser captada na amostra em volume superior à sua representação populacional (MACIEL; OLIVEIRA, 2017).

⁴⁰ De forma a corrigir o problema de seleção amostral, Maciel e Oliveira (2017) utilizaram a abordagem de Dublin e McFadden (1984). Nesse sentido, a equação de seleção é um procedimento prévio (primeiro estágio), que a partir do modelo *Logit Multinomial* gera um termo de correção, que é inserido na equação de rendimentos utilizada no estudo.

Sintetizando e finalizando a revisão, deve-se destacar dois aspectos positivos. O primeiro é que as metodologias de decomposição estão sendo utilizadas amplamente na literatura que trata da distribuição de renda, o que indica ser esse um possível caminho para averiguar como as alterações na estrutura produtiva impactaram sobre a distribuição de renda. O segundo é que não foram encontrados muitos trabalhos que trataram do tema distribuição de renda com métodos de decomposição e foco na estrutura produtiva (setores econômicos). Este último aspecto reforça a relevância do estudo deste capítulo, que pretende justamente avaliar como mudanças na estrutura produtiva afetam a distribuição da renda.

5.3 Metodologia e dados

5.3.1 Método econométrico: decomposição RIF

Para realizar a decomposição da diferença do índice de Gini, da diferença de rendimento médio e das diferenças interquantílicas entre os indivíduos que compõem as diversas atividades econômicas ao longo do período de 1976 a 2019 no Brasil, será utilizado o método econométrico proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2018). Este é uma extensão do método de decomposição Oaxaca-Blinder ao utilizar regressões RIF (*Recentered Influence Function*) conjugadas com ponderações, como sugerido por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) (RIOS AVILA, 2019).

O método é construído a partir da hipótese de existência de uma função que descreve as possíveis relações entre a variável dependente (Y), que nesse estudo é o rendimento do trabalho, o vetor de variáveis explicativas (X) e uma variável categórica binária (C), que determinará os grupos a serem comparados (RIOS AVILA, 2019) – nesse estudo, períodos. A função de distribuição de probabilidade conjunta pode ser representada da seguinte forma expressa na equação (5.01); já a função de distribuição cumulativa é expressa pela equação (5.02):

$$f_{Y,X}^k(y, x) = f_{Y|X}^k(Y|X)f_X^k(X) \quad (5.01)$$

$$F_Y^k(y) = \int F_{Y|X}^k(Y|X)dF_X^k(X) \quad (5.02)$$

sendo: k a densidade condicional em que $T = k$, e $k \in [0,1]$; Y o rendimento do trabalho – variável dependente; X o vetor de variáveis explicativas; y o rendimento do trabalho de cada indivíduo; e x o vetor de variáveis explicativas de cada indivíduo.

A partir da função de distribuição condicional cumulativa de Y – equação (5.02) –, é possível calcular a diferença entre dois grupos a partir de uma medida estatística v , como o Índice (Coeficiente) de Gini ou a média do rendimento, de acordo com a equação (5.03):

$$\Delta v = v_1 - v_0 = v(F_Y^1) - v(F_Y^0) \quad (5.03)$$

Abrindo F_Y^1 e F_Y^0 , obtém-se a equação (3.04):

$$\Delta v = v \left(\int F_{Y|X}^1(Y|X) dF_X^1(X) \right) - v \left(\int F_{Y|X}^0(Y|X) dF_X^0(X) \right) \quad (5.04)$$

Aqui, Δv corresponde à variação ou diferença na medida estatística estimada, que para esse estudo são o índice de Gini, a média do rendimento e a diferença interquantílica (25-75 e 10-90). Essa diferença tem duas causas possíveis:

i) diferenças na distribuição do vetor de variáveis explicativas X , segundo a equação (5.05).

$$dF_X^1(X) \neq dF_X^0(X) \quad (5.05)$$

ii) diferenças na relação entre a variável dependente Y e o vetor de variáveis explicativas X , como é expresso na equação (5.06).

$$F_{Y|X}^1(Y|X) \neq F_{Y|X}^0(Y|X) \quad (5.06)$$

Para verificar em que medida o efeito composição, dado pela diferença no nível de quantidade das variáveis explicativas, e o efeito estrutura salarial, dado pela diferença de coeficientes das variáveis explicativas, explicam a diferença Δv entre as medidas estatísticas de

interesse (Gini, média do rendimento e diferença interquantílica), é criado um *contrafactual*⁴¹ dessa estatística, de acordo com a equação (5.07).

$$v_c = v(F_Y^c) = v\left(\int F_{Y|X}^0(Y|X)dF_X^1(X)\right) \quad (5.07)$$

A partir do *contrafactual*, a diferença entre as medidas estatísticas de interesse v , calculadas para os dois grupos (anos), pode ser decomposta em duas partes – equação (5.08):

$$\Delta v = \underbrace{v_1 - v_c}_{\Delta v_s} + \underbrace{v_c - v_0}_{\Delta v_x} \quad (5.08)$$

sendo: Δv_s a diferença nos coeficientes estimados da relação entre a variável dependente Y e o vetor de variáveis explicativas X ; e Δv_x a diferença na composição das características.

Para identificar o *contrafactual* da medida estatística, v_c , são estimadas regressões RIF para cada um dos grupos, de acordo com as equações (5.09) a (5.11).

$$v_1 = E\left(RIF(y_i; v(F_Y^1))\right) = \bar{X}^1' \hat{\beta}^1 \quad (5.09)$$

$$v_0 = E\left(RIF(y_i; v(F_Y^1))\right) = \bar{X}^0' \hat{\beta}^0 \quad (5.10)$$

$$v_c = \bar{X}^1' \hat{\beta}^0 \quad (5.11)$$

A partir dessas, o avanço proposto pelos autores é o de que é possível realizar uma aproximação das distribuições *contrafactual* e $dF_X^1(X)$ pela multiplicação da distribuição das características $dF_X^0(X)$ por um fator de reponderação $\omega(X)$ (RIOS AVILA, 2019), conforme a equação (5.12). O fator de reponderação $\omega(X)$ é obtido utilizando a regra de Bayes, de acordo com a equação (5.13). A partir deste fator, a equação (5.11) pode ser estimada segundo a (5.14).

$$F_Y^c = \int F_{Y|X}^0(Y|X)dF_X^1(X) \cong \int F_{Y|X}^0(Y|X)dF_X^0(X)\omega(X) \quad (5.12)$$

$$\omega(X) = \frac{dF_X^1(X)}{dF_X^0(X)} = \frac{dF_{X|T}(X|T=1)}{dF_{X|T}(X|T=0)} = \frac{dF_{T|X}(T=1|X)}{dF_{T|X}(T=0|X)} \frac{dF_T(T=0)}{dF_T(T=1)} = \frac{1-P}{P} \frac{P(T=1|X)}{1-P(T=1|X)} \quad (5.13)$$

⁴¹ O procedimento de *contrafactual* estabelece grupos de tratamento que possuem indivíduos com características idênticas, mas que são diferentes em relação a variável de interesse (FOGUEL; AZEVEDO, 2006).

sendo: p a participação das pessoas do grupo $T = 1$ no total; e $P(T=1|X)$ a probabilidade condicional de um indivíduo com características X pertencer ao grupo 1.

$$v_c = E \left(RIF(y_i; v(F_Y^c)) \right) = \bar{X}^c \hat{\beta}^c \quad (5.14)$$

Logo, a diferença da medida estatística (Gini, média ou diferença interquantílica) entre os dois grupos (anos) pode ser decomposta nas partes destacadas na equação (5.15):

$$\Delta v = \underbrace{\bar{X}^1(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_c)}_{\Delta v_s^p} + \underbrace{(\bar{X}^1 - \bar{X}^c)' \hat{\beta}_c}_{\Delta v_s^e} + \underbrace{(\bar{X}^c - \bar{X}^0)' \hat{\beta}_0}_{\Delta v_X^p} + \underbrace{\bar{X}^{c'}(\hat{\beta}_c - \hat{\beta}_0)}_{\Delta v_X^e} \quad (5.15)$$

sendo: $\Delta v_s^p + \Delta v_s^e$ o efeito da estrutura salarial agregada; $\Delta v_X^p + \Delta v_X^e$ o efeito composição agregada; Δv_s^p o efeito da estrutura salarial puro; Δv_X^p o efeito composição puro; Δv_s^e o erro de reponderação; e Δv_X^e o erro de especificação.

Exemplos de aplicação desse método são o próprio estudo de Firpo, Fortin e Lemieux (2018), que realizaram uma análise empírica das alterações na desigualdade salarial entre homens e mulheres no período de 1988 a 2016 nos Estados Unidos, e o estudo de Rios Avila (2019), que discute a metodologia e apresenta a sua estimação no *software* estatístico *Stata*.

5.3.2 Modelos, variáveis e dados

Os modelos que serão estimados terão como estrutura base a regressão RIF, como mostrado na equação (5.16).

$$RIF \{y, v(F_Y)\} = X' \beta + \varepsilon_i, \quad E(\varepsilon_i) = 0 \quad (5.16)$$

sendo: Y a variável dependente (rendimento do trabalho principal do indivíduo ocupado i); β o vetor de coeficientes estimados atrelados ao vetor de variáveis explicativas de interesse X ; e ε_i o termo de erro.

As variáveis que serão utilizadas (dependente e explicativas) são apresentadas no Quadro (5.3). Estas foram escolhidas segundo a literatura. Ressalta-se que as estimações utilizarão

dados para o Brasil como um todo – exceto a região Norte⁴² – do período de 1976 a 2019 extraídos da PNAD. Os dados dessa pesquisa possuem algumas limitações que podem reduzir o grau de confiança dos resultados. Essas estão relacionadas ao aspecto vulnerável pelo qual as informações de renda são obtidas nas pesquisas populacionais, que são vulneráveis a subdeclarações. Apesar disso, não se pode rejeitar a importância dos dados levantados e a sua capacidade de contribuição para o entendimento da sociedade brasileira (BARROS; CURY; ULYSSEA, 2007).

Quadro 5.3 – Descrições e justificativas para as variáveis dos modelos

Variáveis	Descrições	Justificativas
Variável Dependente		
Y_i	Rendimento do trabalho principal	- para a maioria das pessoas, o trabalho é a principal ou única fonte de renda; assim, é a origem da desigualdade de renda observada
Variável Categórica		
Dummy Ano	Igual a 1 para o primeiro ano do recorte e igual a 0 para o último ano do recorte	- permite captar a diferença intertemporal e esmiuçar a tendência de curto e longo prazo
Variáveis Explicativas de Interesse		
Cluster 1	Setores (atividades econômicas) de alto IDIIS	- objetos de análise desse estudo; - há divergências da desigualdade de rendimentos e de salário médio entre atividades econômicas
Cluster 2	Setores (atividades econômicas) de médio-alto IDIIS	
Cluster 3	Setores (atividades econômicas) de médio-baixo IDIIS	
Cluster 4	Setores (atividades econômicas) de baixo IDIIS	
Variáveis Explicativas		
Educação	Número de anos de estudo	- pela literatura, o nível de educação é um dos principais determinante do nível salarial
Dummy Homem	Igual a 1 se o indivíduo for homem e a 0 se for mulher	- existência de diferenciais de rendimentos segundo o gênero
Idade	Anos completos de idade	- existência de diferenciais de rendimentos em função da idade
Idade²	Anos completos de idade ao quadrado.	- possível <i>turning point</i> a partir de certa idade devido a fatores biológicos, da proximidade da aposentadoria e de maiores custos
Horas Trabalhadas	Horas trabalhadas por semana no trabalho principal	- existência de diferenciais de rendimentos em função do número de horas trabalhadas
Dummy Urbano	Igual a 1 se o indivíduo mora na zona urbana e a 0 se mora na zona rural	- existência de diferenciais de rendimentos segundo o local de moradia; - indivíduos que moram na zona urbana teriam, na média, prêmio salarial superior aos rurais

Fontes: IBGE, PNAD, Foguel e Azevedo (2006) e Maciel e Oliveira (2017, 2018). Elaboração própria.

Devido as inúmeras mudanças que ocorreram no questionário base e suplementar da PNAD ao longo dos anos tratados nesse estudo, serão realizadas algumas compatibilizações,

⁴² Os Estados da região Norte só foram abrangidos em sua totalidade (zona urbana e rural) pela PNAD a partir de 2004. Até então, a pesquisa só contemplava a zona urbana.

além das já realizadas nos ensaios anteriores (atividades econômicas, rendimento do trabalho, recorte geográfico): Educação, horas trabalhadas e *dummy* urbano. Essas podem ser consultadas no apêndice.

O rendimento do trabalho principal é utilizado como variável dependente e variável base para o cálculo das medidas de desigualdade por ser no Brasil, para a maioria das pessoas, a principal ou a única fonte de renda⁴³ (ROCHA, 2012). E além disso, por estarmos tratando especificamente da desigualdade dentro do contexto do mercado de trabalho. Como variável categórica, será utilizada a *dummy* Ano. Esta permite captar a diferença intertemporal entre o ano inicial e o ano final dos recortes utilizados (crise e período total) e, assim, esmiuçar a tendência de curto e longo prazo.

As variáveis explicativas de interesse, que são objetos de análise desse estudo, são os *clusters* setoriais. O objetivo é verificar se há divergências de desigualdade de rendimentos e de salário médio entre atividades agrupadas de acordo com a similaridade no nível de rendimento médio e de desigualdade interna⁴⁴. Nesse sentido, o *cluster* 1 (Setores de alto IDIIS) foi adotado como parâmetro comparativo por possuir o melhor indicador. Portanto, as análises dos coeficientes dos demais *clusters* se dá em relação a ele.

As variáveis de controle utilizadas são fundamentadas na Teoria do Capital Humano. Entre essas, o nível de educação é um dos principais determinantes do nível salarial, dado que ela capacita o indivíduo a realizar atividades mais complexas e, portanto, aumenta a produtividade dos indivíduos (MINCER, 1958; SCHULTZ, 1961; BECKER, 1964). Nesse sentido, espera-se que a educação impacte positivamente no aumento do rendimento médio. Por outro lado, espera-se que o aumento da educação impacte no sentido de reduzir a desigualdade observada, dado que o aumento da educação média tenderia a reduzir a disparidade na premiação (retorno) por esse atributo (LANGONI, 1976).

A variável *dummy* homem é utilizada para controlar o impacto de diferenciais de rendimentos segundo o gênero. Evidências encontradas na literatura apontam que os homens possuem remuneração superior às mulheres, considerando todos os demais atributos como idênticos. Estas diferenças são causadas por dois fatores principais, diferenças de produtividade causadas por características fisiológicas e familiares, como gestação e maternidade, e por discriminação (OAXACA, 1973; BLINDER, 1973; BARROS; CORSEUIL; MENDONÇA,

⁴³ Aproximadamente três quartos do total da renda familiar no Brasil é oriundo do trabalho (ROCHA, 2012).

⁴⁴ Para compreender em detalhes o IDIIS e os *clusters*, consultar o ensaio dois dessa Tese.

1999). Quanto à desigualdade, a hipótese é que a relação seja positiva, no sentido de que a redução dos diferenciais entre homens e mulheres tende a reduzir a desigualdade geral.

O controle da idade também é fundamentado na Teoria do Capital Humano e funciona como uma *proxy* para a experiência. A hipótese existente é que o salário aumenta conforme aumenta a idade. Já em relação à desigualdade, a literatura aponta que o aumento da idade média tende a reduzir as disparidades de rendimentos e, portanto, impacta no sentido de reduzir a desigualdade geral. A idade é também controlada ao quadrado. O objetivo é controlar um possível *turning point*, que ocorre a partir de certa idade devido a fatores biológicos, da proximidade da aposentadoria e de maiores custos (MINCER, 1958; SCHULTZ, 1961; BECKER, 1964).

As horas trabalhadas semanalmente foram utilizadas como controle ao partir-se da hipótese de que quanto mais horas os indivíduos trabalham, mantendo tudo mais constante, maior serão os salários. Assim, prevê-se uma relação positiva com o rendimento do trabalho. Por outro lado, tratando-se do nível de desigualdade, espera-se que a quantidade de horas impacte no sentido de reduzir a desigualdade, dado que o contínuo aumento tenderia a reduzir a diferença de horas trabalhadas entre os indivíduos e, portanto, a diferença de rendimento (MINCER, 1958; SCHULTZ, 1961; BECKER, 1964).

O local de moradia (zona urbana ou zona rural) também foi controlado. A hipótese é que existem diferenciais de rendimentos segundo o local de moradia e, nesse sentido, os indivíduos que moram na zona urbana teriam, na média, prêmio salarial superior aos rurais (MINCER, 1958; SCHULTZ, 1961; BECKER, 1964). Quanto à desigualdade, a hipótese é que com o avanço das tecnologias de comunicação e a integração cada vez maior entre rural e urbano, o impacto seja no sentido de reduzir a desigualdade.

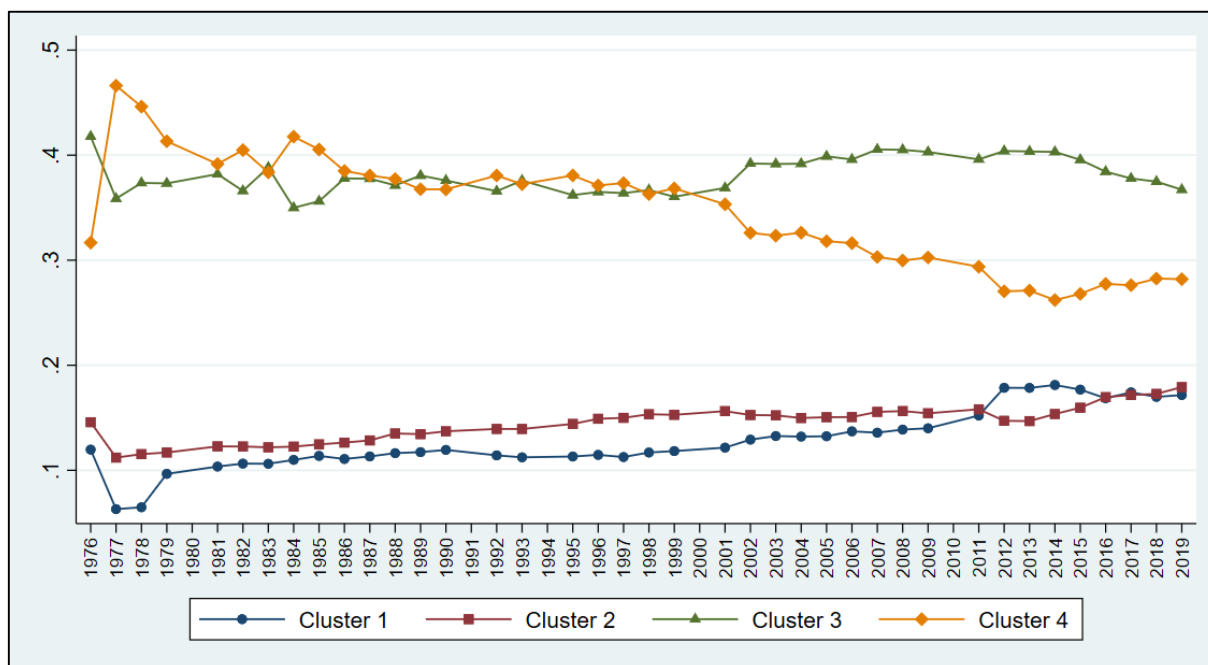
As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para o período total (1976-2019) podem ser observadas na Tabela 5.1. A base utilizada possui 5.333.236 observações, que após a expansão ponderada chegou a 2.329.322.785 observações. As estatísticas apresentadas são da base expandida. Ademais, são apresentados em gráficos a participação no emprego total (Gráfico 5.4) e o rendimento médio por *cluster* (gráfico 5.5), para todos os anos de 1976 a 2019. Assim, é ilustrada a variável dependente e as variáveis explicativas de interesse de forma detalhada. Para detalhes de como os *clusters* foram calculados, consultar a seção de metodologia do capítulo anterior.

Tabela 5.1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

Variável	Média/Participação	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Rendimento	2.305,96	8.304,21	0,06	999.093,3
Cluster 1	13,58	34,26	0	1
Cluster 2	14,82	35,53	0	1
Cluster 3	39,60	48,91	0	1
Cluster 4	32,00	46,65	0	1
Educação	6,45	3,42	0	10
Homem	61,69	48,61	0	1
Idade	36,58	13,37	14	123
Idade ²	1516,69	1.090,00	196	15.129
Horas	42,23	13,07	1	98
Urbano	83,89	36,76	0	1

Fontes: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Gráfico 5.1 – Participação por cluster no emprego total: 1976-2019



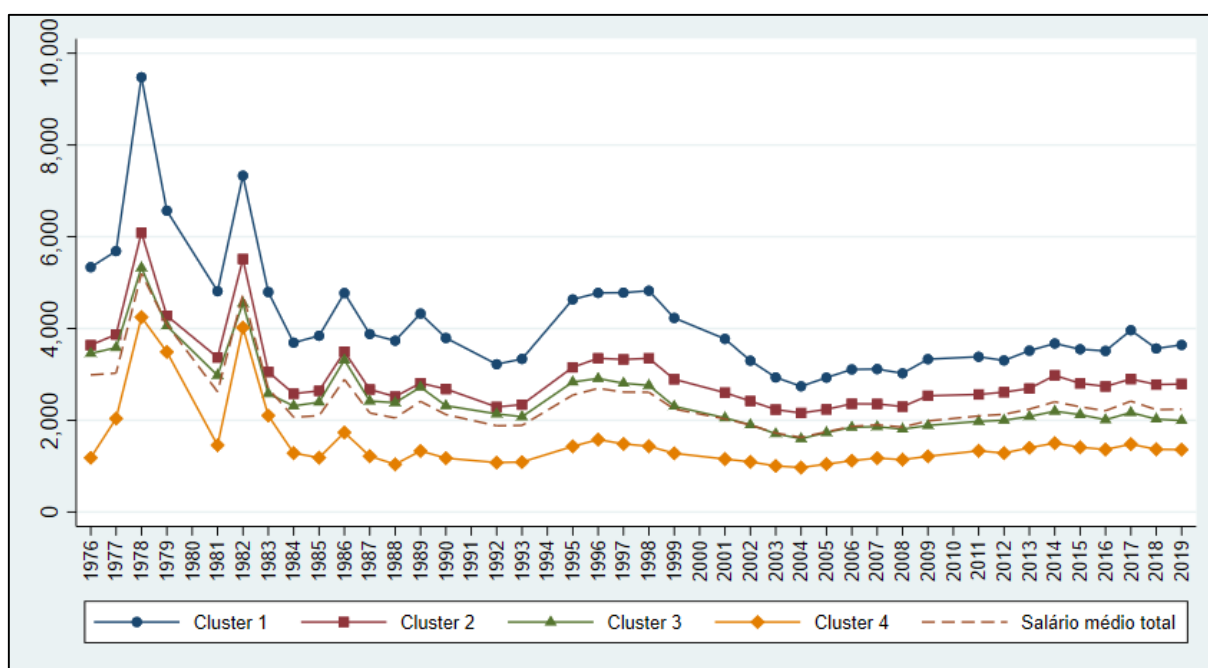
Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Os resultados evidenciam a superioridade de participação dos *clusters* 3 (médio-baixo IDIIS) e 4 (baixo IDIIS) no emprego brasileiro, frente aos *clusters* 1 (alto IDIIS) e 2 (médio-alto IDIIS). O que implica o predomínio dos setores que possuem pior IDIIS. Observa-se que de 1976 a 2019, os *clusters* 1 e 2 aumentaram de forma contínua a sua participação no emprego total, se desconsiderado o primeiro ano da série, 1976. Tal dinâmica é benéfica para a melhoria da qualidade da desigualdade, ou seja, a queda da desigualdade reduz de forma qualificada, com melhorias no rendimento médio.

Essa situação é mostrada pelo Gráfico 5.2, que apresenta o salário médio por *cluster*. Observa-se que os *clusters* um e dois, que apresentaram aumento na participação no emprego

total possuem rendimento médio maior do que os *clusters* três e quatro, que apresentaram redução da participação. Outra evidência é a redução da amplitude salarial, ou seja, a distância entre o rendimento médio máximo e mínimo. Esse também é um dos determinantes da redução da desigualdade setorial brasileira.

Gráfico 5.2 – Salário médio por *cluster*: 1976-2019



Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

A partir das variáveis apontadas, serão estimados vinte modelos, todos completos, sendo alterada apenas a medida de desigualdade – índice de Gini, média, interquantílica (25 e 75; 10 e 90) e o recorte temporal: *crise 1*, *crise 2*, *crise 3*, *crise 4* e 1976/2019 (período total). O Quadro 5.4 sintetiza os modelos a serem estimados.

Quadro 5.4 – Modelos a serem estimados

Medida/Recorte	Crise 1	Crise 2	Crise 3	Crise 4	1976/2019
Gini	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Média	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10
Interquantílica 25/75	Modelo 11	Modelo 12	Modelo 13	Modelo 14	Modelo 15
Interquantílica 10/90	Modelo 16	Modelo 17	Modelo 18	Modelo 19	Modelo 20

Fonte: Elaboração própria.

Os períodos de crise foram determinados a partir da classificação do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE)⁴⁵. Selecionou-se apenas as crises com variação acumulada negativa superior a 4% do PIB, como apresentado no Quadro 5.5.

Quadro 5.5 – Descrição dos períodos de crise utilizados

Crise	Descrição	CODACE		Variação % acumulada	Padronização	
		Início	Fim		Ano 1	Ano 2
1	Crise da dívida externa (Crise de liquidez)	1981.1	1983.1	-8,5%	1979	1983
2	Crises de Hiperinflação	1987.3	1988.4	-4,2%	1986	1992
		1989.3	1992.1	-7,7%		
3	Crise do <i>Subprime</i>	2008.4	2009.1	-5,5%	2007	2009
4	Expansão do crédito indiscriminadamente, fim do ciclo das commodities e crise política (<i>Impeachment</i>).	2014.2	2016.4	-8,6%	2013	2016

Fonte: CODACE (2020). Elaboração própria.

Como a datação do CODACE é trimestral e os dados da PNAD são anuais, foi realizada uma padronização em que é utilizado o último ano pré-crise e o último ano da crise. Assim, é possível analisar os impactos imediatos (curto prazo) da crise sobre a desigualdade de renda no mercado de trabalho brasileiro. Os impactos de longo prazo serão captados pelo modelo com recorte de 1976/2019, que compreende o período total.

5.4 Resultados e discussão

Os resultados estão estruturados em três subseções. A primeira apresenta e discute os modelos de decomposição da diferença do índice de Gini setorial. A segunda mostra e analisa os modelos de decomposição da diferença de rendimento médio. A terceira expõe e examina os modelos de decomposição de diferenças interquantílicas. Assim, são utilizadas três medidas de desigualdade distintas, que permitem analisar as mudanças a partir de óticas diferentes da distribuição, ao mesmo tempo que são complementares e aumentam a robustez da investigação.

Apesar das especificidades das medidas de desigualdade utilizadas em cada modelo, todos os resultados são reportados divididos em três partes: i) geral – apresenta o valor estimado da medida de desigualdade nos anos limites do recorte temporal de cada modelo (inicial e final),

⁴⁵ A cronologia do CODACE é trimestral e descreve a duração e a amplitude dos períodos de recessão e expansão no Brasil. O Comitê utiliza os dados do Sistema de Contas Nacionais do IBGE. A série completa abrange o período do primeiro trimestre de 1981 até o primeiro trimestre de 2017 e é composta por nove fases de recessão e nove fases de expansão.

a diferença de desigualdade entre os anos e os efeitos quantidade e preço de forma agregada; ii) efeito-quantidade – mostra de forma desagregada a contribuição de cada *cluster* para a diferença observada entre os anos a partir da ótica da composição; e iii) efeito-preço – também desagrega e expõe o impacto de cada um dos *clusters* na diferença registrada, a partir da ótica do prêmio por atributo ou estrutura salarial.

Assim, considerando todos os setores em conjunto, a diferença corresponde à variação entre os dois anos analisados em cada modelo. Esse formato permite analisar os *clusters* como variáveis explicativas dos modelos, nas dimensões composição (efeito-quantidade) e estrutura salarial (efeito-preço), e não apenas como parâmetros de comparação. Para não fugir do objetivo do estudo, os resultados para as variáveis de controle não são reportados nas tabelas, mas estão disponíveis no Apêndice.

5.4.1 Decomposição da diferença do Gini setorial

A primeira medida de desigualdade analisada é o Índice (Coeficiente) de Gini. Entre as empregadas, é a mais tradicional na literatura de distribuição de renda. Ela foi estimada para cada um dos modelos em dois momentos, no ano pré-crise e no último ano da crise. A diferença entre os anos estimados foi decomposta, conforme detalhado na metodologia. A Tabela 5.2 mostra a decomposição do coeficiente de Gini do Brasil para o período de 1976 a 2019 e para os quatro subperíodos com crises econômicas de acordo com o CODACE. Observa-se que todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes pelo menos ao nível de 10%.

Observa-se no período completo (1976/2019) uma redução do índice de Gini de 0,085 pontos, saindo de 0,576 e fechando a série com 0,491. Fica evidente também que a desigualdade captada pelo Gini reduziu nas quatro crises analisadas entre o ano inicial e o ano final, em que aumentou a dimensão da queda, tanto em termos absolutos quanto percentuais, quanto mais recente a crise. Não é possível, porém, afirmar que essa constatação implica que as crises reduzem a desigualdade geral do Brasil, pois estão sendo considerados apenas os indivíduos empregados. Logo, a desigualdade pode ter reduzido em decorrência da perda de postos de trabalho ao mesmo tempo que salários elevados podem ter sido reduzidos, fenômenos comuns em períodos de crise (CACCIAMALI; TATEI, 2016).

Decompondo a diferença, tem-se que para o período total (1976/2019) o efeito-preço (estrutura salarial) teve maior importância na diferença, e, portanto, na queda da desigualdade. Foguel e Azevedo (2006) também inferiram um impacto maior da estrutura salarial ao estudarem o período de 1984 a 2015. Ao se verificar a evolução, crise após crise, percebe-se

que essa relevância pode ser estendida para todos os recortes e com tendência a aumento. O efeito composição, por outro lado, contribuiu em todas as crises e no período completo para o aumento da desigualdade, exceto na crise 1 (Crise da Dívida). Além disso, o seu impacto negativo é maior quanto mais recente é a crise.

Tabela 5.2 - Decomposição do índice de Gini dos rendimentos do trabalho no Brasil, segundo períodos

Variáveis	Crise 1	Crise 2	Crise 3	Crise 4	1976/2019
Geral					
Gini no ano inicial	0,6817* (0,000)	0,5735* (0,000)	0,5204* (0,000)	0,4932* (0,000)	0,5762* (0,000)
Gini no ano final	0,6803* (0,000)	0,5628* (0,000)	0,5088* (0,000)	0,4796* (0,000)	0,4915* (0,000)
Diferença	0,0014* (0,000)	0,0106* (0,000)	0,0116* (0,000)	0,0136* (0,000)	0,0846* (0,000)
Efeito-quantidade (composição)	0,0003* (0,000)	-0,0068 (0,000)	-0,0059* (0,000)	-0,0087* (0,000)	-0,0735* (0,000)
Efeito-preço (estrutura salarial)	0,0011* (0,000)	0,0175* (0,000)	0,0175* (0,000)	0,0223* (0,000)	0,1581* (0,001)
Efeito-quantidade (composição) – Cluster 1 (alto IDIIS) omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	0,0005* (0,000)	0,0013* (0,000)	-0,0002* (0,000)	0,0028* (0,000)	0,0045* (0,000)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	0,0008* (0,000)	-0,0007* (0,000)	-0,0003* (0,000)	-0,0024* (0,000)	-0,0072* (0,000)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	0,0017* (0,000)	0,0001* (0,000)	-0,0000* (0,000)	0,0005* (0,000)	-0,0039* (0,000)
Efeito-preço (estrutura salarial) – Cluster 1 (alto IDIIS) omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	0,0029* (0,000)	0,0049* (0,000)	0,0015* (0,000)	0,0001*** (0,000)	0,0084* (0,000)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	0,0078* (0,000)	0,0098* (0,000)	0,0150* (0,000)	0,0026* (0,000)	0,0581* (0,001)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	0,0397* (0,001)	0,0192* (0,000)	0,0099* (0,000)	0,0036* (0,000)	0,0751* (0,001)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Nota: Erro padrão entre parênteses. *** $p < 0,1$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,01$.

Ao decompor-se o efeito-quantidade (composição) percebe-se que os *clusters* setoriais possuem influência muito similar no total observado, dada a pouca diferença dos coeficientes estimados em relação ao *cluster* de referência (*cluster* 1). Além disso, eles não apresentam nenhum padrão nos períodos de crise. A ausência de padrão pode estar relacionada com as peculiaridades de cada crise e como cada *cluster* e seus setores componentes estão relacionados com as turbulências do mercado. Na crise 1 (Crise da Dívida), todos os *clusters* – em relação ao *cluster* 1 – favoreceram a redução da desigualdade, destacadamente o *cluster* quatro, que é composto dos setores que possuem baixo IDIIS. Esse impacto é decorrente da redução da participação desse *cluster* no emprego total (Gráfico 3.1).

Na crise 2 (Crise de Hiperinflação), os *clusters* 2 e 4 foram mais favoráveis à redução da desigualdade do que o *cluster* 1, enquanto o *cluster* 3 não. Os primeiros impactaram a partir do aumento (*cluster* 2) e leve queda (*cluster* 4) da participação, respectivamente. O *cluster* 3, por sua vez, apesar da leve queda na participação no emprego total, não foi suficiente para superar o impacto positivo do *cluster* 1 na queda observada.

Na crise 3 (Crise do *Subprime*), todos os *clusters* favoreceram mais o aumento da desigualdade do que o *cluster* 1. Isso ocorreu porque o *cluster* 1 foi o único que apresentou aumento da participação, enquanto os demais apresentaram manutenção da participação. Como ele tem setores de alto IDIIS – Administração Pública e Serviços de Alta Complexidade –, o aumento da participação é favorável à redução da desigualdade.

Na crise 4, o *cluster* 3 atuou, assim como na crise 2, no aumento da desigualdade – comparativamente ao *cluster* 1 –, enquanto os demais foram positivos à redução, também comparativamente. Isso ocorreu apesar do *cluster* 3, que é composto dos setores Comércio, Construção e Indústria, possuir médio-baixo IDIIS e perder participação nessa crise, o que implica que o impacto negativo comparativamente ao *cluster* 1 não implica que no geral o impacto setorial tenha sido no sentido de aumentar a desigualdade, dado que esses resultados são somados aos dos controles para obter a diferença total.

Já quando considerado o período total, comparativamente ao *cluster* 1, apenas o *cluster* 2 – que é formado pelos setores Educação e Saúde Humana e Transporte e Armazenagem – impactou positivamente a desigualdade, favorecendo a sua redução. Isso implica que os *clusters* de melhor IDIIS foram os que mais contribuíram com a queda da desigualdade no período a partir da participação – efeito-quantidade (composição).

Por outro lado, ao decompor-se o efeito-preço (estrutura salarial), observamos que o impacto dos *clusters* 2, 3 e 4, comparativamente ao *cluster* 1, é maior, mas também sem um padrão definido. Isso está relacionado a redução da distância salarial entre esse *cluster* e os demais (Gráfico 3.2). Além disso, observa-se que todos os *clusters* favoreceram a redução da desigualdade, tanto nas crises 1 (Crise da Dívida), 2 (Crise de Hiperinflação), 3 (Crise do *Subprime*) e 4 quanto no período completo (1976/2019). Tem-se que o maior impacto é oriundo dos *clusters* de médio-baixo e baixo IDIIS. Estes podem ter sido causados pelo crescente aumento da formalização da mão-de-obra inserida nesses *clusters*, que reflete em salários maiores e mais próximos do mínimo exigido em lei, assim como de políticas de valorização do salário mínimo, que apesar de se tornarem evidentes a partir da década de 2000, estão presentes em menor dimensão em períodos anteriores (ABREU, 2014).

Sabendo-se que o efeito-preço (estrutura salarial) corresponde à forma como o mercado de trabalho remunera o indivíduo – equações de Mincer (1974) – por possuir determinada característica ou por trabalhar em determinado setor – teoria do capital humano e segmentação do mercado de trabalho –, é analisada a seguir a decomposição do rendimento médio de 1976 a 2019.

5.4.2 Decomposição do rendimento médio setorial

A segunda medida de desigualdade utilizada foi a média. Seu objetivo aqui, assim como no segundo ensaio, é qualificar a desigualdade, motivo pelo qual foram utilizados os *clusters* construídos a partir do IDIIS. A Tabela 5.3 apresenta a decomposição do rendimento médio do Brasil para o mesmo recorte temporal: crise 1, crise 2, crise 3, crise 4 e período completo de 1976 a 2019. Observa-se que todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ao nível de um por cento, exceto o *cluster* dois para os efeitos composição e estrutura salarial no modelo 1976/2019.

Tabela 5.3 - Decomposição do rendimento médio do trabalho no Brasil, segundo períodos

Variáveis	Crise 1	Crise 2	Crise 3	Crise 4	1976/2019
Geral					
Rendimento médio no ano inicial	4090,98* (4,017)	2890,27* (0,862)	1900,24* (0,369)	2242,85* (0,365)	2988,38* (4,267)
Rendimento médio no ano final	2689,76* (1,943)	1880,08* (0,532)	1985,74* (0,445)	2207,42* (0,355)	2241,16* (0,382)
Diferença	1401,23* (4,462)	1010,19* (1,013)	-85,49* (0,578)	35,43* (0,510)	747,22* (4,284)
Efeito-quantidade (composição)	-107,93* (0,598)	-160,97* (0,300)	-79,02* (0,207)	-93,15* (0,198)	-1552,10* (1,065)
Efeito-preço (estrutura salarial)	1509,16* (4,465)	1171,16* (0,912)	-6,48* (0,522)	128,58* (0,457)	2299,32* (4,203)
Efeito-quantidade (composição) – Cluster 1 (alto IDIIS) omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	5,89* (0,097)	8,63* (0,052)	-0,90* (0,040)	15,93* (0,053)	26,41 (0,150)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	14,20* (0,154)	-5,54* (0,050)	-2,54* (0,085)	-24,65* (0,101)	-73,56* (0,361)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	-20,35* (0,258)	-3,24* (0,073)	-0,55* (0,088)	9,47* (0,106)	-58,40* (0,388)
Efeito-preço (estrutura salarial) – Cluster 1 (alto IDIIS) omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	-35,32* (1,930)	-13,78* (0,574)	8,47* (0,458)	-6,80* (0,317)	-42,06 (2,924)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	54,36* (5,984)	55,36* (1,677)	92,60* (1,102)	31,17* (0,750)	516,25* (7,341)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	337,26* (7,327)	90,60* (1,692)	69,38* (0,790)	27,94* (0,494)	353,21* (5,293)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Nota: Erro padrão entre parênteses. *** p < 0,1, ** p < 0,05 e * p < 0,01.

O rendimento médio do Brasil de 1976 a 2019 sofreu uma redução de R\$ 747,22, que corresponde a uma queda de aproximadamente 25% no poder de compra dos trabalhadores. Porém, tem-se que o movimento não foi de queda durante todo o período analisado, como revelado pela crise 3 (Crise do *Subprime*), que apresentou um aumento de R\$ 85,49. Nesse caso específico, os impactos da crise foram sentidos tardiamente na economia brasileira, em meados de 2014, em decorrência de políticas anticíclicas adotadas durante sua vigência e nos anos seguintes (GRAUPEN, 2015).

Uma constatação é que o impacto das crises sobre o rendimento médio tem se reduzido nas crises recentes. Isso se deve em grande medida à redução da amplitude salarial observada no Brasil (Gráfico 5.2). Outra justificativa é que as empresas estão cortando o custo com mão de obra a partir da demissão, e não mais pelo corte salarial. Essas estratégias tendem a aumentar com as novas políticas de contratação a partir das novas regras trabalhistas (SILVA, 2018).

Decompondo a diferença do rendimento médio em efeito-quantidade (composição) e efeito-preço (estrutura salarial), tem-se que a composição contribuiu para todos os períodos negativamente (aumento do rendimento médio), enquanto a estrutura salarial impactou positivamente (redução do rendimento médio), exceto na crise 3. Porém, apesar do efeito-preço (estrutura salarial) ter tido maior poder na diferença no acumulado do período inteiro, 1976 a 2019, ela tem perdido gradativamente espaço para o efeito-quantidade (composição) nas crises recentes.

Decompondo o efeito-quantidade (composição), constata-se, que no acumulado do período, o *cluster 2* não apresentou resultado estatisticamente significativo, enquanto os demais *clusters* foram significativos e impactaram negativamente, ou seja, aumentando o rendimento médio, comparativamente ao *cluster 1 (default)*. Porém, esse impacto não é padrão para as crises. Na crise 1 (Crise da Dívida), os *clusters 2* e 3 impactaram positivamente, ou seja, reduzindo o rendimento médio, enquanto o *cluster 4* negativamente (aumentando o rendimento médio). Isso ocorreu porque o último, que possui baixo IDIIS, teve uma redução da participação (Gráfico 3.1) o que para o rendimento médio geral é favorável.

Na crise 2 (Crise de Hiperinflação), comparativamente ao *cluster 1* (alto IDIIS) os *clusters 3* e 4 impactaram negativamente, aumentando o rendimento médio, enquanto o *cluster 2* impactou positivamente, reduzindo o rendimento médio. Esse movimento é decorrência do fato de que os *clusters 3* e 4 apresentaram redução da participação no emprego total (Gráfico 3.1) enquanto os *clusters 1* e 2, de melhor IDIIS e melhor rendimento médio, apresentaram crescimento da participação.

Na crise 3 (Crise do *Subprime*), por sua vez, todos os *clusters* favoreceram o aumento do rendimento médio, comparativamente ao *cluster* 1 (*default*). Isso ocorreu porque essa crise atingiu sobremaneira os empregos de menor qualificação e remuneração, que reduziram a sua participação no emprego total, enquanto o *cluster* 1 apresentou aumento da participação (GRAUPEN, 2015). Enquanto na crise 4, apenas o *cluster* 3 favoreceu o aumento do rendimento médio. Nesse sentido, ele apresentou redução da participação no emprego total (Gráfico 3.1). Destaca-se o setor da Indústria, que compõe o *cluster* 3 e foi um dos grandes impactados no período (MANNI; MENEZES FILHO; KOMATSU, 2017). Portanto, não é possível identificar um padrão bem definido para o impacto dos setores nas crises analisadas.

Por outro lado, ao decompor o efeito-preço (estrutura salarial), infere-se que os *clusters* possuem maior poder explicativo da diferença nesse quesito. Além disso, um padrão de impacto em crises fica mais evidente. Nesse sentido, os *clusters* 3 e 4 impactaram positivamente nas crises e no período completo, comparativamente ao *cluster* 1, reduzindo o rendimento médio. Enquanto o *cluster* 2 apresentou impacto positivo apenas na crise 3 (Crise do *Subprime*). Destacam-se as influências dos *clusters* 3 e 4 nesse sentido, que vem reduzindo nas crises recentes, o que sugere que os aumentos salariais observados nesses setores têm sido importantes em períodos de crise, apesar de ainda impactarem no sentido de reduzir a média geral. Resultado similar é obtido por Oliveira e Neto (2017). Esse movimento se deve em parte ao aumento da formalização desses setores, atrelado as políticas de valorização do salário mínimo (BARROS; FOGUEL; ULYSSEA, 2007).

Por fim, é importante ressaltar que a decomposição trata apenas da diferença, não influenciando na análise o impacto dos setores para o patamar observado. Para complementar o estudo, e por se tratar de uma análise de desigualdades, é verificada a seguir a decomposição da diferença de rendimento entre quantis da distribuição, dado que a média pode esconder algum distúrbio distributivo.

5.4.3 Decomposição da diferença setorial interquantílica

A terceira medida utilizada é a diferença interquantílica. Ela é mais robusta a *outliers* do que a dispersão (Gini) e a média (MACHADO; MATA, 2005). Ainda para aumentar a robustez, foram analisados dois intervalos interquantílicos, que permitem captar a diferença em níveis diferentes das extremidades da distribuição salarial. A decomposição da diferença setorial interquantílica foi realizada para os intervalos: i) 25 e 75; e ii) 10 e 90. O objetivo é verificar se a diferença entre pontos mais ou menos extremos se comportou de forma similar ou distinta e

como a composição e a estrutura salarial setoriais impactaram nessas diferenças. A Tabela 5.4 expõe a decomposição da diferença de rendimento entre os quantis 25 e 75 de 1976 a 2019. Tem-se que todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ao nível de 1%, exceto o *cluster 2* para o efeito estrutura salarial do modelo 1976/2019.

Tabela 5.4 - Decomposição da diferença de rendimentos entre os quantis 25 e 75, segundo períodos

Variáveis	Crise 1	Crise 2	Crise 3	Crise 4	1976/2019
Geral					
Diferença de rendimento entre os quantis 25 e 75 no ano inicial	2171,54*	2282,93*	1224,09*	1282,01*	2017,63*
	(0,559)	(0,456)	(0,229)	(0,364)	(1,707)
Diferença de rendimento entre os quantis 25 e 75 no ano final	1584,51*	1489,92*	1171,28*	1328,10*	1292,21*
	(0,408)	(0,287)	(0,481)	(0,159)	(0,612)
Diferença	587,03*	793,01*	52,81*	-46,09*	725,42*
	(0,692)	(0,539)	(0,533)	(0,397)	(1,813)
Efeito-quantidade (composição)	-101,30*	-108,74*	-124,59*	-62,45*	-3238,49*
	(0,274)	(0,180)	(0,310)	(0,081)	(1,829)
Efeito-preço (estrutura salarial)	688,33*	901,75*	177,40*	16,36*	3963,91*
	(0,621)	(0,489)	(0,488)	(0,378)	(2,049)
Efeito-quantidade (composição) – Cluster 1 (alto IDIIS) omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	2,29*	4,26*	-0,56*	4,00*	23,23*
	(0,035)	(0,027)	(0,025)	(0,017)	(0,143)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	5,92*	-3,81*	-3,02*	-8,63*	-118,80*
	(0,049)	(0,033)	(0,101)	(0,036)	(0,577)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	-15,87*	-1,68*	-0,68*	3,19*	-93,03*
	(0,076)	(0,038)	(0,109)	(0,036)	(0,617)
Efeito-preço (estrutura salarial) – Cluster 1 (alto IDIIS) omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	-6,98*	-26,23*	-31,97*	-38,71*	-22,85
	(0,352)	(0,280)	(0,321)	(0,219)	(1,061)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	-76,97*	18,87*	309,99*	-254,48*	750,66*
	(0,947)	(0,705)	(0,693)	(0,479)	(2,633)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	-43,17*	75,03*	291,13*	-205,00*	691,73*
	(1,097)	(0,751)	(0,538)	(0,335)	(2,136)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Nota: Erro padrão entre parênteses. *** $p < 0,1$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,01$.

A primeira constatação é a de que a diferença interquantílica (25-75) reduziu no período total (1976/2019) e nas três primeiras crises – Crise da Dívida, Crise de Hiperinflação e Crise do *Subprime* –, mas apresentou aumento na crise 4. O aumento nessa crise pode estar relacionado ao aumento do rendimento médio, puxado pelos *clusters* de melhor IDIIS (Gráfico 5.2). A redução absoluta do período total (1976 a 2019) foi de R\$ 725,42. Tal redução corresponde a uma queda de aproximadamente 35,95% na diferença. Entre as crises, infere-se que a queda mais significativa, tanto em termos absolutos como percentuais, ocorreu na crise 2 (Crise de Hiperinflação) – R\$ 793,02 e 34,74%, respectivamente. Isso implica que a hiperinflação atingiu sobremaneira os maiores salários, que não foram corrigidos por reajustes

indexados ao salário-mínimo, perdendo poder de compra frente aos salários mais baixos (ABREU, 2014).

Ao decompor a diferença, observa-se que o efeito-quantidade (composição) foi negativo em todos os recortes (favorece o aumento da diferença), enquanto o efeito estrutura salarial foi o inverso, positivo (favorece a redução da diferença). Tal constatação remete as questões de a formação econômica contribuir para uma desigualdade elevada, mesmo quando se capta uma relação a partir de quantis (DALDEGAN, 2018). Apesar disso, em todos os recortes temporais analisados, o efeito-preço (estrutura salarial) foi mais forte que o efeito-quantidade (composição), exceto na crise 4, em que ocorreu o aumento da diferença.

Decompondo o efeito-quantidade (composição), não se observa um padrão fixo de impacto dos *clusters* sobre a diferença nas crises. Na crise 1 (Crise da Dívida), os *clusters* 2 e 3 favoreceram a redução da desigualdade, enquanto o *cluster* 4 favoreceu o aumento, comparativamente ao *cluster* 1. Esse é um resultado que diverge do obtido a partir do coeficiente Gini e pode estar relacionado a composição dos quantis em análise.

Na crise 2 (Crise de Hiperinflação) e no período completo (1976/2019), os *clusters* 3 e 4 impactaram negativamente (aumento da desigualdade), enquanto o *cluster* 2 foi positivo (redução da desigualdade), em relação ao *cluster* 1 (alto IDIIS). Em relação ao Gini, observa-se que o *cluster* 4 inverteu seu impacto. Mas reitera-se que os resultados desse período são passíveis de erros dado o problema da inflação (ABREU, 2014). Na crise 3 (Crise do *Subprime*) todos os *clusters* impactaram no sentido de aumentar a desigualdade, em relação ao *cluster* 1. Esse resultado corrobora o obtido pelo coeficiente de Gini, o que sugere que os impactos desses setores foram mais severos.

Já na crise 4, os *clusters* 2 e 4 afetaram positivamente (reduzindo a diferença), enquanto o *cluster* 3 impactou negativamente. Esse resultado também é idêntico, nos sinais, ao obtido para o Gini. Essa evidência sugere que nas crises recentes (3 e 4) os resultados observados entre os quantis 25 e 75 têm sido mais próximos dos observados para o Gini. Considerando o período total (1976/2019) os *clusters* 3 e 4 apresentaram relação negativa, no sentido de aumentar a desigualdade, comparativamente ao *cluster* 1. Esse resultado também corrobora o obtido pelo Gini, e sugere que os *clusters* com melhor IDIIS (alto IDIIS e médio-alto IDIIS) possuem maior impacto no sentido de reduzir a desigualdade quando considerado o efeito-quantidade (composição). Além disso, corrobora-se o resultado encontrado na análise do Gini, de não existência de um padrão bem definido. Isso sugere que os impactos setoriais são relacionados ao contexto da crise, dado que as crises analisadas possuem origem e características distintas.

Decompondo o efeito-preço (estrutura salarial), são observados impactos de maior magnitude dos *clusters* 2, 3 e 4, comparativamente ao *cluster* 1, assim como para o Gini e a Renda Média. Nas crises 1 (Crise da Dívida) e 4, todos os *clusters* impactaram negativamente, em relação ao *cluster* 1, o que sugere um comportamento similar dos setores nessas duas crises, apesar de possuírem natureza distinta. Nas crises 2 (Crise de Hiperinflação) e 3 (Crise do *Subprime*) e no período completo (1976/2019), os *clusters* 3 e 4 impactaram positivamente, enquanto o impacto do *cluster* 2 foi negativo. Esses resultados divergem dos observados para o Coeficiente de Gini, mas reforçam que a redução da participação (Gráfico 5.1) dos *clusters* de baixo e médio-baixo IDIIS tendem a favorecer a redução da desigualdade geral.

Complementarmente, para ampliar a análise, a Tabela 5.5 apresenta a decomposição da diferença de rendimento entre os quantis 10 e 90 para o período de 1976 a 2019. Observa-se que todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ao nível de 1%.

Tabela 5.5 - Decomposição da diferença de rendimentos entre os quantis 10 e 90, segundo períodos

Variáveis	Crise 1	Crise 2	Crise 3	Crise 4	1976/2019
Geral					
Diferença de rendimento entre os quantis 10 e 90 no ano inicial	5889,05* (3,200)	5675,44* (1,134)	3698,38* (0,327)	3784,15* (0,298)	4946,17* (6,618)
Diferença de rendimento entre os quantis 10 e 90 no ano inicial	4089,78* (0,649)	3844,44* (0,512)	3403,16* (0,279)	3846,78* (0,724)	3674,01* (1,868)
Diferença	1799,27* (3,265)	1831,00* (1,245)	295,21* (0,430)	-62,63* (0,783)	1272,14* (6,876)
Efeito-quantidade (composição)	-154,41* (0,418)	-177,07* (0,290)	-57,69* (0,122)	-202,54* (0,307)	-7744,26* (4,979)
Efeito-preço (estrutura salarial)	1953,68* (3,134)	2008,07* (1,157)	352,90* (0,405)	139,91* (0,732)	9016,41* (6,862)
Efeito-quantidade (composição) – Cluster 1 (alto IDIIS) omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	5,17* (0,079)	13,57* (0,078)	-0,77* (0,034)	43,62* (0,130)	162,13* (0,888)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	10,25* (0,086)	-8,88* (0,075)	-1,74* (0,058)	-50,81* (0,208)	-384,99* (1,876)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	-17,50* (0,105)	-3,52* (0,079)	-0,283* (0,045)	16,46* (0,184)	-283,70* (1,883)
Efeito-preço (estrutura salarial) – Cluster 1 (alto IDIIS) omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	-463,60* (2,020)	-72,96* (0,743)	-15,35* (0,294)	196,13* (0,490)	169,79* (4,589)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	-1038,75* (5,545)	5,76* (1,908)	-4,83* (0,642)	768,42* (1,118)	2565,11* (11,660)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	-864,49* (6,081)	159,31* (1,942)	-18,60* (0,486)	581,51* (0,756)	2385,47* (8,738)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Nota: Erro padrão entre parênteses. *** $p < 0,1$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,01$.

Como é natural, ao comparar quantis mais próximos dos extremos, a diferença elevou. Nesse sentido, a diferença entre os quantis mais do que dobrou nos modelos crise 1 (Crise da

Dívida), crise 2 (Crise de Hiperinflação) e crise 3 (Crise do *Subprime*). Em relação à diferença, nota-se que ela subiu na crise 4, após cair nas três crises anteriores. Apesar disso, o resultado total foi uma redução de R\$ 1272,22, que equivale a uma redução de 25,72%. Essa queda foi 10,23 pontos percentuais menor do que a registrada para o intervalo 25-75. Destaca-se que a crise que apresentou queda mais significativa foi a segunda (Crise de Hiperinflação), com uma redução absoluta de R\$ 1831,00, que corresponde a uma redução de aproximadamente 32,26%.

Verifica-se, ainda, que o efeito-quantidade (composição) foi negativo e manteve certa estabilidade entre as crises (pequenas oscilações). Já o efeito-preço (estrutura salarial) foi positivo em todas as crises, mas apresentou redução nas duas crises mais recentes, a 3 (Crise do *Subprime*) e a 4. Isso implica que o efeito-preço (estrutura salarial) reduziu a diferença, enquanto a composição contribuiu para o aumento da diferença. Apesar de na última crise o efeito-quantidade (composição) superar o efeito-preço (estrutura salarial), quando considerado o período inteiro (1976/2019), o efeito-preço (estrutura salarial) apresentou maior magnitude, provocando a queda da diferença.

Decompondo o efeito-quantidade (composição), infere-se que todos os *clusters* – em relação ao *cluster* 1 – apresentaram efeito negativo no período inteiro (1976/2019), exceto o *cluster* 2 (efeito positivo). Porém, esse padrão não se mantém em períodos de crise. Na crise 1 (Crise da Dívida), os *clusters* 2 e 3 apresentaram efeito positivo, enquanto o *cluster* 4 tem efeito negativo. Na crise 2 (Crise de Hiperinflação), o *cluster* 2 apresentou novamente efeito positivo; já os *clusters* 3 e 4 impactaram negativamente. Na crise 3 (Crise do *Subprime*), todos os *clusters* apresentaram efeito negativo. Na última crise (4), apenas o *cluster* 3 apresentou impacto negativo, enquanto os *clusters* 2 e 4 impactaram positivamente. Observa-se que o sinal é idêntico ao obtido na análise da diferença interquartilica 25-75, mudando-se apenas a magnitude.

Decompondo o efeito-preço (estrutura salarial), por sua vez, observa-se que os impactos são muito maiores. Nas crises 1 (Crise da Dívida) e 3 (Crise do *Subprime*), todos os *clusters* apresentaram impacto negativo, comparativamente ao *cluster* 1. Na crise 2 (Crise de Hiperinflação), os *clusters* apresentaram efeito positivo, exceto o *cluster* dois, que foi negativo. Na crise 4 e no período completo (1976/2019), todos impactaram positivamente. Não é possível identificar claramente alguma tendência de crescimento ou redução. O que fica evidente é que a magnitude reduziu entre a primeira e a última crise. Além disso, tem-se que os sinais não são idênticos aos observados na análise interquantílica 25-75, como ocorreu com o efeito-quantidade (composição). Isso ocorre porque aqui insere-se na análise pontos mais extremos da distribuição, em que a mudança de um quantil para outro significa uma mudança de perfil

relativamente grande, o que não é observado quando analisamos quantis próximos da mediana, por exemplo.

5.5 Considerações finais do capítulo

Este ensaio teve como objetivo revelar evidências empíricas acerca do impacto da estrutura produtiva brasileira na desigualdade observada, calculada a partir dos salários dos indivíduos ocupados. Tal exercício é relevante para a análise da desigualdade geral porque no Brasil as famílias possuem, em sua maioria, o salário como única fonte de renda. Tal impacto foi verificado em duas dimensões, a partir da composição e da estrutura salarial, utilizando-se para isso um método novo de decomposição, que utiliza regressões RIF conjugadas com ponderações, que permite esmiuçar as variáveis que explicam ambos os efeitos.

Os resultados revelaram que quando utilizamos medidas de dispersão, como o Gini, o efeito-quantidade (composição) tem impactado no sentido de aumentar a desigualdade, enquanto o efeito-preço (estrutura salarial) tem favorecido a redução da desigualdade. Porém, o segundo sobrepôs o primeiro nas últimas décadas, fortalecendo a tendência de queda observada nesse período. Ao decompor os efeitos, observa-se que não existe um padrão, alterando-se o impacto em crises distintas.

Olhando-se em seguida o rendimento médio dos trabalhadores brasileiros, observa-se que enquanto a desigualdade reduziu em aproximadamente 15% de 1976 a 2019, a queda do salário médio foi de 25%, ou seja, o ideal de queda da desigualdade com manutenção ou aumento do rendimento médio não está ocorrendo. Nesse sentido, o efeito-quantidade (composição) tem favorecido o aumento do salário médio, mas o efeito-preço (estrutura salarial), que favorece a redução, foi superior em todos os recortes analisados, exceto na crise 3 (Crise do *Subprime*), quando registrou-se aumento do salário médio.

Por último, a diferença interquantílica, em duas amplitudes (25-75 e 10-90), mostrou uma tendência de queda no período analisado, porém, com aumento na crise quatro. De novo, o efeito-preço (estrutura salarial) foi superior ao efeito-quantidade (composição). Nesse sentido, os *clusters* setoriais têm favorecido o aumento da desigualdade a partir da composição, mas reduzido a desigualdade a partir da estrutura salarial, sendo que o impacto é maior quanto pior o IDIIS.

Portanto, as evidências revelam que a estrutura produtiva brasileira tem ajudado a reduzir a desigualdade, captada tanto pela decomposição da diferença do Gini quanto da diferença interquantílica, a partir do efeito-preço (estrutura salarial). E, nesse sentido, os *clusters* com

piores IDIISs são os que têm impacto maior. Por outro lado, a estrutura produtiva, na disputa de forças entre efeito-quantidade (composição) e efeito-preço (estrutura salarial), tem atuado no sentido de reduzir o rendimento médio. Tal fenômeno, se permanecer no longo prazo, pode comprometer o poder de compra dos trabalhadores, reduzindo o impacto no PIB a partir do canal consumo das famílias.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS GERAIS

A presente Tese se insere, dentro da teoria econômica, entre os estudos que investigam a relação entre estrutura produtiva, desigualdade de renda e crise econômica. Apesar de serem temáticas amplamente discutidas, desde os trabalhos de economistas clássicos, permanecem como discussão atual, dado que o problema da desigualdade na distribuição da renda continua sendo um limitante do desenvolvimento econômico e social dos países. O intuito ao juntar essas três temáticas é entender o funcionamento da relação entre elas e a forma como estão evoluindo, isso implica analisar teorias e ferramentas consagradas, aplicadas ao contexto do Brasil, identificar lacunas e limitações, e a partir destas propor inovações que contribuem com o avanço para algumas óticas até então pouco, ou não, abordadas. Assim, revelaram-se novas evidências, que podem servir de luz para a elaboração de políticas públicas que tornem a redução da desigualdade autossustentável ao longo do tempo.

Para isso, montou-se uma estrutura de três ensaios, que contempla o alcance dos objetivos propostos a partir das hipóteses levantadas previamente na introdução geral, a saber: i) o crescimento econômico contribuiria para a redução da desigualdade de renda, mas apenas em níveis relativamente maiores de renda; ii) no Brasil, persistiria uma estrutura produtiva em que setores e subsetores mais desiguais prevalecem frente a setores que distribuem melhor seus rendimentos; iii) as mudanças da estrutura produtiva brasileira teriam melhorado a distribuição dos rendimentos, mas permanecendo ainda bastante elevado o problema da desigualdade.

O primeiro ensaio contempla o teste da hipótese i. Para isso, faz uma junção do arcabouço teórico de Kuznets e Williamson para estimar e analisar a CWK. Assim amplia-se a discussão da Curva de Kuznets para o caráter regional de Williamson, aplicando-a aos Estados brasileiros, a partir das óticas intrarregional e inter-regional, para o período de 1985 a 2018. Outra inovação foi a utilização da estratégia metodológica de dados em painel. Portanto, ampliou-se o foco central da análise clássica, da relação entre o PIB e a desigualdade, para a relação entre a participação setorial e a desigualdade regional.

As primeiras evidências obtidas sugerem que para os modelos básicos da CWK Intrarregional – formato clássico da curva de Kuznets –, a relação é inversa à esperada, sendo rejeitada, portanto, para o contexto analisado. Isso não quer dizer, porém, que ela não seja válida em nenhum contexto, região ou período. Como a hipótese do “formato N” é uma extensão do formato de “U-invertido” ela também não é corroborada.

Já as análises setoriais, que fundamentam a abordagem de economia dual, sugerem para a CWK Intrarregional do setor industrial que o aumento da participação do setor industrial no

emprego total do Estado provoca a redução da desigualdade total em nível, o aumento ao quadrado e nova redução ao cubo. Dessa forma, também rejeita a hipótese da economia dual que fundamenta a curva de Kuznets.

Para a CWK Intrarregional para o setor de serviços, por sua vez, as evidências corroboram o argumento da hipótese do “formato N”, mesmo não confirmando a relação entre o crescimento econômico e a desigualdade. A análise do setor de serviços também adicionou resultados inéditos à discussão, ao inferir que em níveis mais elevados de participação do setor de serviços, o que ainda é pouco observado na literatura, tem-se a inversão da relação para um impacto negativo – polinômio de segundo grau. E com o contínuo aumento da participação – polinômio de terceiro grau – a inversão ocorre novamente. Porém, nesse terceiro momento a desigualdade se estabiliza em um nível mais baixo de desigualdade, o que significa que a desigualdade não retornaria aos elevados níveis iniciais.

Ao inserir na discussão das CWKs a ótica da Desigualdade Inter-regional, observa-se que no formato clássico, a relação obtida é similar a encontrada para a Desigualdade Intrarregional, o que indica que o PIB impacta no mesmo sentido ambas as desigualdades. Essa constatação confirma a rejeição da hipótese de “U-invertido” para o contexto em análise, e, por consequência, o “formato N”.

Aplicando a CWK Inter-regional para o setor industrial tem-se que a relação ocorre no mesmo sentido da observada na análise da Desigualdade Intrarregional. Logo, também rejeita a interpretação da economia dual. E para a CWK Inter-regional para o setor de serviços observa-se que a relação é inversa da observada para a Desigualdade Intrarregional. Portanto, rejeita a interpretação da hipótese que deu origem ao “formato N”. Mas reitera-se que uma das óticas pode sobrepor o resultado da outra.

As evidências obtidas sugerem que o formato de “U-invertido” teorizado por Kuznets e aplicado ao contexto regional de Williamson depende de uma combinação de efeitos e temporalidades, que podem ser distintos entre setores e regiões. Por isso, é comum observar-se evidências empíricas que aplicadas para outros recortes não corroboram a hipótese. Isso não anula, porém, a teoria e nem os resultados distintos obtidos. Nesse sentido, as diversas análises empíricas ampliam o escopo de estudo.

O segundo ensaio testou a hipótese ii. Para isso, tentou-se preencher duas lacunas existentes na literatura. Dessa forma, foi construída uma proposta de medida de desigualdade dos rendimentos do trabalho, denominada IDIIS, que considera a distribuição intrassetorial (entre trabalhadores de um setor), mas também a intersetorial (entre setores), e a partir dela

propôs-se uma classificação dos setores produtivos que tem como critério de seleção o indicador de desigualdade IDIIS. Ambas as propostas são inéditas na literatura.

A aplicação das duas ferramentas propostas foi contextualizada aos dados do Brasil de 1976 a 2019. Em relação ao IDIIS, o ajuste do Gini com a inclusão da Amplitude do rendimento setorial médio na equação consegue corrigir parcialmente a limitação do primeiro em não captar a desigualdade interregional. Esse novo indicador simplifica o impasse existente quando se utilizam separadamente o índice de equidade (o Gini, por exemplo) e a renda média (PIB *per capita*, por exemplo) para analisar a situação social e econômica de um país.

Ao se analisar a aplicação do IDIIS ao caso do Brasil, comparativamente com os demais indicadores (Gini e Theil), observa-se que seu comportamento é distinto. Ele apresenta menor variação, nível diferente (os extremos foram potencializados) e estabilidade (não apresentou queda nem crescimento), enquanto o Gini e o Theil apresentam tendência de queda no período. Essas características representam maior vantagem em termos estatísticos para a construção de modelos econômicos, assim como levantam um questionamento sobre a não observação da queda recente no âmbito intersetorial, mas apenas no intrasetorial.

A segunda ferramenta, a classificação, por sua vez, mostra-se robusta em agrupar setores com características similares no que tange ao nível de desigualdade interna e rendimento médio. Destaca-se que tal agrupamento obedeceu a um critério hierárquico, que o aproxima da estrutura natural dos setores. Tal ferramenta pode ser muito útil na segmentação dos estudos que pretendem analisar separadamente setores de atividades econômicas que possuem níveis adequados ou não de equidade na distribuição dos rendimentos, aproximando um pouco mais da realidade. Tal argumento é fortalecido pela análise das características dos trabalhadores que compõem os *clusters*, em que se observa similaridade em outras dimensões, como no nível educacional, idade e quantidade de horas trabalhadas por semana. E além disso, que os avanços dessas características ao longo do tempo são no sentido de aumentar a similaridade dos *clusters*.

Assim, pode-se concluir que as ferramentas propostas, o IDIIS e a classificação, podem ser importantes ferramentas para o entendimento do panorama social e econômico, e norteadores de políticas públicas, pois são robustos e fornecem resultados que se aproximam mais da realidade. Simultaneamente, permanecem simples e de fácil aplicação e reprodução. Apesar disso, eles ainda não conseguem superar algumas limitações importantes no estudo da desigualdade setorial, como a subestimação dos rendimentos dos indivíduos que estão nos *quantis* superiores da distribuição.

Por fim, no terceiro ensaio é testada a hipótese iii. Para isso, foram decompostas as desigualdades de renda identificadas no segundo ensaio em duas partes, efeito-concentração e

efeito-composição, a partir do método RIF de decomposição, que é um método ainda pouco utilizado na literatura precedente. Para cada um dos *clusters* obtidos pela classificação construída no ensaio II são investigadas as contribuições em períodos de crise da economia brasileira e ao longo do período de 1976 a 2019.

Os resultados sugerem que para medidas de dispersão – Gini –, a composição tem impacto no sentido de aumentar a desigualdade, enquanto a estrutura salarial favorece a redução da desigualdade. Porém, o segundo sobrepõe o primeiro nas últimas décadas, fortalecendo a tendência de queda observada nesse período. Ao decompor o efeito, tem-se que não existe um padrão, alterando-se o impacto em crises distintas. Já a decomposição do rendimento médio dos trabalhadores brasileiros evidencia que o ideal de queda da desigualdade com manutenção ou aumento do rendimento médio não está ocorrendo. Nesse sentido, a composição tem favorecido o aumento do salário médio, mas o impacto da estrutura salarial, que favorece a redução, foi superior na maioria dos recortes analisados.

Para a diferença interquantílica, nas duas amplitudes estudadas (25-75 e 10-90), tem-se uma tendência de queda no período analisado, porém, com aumento na crise quatro. De novo, o efeito estrutura salarial se mostra superior ao efeito composição. Nesse sentido, os *clusters* setoriais têm favorecido o aumento da desigualdade a partir da composição, mas reduzido a desigualdade a partir da estrutura salarial, sendo que o impacto é maior quanto pior o IDIIS.

Portanto, as evidências revelam que a estrutura produtiva brasileira tem ajudado a reduzir a desigualdade, captada tanto pela decomposição da diferença do Gini quanto da diferença interquantílica, a partir do efeito estrutura salarial. E nesse sentido, os *clusters* com piores IDIISs são os que têm impacto maior. Por outro lado, a estrutura produtiva, na disputa de forças entre composição e estrutura salarial, tem atuado no sentido de reduzir o rendimento médio. Tal fenômeno, se permanecer no longo prazo, pode comprometer o poder de compra dos trabalhadores, reduzindo o impacto no PIB a partir do canal consumo das famílias.

Apesar da robustez dos procedimentos e métodos adotados nos três ensaios, deve-se apontar que algumas limitações podem causar algum nível de viés nos resultados do trabalho, especialmente por se tratar de uma pesquisa que envolve dados quantitativos de um período longo de tempo e que são levantados a partir da aplicação de questionários. Além disso, ao se utilizar dados de rendimentos, está-se vulnerável a subdeclaração dos valores, dado o objetivo dos indivíduos de esconder renda do fisco e evitar tributação. Apesar desses entraves, os dados são levantados por uma instituição qualificada com grande experiência (IBGE), que adota procedimentos para torná-los os mais próximos da realidade. Dessa forma, são os melhores disponíveis e não reduzem ou inviabilizam os resultados obtidos.

Por fim, reitera-se que essa Tese não esgota o assunto discutido, mas dentro do proposto, avança em alguma medida nas limitações atuais e sugere um caminho para o aprofundamento de pesquisas futuras, a luz das teorias e da problemática que permeia os temas da distribuição de renda, estrutura produtiva e crise econômica, tão caros ao Brasil.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, M. P. et al. **A ordem do progresso: dois séculos de política econômica no Brasil**. São Paulo: Campus, 2014.
- ACEMOGLU, D. **Introduction to Modern Economic Growth**. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts. 2009.
- AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: Some stylized facts. **The American Economic Review**, v. 66, n. 2, p. 128-135, 1976.
- ALVES, J. E. D.; VASCONCELOS, D. de S.; CARVALHO, A. A. **Estrutura etária, bônus demográfico e população economicamente ativa no Brasil: cenários de longo prazo e suas implicações para o mercado de trabalho**. Brasília: CEPAL-Escritório no Brasil/IPEA, Textos para Discussão CEPAL-IPEA, 10, 2010.
- ANAND, S.; KANBUR, S. M. R. The Kuznets process and the inequality – development relationship. **Journal of development economics**, v. 40, n. 1, p. 25-52, 1993. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(93\)90103-T](https://doi.org/10.1016/0304-3878(93)90103-T)
- AUTOR, D. H. **MIT Graduate Labor Economics 14.662 Spring 2015**. (Lecture Note 1: Wage Density Decompositions). January 30, 2015. Disponível em: <[https://ocw.mit.edu/courses/economics/14-662-labor-economics-ii-spring-2015/lecture-](https://ocw.mit.edu/courses/economics/14-662-labor-economics-ii-spring-2015/lecture-notes/)> Acessado em: 24 outubro 2020.
- BANCO MUNDIAL. World Development Indicators Database. **Índice de Gini**. 2020. Disponível em: <<http://datos.bancomundial.org/indicador/SI.POV.GINI>>.
- BAGOLIN, I. P.; GABE, J.; RIBEIRO, E. P. **Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991)**. Encontro de Economia Gaúcha, v. 2, 2004.
- BALTAR, P.; SOUEN, J. A.; CAMPOS, G. **Emprego e distribuição de renda**. Texto para discussão. Unicamp. IE, Campinas, n. 298, maio, 2017.
- BARBOSA, F. de H. Medidas de concentração. **Revista de Econometria**, abril, p. 31-53, n.34, 1981.
- BARRO, R.; SALA-I MARTIN, X. **Economic Growth**. MIT Press, EUA, 2 edition. 2004.
- BARROS, R. P.; CURY, S.; ULYSSEA, G. **A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada?** Uma análise comparativa com base na PNAD, na POF e nas Contas Nacionais. Texto para Discussão do IPEA, nº 1263, Rio de Janeiro, 2007.
- BARROS, R. P. de; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. S. P. de. **Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil**. Texto para Discussão do IPEA, nº 1288, Rio de Janeiro, julho de 2007.
- BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: Uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, v. 2, 2007.

BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. 2001.

BECKER, G. S. **Human capital a theoretical and empirical analysis, with special reference to education**. New York: Columbia University Press, 1964.

BELLUZZO, W.; ANUATTI-NETO, F.; PAZELLO, E. T. Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil. **Revista brasileira de economia**, v. 59, n. 4, p. 511-533, 2005. <https://doi.org/10.1590/S0034-71402005000400001>

BÊRNI, D.; MARQUETTI, A. A.; KLOECKNER, R. A desigualdade econômica no Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets. **Ensaios FEE**, v. 23, p. 443-466, 2002.

BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human resources**, p. 436-455, 1973. <https://doi.org/10.2307/144855>

BONELLI, R.; RAMOS, L. Distribuição de renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70. **Revista de Economia Política**, vol. 13, nº 2 (50), pp. 76-97, abril-junho, 1993.

BRESSER-PEREIRA, L. C. **Crescimento e desenvolvimento econômico**. Notas para uso em curso de desenvolvimento econômico na Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas. Versão de junho de, 2008.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F. Mercado de trabalho: da euforia do ciclo expansivo e de inclusão social à frustração da recessão econômica. **Estudos avançados**, v. 30, n. 87, p. 103-121, 2016. <https://doi.org/10.1590/S0103-40142016.30870007>

CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. R. V.; LEITE, P. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 02, p. 185-210, 2004. <https://doi.org/10.1590/S0034-71402004000200003>

CLARK, C. **The Conditions of Economic Progress**. London: MacMillan & Co. Ltd. 1940.

CLEVELAND, W. S. Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. **Journal of the American Statistical Association**, 74: 829-836. 1979. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10481038>

COX, N. J. Speaking Stata: Smoothing in various directions. **Stata Journal**, 5: 574-593. 2005. <https://doi.org/10.1177/1536867X0500500408>

DALDEGAN, C. F. A dinâmica dos efeitos da segmentação setorial sobre a desigualdade de salários entre os anos de 2002 e 2012 no Brasil. **Ensaios FEE**, v. 38, n. 4, p. 773-796, 2018.

DEDECCA, C. S. **A Redução da Desigualdade e seus Desafios**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Texto para Discussão n. 2031. 2015.

DE NEGRI, J. A.; KUBOTA, L. C. **Estrutura e dinâmica do setor de serviços no Brasil**. Organizadores: DE NEGRI, João Alberto; KUBOTA, Luis Claudio. Brasília: IPEA, 502 p., 2006.

DEUTSCH, J.; SILBER, J. **The Kuznets curve and the impact of various income sources on the link between inequality and development**. Department of Economics, Bar-Ilan University, 2001.

DINARDO, J.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semi-Parametric Approach. **Econometrica**, v. 64, n. 5, p. 1001–1044, 1996. <https://doi.org/10.2307/2171954>

ERVATTI, L. R.; BORGES, G. M.; JARDIM, A. de P. (org). **Mudança demográfica no Brasil no início do século XXI**. Subsídios para as projeções da população. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.

FÁVERO, L. P. L.; BELFIORE, P. P.; SILVA, F. L.; CHAN, B. L. **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. São Paulo: Campus. 2009.

FIELDS, G. S. Accounting for income inequality and its changes: A new method with application to the distribution of earnings in the United States. **Research in Labour Economics**, vol. 22, p. 1-38, 2003. [https://doi.org/10.1016/S0147-9121\(03\)22001-X](https://doi.org/10.1016/S0147-9121(03)22001-X)

FIELDS, G. S.; JAKUBSON, G. H. New evidence on the Kuznets curve. **Ithaca: Cornell University**, 1994.

FIGUEIREDO FILHO, D. B.; SILVA JUNIOR, J. A. Desvendando os Mistérios do Coeficiente de Correlação de Pearson (r). **Revista Política Hoje**, v. 18, n. 1, p. 115-146, 2009.

FIRPO, S. P.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. **Econometrics**, v. 6, n. 2, p. 28, 2018. <https://doi.org/10.3390/econometrics6020028>

FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Unconditional quantile regressions. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 953-973, 2009. <https://doi.org/10.3982/ECTA6822>

FISHER, A. G. B. **Clash of Progress and Security**. MacMillan and Co. Limited, London, 1935.

FOGUEL, M. N.; AZEVEDO, J. P. **Uma decomposição da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil: 1984-2005**. 2006.

FUCHS, V. R. The Service Economy. **National Bureau of Economic Research**, 1968.

FURTADO, C. **Formação econômica do Brasil**. Editora Universidade de Brasília, 1963.

FURTADO, C. **Formação econômica do Brasil**. São Paulo: Editora Nacional, 1991. A construção interrompida, 1958.

GIMENEZ, D. M. **Política social e desequilíbrios regionais no Brasil em tempos de crise**. Texto para discussão. Unicamp. IE, Campina, n. 301, p. 1-25, maio, 2017.

GOMES, M. R. et al. Redução da jornada de trabalho e o impacto no emprego brasileiro. **Revista Ciências do Trabalho**, n. 10, p. 1-23, 2018.

GORDON, R. J. **Is U.S. economic growth over?** Faltering innovation confronts the six headwinds. Cambridge, Massachusetts, (NBER working paper, n. 18315). Aug. 2012. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w18315>> <https://doi.org/10.3386/w18315>

GRAUPEN, A. **As políticas anticíclicas brasileiras da crise financeira de 2008: uma análise setorial**. Tese de Doutorado. 2015.

GREENE, W. A. **Econometric Analysis**, 7th Edn., Pearson, New York University. 2012.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 6th. ed. New Jersey: Practice Hall, 2008.

GUIMARÃES, J. R. S.; JANNUZZI, P. de M. IDH, indicadores sintéticos e suas aplicações em políticas públicas: Uma análise crítica. **Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais (RBEUR)**, v. 7, n. 1, p. 73-90, 2005. <https://doi.org/10.22296/2317-1529.2005v7n1p73>

HAIR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. Trad. Adonai S. Sant'Anna e Anselmo C. Neto. 5ª ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.

HALKIDI, M.; BATISTAKIS, Y.; VAZIRGIANNIS, M. On clustering validation techniques. **Journal of intelligent information systems**, v. 17, n. 2, p. 107-145, 2001. <https://doi.org/10.1023/A:1012801612483>

HOFFMANN, R.; LEONE, E. T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. **Nova economia**, v. 14, n. 2, 2004.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. 4ª Edição revisada e ampliada. São Paulo: Cengage Learning, 2006.

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, p. 55-81, 2006a. <https://doi.org/10.22409/economica.8i1.p160>

HOFFMANN, R. O índice de desigualdade de Theil-Atkinson. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 11, n. 2, p. 143-160, 1991. <https://doi.org/10.12660/bre.v11n21991.3001>

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. 3. ed. New York: Cambridge University Press, 2014. <https://doi.org/10.1017/CBO9781139839327>

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Nacional por Amstras de Domicílios**. Rio de Janeiro, 2020.

JACINTO, P. A.; TEJADA, C. A. O. Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região nordeste do Brasil: O que os dados têm a dizer? In: **Anais do XXXII**

Encontro Nacional de Economia. João Pessoa: Associação Nacional do Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC), 2004.

JAKŠTIENĖ, S. Labour market segmentation: theoretical aspect. **Ekonomika ir vadyba: Aktualijos ir perspektyvos**, n. 4, p. 53-63, 2010.

JHA, S. K. The Kuznets Curve: A reassessment. **World Development**, 1996. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(95\)00165-9](https://doi.org/10.1016/0305-750X(95)00165-9)

JOINT RESEARCH CENTRE-EUROPEAN COMMISSION et al. Handbook on constructing composite indicators: methodology and user guide. **OECD publishing**, 2008.

JUHN, C.; MURPHY, K. M.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in returns to skill. **Journal of political Economy**, v. 101, n. 3, p. 410-442, 1993. <https://doi.org/10.1086/261881>

KON, A. Sobre as atividades de serviço: revendo conceitos e tipologias. **Revista de Economia Política**, vol. 19, n. 2 (74), abril-junho, p. 64-83, 1999.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American economic review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.

LACERDA, L. P. T.; ALMEIDA, A. N. Diferenciais de rendimento entre os setores de serviços e da indústria no Brasil: uma análise de decomposição. **Economia e Sociedade**, v. 28, n. 1, p. 255-283, 2019. <https://doi.org/10.1590/1982-3533.2019v28n1art12>

LANGONI, C. G. Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil. **Expressão e Cultura**, Rio de Janeiro, 1973.

LANGONI, C. G. **A economia da transformação**. Rio de Janeiro: Biblioteca do Exército, 1976.

LEONE, E. T.; BALTAR, P. População ativa, mercado de trabalho e gênero na retomada do crescimento econômico (2004-2008). **Anais da ABEP**, p. 1-10, 2016.

LIMA, R. **Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação**. 1980.

LIST, J. A.; GALLET, C. A. The Kuznets Curve: What Happens After the Inverted-U?. **Review of development economics**, v. 3, n. 2, p. 200-206, 1999. <https://doi.org/10.1111/1467-9361.00061>

MACHADO, J. AF.; MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of applied Econometrics**, v. 20, n. 4, p. 445-465, 2005. <https://doi.org/10.1002/jae.788>

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

MACIEL, F. T.; OLIVEIRA, A. M. H. C. de. Informalidade e segmentação do mercado de trabalho brasileiro nos anos 2000: uma decomposição quantílica de diferenciais de rendimentos. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 22, n. 2, 2018. <https://doi.org/10.1590/198055272223>

MALHOTRA, N. K. **Pesquisa de Marketing: Uma Orientação Aplicada**. 6. ed. Porto Alegre: Bookman, 2012.

MANNI, S. R.; MENEZES FILHO, N.; KOMATSU, B. K. **Crise e mercado de trabalho: uma comparação entre recessões**. Policy Paper, Insper, nº 23, 2017.

MARX, K. **Capital: A Critique of Political Economy**. Volume I: The Process of Production of Capital. 1867.

MATOS, R. S.; MACHADO, A. F. Diferencial de rendimentos por cor e sexo no Brasil (1987-2001). **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 5-27, 2006. <https://doi.org/10.22409/economica.8i1.p162>

MATTEI, L.; HEINEN, V. L. **Panorama do mercado de trabalho brasileiro entre 2012 e 2018**. XXIV Encontro Nacional de Economia Política, 2019.

MELLY, B. Decomposition of differences in distribution using quantile regression. **Labour economics**, v. 12, n. 4, p. 577-590, 2005. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2005.05.006>

MELO, M. R. B.; DO MONTE, P. A. Decomposição da renda domiciliar: uma análise regional. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 46, n. 4, p. 137-153, 2015.

MILL, J. S. **Princípios de economia política**. Coleção “Os Economistas”. Nova Cultural, 1848.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, v. LXVI, n. 4, p. 281-302, 1958. <https://doi.org/10.1086/258055>

MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. National Bureau of Economic Research, Columbia University Press, New York, 1974.

MISHRA, S.; SU, L.; ULLAH, A. Semiparametric estimator of time series conditional variance. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 28, n. 2, p. 256-274, 2010. <https://doi.org/10.1198/jbes.2009.08118>

NELSON, R. R., PHELPS, E. S. Investment in Humans, technological diffusion and economic growth. **American Economic Review**, v. 56, May 1966.

NERI, M. **Qual foi o impacto da crise sobre a pobreza e a distribuição de renda?** FGV Social, Set., 2018.

NORDHAUS, W. D. An economic theory of technological change. **American Economic Review**, v. 59, n. 2, May 1969.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International economic review**, p. 693-709, 1973. <https://doi.org/10.2307/2525981>

OLIVEIRA, R. C.; NETO, R. M. S. Quarenta Anos de Disparidades Regionais no Brasil: Qual o Papel da Escolaridade e da Estrutura Produtiva? **Economia Regional e Urbana**. 2017

OSÓRIO, R. G. **O sistema classificatório de cor ou raça do IBGE**. Texto para discussão nº 996. IBGE. 2003.

OZTURK, L. Williamson-Kuznets' hypothesis: some evidence from turkish provincial data. **Reforma**, v. 2, n. 46, p. 1-3, 2010.

PIKETTY, T. **O capital no século XXI**. Editora Intrínseca, 2014.

PYATT, G.; CHEN, C.; FEI, J. The distribution of income by factor components. **The Quarterly Journal of Economic**. Cambridge, v. 95, n. 3, p. 451-473, 1980. <https://doi.org/10.2307/1885088>

RANI, U. et al. **Decomposing income inequality into factor income components**: Evidence from selected G20 countries. International Labour Organization, 2016.

RICARDO, D. **Principles of political economy and taxation**. G. Bell, 1891.

RIOS AVILA, F. Recentered influence functions in Stata: Methods for analyzing the determinants of poverty and inequality. Levy Economics Institute, **Working Paper**, v. 927, 2019. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3378811>

ROCHA, S. et al. O declínio sustentado da desigualdade de renda no Brasil (1997-2009). **Revista Economia**, v. 13, n. 3a, p. 629-645, 2012.

RODRÍGUEZ, M. A.; MENÉNDEZ, AJL. Desigualdad y crecimiento económico: um estudo analítico y empírico del proceso de Kuznets. **V Encuentro de Economía Aplicada**. Oviedo, 2002.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, 1986. <https://doi.org/10.1086/261420>

SABOLO, M. Y. **The service industries**. International Labour Office, 1975.

SAIANI, C. C. S.; TONETO JÚNIOR, R.; DOURADO, J. Desigualdade de acesso a serviços de saneamento ambiental nos municípios brasileiros: evidências de uma Curva de Kuznets e de uma Seletividade Hierárquica das Políticas?. **Nova Economia**, 23(3), 657-692. 2013. <https://doi.org/10.1590/S0103-63512013000300006>

SAKAMOTO, C. S. **Perfil demográfico rural e renda do trabalho na agropecuária**. Campinas: IE/UNICAMP (Tese de Doutorado), 2020.

SANTOS, M. P. dos; CUNHA, M. S. da; GADELHA, S. R. de B. Distribuição de renda e desenvolvimento econômico: análise da hipótese de Kuznets para os estados brasileiros no período 1992-2010. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 2, p. 251-271, 2017.

SANTOS, W. O et al. A teoria do U invertido: um teste da hipótese de Kuznets para a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda no Brasil. **Revista de Economia**, v. 37, n. 2, 2011. <https://doi.org/10.5380/re.v37i2.27235>

SAY, J-B. **Traité d'économie politique**. 2 vols. Deterville, Paris, 1803.

SCHULTZ, T. W. Reflections on investment in human capital. **American Economic Review**, v. LI, March 1961.

SCHUMPETER, J. A. **The Theory of Economic Development**. Oxford: Oxford University Press, 1961. Primeira edição alemã, 1911.

SHORROCKS, A. F. Inequality decomposition by factor components. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 193-211, 1982. <https://doi.org/10.2307/1912537>

SILVA, V. H. M. C.; FRANÇA, J. M. S. de; PINHO NETO, V. R. de. Capital humano e desigualdade salarial no Brasil: uma análise de decomposição para o período 1995-2014. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 46, n. 3, p. 579-608, 2016. <https://doi.org/10.1590/0101-416146357vjv>

SILVA, S. P. **A estratégia argumentativa da reforma trabalhista no Brasil à luz de dados internacionais**. Repositório IPEA, v. 64. p. 99-110, abril, 2018.

SILVEIRA-NETO, R.; AZZONI, C. R. Location and regional income disparity dynamics: The Brazilian case. **Papers in Regional Science**, v. 85, n. 4, p. 599-613, 2006. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2006.00099.x>

SMITH, A. **A Riqueza Das Nações: Investigação Sobre Sua Natureza E Suas Causas**. Vol II, Coleção Os Economistas. 1776.

SOARES, S. S. D. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Revista Econômica**, v. 8, n. 1, p. 83-115, 2006. <https://doi.org/10.22409/economica.8i1.p159>

SOARES, S. **A Queda na Heterogeneidade Estrutural explica a Queda da Desigualdade dos Rendimentos do Trabalho?** Uma análise preliminar. Textos para Discussão – CEPAL/IPEA, nº 52, Brasília, 2013.

STIGLITZ, J. E. **The price of inequality: How today's divided society endangers our future**. WW Norton & Company, 2012.

TAFNER, P. **Estratificação de empresas: histórico e proposta de classificação**. 1995.

TAQUES, F. H.; MAZZUTTI, C. C. de T. P. da C. Qual a relação entre desigualdade de renda e nível de renda per capita? Testando a hipótese de kuznets para as unidades federativas brasileiras. **Planejamento e Políticas Públicas**, v. 2, n. 35, 2011.

TOLIPAN, R. e A. C. TINELLI (org.). **A Controvérsia sobre Distribuição de Renda e Desenvolvimento**. Rio de Janeiro: Zahar, 1975.

ULYSSEA, G. **Segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos no Brasil**: uma análise empírica. Texto para Discussão do IPEA, nº 1261, Rio de Janeiro, 2007.

VARIAN, H. R. **Microeconomia-princípios básicos**. Elsevier Brasil, 2006.

VAZ; B. O. E.; BARREIRA, T. C. **Nota Técnica – Metodologia de Retropolação da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 1992 a 2012**. FGV IBRE, nov. 2016.

VAZ, D. V.; HOFFMANN, R. Remuneração nos serviços no Brasil: o contraste entre funcionários públicos e privados. **Economia e Sociedade**, v. 16, nº 2, p. 199-232, 2007. <https://doi.org/10.1590/S0104-06182007000200004>

WALRAS, L. **Éléments d'économie politique pure**. 1874.

WARD, J. H. Hierarchical grouping to optimize an objective function. **Journal of the American Statistical Association**, v. 58, n. 301, p. 236-244, 1963. <https://doi.org/10.1080/01621459.1963.10500845>

WILLIAMSON, J. Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns. **Economic Development and Cultural Change**, v. 13, n. 1, p. 3-45, 1965. <https://doi.org/10.1086/450136>

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. 1th. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

A. APÊNDICE

Tabela A.1 - Efeito concentração para o setor industrial – 1985-2018

Modelos Variáveis	GINI I	GINI I	GINI I	GINI I	GINI II	GINI II	GINI II	GINI II	GINI III	GINI III	GINI III	GINI III
Participação da indústria	-0,019* (0,006)	-0,019* (0,006)	-0,015*** (0,008)	-0,015*** (0,008)	-0,006 (0,006)	-0,006 (0,006)	-0,012 (0,008)	-0,012*** (0,007)	-0,020* (0,007)	-0,020* (0,007)	-0,009 (0,008)	-0,013*** (0,008)
(Participação da indústria) ²	0,001** (0,000)	0,001** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001* (0,000)	0,001* (0,000)	0,000 (0,000)	0,001*** (0,000)
(Participação da indústria) ³	-0,000** (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Tendência	-0,004* (0,000)	-0,004* (0,000)	-0,004* (0,042)	-0,004* (0,000)	-0,008* (0,000)	-0,008* (0,000)	-0,004* (0,001)	-0,005* (0,000)				
Dummy crise									0,008*** (0,004)	0,008*** (0,004)	0,003 (0,003)	0,004 (0,003)
Educação – indústria					0,007*** (0,000)	0,007*** (0,000)	-0,018* (0,004)	-0,012* (0,004)	-0,042* (0,002)	-0,042* (0,002)	-0,042* (0,002)	-0,041* (0,002)
Urbano – indústria					-0,061*** (0,033)	0,061*** (0,033)	-0,078** (0,034)	-0,057*** (0,032)	0,157* (0,033)	0,157* (0,032)	-0,046 (0,035)	0,024 (0,032)
Horas trabalhadas – indústria					-0,013* (0,001)	-0,013*** (0,001)	-0,009* (0,001)	-0,009* (0,001)	-0,007* (0,001)	-0,007* (0,001)	-0,006* (0,001)	-0,005* (0,001)
Constante	0,704* (0,031)	0,704* (0,030)	0,655* (0,042)	0,662* (0,041)	1,282* (0,049)	1,282* (0,048)	1,193* (0,080)	1,176* (0,068)	1,016* (0,050)	1,016* (0,050)	1,112* (0,082)	1,021* (0,067)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	-	20	20	-	-	20	20	-	-	20	20
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R ²		-0,243				-0,369				-0,234		
R ²	0,444	-	-	-	0,590	-	-	-	0,433	-	-	-
R ² within	-	-	0,505	0,504	-	-	0,552	0,549	-	-	0,525	0,521
R ² between	-	-	0,339	0,345	-	-	0,469	0,550	-	-	0,283	0,276
R ² overall	-	-	0,405	0,423	-	-	0,515	0,549	-	-	0,395	0,410
Teste de Hausman	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Tabela A.2 - Efeito concentração para o setor industrial – 1985-2018

Modelos	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL
Variáveis	I	I	I	I	II	II	II	II	III	III	III	III
Participação da indústria	-0,012 (0,016)	-0,012 (0,015)	-0,011 (0,020)	-0,010 (0,019)	-0,023 (0,016)	-0,023 (0,016)	-0,010 (0,022)	-0,012 (0,017)	-0,026 (0,017)	-0,026 (0,017)	-0,007 (0,023)	-0,011 (0,017)
(Participação da indústria) ²	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,002 (0,001)	0,002 (0,001)	-0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
(Participação da indústria) ³	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	- 0,000*** (0,000)	- 0,000*** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Tendência	-0,008* (0,001)	-0,008* (0,001)	-0,008* (0,001)	-0,008* (0,001)	-0,005* (0,001)	-0,005* (0,001)	-0,002 (0,002)	-0,003* (0,002)				
Dummy crise									0,007 (0,012)	0,007 (0,012)	-0,000 (0,011)	0,001 (0,011)
Educação – indústria					-0,031* (0,012)	-0,031* (0,012)	-0,045** (0,023)	-0,044** (0,021)	-0,058* (0,004)	-0,058* (0,004)	-0,064* (0,008)	-0,063* (0,007)
Constante	0,806* (0,081)	0,806* (0,081)	0,730* (0,117)	0,752* (0,100)	0,957* (0,093)	0,957* (0,093)	0,905* (0,147)	0,925* (0,127)	1,038* (0,091)	1,038* (0,091)	0,961* (0,137)	0,992* (0,098)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	-	20	20	-	-	20	20	-	-	20	20
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R ²	-	-0,515	-	-	-	-0,549	-	-	-	-0,514	-	-
R ²	0,262	-	-	-	0,276	-	-	-	0,261	-	-	-
R ² within	-	-	0,250	0,249	-	-	0,261	0,261	-	-	0,259	0,259
R ² between	-	-	0,230	0,303	-	-	0,258	0,292	-	-	0,233	0,260
R ² overall	-	-	0,221	0,250	-	-	0,260	0,269	-	-	0,251	0,257
Teste de Hausman	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando p não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando p é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Tabela A.3 - Efeito concentração para o setor de serviços – 1985-2018

Modelos	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI
Variáveis	I	I	I	I	II	II	II	II	III	III	III	III
Participação dos serviços	0,0056 (0,0058)	0,0056 (0,0058)	0,0067* (0,0008)	0,0067* (0,0008)	-0,0067 (0,0053)	-0,0067 (0,0053)	0,0047* (0,0008)	0,0046* (0,0008)	0,0012 (0,0052)	0,0012 (0,0052)	0,0049* (0,0009)	0,0049* (0,0009)
(Participação dos serviços) ²	-0,0004*** (0,0002)	-0,0004*** (0,0002)	-0,0002* (0,0000)	-0,0002* (0,0000)	0,0002 (0,0002)	0,0002 (0,0002)	-0,0002* (0,0000)	-0,0002* (0,0000)	-0,0002 (0,0002)	-0,0002 (0,0002)	-0,0002* (0,0000)	-0,0002* (0,0000)
(Participação dos serviços) ³	0,0000** (0,000)	0,0000** (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000** (0,0000)	0,0000** (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)
Tendência	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001* (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	0,0033* (0,0003)	0,0033* (0,0003)	0,0002** (0,0001)	0,0002** (0,0001)				
Dummy crise									0,0008 (0,0019)	0,0008 (0,0019)	0,0006* (0,0002)	0,0006* (0,0002)
Participação dos SAC no emprego total dos serviços					0,0007* (0,0002)	0,0007* (0,0002)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0001)	-0,0009* (0,0002)	-0,0009* (0,0002)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)
Educação – serviços					-0,0392* (0,0030)	-0,0392* (0,0030)	-0,0032* (0,0008)	-0,0032* (0,0008)	-0,0136* (0,0020)	-0,0136* (0,0020)	-0,0017* (0,0004)	-0,0017* (0,0004)
Urbano – serviços					-0,0459** (0,0181)	-0,0459** (0,0180)	0,0173* (0,0033)	0,0173* (0,0033)	-0,0029 (0,0198)	-0,0029 (0,0197)	0,0205* (0,0039)	0,0205* (0,0039)
Horas trabalhadas – serviços					-0,0035* (0,0008)	-0,0035* (0,0008)	-0,0003*** (0,0002)	-0,0003*** (0,0002)	-0,0059* (0,0008)	-0,0059* (0,0008)	-0,0004*** (0,0002)	-0,0004** (0,0002)
Constante	0,5536* (0,0480)	0,5536* (0,0479)	0,5067* (0,0061)	0,5068* (0,0088)	0,9518* (0,0728)	0,9518* (0,0724)	0,5388* (0,0081)	0,5393* (0,0105)	0,9176* (0,0737)	0,9176* (0,0733)	0,5310* (0,0076)	0,5314* (0,0089)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	-	20	20	-	-	20	20	-	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-	-0,0214	-	-	-	-0,1340	-	-	-	-0,0840	-	-
R ²	0,0873	-	-	-	0,4354	-	-	-	0,3011	-	-	-
R ² within	-	-	0,2413	0,2413	-	-	0,3633	0,3632	-	-	0,3586	0,3586
R ² between	-	-	0,0259	0,0256	-	-	0,0993	0,1057	-	-	0,1050	0,1135
R ² overall	-	-	0,0025	0,0023	-	-	0,0767	0,0805	-	-	0,0591	0,0622
Teste de Hausman	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando p não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando p é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Tabela A.4 - Efeito concentração para o setor de serviços – 1985-2018

Modelos	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL
Variáveis	I	I	I	I	II	II	II	II	III	III	III	III
Participação dos serviços	0,0269 (0,0252)	0,0269 (0,0252)	0,0164* (0,0021)	0,0164* (0,0021)	-0,0187 (0,0232)	-0,0187 (0,0231)	0,0123* (0,0024)	0,0123* (0,0024)	0,0165 (0,0237)	0,0165 (0,0235)	0,0131* (0,0028)	0,0131* (0,0028)
(Participação dos serviços) ²	-0,0014 (0,0010)	-0,0014 (0,0010)	-0,0006* (0,0001)	-0,0006* (0,0001)	0,0010 (0,0009)	0,0010 (0,0009)	-0,0004* (0,0001)	-0,0004* (0,0001)	-0,0008 (0,0009)	-0,0008 (0,0009)	-0,0005* (0,0001)	-0,0005* (0,0001)
(Participação dos serviços) ³	0,0000*** (0,0000)	0,0000*** (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)
Tendência	-0,0001 (0,0005)	-0,0001 (0,0005)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0287)	0,0145* (0,0011)	0,0145* (0,0011)	0,0005** (0,0002)	0,0005* (0,0002)				
Dummy crise									-0,0001 (0,0090)	-0,0001 (0,0089)	0,0012* (0,0004)	0,0012* (0,0004)
Participação dos SAC no emprego total dos serviços					0,0039* (0,0011)	0,0038* (0,0011)	-0,0000 (0,0002)	-0,0000 (0,0002)	-0,0030* (0,0009)	-0,0030* (0,0009)	-0,0002 (0,0001)	-0,0002 (0,0001)
Educação – serviços					-0,1605* (0,0125)	-0,1605* (0,0124)	-0,0067* (0,0019)	-0,0067* (0,0019)	-0,0488* (0,0087)	-0,0488* (0,0087)	-0,0026* (0,0009)	-0,0026* (0,0009)
Urbano – serviços					-0,2623** (0,1023)	-0,2623* (0,1017)	0,0341* (0,0064)	0,0341* (0,0065)	-0,0782 (0,1079)	-0,0782 (0,1073)	0,0424* (0,0074)	0,0425* (0,0074)
Horas trabalhadas – serviços					-0,0097* (0,0037)	-0,0097* (0,0037)	-0,0007 (0,0004)	-0,0007*** (0,0004)	-0,0204* (0,0038)	-0,0204* (0,0037)	-0,0008** (0,0004)	-0,0008** (0,0004)
Constante	0,5348* (0,2059)	0,5348* (0,2053)	0,5331* (0,0157)	0,5331* (0,0287)	1,9419* (0,3236)	1,9419* (0,3217)	0,5997* (0,0184)	0,6002* (0,0318)	1,7943* (0,3324)	1,7943* (0,3304)	0,5784* (0,0219)	0,5787* (0,0286)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	-	20	20	-	-	20	-	-	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-	-0,0234	-	-	-	-0,2871	-	-	-	-0,1471	-	-
R ²	0,0319	-	-	-	0,3278	-	-	-	0,1841	-	-	-
R ² within	-	-	0,1207	0,1207	-	-	0,2129	0,2129	-	-	0,1993	0,1993
R ² between	-	-	0,0153	0,0153	-	-	0,0650	0,0666	-	-	0,0420	0,0436
R ² overall	-	-	0,0063	0,0063	-	-	0,0494	0,0505	-	-	0,0228	0,0235
Teste de Hausman	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando p não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando p é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Tabela A.5 - Gini e PIB: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI
Variáveis	I	I	I	I	II	II	II	II	III	III	III	III
PIB <i>per capita</i> estadual/10000	-0,0578* (0,0046)	-0,0578* (0,0046)	-0,0169** (0,0071)	-0,0256* (0,0063)	-0,0273* (0,0049)	-0,0273* (0,0048)	-0,0200* (0,0068)	-0,0231* (0,0054)	-0,0140* (0,0051)	-0,0140* (0,0051)	-0,0119 (0,0079)	-0,0125** (0,0063)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²	0,0090* (0,0010)	0,0090* (0,0010)	0,0019*** (0,0009)	0,0033* (0,0010)	0,0040* (0,0008)	0,0040* (0,0008)	0,0023** (0,0009)	0,0030* (0,0008)	0,0025* (0,0008)	0,0025* (0,0008)	0,0011 (0,0011)	0,0015 (0,0009)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³	-0,0004* (0,0000)	-0,0004* (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	-0,0002* (0,0000)	-0,0002* (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	-0,0000 (0,0014)	-0,0001 (0,0000)
Tendência	-0,0037* (0,0001)	-0,0037* (0,0001)	-0,0038* (0,0002)	-0,0038* (0,0002)	-0,0036* (0,0004)	-0,0036* (0,0004)	-0,0028* (0,0009)	-0,0030* (0,0007)				
Dummy crise									0,0015 (0,0022)	0,0015 (0,0022)	0,0005 (0,0014)	0,0009 (0,0014)
Participação da indústria					-0,0003 (0,0003)	-0,0003 (0,0003)	-0,0008 (0,0009)	-0,0006 (0,0007)	0,0013* (0,0003)	0,0013* (0,0003)	0,0001 (0,0010)	0,0007 (0,0006)
Participação dos serviços					0,0050* (0,0005)	0,0050* (0,0005)	0,0051* (0,0013)	0,0053* (0,0011)	0,0066* (0,0005)	0,0066* (0,0005)	0,0052* (0,0013)	0,0061* (0,0010)
Participação da Adm. Pública					0,0009 (0,0006)	0,0009 (0,0006)	0,0009 (0,0026)	0,0013 (0,0012)	0,0034* (0,0006)	0,0034* (0,0006)	0,0038 (0,0022)	0,0042* (0,0010)
Educação					-0,0144* (0,0030)	-0,0144* (0,0030)	-0,0161* (0,0069)	-0,0162* (0,0060)	-0,0382* (0,0017)	-0,0382* (0,0017)	-0,0324* (0,0048)	-0,0345* (0,0040)
Urbano					-0,0944* (0,0273)	-0,0944* (0,0271)	-0,0841 (0,0500)	-0,0941*** (0,0512)	-0,1313* (0,0279)	-0,1313* (0,0277)	-0,1147*** (0,0597)	-0,1231** (0,0555)
Horas trabalhadas					-0,0060* (0,0009)	-0,0060* (0,0009)	-0,0022 (0,0025)	-0,0036*** (0,0019)	-0,0033* (0,0008)	-0,0033* (0,0008)	0,0001 (0,0025)	-0,0007 (0,0020)
Constante	0,6876* (0,0060)	0,6876* (0,0060)	0,6362* (0,0118)	0,6480* (0,0102)	0,9228* (0,0362)	0,9228* (0,0359)	0,7520* (0,1288)	0,8122* (0,0917)	0,8172* (0,0363)	0,8172* (0,0361)	0,6836* (0,1295)	0,6981* (0,0938)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	-	20	20	-	-	20	20	-	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-	-0,3902	-	-	-	-	-	-	-	-0,4938	-	-
R ²	0,6877	-	-	-	0,7967	-0,5341	-	-	0,7707	-	-	-
R ² within	-	-	0,7308	0,7296	-	-	0,7681	0,7668	-	-	0,7540	0,7519
R ² between	-	-	0,2704	0,3913	-	-	0,7857	0,8391	-	-	0,6903	0,7700
R ² overall	-	-	0,5988	0,6297	-	-	0,7726	0,7871	-	-	0,7306	0,7565
Teste de Hausman	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Tabela A.6 - Theil e PIB: teste da CWK Intra regional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL
Variáveis	I	I	I	I	II	II	II	II	III	III	III	III
PIB <i>per capita</i> estadual/10000	-0,1437* (0,0120)	-0,1437* (0,0120)	-0,0645** (0,0239)	-0,0982* (0,0185)	-0,0730* (0,0157)	-0,0730* (0,0155)	-0,0610** (0,0236)	-0,0656* (0,0184)	-0,0559* (0,0156)	-0,0559* (0,0155)	-0,0565** (0,0244)	-0,0525* (0,0172)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²	0,0203* (0,0024)	0,0203* (0,0024)	0,0078** (0,0032)	0,0128* (0,0029)	0,0097* (0,0024)	0,0097* (0,0024)	0,0072** (0,0032)	0,0083* (0,0026)	0,0077* (0,0025)	0,0077* (0,0025)	0,0064*** (0,0033)	0,0065* (0,0024)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³	-0,0008* (0,0001)	-0,0008* (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0005* (0,0001)	-0,0004* (0,0001)	-0,0004* (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0003* (0,0001)	-0,0003* (0,0001)	-0,0003* (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	-0,0003** (0,0001)
Tendência	-0,0084* (0,0004)	-0,0084* (0,0004)	-0,0087* (0,0006)	-0,0086* (0,0005)	-0,0055* (0,0014)	-0,0055* (0,0014)	-0,0036*** (0,0021)	-0,0047* (0,0018)				
Dummy crise									-0,0058 (0,0064)	-0,0058 (0,0064)	-0,0077 (0,0047)	-0,0063 (0,0049)
Participação da indústria					-0,0011 (0,0011)	-0,0011 (0,0011)	-0,0032 (0,0028)	-0,0014 (0,0016)	0,0014 (0,0009)	0,0014 (0,0009)	-0,0021 (0,0028)	0,0007 (0,0014)
Participação dos serviços					0,0100* (0,0017)	0,0100* (0,0016)	0,0098** (0,0038)	0,0104* (0,0025)	0,0128* (0,0015)	0,0128* (0,0015)	0,0101** (0,0038)	0,0123* (0,0023)
Participação da Adm. Pública					0,0006 (0,0020)	0,0006 (0,0020)	0,0061 (0,0054)	0,0022 (0,0028)	0,0043** (0,0019)	0,0043** (0,0019)	0,0096** (0,0046)	0,0064** (0,0026)
Educação					-0,0528* (0,0099)	-0,0528* (0,0098)	-0,0572* (0,0190)	-0,0541* (0,0178)	-0,0884* (0,0052)	-0,0884* (0,0051)	-0,0781* (0,0134)	-0,0827* (0,0108)
Urbano					-0,0776 (0,0853)	-0,0776 (0,0847)	-0,1508 (0,1562)	-0,1210 (0,1363)	-0,1436*** (0,0849)	-0,1436*** (0,0842)	-0,2035 (0,1787)	-0,1783 (0,1526)
Horas trabalhadas					-0,0101* (0,0030)	-0,0101* (0,0029)	-0,0044 (0,0069)	-0,0074 (0,0046)	-0,0059** (0,0028)	-0,0059** (0,0028)	-0,0014 (0,0066)	-0,0028 (0,0051)
Constante	0,9974* (0,0178)	0,9974* (0,0177)	0,8895* (0,0402)	0,9382* (0,0319)	1,3912* (0,1258)	1,3912* (0,1249)	1,1879* (0,3811)	1,2807* (0,2154)	1,2253* (0,1208)	1,2253* (0,1200)	1,1193* (0,3642)	1,0968* (0,2198)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	-	20	20	-	-	20	20	-	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-	-0,9256	-	-	-	-1,1326	-	-	-	-1,1062	-	-
R ²	0,6281	-	-	-	0,7019	-	-	-	0,6933	-	-	-
R ² within	-	-	0,5842	0,5818	-	-	0,6192	0,6171	-	-	0,6164	0,6134
R ² between	-	-	0,6341	0,7125	-	-	0,8728	0,9134	-	-	0,8500	0,8894
R ² overall	-	-	0,5820	0,6125	-	-	0,6853	0,7000	-	-	0,6672	0,6902
Teste de Hausman	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando p não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando p é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Tabela A.7 - Gini e indústria: teste da CWK Intrarregional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI
Variáveis	I	I	I	I	II	II	II	II	III	III	III	III
Participação da indústria no emprego total do Estado	-0,0161* (0,0037)	-0,0161* (0,0037)	-0,0104 (0,0116)	-0,0106 (0,0109)	-0,0141* (0,0033)	-0,0141* (0,0032)	-0,0028 (0,0048)	-0,0086** (0,0041)	-0,0156* (0,0034)	-0,0156* (0,0034)	-0,0043 (0,0050)	-0,0093** (0,0044)
(Participação da indústria no emprego total do Estado) ²	0,0008* (0,0002)	0,0008* (0,0002)	0,0005 (0,0007)	0,0005 (0,0006)	0,0009* (0,0002)	0,0009* (0,0002)	0,0001 (0,0003)	0,0005*** (0,0003)	0,0011* (0,0002)	0,0011* (0,0002)	0,0002 (0,0003)	0,0006** (0,0003)
(Participação da indústria no emprego total do Estado) ³	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000** (0,0000)
Tendência	-0,0043* (0,0001)	-0,0043* (0,0001)	-0,0042* (0,0002)	-0,0042* (0,0002)	-0,0038* (0,0004)	-0,0038* (0,0004)	-0,0031* (0,0004)	-0,0032* (0,0004)				
Dummy crise									0,0029 (0,0022)	0,0029 (0,0022)	0,0016 (0,0020)	0,0021 (0,0020)
PIB per capita estadual/10000					-0,0265* (0,0048)	-0,0265* (0,0048)	-0,0198* (0,0057)	-0,0231* (0,0052)	-0,0114** (0,0052)	-0,0114** (0,0051)	-0,0099*** (0,0059)	-0,0107** (0,0054)
(PIB per capita estadual/10000) ²					0,0039* (0,0008)	0,0039* (0,0008)	0,0024* (0,0009)	0,0030* (0,0009)	0,0021** (0,0009)	0,0021** (0,0008)	0,0009 (0,0009)	0,0013 (0,0009)
(PIB per capita estadual/10000) ³					-0,0002* (0,0000)	-0,0002* (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0001 (0,0000)
Participação dos serviços					0,0036* (0,0004)	0,0036* (0,0004)	0,0042* (0,0007)	0,0040* (0,0005)	0,0048* (0,0004)	0,0048* (0,0004)	0,0038* (0,0007)	0,0044* (0,0005)
Participação da Adm. Pública					0,0002 (0,0006)	0,0002 (0,0006)	-0,0005 (0,0012)	0,0003 (0,0009)	0,0024* (0,0006)	0,0024* (0,0006)	0,0023** (0,0012)	0,0031* (0,0008)
Educação					-0,0159* (0,0031)	-0,0159* (0,0030)	-0,0163* (0,0033)	-0,0172* (0,0031)	-0,0421* (0,0015)	-0,0421* (0,0015)	-0,0350* (0,0020)	-0,0376* (0,0017)
Horas trabalhadas					-0,0063* (0,0008)	-0,0063* (0,0008)	-0,0023** (0,0011)	-0,0038* (0,0009)	-0,0035* (0,0008)	-0,0035* (0,0008)	0,0003 (0,0010)	-0,0007 (0,0009)
Constante	0,7187* (0,0186)	0,7187* (0,0186)	0,6754* (0,0578)	0,6808* (0,0547)	0,9782* (0,0378)	0,9782* (0,0375)	0,7393* (0,0593)	0,8396* (0,0454)	0,8763* (0,0392)	0,8763* (0,0389)	0,6671* (0,0606)	0,7206* (0,0450)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	-	20	20	-	-	20	20	-	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-	-0,3775	-	-	-	-0,5345	-	-	-	-0,4895	-	-
R ²	0,6756	-	-	-	0,7969	-	-	-	0,7677	-	-	-
R ² within	-	-	0,7308	0,7306	-	-	0,7650	0,7630	-	-	0,7477	0,7453
R ² between	-	-	0,5501	0,5482	-	-	0,7502	0,8443	-	-	0,6629	0,7671
R ² overall	-	-	0,6520	0,6630	-	-	0,7593	0,7857	-	-	0,7210	0,7513
Teste de Hausman	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando p não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando p é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Tabela A.8 - Theil e indústria: teste da CWK Intrarregional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL
Variáveis	I	I	I	I	II	II	II	II	III	III	III	III
Participação da indústria no emprego total do Estado	-0,0020 (0,0095)	-0,0020 (0,0095)	-0,0084 (0,0243)	-0,0069 (0,0202)	-0,0151 (0,0092)	-0,0151*** (0,0091)	0,0059 (0,0160)	-0,0072 (0,0128)	-0,0172*** (0,0093)	-0,0172*** (0,0092)	0,0053 (0,0161)	-0,0073 (0,0130)
(Participação da indústria no emprego total do Estado) ²	-0,0004 (0,0006)	-0,0004 (0,0006)	0,0004 (0,0015)	0,0002 (0,0012)	0,0010*** (0,0005)	0,0010*** (0,0005)	-0,0005 (0,0010)	0,0004 (0,0008)	0,0013** (0,0005)	0,0013** (0,0005)	-0,0004 (0,0010)	0,0005 (0,0008)
(Participação da indústria no emprego total do Estado) ³	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)
Tendência	-0,0098* (0,0004)	-0,0098* (0,0004)	-0,0096* (0,0005)	-0,0097* (0,0005)	-0,0057* (0,0014)	-0,0057* (0,0014)	-0,0043* (0,0015)	-0,0050* (0,0013)				
Dummy crise									-0,0041 (0,0064)	-0,0041 (0,0063)	-0,0061 (0,0065)	-0,0045 (0,0064)
PIB <i>per capita</i> estadual/10000					-0,0735* (0,0159)	-0,0735* (0,0158)	-0,0618* (0,0188)	-0,0663* (0,0167)	-0,0541* (0,0158)	-0,0541* (0,0157)	-0,0541* (0,0191)	-0,0511* (0,0167)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²					0,0099* (0,0025)	0,0099* (0,0025)	0,0076** (0,0030)	0,0086* (0,0027)	0,0076* (0,0026)	0,0076* (0,0026)	0,0063** (0,0030)	0,0066** (0,0027)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³					-0,0004* (0,0001)	-0,0004* (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0004* (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	-0,0003** (0,0001)
Participação dos serviços					0,0086* (0,0012)	0,0086* (0,0012)	0,0084* (0,0022)	0,0085* (0,0015)	0,0106* (0,0011)	0,0106* (0,0011)	0,0079* (0,0022)	0,0097* (0,0015)
Participação da Adm. Pública					0,0003 (0,0022)	0,0003 (0,0022)	0,0032 (0,0039)	0,0013 (0,0026)	0,0036*** (0,0022)	0,0036*** (0,0021)	0,0067*** (0,0038)	0,0052** (0,0024)
Educação					-0,0536* (0,0100)	-0,0536* (0,0099)	-0,0565* (0,0109)	-0,0548* (0,0099)	-0,0927* (0,0046)	-0,0927* (0,0046)	-0,0830* (0,0063)	-0,0869* (0,0052)
Horas trabalhadas					-0,0106* (0,0030)	-0,0106* (0,0029)	-0,0048 (0,0036)	-0,0076* (0,0028)	-0,0062** (0,0028)	-0,0062** (0,0028)	-0,0012 (0,0034)	-0,0027 (0,0026)
Constante	0,8777* (0,0501)	0,8777* (0,0499)	0,8623* (0,1211)	0,8695* (0,0962)	1,4520* (0,1315)	1,4520* (0,1304)	1,1054* (0,1968)	1,2842* (0,1369)	1,2915* (0,1288)	1,2915* (0,1277)	1,0147* (0,1953)	1,0900* (0,1315)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	-	20	20	-	-	20	20	-	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-	-0,7664	-	-	-	-1,1370	-	-	-	-1,1067	-	-
R ²	0,5591	-	-	-	0,7032	-	-	-	0,6935	-	-	-
R ² within	-	-	0,5804	0,5799	-	-	0,6185	0,6166	-	-	0,6139	0,6111
R ² between	-	-	0,5027	0,5084	-	-	0,8714	0,9162	-	-	0,8482	0,8907
R ² overall	-	-	0,5376	0,5503	-	-	0,6867	0,7004	-	-	0,6678	0,6890
Teste de Hausman	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Tabela A.9 - Gini e serviços: teste da CWK Intrarregional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI	GINI
Variáveis	I	I	I	I	II	II	II	II	III	III	III	III
Participação dos serviços no emprego total do Estado	0,0547* (0,0092)	0,0547* (0,0092)	0,0445* (0,0085)	0,0464* (0,0079)	0,0500* (0,0062)	0,0500* (0,0061)	0,0376* (0,0067)	0,0433* (0,0065)	0,0392* (0,0073)	0,0392* (0,0072)	0,0334* (0,0070)	0,0350* (0,0069)
(Participação dos serviços no emprego total do Estado) ²	-0,0024* (0,0003)	-0,0024* (0,0003)	-0,0017* (0,0003)	-0,0018* (0,0003)	-0,0018* (0,0002)	-0,0018* (0,0002)	-0,0014* (0,0003)	-0,0016* (0,0002)	-0,0013* (0,0003)	-0,0013* (0,0003)	-0,0012* (0,0003)	-0,0012* (0,0003)
(Participação dos serviços no emprego total do Estado) ³	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)
Tendência	-0,0036* (0,0002)	-0,0036* (0,0002)	-0,0047* (0,0003)	-0,0045* (0,0003)	-0,0043* (0,0004)	-0,0043* (0,0004)	-0,0037* (0,0004)	-0,0039* (0,0004)				
Dummy crise									0,0025 (0,0022)	0,0025 (0,0022)	0,0020 (0,0020)	0,0024 (0,0020)
PIB <i>per capita</i> estadual/10000					-0,0268* (0,0048)	-0,0268* (0,0048)	-0,0156* (0,0056)	-0,0211* (0,0050)	-0,0113** (0,0054)	-0,0113** (0,0053)	-0,0052 (0,0060)	-0,0079 (0,0053)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²					0,0038* (0,0008)	0,0038* (0,0008)	0,0015*** (0,0009)	0,0026* (0,0008)	0,0020** (0,0009)	0,0020** (0,0009)	0,0001 (0,0010)	0,0010 (0,0009)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³					-0,0002* (0,0000)	-0,0002* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)
Participação dos SAC no emprego total dos serviços					0,0001 (0,0003)	0,0001 (0,0003)	-0,0005*** (0,0003)	-0,0002 (0,0003)	0,0004 (0,0003)	0,0004 (0,0003)	-0,0001 (0,0003)	0,0003 (0,0003)
Participação da indústria					-0,0013* (0,0003)	-0,0013* (0,0003)	-0,0015* (0,0006)	-0,0014* (0,0004)	0,0002 (0,0003)	0,0002 (0,0003)	-0,0007 (0,0006)	0,0000 (0,0004)
Participação da administração pública					-0,0011*** (0,0006)	-0,0011 (0,0006)	0,0002 (0,0012)	0,0007 (0,0007)	0,0016** (0,0006)	0,0016** (0,0006)	0,0027** (0,0012)	0,0025* (0,0007)
Educação					-0,0116* (0,0033)	-0,0116* (0,0033)	-0,0090** (0,0040)	-0,0118* (0,0035)	-0,0425* (0,0019)	-0,0425* (0,0019)	-0,0337* (0,0027)	-0,0401* (0,0021)
Horas trabalhadas					-0,0063* (0,0008)	-0,0063* (0,0008)	-0,0023** (0,0011)	-0,0049* (0,0008)	-0,0034* (0,0008)	-0,0034* (0,0008)	0,0005 (0,0011)	-0,0020** (0,0008)
Constante	0,2229* (0,0820)	0,2229* (0,0817)	0,2183* (0,0705)	0,2125* (0,0665)	0,5433* (0,0651)	0,5433* (0,0645)	0,4663* (0,0786)	0,5434* (0,0654)	0,5224* (0,0759)	0,5224* (0,0752)	0,4003* (0,0825)	0,4913* (0,0692)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	-	20	20	-	-	20	20	-	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-	-0,3020	-	-	-	-0,5540	-	-	-	-0,4961	-	-
R ²	0,5937	-	-	-	0,8083	-	-	-	0,7722	-	-	-
R ² within	-	-	0,7570	0,7561	-	-	0,7785	0,7743	-	-	0,7554	0,7490
R ² between	-	-	0,0000	0,0022	-	-	0,7661	0,8797	-	-	0,6817	0,8139
R ² overall	-	-	0,4346	0,4838	-	-	0,7745	0,8038	-	-	0,7319	0,7672
Teste de Hausman	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Tabela A.10 - Theil e serviços: teste da CWK Intrarregional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL	THEIL
Variáveis	I	I	I	I	II	II	II	II	III	III	III	III
Participação dos serviços no emprego total do Estado	0,1085* (0,0275)	0,1085* (0,0274)	0,1065* (0,0319)	0,1123* (0,0299)	0,0935* (0,0218)	0,0935* (0,0216)	0,0813* (0,0227)	0,0878* (0,0211)	0,0780* (0,0230)	0,0780* (0,0228)	0,0746* (0,0228)	0,0738* (0,0213)
(Participação dos serviços no emprego total do Estado) ²	-0,0048* (0,0010)	-0,0048* (0,0010)	-0,0042* (0,0011)	-0,0045* (0,0010)	-0,0032* (0,0008)	-0,0032* (0,0008)	-0,0030* (0,0009)	-0,0030* (0,0008)	-0,0025* (0,0009)	-0,0025* (0,0008)	-0,0026* (0,0009)	-0,0024* (0,0008)
(Participação dos serviços no emprego total do Estado) ³	0,0001* (0,0000)	0,0001* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0001* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)
Tendência	-0,0078* (0,0005)	-0,0078* (0,0005)	-0,0103* (0,0009)	-0,0096* (0,0008)	-0,0063* (0,0013)	-0,0063* (0,0013)	-0,0049* (0,0015)	-0,0058* (0,0013)				
Dummy crise									-0,0051 (0,0063)	-0,0051 (0,0063)	-0,0048 (0,0065)	-0,0048 (0,0064)
PIB <i>per capita</i> estadual/10000					-0,0735* (0,0162)	-0,0735* (0,0160)	-0,0493* (0,0189)	-0,0635* (0,0160)	-0,0542* (0,0163)	-0,0542* (0,0162)	-0,0411** (0,0194)	-0,0462* (0,0162)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²					0,0096* (0,0027)	0,0096* (0,0026)	0,0053*** (0,0031)	0,0078* (0,0027)	0,0075* (0,0027)	0,0075* (0,0027)	0,0042 (0,0031)	0,0057** (0,0027)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³					-0,0004* (0,0001)	-0,0004* (0,0001)	-0,0002 (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0002 (0,0001)
Participação dos SAC no emprego total dos serviços					0,0010 (0,0008)	0,0010 (0,0008)	-0,0003 (0,0010)	0,0009 (0,0009)	0,0016*** (0,0008)	0,0016*** (0,0008)	0,0009 (0,0010)	0,0015*** (0,0009)
Participação da indústria					-0,0026* (0,0010)	-0,0026* (0,0010)	-0,0045** (0,0019)	-0,0028** (0,0012)	-0,0033 (0,0009)	-0,0003 (0,0009)	-0,0037*** (0,0019)	-0,0007 (0,0011)
Participação da administração pública					0,0019 (0,0023)	0,0019 (0,0023)	0,0050 (0,0041)	0,0011 (0,0023)	0,0020 (0,0023)	0,0020 (0,0022)	0,0079*** (0,0041)	0,0034 (0,0021)
Educação					-0,0526* (0,0109)	-0,0526* (0,0108)	-0,0535* (0,0134)	-0,0541* (0,0112)	-0,0980* (0,0057)	-0,0980* (0,0057)	-0,0865* (0,0089)	-0,0954* (0,0064)
Horas trabalhadas					-0,0106* (0,0028)	-0,0106* (0,0028)	-0,0054 (0,0037)	-0,0094* (0,0025)	-0,0062** (0,0027)	-0,0062** (0,0027)	-0,0017 (0,0035)	-0,0047*** (0,0024)
Constante	0,0622 (0,2450)	0,0622 (0,2443)	-0,1164 (0,2882)	-0,1294 (0,2719)	0,6870* (0,2333)	0,6870* (0,2312)	0,5874** (0,2666)	0,6904* (0,2076)	0,6472* (0,2430)	0,6472* (0,2408)	0,5236*** (0,2683)	0,6146* (0,2122)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	-	20	20	-	-	20	20	-	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R ²	-	-0,6097	-	-	-	-1,1585	-	-	-	-1,1224	-	-
R ²	0,4787	-	-	-	0,7100	-	-	-	0,6986	-	-	-
R ² within	-	-	0,5928	0,5912	-	-	0,6254	0,6217	-	-	0,6196	0,6152
R ² between	-	-	0,0388	0,0018	-	-	0,8476	0,9346	-	-	0,8496	0,9089
R ² overall	-	-	0,3344	0,4033	-	-	0,6844	0,7092	-	-	0,6732	0,6973
Teste de Hausman	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório	Pooled	Tobit	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Tabela A.11 - CDI e PIB: teste da CWK Inter-regional nas UFs (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI
Variáveis	I	I	I	I	II	II	II	II	III	III	III	III
PIB <i>per capita</i> estadual/10000	-0,2984* (0,0543)	-0,02984* (0,0114)	-0,1010** (0,0483)	-0,1672* (0,0377)	-0,2492* (0,0138)	-0,2492* (0,0137)	-0,1057* (0,0136)	-0,1851* (0,0144)	-0,2509* (0,0134)	-0,2509* (0,0133)	-0,0945* (0,0138)	-0,1805* (0,0142)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²	0,0543* (0,0026)	0,0543* (0,0026)	0,0236** (0,0093)	0,0329* (0,0070)	0,0460* (0,0024)	0,0460* (0,0024)	0,0243* (0,0022)	0,0362* (0,0023)	0,0462* (0,0024)	0,0462* (0,0024)	0,0226* (0,0022)	0,0356* (0,0023)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³	-0,0023* (0,0001)	-0,0023* (0,0001)	-0,0010** (0,0004)	-0,0014* (0,0003)	-0,0020* (0,0001)	-0,0020* (0,0001)	-0,0011* (0,0001)	-0,0015* (0,0001)	-0,0020* (0,0001)	-0,0020* (0,0001)	-0,0010* (0,0001)	-0,0015* (0,0001)
Tendência	0,0002 (0,0003)	0,0002 (0,0003)	-0,0006 (0,0006)	-0,0003 (0,0005)	-0,0003 (0,0012)	-0,0003 (0,0012)	-0,0031* (0,0011)	-0,0018 (0,0011)				
Dummy crise									-0,0074 (0,0063)	-0,0074 (0,0063)	0,0036 (0,0048)	-0,0035 (0,0054)
Participação da indústria					0,0001 (0,0010)	0,0001 (0,0010)	0,0014 (0,0015)	-0,0040* (0,0013)	0,0003 (0,0009)	0,0003 (0,0009)	0,0024*** (0,0014)	-0,0031* (0,0012)
Participação dos serviços					0,0040** (0,0018)	0,0040** (0,0018)	-0,0076* (0,0018)	-0,0028*** (0,0016)	0,0044* (0,0017)	0,0044* (0,0017)	-0,0077* (0,0018)	-0,0021 (0,0016)
Participação da Adm. Pública					0,0093* (0,0024)	0,0093* (0,0023)	-0,0144* (0,0030)	0,0048** (0,0025)	0,0095* (0,0022)	0,0095* (0,0022)	-0,0111* (0,0029)	0,0064* (0,0022)
Educação					-0,0092 (0,0082)	-0,0092 (0,0082)	0,0473* (0,0079)	0,0118 (0,0085)	-0,0110** (0,0044)	-0,0110** (0,0044)	0,0292* (0,0048)	0,0008 (0,0048)
Urbano					-0,1392*** (0,0842)	-0,1392*** (0,0836)	0,0719 (0,0662)	-0,0637 (0,0715)	-0,1521*** (0,0815)	-0,1521*** (0,0809)	0,0428 (0,0658)	-0,0867 (0,0712)
Horas					-0,0068* (0,0020)	-0,0068* (0,0020)	0,0107* (0,0026)	-0,0033 (0,0025)	-0,0063* (0,0018)	-0,0063* (0,0018)	0,0133* (0,0025)	-0,0014 (0,0022)
Constante	0,5453* (0,0155)	0,5453* (0,0154)	0,2699* (0,0510)	0,3698* (0,0309)	0,7753* (0,0835)	0,7753* (0,0828)	-0,1924 (0,1353)	0,6301* (0,1103)	0,7602* (0,0757)	0,7602* (0,0751)	-0,2755** (0,1341)	0,5574* (0,1018)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	-	20	20	-	-	20	20	-	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R ²	0,7635	-	-	-	0,7928	-	-	-	0,7933	-	-	-
Pseudo R ²	-	-1,7044	-	-	-	-1,8610	-	-	-	-1,8635	-	-
R ² within	-	-	0,4930	0,4765	-	-	0,5480	0,4568	-	-	0,5427	0,4545
R ² between	-	-	0,5529	0,8334	-	-	0,0258	0,9087	-	-	0,0297	0,9117
R ² overall	-	-	0,5331	0,7047	-	-	0,1104	0,7708	-	-	0,1189	0,7716
Teste de Hausman	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Tabela A.12 - CDI e indústria: teste da CWK Inter-regional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI
Variáveis	I	I	I	I	II	II	II	II	III	III	III	III
Participação da indústria no emprego total do Estado	-0,1638* (0,0218)	-0,1638* (0,0217)	-0,0201 (0,0162)	-0,0271*** (0,0162)	-0,0219*** (0,0113)	-0,0219** (0,0097)	-0,0319* (0,0115)	-0,0315* (0,0111)	-0,0218*** (0,0113)	-0,0218** (0,0097)	-0,0335* (0,0116)	-0,0302* (0,0109)
(Participação da indústria no emprego total do Estado) ²	0,0085* (0,0015)	0,0085* (0,0015)	0,0014 (0,0010)	0,0016 (0,0010)	0,0009 (0,0007)	0,0009 (0,0006)	0,0019* (0,0007)	0,0013*** (0,0007)	0,0009 (0,0007)	0,0009 (0,0006)	0,0020* (0,0007)	0,0012*** (0,0007)
(Participação da indústria no emprego total do Estado) ³	-0,0001* (0,0000)	-0,0001* (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)
Tendência	-0,0013** (0,0006)	-0,0013** (0,0006)	0,0001 (0,0003)	-0,0000 (0,0003)	-0,0001 (0,0011)	-0,0001 (0,0011)	-0,0024** (0,0011)	-0,0014 (0,0011)				
Dummy crise									-0,0066 (0,0060)	-0,0066 (0,0058)	0,0038 (0,0047)	-0,0038 (0,0054)
PIB <i>per capita</i> estadual/10000					-0,2390* (0,0141)	-0,2390* (0,0136)	-0,1023* (0,0136)	-0,1762* (0,0142)	-0,2412* (0,0134)	-0,2412* (0,0132)	-0,0928* (0,0137)	-0,1845* (0,0140)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²					0,0434* (0,0024)	0,0434* (0,0023)	0,0234* (0,0022)	0,0342* (0,0023)	0,0438* (0,0024)	0,0438* (0,0022)	0,0220* (0,0022)	0,0355* (0,0023)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³					-0,0018* (0,0001)	-0,0018* (0,0001)	-0,0010* (0,0001)	-0,0014* (0,0001)	-0,0018* (0,0001)	-0,0018* (0,0001)	-0,0010* (0,0001)	-0,0015* (0,0001)
Participação dos serviços					0,0033* (0,0012)	0,0033* (0,0011)	-0,0075* (0,0016)	-0,0036* (0,0013)	0,0035* (0,0011)	0,0035* (0,0010)	-0,0079* (0,0016)	-0,0020 (0,0013)
Participação da Adm. Pública					0,0067* (0,0020)	0,0067* (0,0017)	-0,0119* (0,0028)	0,0034 (0,0023)	0,0067* (0,0020)	0,0067* (0,0016)	-0,0096* (0,0027)	0,0053* (0,0020)
Educação					-0,0148*** (0,0085)	-0,0148*** (0,0085)	0,0452* (0,0079)	0,0094 (0,0084)	-0,0155* (0,0039)	-0,0155* (0,0038)	0,0309* (0,0046)	-0,0036 (0,0043)
Horas					-0,0064* (0,0020)	-0,0064* (0,0020)	0,0115* (0,0026)	-0,0020 (0,0024)	-0,0061* (0,0018)	-0,0061* (0,0018)	0,0135* (0,0024)	-0,0020 (0,0021)
Constante	1,1559* (0,1017)	1,1559* (0,1014)	0,2320* (0,0809)	0,3014* (0,0834)	0,8456* (0,0857)	0,8456* (0,0952)	-0,0221 (0,1419)	0,7173* (0,1207)	0,8364* (0,0836)	0,8364* (0,0904)	-0,0808 (0,1404)	0,7188* (0,1098)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	-	20	20	-	-	20	20	-	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R ²	0,3377	-	-	-	0,8006	-	-	-	0,8009	-	-	-
Pseudo R ²	-	-0,4871	-	-	-	-1,9059	-	-	-	-1,9081	-	-
R ² within	-	-	0,0571	0,0526	-	-	0,5564	0,4731	-	-	0,5535	0,4581
R ² between	-	-	0,1010	0,0252	-	-	0,0633	0,8946	-	-	0,0687	0,9167
R ² overall	-	-	0,0438	0,0057	-	-	0,1540	0,7716	-	-	0,1613	0,7843
Teste de Hausman	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Tabela A.13 - CDI e serviços: teste da CWK Inter-regional nas UF's (regressões paramétricas), 1985-2018

Modelos	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI	CDI
Variáveis	I	I	I	I	II	II	II	II	III	III	III	III
Participação dos serviços no emprego total do Estado	0,0017 (0,0295)	0,0017 (0,0294)	-0,0829* (0,0232)	-0,0872* (0,0237)	-0,0695* (0,0258)	-0,0695* (0,0185)	-0,0406** (0,0164)	-0,0573* (0,0183)	-0,0674* (0,0257)	-0,0674* (0,0183)	-0,0421** (0,0164)	-0,0613* (0,0182)
(Participação dos serviços no emprego total do Estado) ²	-0,0020*** (0,0011)	-0,0020*** (0,0011)	0,0030* (0,0009)	0,0031* (0,0009)	0,0027* (0,0010)	0,0027* (0,0007)	0,0017* (0,0006)	0,0021* (0,0008)	0,0026** (0,0010)	0,0026* (0,0007)	0,0018* (0,0006)	0,0023* (0,0007)
(Participação dos serviços no emprego total do Estado) ³	0,0000* (0,0000)	0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000** (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0000* (0,0000)
Tendência	0,0008 (0,0007)	0,0008 (0,0007)	0,0016* (0,0005)	0,0010** (0,0005)	0,0007 (0,0011)	0,0007 (0,0011)	-0,0014 (0,0011)	-0,0009 (0,0011)				
Dummy crise									-0,0069 (0,0061)	-0,0069 (0,0058)	0,0019 (0,0047)	-0,0038 (0,0053)
PIB <i>per capita</i> estadual/10000					-0,2400* (0,0135)	-0,2400* (0,0135)	-0,1076* (0,0137)	-0,0173* (0,0144)	-0,2452* (0,0127)	-0,2452* (0,0132)	-0,1027* (0,0139)	-0,1808* (0,0143)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ²					0,0437* (0,0024)	0,0437* (0,0023)	0,0248* (0,0022)	0,0340* (0,0024)	0,0444* (0,0023)	0,0443* (0,0023)	0,0241* (0,0022)	0,0351* (0,0024)
(PIB <i>per capita</i> estadual/10000) ³					-0,0018* (0,0001)	-0,0018* (0,0001)	-0,0011* (0,0001)	-0,0014* (0,0001)	-0,0019* (0,0001)	-0,0019* (0,0001)	-0,0011* (0,0001)	-0,0015* (0,0001)
Participação dos SAC no emprego total dos serviços					0,0038* (0,0007)	0,0038* (0,0007)	0,0024* (0,0007)	0,0030* (0,0008)	0,0037* (0,0007)	0,0037* (0,0007)	0,0026* (0,0007)	0,0032* (0,0008)
Participação da indústria					-0,0006 (0,0009)	-0,0006* (0,0009)	0,0019 (0,0014)	-0,0039* (0,0012)	-0,0008 (0,0008)	-0,0008 (0,0008)	0,0022 (0,0014)	-0,0034* (0,0011)
Participação da administração pública					0,0091* (0,0020)	0,0091* (0,0017)	-0,0142* (0,0030)	0,0047** (0,0023)	0,0085* (0,0019)	0,0085* (0,0016)	-0,0131* (0,0029)	0,0063* (0,0020)
Educação					-0,0345* (0,0097)	-0,0345* (0,0093)	0,0244** (0,0097)	-0,0106 (0,0102)	-0,0294* (0,0050)	-0,0294* (0,0049)	0,0148** (0,0064)	-0,0201* (0,0060)
Horas					-0,0081* (0,0019)	-0,0081* (0,0020)	0,0095* (0,0027)	-0,0050** (0,0025)	-0,0084* (0,0017)	-0,0084* (0,0018)	0,0106* (0,0025)	-0,0053** (0,0023)
Constante	0,5883** (0,2416)	0,5883** (0,2409)	0,9792* (0,1968)	1,0062* (0,2027)	1,4165* (0,2289)	1,4165* (0,1767)	0,1179 (0,1928)	1,1211* (0,1906)	1,4132* (0,2281)	1,4132* (0,1766)	0,0888 (0,1928)	1,1823* (0,1881)
Observações	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
Grupos	-	-	20	20	-	-	20	20	-	-	20	20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R ²	0,2738	-	-	-	0,8053	-	-	-	0,8056	-	-	-
Pseudo R ²	-	-0,3782	-	-	-	-1,9344	-	-	-	-1,9362	-	-
R ² within	-	-	0,0580	0,0527	-	-	0,5618	0,4757	-	-	0,5607	0,4657
R ² between	-	-	0,1162	0,0787	-	-	0,0072	0,9144	-	-	0,0049	0,9297
R ² overall	-	-	0,0523	0,0242	-	-	0,0855	0,7806	-	-	0,0818	0,7906
Teste de Hausman	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório	<i>Pooled</i>	<i>Tobit</i>	Fixo	Aleatório

Obs.: Erros-padrão entre parênteses. * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativos a 10%.

Nota explicativa: Teste de Hausman: quando *p* não é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos aleatórios, e quando *p* é significativo ao nível de 10% é mais indicada a utilização de efeitos fixos.

Clusters setoriais

Os *clusters* setoriais são baseados na classificação proposta pelo ensaio dois, como mostrado no quadro A.1.

Quadro A.1 – Classificação dos setores de atividades econômicas em dois *clusters* segundo o IDIIS

Classificação		Setor
Cluster	Descrição	
1	Atividade de Alto IDIIS	Administração Pública
		Serviços de alta complexidade
2	Atividade de Médio-Alto IDIIS	Educação e saúde humana
		Transporte e armazenagem
3	Atividade de Médio-Baixo IDIIS	Comércio
		Construção
		Indústria
4	Atividade de Baixo IDIIS	Serviços de baixa complexidade
		Agropecuária

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

O *cluster* um é o *default* de análise, ou seja, as *dummies clusters* setoriais terão como valor um o *cluster* um, funcionando como o parâmetro de comparação, e valor zero para os demais *clusters*. O *cluster* um representa as atividades de alto IDIIS, portanto, as atividades com melhor nível de distribuição de rendimentos interno alinhado aos melhores níveis de rendimento médio, relativamente aos demais setores.

Educação

A variável “anos de estudo”, utilizada como *proxy* para o nível de educação sofreu várias mudanças ao longo do período em análise. De 1976 a 1990 as mudanças foram apenas de nomenclatura das faixas categorizadas. A mudança mais significativa ocorreu em 1992 e alterou o nível de agregação de duas faixas: i) A faixa “9 a 11 anos” foi dividida em três faixas, 9, 10 e 11 anos, respectivamente; ii) A faixa “12 anos ou mais” foi dividida em quatro faixas, 12, 13, 14 e 15 anos ou mais. Em 2012 ocorreu nova mudança, em que a faixa “15 anos ou mais” foi desagregada em duas faixas, “15 anos” e “16 anos ou mais”. Dada a impossibilidade de desagregar as faixas para os anos anteriores, adotou-se como compatibilização uma categorização que fosse compatível a todos os anos, como apresentado no quadro abaixo.

Quadro A.2 – Evolução da pergunta sobre anos de estudo de 1976 a 2019

#	1976-1990	1992-2011	2012-2019	Compatibilizada
0			Sem inst./ menos 1	Sem inst./ menos 1
1	Sem inst./ menos 1	Sem inst./ menos 1	1 ano	1 ano
2	1 ano	1 ano	2 anos	2 anos
3	2 anos	2 anos	3 anos	3 anos
4	3 anos	3 anos	4 anos	4 anos
5	4 anos	4 anos	5 anos	5 anos
6	5 anos	5 anos	6 anos	6 anos
7	6 anos	6 anos	7 anos	7 anos
8	7 anos	7 anos	8 anos	8 anos
9	8 anos	8 anos	9 anos	9 a 11 anos
10	9 a 11 anos	9 anos	10 anos	12 anos ou mais
11	12 anos ou mais	10 anos	11 anos	
12	Não determinado	11 anos	12 anos	
13	Sem declaração	12 anos	13 anos	
14		13 anos	14 anos	
15		14 anos	15 anos	
16		15 anos ou mais	16 anos ou mais	
17		Não determinado/ sem declaração	Não aplicável	

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Horas Trabalhadas

Para captar a quantidade de horas trabalhadas por semana pelos indivíduos foi utilizada a variável que considera apenas as horas trabalhadas na semana de referência no trabalho principal. A justificativa de não utilizar a quantidade de horas totais de todos os trabalhos é que a análise se concentra no setor de atividade da ocupação principal. Portanto, considerar as horas trabalhadas em ocupações secundárias poderia enviesar os resultados. Apesar da mudança na pergunta presente no questionário ao longo do período de 1976 a 2019, não se observa diferenças no entendimento. O quadro abaixo mostra a variável utilizada para cada ano.

Quadro A.3 – Evolução da pergunta sobre horas trabalhadas por semana no trabalho principal de 1976 a 2019

Ano	Variável	Descrição
1976	V2310	Horas trabalhadas na ocupação
1977	V98	Quantas horas trabalham habitualmente por semana?
1978	V2416	Horas que trabalha habitualmente no trabalho declarado nos quesitos anteriores sobre trabalho na semana de referência
1979	V2312	Horas que trabalha habitualmente no trabalho declarado nos quesitos anteriores sobre trabalho na semana de referência
1981	V508	Horas normalmente trabalhadas por semana no trabalho que tinha na semana de referência
1982		
1983		
1984		
1985		
1986		
1987		
1988		
1989		
1990		
1992	V9058	Número de horas trabalhadas por semana nesse trabalho
1993		
1995		
1996		
1997		
1998		
1999		
2001		
2002		
2003		
2004		
2005		
2006		
2007		
2008		
2009		
2012	V4039	Quantas horas trabalhava normalmente, por semana, nesse trabalho principal?
2013		
2014		
2015		
2016		
2017		
2018		
2019		

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Dummy Urbano

A variável *dummy* urbano foi construída a partir da situação censitária do domicílio. Essa variável sofreu três alterações ao longo do período de 1976 a 2019. Nesse sentido, as situações foram classificadas em duas categorias: Urbano e rural. Tal evolução pode ser observada no quadro abaixo:

Quadro A.4 – Evolução da pergunta sobre situação censitária do domicílio de 1976 a 2019

1976-1979	1981-1990	1992-2011	2012-2019	Compatibilizada
Urbana	Urbana	Urbana – Cidade ou vila, área urbanizada	Urbana	Urbana
	Conglomerado urbano	Urbana – Cidade ou vila, área não urbanizada		
		Urbana – área urbana isolada		
Rural	Rural	Rural – Aglomerado rural de extensão urbana	Rural	Rural
		Rural – Aglomerado rural, isolado, povoado		
		Rural – Aglomerado rural, isolado, núcleo		
	Conglomerado rural	Rural – Aglomerado rural, isolado, outros aglomerados		
		Rural – Zona rural exclusive aglomerado rural		

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

A compatibilização da situação censitária consistiu em agregar as classificações que eram apresentadas de forma desagregada no período de 1981 a 2011, seguindo a classificação da PNAD contínua, de 2012 a 2019.

Tabelas de resultado completas

Tabela A.14 - Decomposição do coeficiente de Gini do Brasil: 1976-2019

Variáveis	Crise 1	Crise 2	Crise 3	Crise 4	1976/2019
Geral					
Gini no ano inicial	0,6817* (0,000)	0,5735* (0,000)	0,5204* (0,000)	0,4932* (0,000)	0,5762* (0,000)
Gini no ano final	0,6803* (0,000)	0,5628* (0,000)	0,5088* (0,000)	0,4796* (0,000)	0,4915* (0,000)
Diferença	0,0014* (0,000)	0,0106* (0,000)	0,0116* (0,000)	0,0136* (0,000)	0,0846* (0,000)
Efeito-quantidade (composição)	0,0003* (0,000)	-0,0068 (0,000)	-0,0059* (0,000)	-0,0087* (0,000)	-0,0735* (0,000)
Efeito-preço (estrutura salarial)	0,0011* (0,000)	0,0175* (0,000)	0,0175* (0,000)	0,0223* (0,000)	0,1581* (0,001)
Efeito-quantidade (composição) – Cluster 1 omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	0,0005* (0,000)	0,0013* (0,000)	-0,0002* (0,000)	0,0028* (0,000)	0,0045* (0,000)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	0,0008* (0,000)	-0,0007* (0,000)	-0,0003* (0,000)	-0,0024* (0,000)	-0,0072* (0,000)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	0,0017* (0,000)	0,0001* (0,000)	-0,0000* (0,000)	0,0005* (0,000)	-0,0039* (0,000)
Anos de estudo	-0,0018* (0,000)	-0,0048* (0,000)	-0,0031* (0,000)	-0,0015* (0,000)	-0,0239* (0,000)
Homem	-0,0001* (0,000)	0,0002* (0,000)	0,0002* (0,000)	0,0001* (0,000)	0,0030* (0,000)
Idade	0,0059* (0,000)	0,0020* (0,000)	0,0010* (0,000)	0,0042* (0,000)	0,0397* (0,000)
Idade ²	-0,0051* (0,000)	-0,0046* (0,000)	-0,0027* (0,000)	-0,0094* (0,000)	-0,0677* (0,000)
Horas	-0,0064* (0,000)	-0,0030* (0,000)	-0,0010* (0,000)	-0,0031* (0,000)	-0,0286* (0,000)
Urbano	0,0049* (0,000)	0,0027* (0,000)	0,0002* (0,000)	0,0002* (0,000)	0,0106* (0,000)
Efeito-preço (estrutura salarial) – Cluster 1 omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	0,0029* (0,000)	0,0049* (0,000)	0,0015* (0,000)	0,0001*** (0,000)	0,0084* (0,000)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	0,0078* (0,000)	0,0098* (0,000)	0,0150* (0,000)	0,0026* (0,000)	0,0581* (0,001)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	0,0397* (0,001)	0,0192* (0,000)	0,0099* (0,000)	0,0036* (0,000)	0,0751* (0,001)
Anos de estudo	-0,0158* (0,001)	0,0327* (0,000)	0,0117* (0,000)	0,0012* (0,000)	0,1354* (0,001)
Homem	0,0040* (0,001)	-0,0025* (0,000)	-0,0020* (0,000)	0,0060* (0,000)	-0,0170* (0,000)
Idade	-0,0928* (0,006)	-0,0146* (0,002)	-0,0192* (0,001)	0,0676* (0,001)	0,2699* (0,005)
Idade ²	-0,0432* (0,003)	0,0165* (0,001)	0,0167* (0,001)	-0,0332* (0,001)	-0,1134* (0,002)
Horas	0,0041*** (0,001)	0,0424* (0,001)	0,0156* (0,000)	0,0099* (0,000)	0,1843* (0,001)
Urbano	0,0802* (0,000)	0,0305* (0,000)	-0,0088* (0,000)	0,0127* (0,000)	0,0458* (0,001)
Constante	-0,1714* (0,004)	-0,1214* (0,002)	-0,0228* (0,001)	-0,0481* (0,001)	-0,4883* (0,005)

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Nota: Erro padrão entre parênteses. *** p < 0,1, ** p < 0,05 e * p < 0,01.

Tabela A.15 - Decomposição do rendimento médio do Brasil: 1976-2019

Variáveis	Crise 1	Crise 2	Crise 3	Crise 4	1976/2019
Geral					
Rendimento médio no ano inicial	4090,98* (4,017)	2890,27* (0,862)	1900,24* (0,369)	2242,85* (0,365)	2988,38* (4,267)
Rendimento médio no ano final	2689,76* (1,943)	1880,08* (0,532)	1985,74* (0,445)	2207,42* (0,355)	2241,16* (0,382)
Diferença	1401,23* (4,462)	1010,19* (1,013)	-85,49* (0,578)	35,43* (0,510)	747,22* (4,284)
Efeito-quantidade (composição)	-107,93* (0,598)	-160,97* (0,300)	-79,02* (0,207)	-93,15* (0,198)	-1552,10* (1,065)
Efeito-preço (estrutura salarial)	1509,16* (4,465)	1171,16* (0,912)	-6,48* (0,522)	128,58* (0,457)	2299,32* (4,203)
Efeito-quantidade (composição) – Cluster 1 omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	5,89* (0,097)	8,63* (0,052)	-0,90* (0,040)	15,93* (0,053)	26,41 (0,150)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	14,20* (0,154)	-5,54* (0,050)	-2,54* (0,085)	-24,65* (0,101)	-73,56* (0,361)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	-20,35* (0,258)	-3,24* (0,073)	-0,55* (0,088)	9,47* (0,106)	-58,40* (0,388)
Anos de estudo	-149,81* (0,436)	-124,68* (0,242)	-62,58* (0,150)	-49,11* (0,108)	-1153,52* (0,713)
Homem	29,46* (0,174)	23,02* (0,090)	5,10* (0,065)	2,60* (0,049)	68,77* (0,162)
Idade	-44,13* (0,529)	-183,52* (0,456)	-50,67* (0,274)	-151,00* (0,290)	-1004,68* (1,674)
Idade ²	13,17* (0,341)	109,14* (0,332)	26,76* (0,166)	74,75* (0,226)	447,22* (1,488)
Horas	22,62* (0,311)	24,53* (0,088)	7,25* (0,045)	29,78* (0,068)	260,71* (0,376)
Urbano	21,02* (0,240)	-9,30* (0,045)	-0,87* (0,012)	-0,94* (0,015)	-65,05* (0,156)
Efeito-preço (estrutura salarial) – Cluster 1 omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	-35,32* (1,930)	-13,78* (0,574)	8,47* (0,458)	-6,80* (0,317)	-42,06 (2,924)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	54,36* (5,984)	55,36* (1,677)	92,60* (1,102)	31,17* (0,750)	516,25* (7,341)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	337,26* (7,327)	90,60* (1,692)	69,38* (0,790)	27,94* (0,494)	353,21* (5,293)
Anos de estudo	804,16* (7,327)	1151,76* (2,423)	59,69* (1,551)	169,34* (1,483)	1828,86* (8,880)
Homem	562,81* (7,278)	493,57* (1,331)	-18,18* (0,664)	102,61* (0,567)	-388,57* (0,546)
Idade	3254,34* (77,367)	3984,05* (11,085)	-33,57* (7,034)	676,41* (7,506)	5992,10* (39,005)
Idade ²	-1125,51* (42,372)	-1388,36* (5,662)	72,20* (3,975)	-317,42* (4,235)	-2391,12* (17,086)
Horas	-367,41* (18,296)	604,71* (4,459)	-64,03* (1,656)	-349,83* (1,923)	-682,31* (11,686)
Urbano	342,14* (3,818)	37,90* (1,186)	-35,33* (0,861)	61,53* (0,851)	906,37* (5,634)
Constante	-2317,67* (48,110)	-3844,65* (9,389)	-157,72* (4,635)	-266,36* (4,380)	-3793,40* (37,653)

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Nota: Erro padrão entre parênteses. *** p < 0,1, ** p < 0,05 e * p < 0,01.

Tabela A.16 - Decomposição da diferença de rendimento entre os quantis 25 e 75 do Brasil: 1976-2019

Variáveis	Crise 1	Crise 2	Crise 3	Crise 4	1976/2019
Geral					
Diferença de rendimento entre os quantis 25 e 75 no ano inicial	2171,54* (0,559)	2282,93* (0,456)	1224,09* (0,229)	1282,01* (0,364)	2017,63* (1,707)
Diferença de rendimento entre os quantis 25 e 75 no ano final	1584,51* (0,408)	1489,92* (0,287)	1171,28* (0,481)	1328,10* (0,159)	1292,21* (0,612)
Diferença	587,03* (0,692)	793,01* (0,539)	52,81* (0,533)	-46,09* (0,397)	725,42* (1,813)
Efeito-quantidade (composição)	-101,30* (0,274)	-108,74* (0,180)	-124,59* (0,310)	-62,45* (0,081)	-3238,49* (1,829)
Efeito-preço (estrutura salarial)	688,33* (0,621)	901,75* (0,489)	177,40* (0,488)	16,36* (0,378)	3963,91* (2,049)
Efeito-quantidade (composição) – Cluster 1 omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	2,29* (0,035)	4,26* (0,027)	-0,56* (0,025)	4,00* (0,017)	23,23* (0,143)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	5,92* (0,049)	-3,81* (0,033)	-3,02* (0,101)	-8,63* (0,036)	-118,80* (0,577)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	-15,87* (0,076)	-1,68* (0,038)	-0,68* (0,109)	3,19* (0,036)	-93,03* (0,617)
Anos de estudo	-90,19* (0,224)	-78,87* (0,146)	-96,26* (0,228)	-21,52* (0,048)	-2232,14* (1,264)
Homem	15,81* (0,082)	15,45* (0,060)	8,58* (0,109)	1,67* (0,031)	152,47* (0,325)
Idade	-55,05* (0,478)	-126,35* (0,305)	-99,55* (0,532)	-94,98* (0,159)	-2745,28* (2,681)
Idade ²	31,17* (0,354)	78,45* (0,226)	61,64* (0,365)	56,65* (0,117)	1595,77* (2,082)
Horas	2,75* (0,052)	5,86* (0,032)	6,23* (0,039)	-2,76* (0,013)	267,42* (0,396)
Urbano	1,86* (0,038)	-2,04 (0,030)	-0,96* (0,014)	-0,08* (0,002)	-88,12* (0,353)
Efeito-preço (estrutura salarial) – Cluster 1 omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	-6,98* (0,352)	-26,23* (0,280)	-31,97* (0,321)	-38,71* (0,219)	-22,85 (1,061)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	-76,97* (0,947)	18,87* (0,705)	309,99* (0,693)	-254,48* (0,479)	750,66* (2,633)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	-43,17* (1,097)	75,03* (0,751)	291,13* (0,538)	-205,00* (0,335)	691,73* (2,136)
Anos de estudo	417,92* (0,943)	743,00* (0,840)	-1740,98* (1,186)	1451,86* (1,117)	-450,59* (2,769)
Homem	133,69* (0,939)	228,80* (0,713)	-467,36* (0,607)	310,63* (0,449)	-861,49* (0,855)
Idade	2021,24* (7,101)	3261,06* (5,446)	-5437,26* (6,287)	3881,95* (5,150)	-1947,09* (18,659)
Idade ²	-891,06* (3,601)	-1232,14* (2,744)	1990,24* (3,247)	-1403,26* (2,719)	75,91* (8,973)
Horas	452,44* (2,312)	269,81* (1,770)	-586,81* (1,508)	466,46* (1,169)	-1531,08* (7,224)
Urbano	30,29* (0,610)	15,99* (0,926)	-189,10* (1,128)	188,84* (0,890)	299,50* (2,420)
Constante	-1349,07* (5,166)	-2452,43* (4,009)	5975,59* (4,259)	-4381,92* (3,290)	6959,22* (14,539)

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Nota: Erro padrão entre parênteses. *** p < 0,1, ** p < 0,05 e * p < 0,01.

Tabela A.17 - Decomposição da diferença de rendimento entre os quantis 10 e 90 do Brasil: 1976-2019

Variáveis	Crise 1	Crise 2	Crise 3	Crise 4	1976/2019
Geral					
Rendimento médio no ano inicial	5889,05*	5675,44*	3698,38*	3784,15*	4946,17*
	(3,200)	(1,134)	(0,327)	(0,298)	(6,618)
Rendimento médio no ano final	4089,78*	3844,44*	3403,16*	3846,78*	3674,01*
	(0,649)	(0,512)	(0,279)	(0,724)	(1,868)
Diferença	1799,27*	1831,00*	295,21*	-62,63*	1272,14*
	(3,265)	(1,245)	(0,430)	(0,783)	(6,876)
Efeito-quantidade (composição)	-154,41*	-177,07*	-57,69*	-202,54*	-7744,26*
	(0,418)	(0,290)	(0,122)	(0,307)	(4,979)
Efeito-preço (estrutura salarial)	1953,68*	2008,07*	352,90*	139,91*	9016,41*
	(3,134)	(1,157)	(0,405)	(0,732)	(6,862)
Efeito-quantidade (composição) – Cluster 1 omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	5,17*	13,57*	-0,77*	43,62*	162,13*
	(0,079)	(0,078)	(0,034)	(0,130)	(0,888)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	10,25*	-8,88*	-1,74*	-50,81*	-384,99*
	(0,086)	(0,075)	(0,058)	(0,208)	(1,876)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	-17,50*	-3,52*	-0,283*	16,46*	-283,70*
	(0,105)	(0,079)	(0,045)	(0,184)	(1,883)
Anos de estudo	-147,65*	-129,69*	-38,56*	-72,13*	-5143,81*
	(0,368)	(0,243)	(0,093)	(0,162)	(3,401)
Homem	20,94*	19,71*	2,86*	3,91*	291,28*
	(0,110)	(0,079)	(0,037)	(0,074)	(0,720)
Idade	-73,04*	-175,81*	-29,61*	-222,34*	-4371,68*
	(0,636)	(0,437)	(0,162)	(0,499)	(7,275)
Idade ²	38,43*	100,70*	12,37*	89,99*	1678,93*
	(0,438)	(0,308)	(0,082)	(0,392)	(6,265)
Horas	7,91*	3,68*	-2,46*	-11,96*	396,57*
	(0,086)	(0,059)	(0,017)	(0,064)	(1,173)
Urbano	1,08*	3,15*	0,51*	0,72*	-88,99*
	(0,052)	(0,046)	(0,008)	(0,012)	(0,860)
Efeito-preço (estrutura salarial) – Cluster 1 omitido					
Cluster 2 (médio-alto IDIIS)	-463,60*	-72,96*	-15,35*	196,13*	169,79*
	(2,020)	(0,743)	(0,294)	(0,490)	(4,589)
Cluster 3 (médio-baixo IDIIS)	-1038,75*	5,76*	-4,83*	768,42*	2565,11*
	(5,545)	(1,908)	(0,642)	(1,118)	(11,660)
Cluster 4 (baixo IDIIS)	-864,49*	159,31*	-18,60*	581,51*	2385,47*
	(6,081)	(1,942)	(0,486)	(0,756)	(8,738)
Anos de estudo	7604,72*	2493,68*	164,77*	-2207,07*	2681,78*
	(5,656)	(2,305)	(1,091)	(2,226)	(12,600)
Homem	2904,28*	751,98*	8,59*	-352,96*	-1645,82*
	(4,303)	(1,669)	(0,530)	(0,928)	(2,631)
Idade	25225,32*	8088,77*	-218,20*	-4559,97*	7843,04*
	(33,766)	(12,537)	(5,752)	(11,210)	(67,398)
Idade ²	-9025,18*	-2784,01*	210,93*	1276,76*	-4272,71*
	(17,323)	(6,371)	(3,011)	(6,029)	(32,605)
Horas	1996,39*	1042,88*	19,57*	-485,26*	-1599,09*
	(11,924)	(4,510)	(1,407)	(2,739)	(26,560)
Urbano	17,56*	112,45*	-24,44*	-73,73*	1813,49*
	(0,842)	(1,880)	(0,924)	(1,633)	(8,757)
Constante	-24402,56*	-7789,78*	183,59*	4996,09*	-924,64*
	(26,985)	(9,698)	(3,969)	(7,086)	(56,604)

Fonte: IBGE, PNAD (2020). Elaboração própria.

Nota: Erro padrão entre parênteses. *** p < 0,1, ** p < 0,05 e * p < 0,01.