



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ  
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL**

**MATHEUS OLIVEIRA DE ALENCAR**

**ELASTICIDADE EMPREGO DO CRESCIMENTO ECONÔMICO NA AMÉRICA  
LATINA E DESIGUALDADE SALARIAL NO BRASIL**

**FORTALEZA**

**2019**

MATHEUS OLIVEIRA DE ALENCAR

ELASTICIDADE EMPREGO DO CRESCIMENTO ECONÔMICO NA AMÉRICA LATINA  
E DESIGUALDADE SALARIAL NO BRASIL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Economia Rural. Área de concentração: Políticas Públicas e Desenvolvimento Rural.

Orientador: Prof. Dr. Jair Andrade de Araújo.  
Coorientador: Prof. Dr. Wellington Ribeiro Justo.

FORTALEZA

2019

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

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

---

A354e Alencar, Matheus Oliveira de.  
Elasticidade Emprego do Crescimento Econômico na América Latina e Desigualdade Salarial no Brasil  
/ Matheus Oliveira de Alencar. – 2019.  
59 f. : il. color.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Fortaleza, 2019.

Orientação: Prof. Dr. Jair Andrade de Araújo.

Coorientação: Prof. Dr. Wellington Ribeiro Justo.

1. Desigualdade Salarial. 2. Elasticidade do Emprego. 3. Mercado de Trabalho. I. Título.

CDD 338.1

---

MATHEUS OLIVEIRA DE ALENCAR

ELASTICIDADE EMPREGO DO CRESCIMENTO ECONÔMICO NA AMÉRICA LATINA  
E DESIGUALDADE SALARIAL NO BRASIL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Economia Rural. Área de concentração: Políticas Públicas e Desenvolvimento Rural.

Aprovada em: 18 / 02 / 2019.

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Jair Andrade de Araújo (Orientador)  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Prof. Dr. Wellington Ribeiro Justo (Coorientador)  
Universidade Regional do Cariri (URCA)

---

Prof. Ph.D Ahmad Saeed Khan  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Dr<sup>a</sup>. Celina Santos de Oliveira  
Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

A Deus, meu maior guia.

Aos meus amados pais, Edinalva e Francisco.

Aos meus queridos avós, Júlia, Antonio, Maria  
e José (*in memoriam*).

## AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a Deus, pelo dom da vida, pela constante proteção, pelas bênçãos que sempre me concede, assim como pelas dificuldades e a força para enfrentá-las, e que sempre me serviram de aprendizado para a vida.

Agradeço aos meus pais (Edinalva e Francisco), ao meu irmão (Vinicius Alencar) e aos meus queridos avós, pelo carinho e suporte que sempre me deram, sem os quais eu não teria chegado a esse ponto importante de realização pessoal e profissional.

Ao Prof. Dr. Jair Andrade de Araújo, pela excelente orientação, ensinamentos, contribuições e conselhos, que contribuíram muito para minha evolução pessoal e profissional.

Ao Prof. Dr. Wellington Ribeiro Justo, pela excelente coorientação neste trabalho e pela continuação da parceria na produção científica, iniciada na graduação.

Aos Professores Ph.D Ahmad Saeed Khan e Dra. Celina Santos de Oliveira, pelos vários ensinamentos no decorrer do mestrado, bem como em razão das valiosas colaborações e sugestões como membros da banca.

Aos demais professores e funcionários que fazem parte do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará.

Aos grandes amigos, em especial, a Ariane Estella, Bruno Fernandes, Débora de Oliveira, Denis Fernandes, Felipe Silva, Jéssica Nascimento, José Rayres, Mônica Amaro e Nataniele Alencar, pelas brincadeiras, bons momentos compartilhados, e pelas vezes em que precisei de apoio e de uma palavra amiga. A cada um de vocês, meu muito obrigado!

Aos amigos Erivelton Souza e Rômulo Eufrosino, pela amizade estabelecida na graduação e fortalecida durante o mestrado, como colegas de turma.

Aos novos amigos conquistados no mestrado, em especial, a Aquiles Caetano, Cicero Lima, Everton Nogueira, Lucas David, Maria Rosa e Marisa Guilherme, por todo apoio e companheirismo durante essa etapa de minha vida.

Por fim, agradeço ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pelo apoio financeiro nos dois anos de mestrado.

## RESUMO

Esta dissertação é composta por dois estudos aplicados ao mercado de trabalho. O primeiro teve como objetivo encontrar os condicionantes estruturais da elasticidade do emprego nos países da América Latina no período de 1992 a 2012. O método de análise empregado para alcançar este objetivo foi o de regressões múltipla com dados em painel. Os dados utilizados foram extraídos das bases estatísticas da Organização Internacional do Trabalho (OIT), do Banco Mundial e da Penn World Tables (PWT), sendo que, para explicar o comportamento da elasticidade do emprego nos países latino-americanos, foram aplicadas, como controle, variáveis macroeconômicas, de estrutura do mercado de trabalho e características demográficas. Os resultados encontrados confirmaram que as instabilidades econômicas afetam diretamente o potencial de geração de empregos do país. Pôde-se notar, ainda, a influência positiva da participação dos trabalhadores no setor agropecuário. Por fim, no aspecto demográfico, verificou-se o efeito negativo da taxa de urbanização, bem como se notou o efeito positivo do índice de capital humano da população, indicando a importância desta variável para a geração de empregos nas economias da América Latina. O segundo capítulo teve como objetivo demonstrar os condicionantes da desigualdade salarial nos municípios brasileiros, de 2007 a 2016. Para tanto, recorreu-se a variáveis municipais obtidas por meio dos microdados da RAIS/MTE. Como método de análise, nesse capítulo, também foi feito o uso de regressões múltiplas com dados em painel. As principais hipóteses do estudo foram confirmadas, uma vez que se verificou, no Brasil, uma relação positiva entre desigualdade salarial e o tamanho do município, isto é, municípios maiores, em termos populacionais, tendem a exibir maiores níveis de desigualdade. Igual relação foi observada com o valor do salário médio do município. Também se pôde confirmar a influência favorável à desigualdade salarial, nos municípios brasileiros, de fatores como as proporções de trabalhadores no setor financeiro, no setor público, no setor agropecuário e daqueles com nível superior. Por fim, o aumento da participação feminina no mercado de trabalho contribuiu com a redução da desigualdade salarial.

**Palavras-chave:** Elasticidade do Emprego. Desigualdade Salarial. Mercado de Trabalho.

## ABSTRACT

This dissertation is made up of two studies applied to the labor market. The first one aimed to find the structural constraints of employment intensity in Latin American countries from 1992 to 2012. The method of analysis used to achieve this objective was the multiple regression with panel data. The data used were extracted from statistical databases of the International Labor Organization (ILO), the World Bank and Penn World Tables (PWT). To explain the employment intensity in the Latin American countries, such as control, macroeconomic variables, labor market structure and demographic characteristics were used. The results confirm that economic instabilities directly affect the country's job creation potential. The positive influence of workers' participation in the agricultural sector could also be noted. Finally, in the demographic aspect, there was a negative effect of the urbanization rate, as well as a positive effect of the human capital index of the population, indicating the importance of this variable on job generation in Latin-American economies. The second chapter aimed to demonstrate the conditionalities of wage inequality in Brazilian municipalities from 2007 to 2016. For this, municipal variables obtained through the micro-data of the RAIS / MTE were employed. As a method of analysis, multiple regressions with panel data were used as well. The main hypotheses of the study were confirmed: a positive relation between wage inequality and municipality size was confirmed in Brazil, meaning that larger municipalities in population terms tended to show higher levels of inequality. The same relation was observed with the average salary of the municipality. It was also possible to confirm the favorable influence of wage inequality in Brazilian municipalities on factors such as the proportions of workers in the financial sector, in the public sector, in the agricultural sector, and in those with a higher level. Finally, increasing female participation in the labor market contributes to the reduction of wage inequality.

**Keywords:** Employment Intensity. Wage Inequality. Job market.

## LISTA DE FIGURAS

|  |    |
|--|----|
| Figura 1 – Dinâmica da taxa de crescimento do emprego e do PIB nos países da América Latina, no período de 1992 a 2012 .....   | 28 |
| Figura 2 – Gráficos de dispersão e tendência do índice de Gini dos municípios brasileiros, de acordo com o logaritmo natural do número de vínculos, por ano de análise ..... | 46 |
| Figura 3 – Gráficos de dispersão e tendência do índice de Gini dos municípios brasileiros, de acordo com o logaritmo natural do salário médio, por ano de análise .....      | 47 |

## LISTA DE TABELAS

|          |   |    |
|----------|---|----|
| Tabela 1 | – Interpretação da elasticidade emprego do crescimento econômico .....  | 22 |
| Tabela 2 | – Descrição e fonte das variáveis empregadas na análise .....   | 23 |
| Tabela 3 | – Modelos de relação entre a elasticidade do emprego e as variáveis explicativas propostas no estudo .....  | 25 |
| Tabela 4 | – Média, desvio-padrão e coeficiente de variação da elasticidade emprego do crescimento dos países da América Latina, no período 1992-2012 .....                    | 29 |
| Tabela 5 | – Resultados das estimativas da elasticidade do emprego para os países da América Latina com dados em painel no período 1992-2012 .....                             | 31 |
| Tabela 6 | – Modelos de relação entre o índice de Gini e as variáveis explicativas propostas no estudo .....   | 45 |
| Tabela 7 | – Resultados das estimativas da desigualdade salarial com dados em painel 2007-2016, incluindo a variável logaritmo natural do número de vínculos de trabalho ..... | 49 |
| Tabela 8 | – Resultados das estimativas da desigualdade salarial com dados em painel 2007-2016, incluindo a variável logaritmo natural do salário médio .....                  | 51 |

## SUMÁRIO

|     |  |    |
|-----|--|----|
|     | <b>INTRODUÇÃO GERAL</b> .....  | 11 |
|     | <b>CAPÍTULO 1 - CONDICIONANTES DA ELASTICIDADE EMPREGO DO CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA</b> ..... | 13 |
| 1   | <b>INTRODUÇÃO</b> .....  | 13 |
| 2   | <b>REVISÃO DE LITERATURA</b> .....   | 15 |
| 3   | <b>METODOLOGIA</b> .....   | 20 |
| 3.1 | <b>Cálculo da elasticidade emprego do crescimento</b> .....  | 20 |
| 3.2 | <b>Base de dados</b> .....   | 21 |
| 3.3 | <b>Método de análise</b> .....   | 24 |
| 3.4 | <b>Especificação do modelo</b> .....   | 25 |
| 4   | <b>RESULTADOS E DISCUSSÃO</b> .....  | 27 |
| 4.1 | <b>Estatísticas descritivas</b> .....  | 27 |
| 4.2 | <b>Modelos de regressão múltipla com dados em painel</b> .....   | 30 |
| 5   | <b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....  | 34 |
|     | <b>CAPÍTULO 2 - CONDICIONANTES DA DESIGUALDADE SALARIAL NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS</b> .....                           | 35 |
| 1   | <b>INTRODUÇÃO</b> .....  | 35 |
| 2   | <b>REVISÃO DE LITERATURA</b> .....   | 37 |
| 3   | <b>METODOLOGIA</b> .....   | 41 |
| 3.1 | <b>Base de dados</b> .....   | 41 |
| 3.2 | <b>Dados em painel</b> .....   | 43 |
| 3.3 | <b>Especificação do modelo</b> .....   | 44 |
| 4   | <b>RESULTADOS E DISCUSSÃO</b> .....  | 46 |
| 5   | <b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....  | 53 |
|     | <b>CONCLUSÃO GERAL</b> .....   | 54 |
|     | <b>REFERÊNCIAS</b> .....   | 55 |

## INTRODUÇÃO GERAL

O estudo das questões socioeconômicas que envolvem o mercado de trabalho está, sem dúvida, entre os temas mais abordados pela pesquisa econômica. Especificamente, ao se reportar à relação crescimento-emprego e à desigualdade salarial, vêm-se desenvolvendo, continuamente, uma série de pesquisas, dentre as quais pode-se citar Anderson (2016) e Lee *et al.* (2016), que têm papel fundamental no direcionamento das ações dos dirigentes político-econômicos. A aplicação dessas ações requer ainda mais cautela em momentos de crise socioeconômica.

As economias em desenvolvimento (por exemplo, os países da América Latina), apresentam uma histórica dificuldade de desenvolver e aplicar corretamente políticas para o crescimento econômico, do emprego e para a redução das desigualdades (MUNHOZ, 2002). Há, portanto, a necessidade de se identificar meios de intervenção política que considerem os fatores de influência sobre esses aspectos. No que se refere à relação entre o crescimento da economia e a geração de empregos, é abordado o conceito de elasticidade emprego do crescimento. Essa elasticidade mede a capacidade de resposta no nível de emprego ao crescimento do produto. Além disso, a elasticidade do emprego também fornece informações importantes sobre desempenho macroeconômico. Por tais motivos, se efetivam estudos nessa temática, aplicados a alguns conjuntos de países. Não foram encontradas, entretanto, pesquisas que analisem a elasticidade do emprego nos países da América Latina. A realização desta análise traz contribuições para o entendimento da dinâmica da elasticidade do emprego em economia em desenvolvimento, como é o caso dos países latino-americanos.

No tocante à desigualdade salarial, é consenso na literatura a ideia de que a desigualdade de salários também é um problema observado mais intensamente nas economias em desenvolvimento. No caso do Brasil, vários estudos apontaram significativa queda na desigualdade salarial desde o início dos anos 2000. Barros *et al.* (2007), por exemplo, destacam que entre, de 2001 a 2004, verificou-se significativa redução na desigualdade de renda no país, incluindo-se nessa categoria a desigualdade de rendimentos do trabalho. Acentuam, entretanto, que, apesar de tais avanços, o Brasil ainda está entre os países mais desiguais do mundo. Apesar das pesquisas já realizadas, não foram encontradas análises mais desagregadas (a nível municipal) da dinâmica da desigualdade salarial no Brasil, o que pode elucidar fatores de influência importantes para explicar o fenômeno.

Dado o que foi exposto, bem como em razão do caráter investigativo deste trabalho, no que se refere à relação crescimento-emprego e a desigualdade salarial, surge o seguinte

questionamento: quais os fatores condicionantes da elasticidade do emprego e da desigualdade salarial em economias em desenvolvimento?

Para conceder resposta à indagação, esta dissertação é estruturada em dois capítulos, cada qual correspondente a um estudo aplicado ao mercado de trabalho. No primeiro, procura-se encontrar os fatores que influenciam a elasticidade do emprego nos países latino-americanos, considerando, para tanto, variáveis macroeconômicas, de estrutura do mercado de trabalho e relativas a características demográficas. No segundo, busca-se demonstrar os condicionantes da desigualdade salarial no mercado de trabalho formal brasileiro. Em ambos os estudos, se recorreu ao uso de dados em painel.

A análise desses pontos tem fundamental relevância para o planejamento estratégico de políticas para o mercado de trabalho, tais como para geração de empregos e redução da desigualdade de salários. Se elaboradas e aplicadas com suporte em informações confiáveis, tais políticas terão maior potencial para melhorar os indicadores socioeconômicos em âmbito local e nacional.

## **CAPÍTULO 1 - CONDICIONANTES DA ELASTICIDADE EMPREGO DO CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA**

### **1 INTRODUÇÃO**

Um dos principais objetivos buscados pelas economias nacionais é a geração de empregos sob a condição de existência de um processo de crescimento econômico. Sendo assim, o crescimento da economia e a expansão do emprego são, conjuntamente, objetivos considerados centrais na agenda político-econômica dos países.

O crescimento econômico, medido pela variação do Produto Interno Bruto (PIB), tem grande influência sobre o aumento do emprego, sendo que, períodos de ampliação do número de empregos são frequentemente associados à expansão do PIB e, da mesma maneira, períodos de retração econômica, ensejam desemprego crescente.

Na perspectiva de Pattanaik e Nayak (2014), com relação à ocorrência efetiva dessa relação positiva em um país ou região, significa dizer, no caso de expansão do PIB, que os benefícios do crescimento econômico estão sendo compartilhados com a população no modo de mais oferta de vagas de trabalho e, segundo Heintz (2006), novas oportunidades de emprego proporcionam outras fontes de renda.

O emprego é considerado um elo fundamental entre o crescimento econômico e redução da pobreza, sendo o nível de pobreza o principal indicador de influência do crescimento no desenvolvimento humano (HERMAN, 2012). Para Islam (2004), a ocorrência de um crescimento econômico, capaz de influenciar de forma positiva o nível de emprego, leva a uma redução da pobreza. De fato, a literatura e a prática econômica comprovam que uma alta taxa de crescimento econômico é uma condição necessária para o desenvolvimento e, conseqüentemente, redução da pobreza.

É importante destacar, entretanto, que o efeito do crescimento econômico sobre o aumento do emprego, pode ser diferente de um lugar para outro de decurso do tempo. Assim sendo, ocorre uma intensificação do debate de pontos acerca da influência do crescimento econômico sobre o aumento do emprego, e, nesse contexto, surge o conceito de intensidade do emprego do crescimento, também denominada de elasticidade emprego do crescimento, a qual mede a capacidade de resposta no nível de emprego ao crescimento do produto.

A elasticidade do emprego também fornece informações úteis sobre mercado de trabalho, incluindo o desempenho macroeconômico de uma economia, possibilitando examinar como o crescimento econômico e o nível de emprego evoluem juntos, além de viabilizar a

visualização dos possíveis efeitos do crescimento ao longo do tempo (KAPSOS, 2005).

Levando em conta as várias modificações conjunturais e estruturais ocorridas nas últimas décadas, na economia mundial e, especificamente, na economia latino-americana, principalmente no que se refere ao crescimento econômico e do emprego, este estudo tem como objetivo encontrar os condicionantes estruturais da elasticidade emprego do crescimento nos países da América Latina no período de 1992 a 2012.

Este trabalho avança em termos de literatura, uma vez que não foram encontradas pesquisas que fizessem esta análise para a América Latina, o que é de fundamental importância, dado o caráter variável da elasticidade do emprego no tempo e no espaço, além das particularidades político-econômicas dessa região. Também contribui ao incluir variáveis importantes para a análise deste tema. Assim sendo, este estudo permite identificar e compreender os fatores que influenciam a elasticidade emprego do crescimento latino-americano, a fim de servir de suporte para elaboração de políticas com vista a solucionar possíveis gargalos na geração de empregos nesta região.

Além da seção introdutória, o estudo é subdividido em outras quatro seções. Na segunda, abordam-se pesquisas anteriores, realizadas em outros países e regiões do mundo, relacionadas ao tema em estudo. Na terceira, são demonstrados os procedimentos metodológicos empregados para o desenvolvimento do trabalho, ao passo que, na quarta são expostos os resultados obtidos. Por fim, na quinta seção, são apresentadas as considerações finais.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Existem, na literatura internacional, inúmeros estudos que analisam a relação entre o nível emprego e o crescimento econômico. Normalmente, a maioria desses estudos pressupõem que há uma forte relação entre o crescimento econômico e o aumento do emprego. Desse modo, quanto maior for o crescimento da economia, maior será a geração de empregos.

Apesar de a relação direta entre crescimento econômico e emprego não ser tão popular quanto à lei de Okun<sup>1</sup>, nos últimos anos, uma série de estudos concentraram-se em tentar estimar o efeito do crescimento econômico sobre emprego (elasticidade emprego do crescimento), em diferentes períodos e países. Foi, então, com amparo nessas análises que se pôde constatar o fato de que a elasticidade do emprego pode diferir consideravelmente de um país para outro, bem como entre períodos distintos (PADALINO; VIVARELLI, 1997; HERMAN, 2012).

Ao buscar obter o efeito das mudanças tecnológicas na elasticidade do emprego nos países do G-7, Padalino e Vivarelli (1997) mostram que a intensidade da variação do emprego em relação ao crescimento econômico aumentou no período 1980-1994 em comparação com o período de 1960 a 1973. Além dessa modificação, os autores também notaram diferenças significativas na elasticidade do emprego entre os sete grandes países da OCDE, com destaque para a diferença entre a elasticidade do emprego no Japão (+0,1) e na Alemanha de (+0,78).

Na perspectiva de Perugini e Signorelli (2007), tanto o crescimento do produto quanto o aumento do emprego são condicionados por diversos fatores, ou seja, existe maior complexidade do que uma simples relação direta entre crescimento e emprego, o que justifica a variação da elasticidade emprego do crescimento no tempo e espaço.

Corroborando essa ideia, estudos como os de Pattanaik e Nayak (2014), Slimane (2015) e Anderson (2016), demonstram que a elasticidade do emprego pode ser influenciada por fatores econômicos, demográficos, políticos e culturais. O custo relativo do trabalho e do capital, a composição setorial do emprego, níveis de escolaridade da massa trabalhadora, progresso tecnológico e o grau de sindicalização no mercado de trabalho, são exemplos de fatores que podem determinar a elasticidade do emprego de um dado país ou região.

---

<sup>1</sup> A Lei de Okun é uma teoria que estabelece uma relação inversa entre a taxa desemprego e o crescimento do produto interno. A teoria foi elaborada pelo economista estadunidense Arthur M. Okun, em 1962. Em suas análises acerca do desemprego e da produção nos Estados Unidos, ele observou que havia uma relação regular entre estes, de modo que a redução em um ponto percentual na taxa de desemprego, dos Estados Unidos, resultava em elevação do produto e, em média, uma queda de três pontos percentuais no hiato de produção (produto potencial menos produto efetivo) (OKUN, 1963; HOLMES; SILVERSTONE, 2006).

Com respeito aos efeitos de variáveis macroeconômicas, Pattanaik e Nayak (2014), Slimane (2015), e Anderson (2016), controlaram a elasticidade emprego do crescimento utilizando variáveis como PIB *per capita*, inflação, volatilidade do crescimento do PIB, exportações de manufaturados, exportação de minério, grau de comercialização, entre outras. Pattanaik e Nayak (2014) constataram que, na Índia, a inflação é inversamente correlacionada com a elasticidade do emprego, ou seja, quanto maior a inflação, menor a capacidade de geração de empregos pelo crescimento do produto. O mesmo foi observado por Slimane (2015), em sua análise dos determinantes da elasticidade do emprego para um conjunto de 90 países subdesenvolvidos, destacando assim, a importância de políticas macroeconômicas que visem a reduzir a elevação do nível de preços, a fim de aumentar o potencial de geração de empregos da economia.

Anderson (2016), que também utilizou a inflação para explicar a elasticidade do emprego em um grupo de 80 países, desenvolvidos e subdesenvolvidos, não conseguiu observar influência significativa da inflação sobre a elasticidade emprego do crescimento, assim como não verificou efeitos significativos do PIB *per capita*, das exportações de manufaturados, das exportações de minério e do grau de comercialização. Já quanto à volatilidade do crescimento do PIB, o autor concluiu haver relação negativa entre esta variável e a elasticidade do emprego, de modo que países de menor volatilidade em seu nível de produto tendem a ter melhor capacidade de gerar empregos por meio do crescimento da economia.

A relação entre a produtividade do trabalho e a elasticidade emprego do crescimento já foi bastante abordada em diversos estudos, tais como os de Kapsos (2005), Herman (2012), Anderson e Braunstein (2013). É consenso na literatura o fato de que, apesar da possibilidade da ocorrência de crescimento positivo do nível de emprego e da produtividade do trabalho, estas variáveis exprimem claramente uma relação inversa entre si.

No que se refere ao efeito da estrutura setorial do mercado de trabalho sobre a elasticidade emprego do crescimento, Mourre (2006) afirma que mudanças estruturais em favor de setores de crescimento rápido e emprego intensivo, levam a um aumento da elasticidade do emprego. Döpke (2001), Kapsos (2005), Slimane (2015) verificaram que o emprego no setor de serviços tem respondido mais intensamente ao crescimento do produto, do que o emprego nos setores industrial ou agrícola, ou seja, a elasticidade do emprego tende a ser maior em países com maior participação do setor de serviços na atividade econômica.

Em economias semi-industrializadas, entretanto, há indícios de que o efeito da estrutura do mercado de trabalho seja diferente. Ao analisar os determinantes da elasticidade do emprego na Índia, Pattanaik e Nayak (2014), apesar de também terem constatado efeito

positivo de maior participação, no mercado de trabalho, do setor de serviços sobre a elasticidade do trabalho, observaram que o coeficiente de participação do setor industrial foi positivo e significativamente mais alto do que para o setor de serviços. O mesmo foi observado por Anderson (2016), em seu estudo para um grupo de 80 países, dos quais a maior parte se referia às economias semi-industrializadas.

As características demográficas também são apontadas por diversos estudos como fatores que influenciam a elasticidade do emprego. Pattanaik e Nayak (2014) observaram em seu estudo para a Índia que o tamanho da força de trabalho tem efeito positivo sobre elasticidade do emprego. Ou seja, quanto maior for a parcela da população apta a trabalhar, maior tende a ser elasticidade do emprego. Isso pode ser associado ao fato de que maior número de pessoas aptas a trabalhar significa maior oferta de mão de obra, que, segundo Anderson (2016), contribui para diminuir a pressão sobre os salários reais e, conseqüentemente, com o aumento do emprego.

Ainda em relação às características demográficas, Slimane (2015), ao analisar os determinantes da elasticidade do emprego em 90 países em desenvolvimento, conclui que países com maior parcela da população urbana são tipicamente caracterizados por maiores elasticidades de emprego, o que pode ser, em parte, justificado pela maior presença de setores de crescimento mais rápido e emprego intensivo (setor industrial e de serviços) no meio urbano em detrimento do meio rural.

Quanto à influência do crescimento populacional sobre a elasticidade do emprego, Anderson (2016) concluiu que, de maneira geral, quanto maior o crescimento da população, maior tende a ser a elasticidade do emprego, o que também se justifica pela ideia de que, uma população maior, propicia maior oferta de mão de obra, reduzindo os custos com salários e aumentando o emprego.

Anderson (2016) também buscou visualizar o efeito na elasticidade do emprego da participação da mulher no mercado de trabalho como proporção da participação masculina, isto é, a proporção de trabalhadores do sexo feminino em relação a trabalhadores do sexo masculino. Não constatou, entretanto, efeito dessa variável sobre a elasticidade do emprego.

No que se refere à influência dos níveis de escolaridade sobre a elasticidade do emprego, Pattanaik e Nayak (2014) observaram que, na Índia, a taxa de alfabetização apresentou uma relação positiva com a elasticidade do emprego. Anderson (2016), utilizando um índice de capital humano baseado na média do período de escolaridade, verificou a mesma relação, além de destacar, em termos de magnitude, que o nível de escolaridade tinha o efeito mais representativo sobre a elasticidade do emprego, com relação aos demais controles

utilizados no seu modelo.

No plano mundial, a elasticidade média do emprego é de 0,39, podendo variar de 0,2 até 0,8 de uma economia para outra, ou seja, um crescimento de 3,0% na produção global, por exemplo, tem sido acompanhado, em algumas economias, por um aumento de 0,6% no emprego, enquanto, em outras, é associado a um aumento de 2,4% no emprego. Deve-se, então, destacar o fato de que não existe um número ideal para o qual a elasticidade histórica de emprego de um país deva ser comparada. A elasticidade do emprego dependerá da taxa de crescimento do produto e da força de trabalho do país, e outros fatores importantes. Com efeito, considerando cenários de crise de emprego, que podem inclusive alcançar proporções globais, é essencial compreender melhor os condicionantes da elasticidade emprego do crescimento (OIT, 2012; ANDERSON, 2016).

Ademais, também existe uma preocupação crescente com o enfraquecimento da relação entre o produto e o crescimento do emprego, visto que, embora a existência dessa relação continue a ser considerada regularidade empírica em alguns países avançados, há indícios de que essa ligação enfraqueça nos países em desenvolvimento (JHA, 2003; KAPSOS, 2005; PATTANAIK; NAYAK, 2014; TEJANI, 2015).

Por efeito da adoção de medidas de globalização e liberalização, nas últimas décadas, muitas economias passaram por mudanças benéficas em diversos indicadores macroeconômicos importantes. Juntamente com os benefícios, no entanto, vieram também, muitas vezes, enormes desafios, especialmente no que se refere ao emprego. Mudanças relevantes na estrutura do emprego, como a pressão para aumentar a flexibilidade, cenários de “crescimento sem emprego”, aumento sem precedentes na informalidade e precariedade, e diminuição de oportunidades para os menos qualificados, têm sido frequentemente associadas à globalização (HEINTZ, 2006).

Em comparação com outras regiões, a América Latina apresenta uma histórica dificuldade em melhorar o seu desempenho em termos de crescimento econômico. Desde a década de 1970 até o início dos anos 2000, os países latino-americanos enfrentaram uma sucessão de dificuldades econômicas, geralmente ocasionadas por fatores externos, que os tornaram por demais dependentes do capital externo, comprometendo a capacidade de manutenção de taxas sustentáveis de crescimento e, conseqüentemente, de emprego (MUNHOZ, 2002).

De 2003 até 2011, período conhecido como a “década de ouro”, diferentemente do que tinha ocorrido até então, observou-se intensiva expansão econômica na América Latina, impulsionada principalmente pela alta dos preços das *commodities*. Neste período, também se

observou, na maioria dos países da região, intenso crescimento do emprego, que em algumas economias chegou a superar o próprio crescimento econômico, caracterizando uma elasticidade do emprego positiva e superior a um. Nos últimos anos, entretanto, o crescimento da economia e do emprego latino-americano é alvo de significativa redução, o que pode ser associado, entre outros fatores, à baixa nos preços do petróleo, produto de grande importância econômica na região (AMITRANO, 2013; BASTOS; WANG, 2015).

Atentando para as várias modificações conjunturais e estruturais ocorridas nas últimas décadas nas economias latino-americanas, principalmente no espectro do crescimento econômico e do emprego, bem como considerando todas as suas particularidades histórico-econômicas em relação a outras regiões do mundo, pode-se expressar a ideia de que conhecer os condicionantes da elasticidade emprego do crescimento dos países da América Latina é fundamental para a formulação de políticas econômicas eficientes a fim de superar o subdesenvolvimento dessa região.

### 3 METODOLOGIA

A presente seção destina-se a exposição dos procedimentos metodológicos empregados neste estudo. Dessa maneira, mostram-se o cálculo da elasticidade emprego do crescimento, a base de dados utilizada, o método de análise adotado e a especificação dos modelos estimados.

#### 3.1 Cálculo da elasticidade emprego do crescimento

A variável dependente utilizada nesta análise foi a elasticidade emprego do crescimento. De maneira geral, a elasticidade consiste em um indicador estatístico, que mostra a alteração na variável endógena, como a proporção da variação da variável exógena. Isso se configura como a correlação entre o ritmo de mudança da variável endógena e da variável exógena, ou seja, é uma medida estatística que caracteriza a intensidade da dependência entre duas variáveis, bem como a maneira pela qual essa dependência é manifestada. A estimativa da elasticidade do emprego sustenta-se sobre o pressuposto de que o emprego é um resultado da produção (HERMAN, 2012).

A definição mais básica de elasticidade emprego do crescimento, conforme Kapsos (2005) é a variação percentual do número de pessoas empregadas em um país ou região, dada a variação percentual na produção econômica, medida pelo produto interno bruto. Com suporte nessa ampla definição, a elasticidade do emprego pode ser calculada de duas maneiras. Por meio da primeira técnica, expressa a seguir, na equação 1, obtém-se a elasticidade do emprego no arco ( $\varepsilon_i$ ):

$$\varepsilon_i = \left( \frac{(E_{i1} - E_{i0}) / E_{i0}}{(Y_{i1} - Y_{i0}) / Y_{i0}} \right) \quad (1)$$

Na equação 1, o numerador consiste basicamente na proporção da variação do emprego no país  $i$  ( $E_i$ ), entre o período 0 e o período 1, enquanto o denominador refere-se à variação proporcional do produto interno bruto ( $Y_i$ ) no mesmo período, ou seja,  $\varepsilon_i$  nada mais é, do que a razão entre as variações proporcionais do emprego e do PIB em um dado período. Apesar da simplicidade desse método, entretanto, ao calcular a elasticidade do emprego, período após período, utilizando tal metodologia, há uma tendência de se obter valores de elasticidade bastante instáveis ao longo dos períodos, e, portanto, podem ser inadequados para

fins comparativos (ISLAM; NAZARA, 2000; ISLAM, 2004; KAPSOS, 2005).

Em razão desses problemas, para calcular a elasticidade emprego do crescimento, este trabalho utilizou um outro método, delineado por Kapsos (2005) e utilizado por Anderson (2016). Por meio deste método, estima-se a elasticidade do emprego no ponto, utilizando um modelo de regressão log-linear multivariado com variáveis *dummy* de país, bem como a interação desta com o logaritmo natural do PIB, como pode ser visto na equação 2:

$$\ln E_{it} = \alpha + \beta_1 \ln Y_{it} + \sum_{i=1}^I \beta_{2i} \ln Y_{it} \times D_i + \sum_{i=1}^I \beta_{3i} D_i + \mu_{it} \quad \forall t \quad (2)$$

em que,  $\ln E_{it}$  representa o logaritmo natural do nível de emprego no país  $i$  no período  $t$ ,  $\ln Y_{it}$  representa o logaritmo natural do PIB do país  $i$  no ano  $t$ ,  $D_i$  é uma variável *dummy* do país  $i$ , e  $\mu$  é o termo de erro aleatório. A equação (2) é estimada para cada um dos subperíodos dentro do período total analisado no estudo, sejam estes subperíodos compostos, individualmente, por um ano, ou pela agregação de mais de um ano.

Prosseguindo, a elasticidade do emprego em relação ao PIB do país  $i$  no período  $t$ , é calculada diferenciando ambos os lados da equação 2, resultando na soma de  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , conforme pode ser visualizado na equação 3:

$$\frac{\partial E_i}{\partial Y_i} \left( \frac{Y_i}{E_i} \right) = \beta_1 + \sum_{i=1}^I \beta_2 \times D_i \quad \forall t \quad (3)$$

Dada a limitação do número de observações (os 18 países considerados), neste estudo, para se obter a elasticidade do emprego de cada país por meio da estimação de regressão conforme a equação 2, a regressão é estimada grupando-se dados de três anos. Dessa forma, obtém-se a elasticidade do emprego do país  $i$  no período  $t$ , em que  $t$  corresponde à um período plurianual, composto por três anos. Além de resolver o problema das poucas observações, segundo Anderson (2016), a utilização de períodos plurianuais também contribui com uma maior suavização da volatilidade comumente observada em estimativas anuais de elasticidade do emprego.

### 3.2 Base de dados

Os dados utilizados neste estudo são provenientes das bases estatísticas da Organização Internacional do Trabalho (OIT), do Banco Mundial e da Penn World Tables

(PWT), e referem-se a 19 países da América Latina nos anos de 1992 a 2012.<sup>2</sup> Esse recorte temporal coincide inicialmente com um período de forte internacionalização da economia mundial, que ocorreu nos anos de 1990 até o início do século XXI, bem como com um período de robusta expansão econômica, inclusive na América Latina, a chamada “década de ouro”, compreendida nos anos de 2003 a 2011.

A fim de analisar a conexão crescimento-emprego, como já mencionada, a variável dependente utilizada na análise foi a elasticidade emprego do crescimento, também chamada de intensidade do emprego. A elasticidade do emprego pode exibir valores positivos ou negativos, sendo que o sinal do coeficiente indica a natureza da relação entre emprego e produto, e o valor do coeficiente aponta a proporção de variação do emprego em decorrência do aumento em uma unidade percentual do produto interno bruto.

A Tabela 1 mostra como se dá a interpretação da elasticidade do emprego, considerando cenários de crescimento e decréscimo do PIB. Se a elasticidade se consistir como um valor negativo, em um cenário de crescimento do PIB, pode-se afirmar que o crescimento do emprego será negativo, enquanto que, em um momento de decréscimo do PIB, será positivo. De maneira análoga, se a elasticidade se apresentar como um valor positivo observa-se uma relação direta entre o crescimento econômico e o emprego, sendo que, numa circunstância de crescimento do PIB, o aumento do emprego será positivo, e, em um momento de decréscimo do PIB, o crescimento do emprego será negativo.

Tabela 1 – Interpretação da elasticidade emprego do crescimento econômico

| Elasticidade<br>do emprego | Crescimento do PIB              |                                 |
|----------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
|                            | Crescimento positivo            | Crescimento negativo            |
| $E_{EMP} < 0$              | Crescimento negativo do emprego | Crescimento positivo do emprego |
| $E_{EMP} = 0$              | Sem variação no emprego         | Sem variação do emprego         |
| $E_{EMP} > 0$              | Crescimento positivo do emprego | Crescimento negativo do emprego |

Fonte: Elaboração própria.

Caso a elasticidade do emprego denote valor zero, pode-se constatar que não

<sup>2</sup> Não existe consenso efetivo acerca de um critério para a determinação dos países que compõem a América Latina. Este estudo considera o critério de países de origem essencialmente latina, pelo qual a América Latina é composta por vinte países, Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Cuba, El Salvador, Equador, Guatemala, Haiti, Honduras, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, República Dominicana, Uruguai e Venezuela. Por questão de indisponibilidade de dados em vários períodos, Cuba e Haiti foram excluídos da amostra.

ocorreu variação no emprego em decorrência de uma alteração do produto.

No que se refere à escolha das variáveis empregadas neste estudo, segundo Anderson (2016), as configurações macroeconômicas, político-governamentais, de mercado de trabalho, de posicionamento global, entre outras características, influenciam significativamente o potencial gerador de empregos pelo crescimento econômico. Além disso, há que se considerar diferenças de oportunidade e tratamento entre classes e categorias de trabalhadores no mercado de trabalho, por exemplo, entre homens e mulheres, sugerindo que os benefícios do crescimento no emprego provavelmente são distribuídos desigualmente, dependendo do contexto macroeconômico e cultural.

Sendo assim, para explicar o comportamento da elasticidade emprego do crescimento nos países latino-americanos, foram aplicadas, como controle, no modelo de análise, variáveis de estrutura macroeconômica, do mercado de trabalho e características demográficas, baseando-se nos estudos de Pattanaik e Nayak (2014), Slimane (2015) e Anderson (2016). Na Tabela 2, estão a descrição e a fonte das variáveis empregadas neste estudo.

Tabela 2 – Descrição e fonte das variáveis empregadas na análise

| Variável   | Descrição  | Fonte  |
|--|--|--|
| <b>Variável dependente</b>                           |  |  |
| <i>Elasticidade</i>                                  | Elasticidade emprego do crescimento  | Calculada pelo autor com dados da OIT e do Banco Mundial |
| <b>Variáveis explicativas</b>                        |  |  |
| <b>Variáveis macroeconômicas</b>                     |  |  |
| <i>Inflação</i>                                      | Taxa de inflação   | Banco Mundial  |
| <i>Comércio</i>                                      | Grau de comercialização (saldo comercial)  | Banco Mundial  |
| <i>Câmbio</i>  | Taxa de câmbio   | Banco Mundial  |
| <b>Variáveis de estrutura do mercado de trabalho</b> |  |  |
| <i>Agropecuária</i>                                  | Percentual de trabalhadores no setor agropecuário  | OIT  |
| <i>Serviços</i>                                      | Percentual de trabalhadores no setor de serviços   | OIT  |
| <i>Indústria</i>                                     | Percentual de trabalhadores no setor industrial  | OIT  |
| <b>Variáveis demográficas</b>                        |  |  |
| <i>PEA</i>   | Percentual da população economicamente ativa na população total                          | Banco Mundial  |
| <i>Urbanização</i>                                   | Parcela de população urbana  | Banco Mundial  |
| <i>Mulher</i>  | Proporção de trabalhadores do sexo feminino em relação a trabalhadores do sexo masculino | OIT  |
| <i>Capital humano</i>                                | Logaritmo natural do índice de capital humano  | PWT  |

Fonte: Elaboração própria.

### 3.3 Método de análise

Para evidenciar os condicionantes da elasticidade do emprego na América Latina, o estudo ora relatado considera sete períodos<sup>3</sup> e 18 países. Uma abordagem por séries temporais, para um período tão curto seria inadequada, ao passo que uma análise com base em dados transversais simples, em nível de países, também não seria eficiente em razão do número limitado de observações. Considerando a dinâmica em variáveis de emprego, uma abordagem por dados em painel torna-se mais apropriada na determinação dos condicionantes da elasticidade do emprego (DUNNING; LUNDAN, 2008; BALTAGI, 2005).

Sendo assim, ao se utilizar dados em painel, têm-se como vantagens: a disposição de informações que proporcionam melhor investigação no que tange à dinâmica de mudança nas variáveis, permitindo considerar o efeito das variáveis não observadas; em razão do maior número de graus de liberdade, menor colinearidade e maior variabilidade da amostra; maior eficiência dos estimadores econométricos em comparação com dados de corte transversal ou de séries temporais (GREENE, 2000; BALTAGI, 2005; HSIAO, 2003).

Na análise por dados em painel, os efeitos não observados podem ser modelados de duas maneiras, pelo método de efeitos fixos e pelo método de efeitos aleatórios. A escolha do modelo que mais se adequa à análise baseia-se no próprio comportamento dos efeitos não observados (WOOLDRIDGE, 2002).

O distúrbio, em modelos de regressão com dados em painel, é composto pelo efeito individual, próprio das unidades observáveis, e pelo distúrbio estocástico. O efeito individual pode ou não se correlacionar com alguma das variáveis independentes do modelo. Em situações em que ocorra esse tipo de correlação, para que se possa controlá-la, a estimação deve ser feita pelo método de efeitos fixos. Já no caso de o efeito individual ser completamente aleatório, de modo a não se correlacionar com qualquer variável explicativa, se deve empregar o método de efeitos aleatórios (HSIAO, 2003).

A ocorrência de correlação entre o efeito individual e os regressores do modelo pode ser verificada por meio da aplicação do Teste de Hausman (1978), que é o procedimento mais utilizado para auxiliar na escolha do melhor modelo. Sob a hipótese nula de que não há correlação entre o efeito individual e as variáveis explicativas do modelo, o Teste de Hausman consiste em uma comparação estatística entre o vetor de estimativas de efeitos fixos ( $\hat{\beta}_{EF}$ ) e o

---

<sup>3</sup> Cada período plurianual corresponde a três anos.

vetor de estimativas de efeitos aleatórios ( $\hat{\beta}_{EA}$ ), para o mesmo modelo de vetor de parâmetros  $\hat{\beta}$ , conforme demonstrado na equação 3:

$$H = [\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}]' [V(\hat{\beta}_{EF}) - V(\hat{\beta}_{EA})]^{-1} [\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}] \quad (4)$$

Se não houver rejeição da hipótese nula, as estimativas por efeitos aleatórios são consistentes e assintoticamente eficientes, e as estimativas por efeitos fixos apenas consistentes e, portanto, se deve escolher o modelo de efeitos aleatórios, enquanto que, em caso de rejeição da hipótese nula, deve-se optar pelo modelo de efeitos fixos, uma vez que as estimativas por efeitos aleatórios serão inconsistentes e as estimativas por efeitos fixos consistentes (HAUSMAN, 1978).

Foram realizadas neste estudo as estimações para dados em painel pelos métodos de efeitos fixos e efeitos aleatórios, bem como o Teste de Hausman (1978), para determinar o melhor modelo a ser interpretado.

### 3.4 Especificação do modelo

Na análise do comportamento da elasticidade emprego do crescimento na América Latina, foram utilizadas variáveis relativas às estruturas macroeconômica, demográfica e do mercado de trabalho, conforme expresso na Tabela 3:

Tabela 3 – Modelos de relação entre a elasticidade do emprego e as variáveis explicativas propostas no estudo

| Modelo | Relação Proposta  |
|--------|---|
| 1      | $\frac{\partial E_i}{\partial Y_i} \left( \frac{Y_i}{E_i} \right) = \alpha_i + \beta_1 Inflação_{it} + \beta_2 Comércio_{it} + \beta_3 Câmbio_{it}$ $+ \beta_4 Agropecuária_{it} + \beta_5 Capital humano_{it} + c_i + \mu_{it}$  |
| 2      | $\frac{\partial E_i}{\partial Y_i} \left( \frac{Y_i}{E_i} \right) = \alpha_i + \beta_1 Inflação_{it} + \beta_2 Comércio_{it} + \beta_3 Câmbio_{it}$ $+ \beta_4 Indústria_{it} + \beta_5 Serviços_{it} + \beta_6 Urbanização_{it}$ $+ \beta_7 PEA_{it} + \beta_8 Mulher_{it} + \beta_9 Capital humano_{it} + c_i + \mu_{it}$ |

Fonte: Elaboração própria.

em que,  $\frac{\partial E_i}{\partial Y_i} \left( \frac{Y_i}{E_i} \right)$  se refere à elasticidade do emprego,  $\alpha_i$  representa a constante, os  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{14}$  são os vetores de coeficientes estimados para as variáveis explicativas, as quais seguem a especificação da Tabela 3,  $c_i$  representa a heterogeneidade não observada e  $\mu_{it}$  o erro estocástico. Os subscritos  $i$  e  $t$  representam, respectivamente, as  $i = 1, 2, \dots, 19$  unidades observáveis (países) e os  $t = 1, 2, \dots, 7$  períodos plurianuais. Apenas a variável “índice de capital humano” está em logaritmo natural.

Por fim, ao se assumir por hipótese o fato de que  $c_i$  é obtido como um processo independente e identicamente distribuído, com média zero e variância  $\sigma_v^2$ , então, os modelos da Tabela 3 serão estimados com efeitos aleatórios. Caso  $c_i$  seja um parâmetro fixo, os modelos devem ser estimados com efeitos fixos.

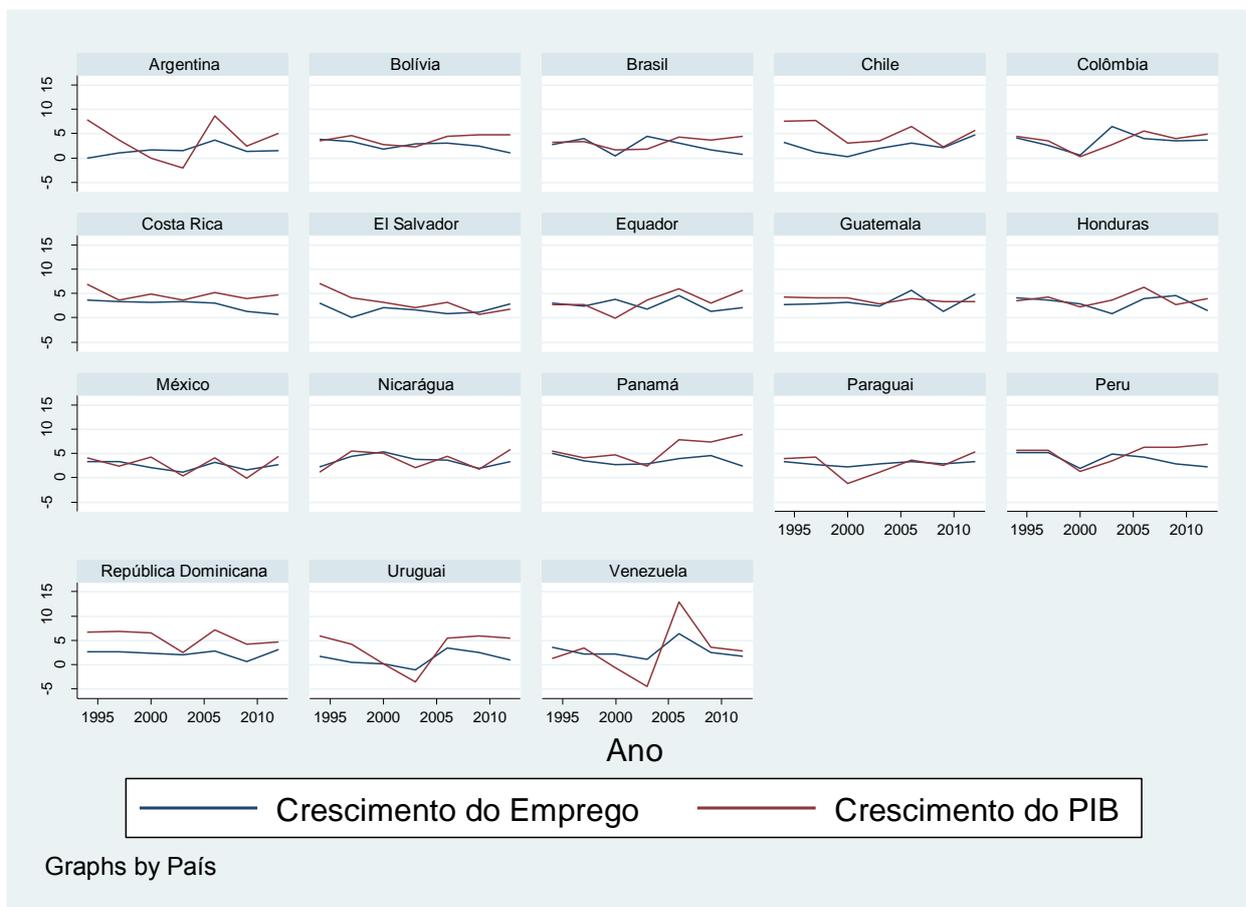
## **4 RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Esta seção encarrega-se, inicialmente, de expor algumas estatísticas referentes aos valores da elasticidade emprego do crescimento dos países da América Latina para o período de 1992 a 2012. Após isto, concentra-se em mostrar e discutir os resultados das estimações da elasticidade do emprego, em virtude da inflação, do grau de comercialização, da taxa de câmbio, do percentual de trabalhadores nos setores agropecuário, industrial e de serviços, da taxa de urbanização, do percentual de pessoas economicamente ativas, da participação feminina na força de trabalho e do índice de capital humano.

### **4.1 Estatísticas descritivas**

Como já expresse, a elasticidade emprego do crescimento é a proporção da variação do emprego dada uma variação do Produto Interno Bruto (PIB). A Figura 1 oferece o gráfico da dinâmica entre o crescimento do PIB e do emprego para cada país da América Latina, no período estudado. Nos gráficos da Figura 1, pode-se constatar que variações no PIB são, na maioria das vezes, correspondidas com variações no emprego de mesma natureza.

Figura 1 – Dinâmica da taxa de crescimento do emprego e do PIB nos países da América Latina, no período de 1992 a 2012



Fonte: Elaboração própria com dados da OIT e do Banco Mundial.

A Tabela 4 apresenta a média, o desvio-padrão e o coeficiente de variação da elasticidade emprego do crescimento para cada país da América Latina no período de 1992 a 2012. Os valores que se referem à média da elasticidade do emprego confirmam a constatação anterior, pois é possível observar-se que todos os países latino-americanos demonstraram, no período estudado, elasticidade do emprego positiva e superior a 0,2. Sendo assim, pode-se afirmar que, para cada aumento do crescimento econômico, há um crescimento correspondente no emprego, que é diferente em cada país. Para a América Latina, como um todo, o valor médio da elasticidade emprego do crescimento no período 1992-2012 indica que, para cada aumento de 1% no crescimento econômico nesse período, houve, em média, um aumento correspondente no nível de emprego de aproximadamente 0,58%.

Tabela 4 – Média, desvio-padrão e coeficiente de variação da elasticidade emprego do crescimento dos países da América Latina, no período 1992-2012

| <b>País</b>           | <b>Média</b>    | <b>Desvio padrão</b> | <b>Coeficiente de Variação (%)</b> |
|-----------------------|-----------------|----------------------|------------------------------------|
| Argentina             | 0,252243        | 0,362402             | 143,67%                            |
| Bolívia               | 0,791204        | 0,379853             | 48,01%                             |
| Brasil                | 0,460927        | 0,462902             | 100,43%                            |
| Chile                 | 0,393102        | 0,282061             | 71,75%                             |
| Colômbia              | 0,853549        | 0,239044             | 28,01%                             |
| Costa Rica            | 0,588083        | 0,288329             | 49,03%                             |
| República Dominicana  | 0,391208        | 0,287636             | 73,52%                             |
| Equador               | 0,525172        | 0,554674             | 105,62%                            |
| El Salvador           | 0,492145        | 0,447365             | 90,90%                             |
| Guatemala             | 0,980269        | 0,467709             | 47,71%                             |
| Honduras              | 0,606034        | 0,339471             | 56,02%                             |
| México                | 0,634228        | 0,454270             | 71,63%                             |
| Nicarágua             | 1,085349        | 0,912623             | 84,09%                             |
| Panamá                | 0,730490        | 0,301561             | 41,28%                             |
| Paraguai              | 0,552293        | 0,781638             | 141,53%                            |
| Peru                  | 0,597128        | 0,265632             | 44,48%                             |
| Uruguai               | 0,357815        | 0,186745             | 52,19%                             |
| Venezuela             | 0,204013        | 0,619781             | 303,80%                            |
| <b>América Latina</b> | <b>0,583070</b> | <b>0,488925</b>      | <b>83,85%</b>                      |

Fonte: Elaboração própria com dados da OIT e do Banco Mundial.

Tais resultados corroboram a relação predominantemente positiva, apontada na literatura, entre crescimento econômico e emprego. Estudos como os de Padalino e Vivarelli (1997), Islam (2004), Herman (2012) e, mais recentemente, Anderson (2016), apontam a existência de uma relação positiva entre o crescimento econômico e o aumento do emprego, isto é, quanto maior o crescimento da economia, maior é o crescimento do número de empregos.

Por meio do coeficiente de variação, também mostrado na Tabela 4, é possível observar o grau de heterogeneidade dos valores da elasticidade emprego do crescimento em cada país ao longo do tempo. A Venezuela foi o país que apresentou a maior heterogeneidade da elasticidade no período 1992-2012, o que já se esperava, dada a intensiva influência no desempenho econômico venezuelano do preço internacional da *commodities*, variável que exprime constantes variações positivas e negativas, além da severa crise econômica que assola o país não muito após um período de relativa prosperidade. A Colômbia, além de possuir uma das médias de elasticidade do emprego mais elevadas na América Latina (0,85), também apresentou a menor heterogeneidade ao longo do tempo.

## 4.2 Modelos de regressão múltipla com dados em painel

Nesta subseção, expõem-se os resultados estimados dos parâmetros dos modelos 1 e 2, com efeitos fixos e aleatórios, bem como os seus respectivos erros-padrão, robustos à heterocedasticidade. Ambos os modelos são apresentados na Tabela 5.

Na Tabela 5, também é apresentado, para cada modelo, o Teste de Hausman, utilizado para definir o melhor método de modelagem. De acordo com o teste, ao nível de 1% de significância, nos dois modelos estimados, há rejeição da hipótese nula de que as diferenças entre os parâmetros estimados pelo método com efeitos fixos e pelo método com efeitos aleatórios não são sistemáticas, aceitando modelo de efeitos fixos, uma vez que os efeitos-controle são estatisticamente correlacionados com os regressores. Sendo assim, apenas as estimativas por efeitos fixos serão interpretadas.

No modelo 1 são inclusas na regressão as variáveis que se referem, respectivamente, à taxa de inflação, ao saldo comercial, à taxa de câmbio, à taxa de trabalhadores no setor agropecuário e ao logaritmo natural do índice de capital humano. Quanto ao modelo 2, além das variáveis já mencionadas, incluem-se também a taxa de trabalhadores no setor industrial, no setor de serviços, a taxa de urbanização, o percentual de população economicamente ativa e o percentual de trabalhadores do sexo feminino. Para evitar multicolinearidade, foi excluída a taxa de trabalhadores na agricultura em detrimento da inclusão da taxa de trabalhadores no setor industrial e no setor de serviços.

Com relação ao coeficiente da variável *Inflação*, que se refere à taxa de inflação dos países latino-americanos, obteve-se sinal negativo e significantes à 5% em ambas as estimações, fato indicativo de que há relação inversa entre a elasticidade emprego do crescimento e a taxa de inflação. A inflação pode ser utilizada como um indicador de estabilidade/instabilidade da economia de um país. Sendo assim, tal resultado evidencia o fato de que economias mais instáveis (com maiores taxas de inflação) tendem a apresentar elasticidade do emprego menor, ou seja, uma menor capacidade de geração de empregos com origem no crescimento econômico. Tal fato está de acordo com os resultados obtidos por Pattanaik e Nayak (2014), Slimane (2015) e Anderson (2016).

Tabela 5 – Resultados das estimativas da elasticidade do emprego para os países da América Latina com dados em painel no período 1992-2012

| Variáveis Explicativas | Modelos com Efeitos Fixos |                           | Modelos com Efeitos Aleatórios |                           |
|------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------------|---------------------------|
|                        | 1                         | 2                         | 1                              | 2                         |
| <i>Inflação</i>        | -0,000219**<br>(0,000082) | -0,000133**<br>(0,000065) | -0,000396*<br>(0,000093)       | -0,000343*<br>(0,0000856) |
| <i>Comércio</i>        | -0,0086924<br>(0,005663)  | -0,008597<br>(0,006367)   | -0,000692<br>(0,001692)        | -0,004256**<br>(0,002120) |
| <i>Câmbio</i>          | 0,000055***<br>(0,000030) | 0,000146*<br>(0,000043)   | 0,000020<br>(0,000033)         | 0,0000090<br>(0,000022)   |
| <i>Agropecuária</i>    | 0,029626*<br>(0,008162)   | -                         | 0,014661*<br>(0,003665)        | -                         |
| <i>Indústria</i>       | -                         | -0,087423*<br>(0,020322)  | -                              | -0,046289*<br>(0,012157)  |
| <i>Serviços</i>        | -                         | 0,023348***<br>(0,012155) | -                              | 0,003053<br>(0,007549)    |
| <i>Urbanização</i>     | -                         | -0,075793*<br>(0,020650)  | -                              | -0,013197<br>(0,008477)   |
| <i>PEA</i>             | -                         | -0,009958<br>(0,043274)   | -                              | -0,001475<br>(0,014693)   |
| <i>Mulher</i>          | -                         | -0,004818*<br>(0,008433)  | -                              | -0,011982*<br>(0,004688)  |
| <i>Capital humano</i>  | 1,593099**<br>(0,742309)  | 2,785465*<br>(0,906906)   | -0,126502<br>(0,02221)         | 0,411882<br>(0,523041)    |
| <i>Constante</i>       | -0,850763<br>(0,596302)   | 5,409084*<br>(1,040444)   | 0,409149<br>(0,382567)         | 3,029562*<br>(0,847360)   |
| N                      | 126                       | 126                       | 126                            | 126                       |
| F                      | 132,14*                   | 121,34*                   | -                              | -                         |
| $\chi^2$               | -                         | -                         | 57,61*                         | 86,63*                    |
| <i>Hausman</i>         | 16,923*                   | 54,052*                   |                                |                           |

\* significativa a 1%; \*\*significante a 5%; \*\*\*significante a 10%.

Fonte: Elaboração própria com dados da RAIS.

No que diz respeito à variável *Comércio*, referente ao saldo comercial, nos dois modelos estimados, seu coeficiente não foi estatisticamente significativo, e assim não se pode fazer inferência acerca da influência desta variável sobre a elasticidade do emprego. Outra variável de caráter econômico incluída nos modelos 1 e 2 foi a taxa de câmbio. Em ambos os modelos, os coeficientes desta variável foram significantes e apresentaram sinais positivos, isto é, aumentos na taxa de câmbio tendem a afetar positivamente a elasticidade do emprego.

Para controlar as características do mercado de trabalho, no modelo 1, foi incluído o percentual de trabalhadores no setor agropecuário e no modelo 2 os percentuais de

trabalhadores no setor industrial e de serviços. O coeficiente do percentual de trabalhadores na agricultura apresentou sinal positivo e significativo a 1%. Com efeito, pode-se afirmar para os países da América Latina que, quanto maior a participação do setor agropecuário no mercado de trabalho, maior a capacidade de geração de empregos por meio de crescimento econômico. Tal resultado já era esperado, dada a representatividade do setor primário na economia latino-americana. No modelo 2, o coeficiente do percentual de trabalhadores no setor de serviços também apresentou sinal positivo e significativo a 10%, isto é, quanto maior a participação de trabalhadores no setor de serviços, maior a elasticidade do emprego, o que já era esperado e está de acordo com os trabalhos de Slimane (2015) e Anderson (2016). A taxa de trabalhadores no setor industrial teve coeficiente significativo, entretanto, apresentou influência negativa sobre a elasticidade do emprego. Tal resultado pode ser explicado por um possível processo de desindustrialização em alguns países da América Latina.

As variáveis demográficas consideradas na análise da elasticidade do emprego foram: a taxa de urbanização, o percentual de população economicamente ativa, o percentual de trabalhadores do sexo feminino e o logaritmo natural do índice de capital humano. A taxa de urbanização apresentou coeficiente de sinal negativo e significativo a 1%, indicando que quanto maior a população urbana, menor será a elasticidade emprego do crescimento, o que pode ser explicado pelo tamanho ainda considerável da população rural dos países da América Latina, se comparados a outros países. A variável *PEA*, que se refere ao percentual da população economicamente ativa, indicando a expressividade da força de trabalho em relação à população total, não apresentou coeficiente estatisticamente significativo, ou seja, não se pode fazer inferência sobre seu efeito no potencial de geração de empregos do crescimento econômico.

Em relação à participação feminina na força de trabalho, denotada pela variável *Mulher*, seu coeficiente foi estatisticamente significativo a 1% e apresentou sinal negativo. Sendo assim, quanto maior a participação este percentual, menor tende a ser a elasticidade emprego do crescimento. Tal resultado difere do que foi observado por Anderson (2016), em seu estudo para cerca de 80 países desenvolvidos e subdesenvolvidos, no qual constata que maior parcela feminina na força de trabalho contribui positivamente com a elasticidade do emprego. Essa diferença pode estar associada a aspectos culturais. Segundo o balanço preliminar das economias da América Latina e o Caribe, publicado em 2016 pela Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL), os países latino-americanos possuem grandes desigualdades no acesso a oportunidades e direitos entre homens e mulheres, que se mantém por meio de um sistema social que reproduz estereótipos e sustenta uma divisão sexual do trabalho e, por consequência, restringe a inserção laboral feminina (CEPAL, 2016).

Por fim, no que se refere ao logaritmo natural do índice de capital humano, o seu coeficiente foi estatisticamente significativo a 5% no modelo 1 e a 1% no modelo 2. Como era esperado, se verificou uma relação positiva com a elasticidade emprego do crescimento. Desse modo, em acordo com os trabalhos de Pattanaik e Nayak (2014), Slimane (2015) e Anderson (2016), constatou-se que quanto maior a qualificação da população, maior tende a ser a capacidade de geração de empregos via crescimento econômico.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta pesquisa teve como objetivo encontrar os condicionantes estruturais da elasticidade emprego do crescimento nos países da América Latina no período de 1992 a 2012. Este estudo preenche uma lacuna importante da literatura, ao tratar da elasticidade emprego do crescimento, especificamente, nos países da América Latina, haja vista que não havia estudos anteriores que tivessem esse foco.

No geral, foi possível identificar as características de ordem econômica, demográfica e referentes à estrutura do mercado de trabalho, que influenciam a capacidade de geração de empregos via crescimento econômico. No aspecto econômico, chama atenção o efeito negativo da inflação sobre a elasticidade emprego do crescimento, confirmando que as instabilidades econômicas afetam diretamente o potencial de geração de empregos do país.

Quanto às características do mercado de trabalho, destaca-se a influência positiva da participação dos trabalhadores no setor agropecuário sobre a elasticidade do emprego, caracterizando bem o período em que este setor foi extremamente importante para a dinamização das economias latino-americanas, dado o “boom das *commodities*” na então “década de ouro”.

Por fim, quanto ao aspecto demográfico, destacam-se o efeito negativo da taxa de urbanização e o efeito positivo do índice de capital humano da população. O primeiro efeito citado pode ser justificado por uma característica própria dos países da América Latina, que possuem grande parte da mão de obra ociosa dentro de sua relativamente grande população rural. O segundo efeito citado reafirma a importância do investimento na qualificação profissional da população para a ampliação do potencial de geração de empregos nas economias da América Latina.

No geral, pode-se concluir que, para impulsionar a geração de novos empregos nas economias latino-americanas, deve-se promover políticas de redução da inflação, aumento dos investimentos em capital humano, bem como o incentivo à expansão dos setores agropecuário e de serviços, aliados conjuntamente a políticas de crescimento econômico.

Pesquisas que busquem fazer uma análise mais desagregada das unidades observacionais no que se refere aos fatores que influenciam a elasticidade emprego do crescimento na América Latina podem ampliar as contribuições trazidas pelo presente estudo. Além disso, pesquisas que considerem fontes de variações exógenas podem obter estimativas ainda mais causais dos fatores que afetam a elasticidade do emprego.

## CAPÍTULO 2 - CONDICIONANTES DA DESIGUALDADE SALARIAL NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

### 1 INTRODUÇÃO

O estudo das questões que envolvem a desigualdade salarial detém grande importância nas discussões acadêmicas, tanto no plano nacional como no contexto internacional. Analisar a desigualdade de rendimentos do trabalho é essencial para se entender a dinâmica da desigualdade de renda, de maneira geral.

No Brasil existem vários estudos que se reportam a essa temática, a maioria dos quais se concentra num exame macrogeográfico. Estudar a desigualdade no nível de cidades, entretanto, também é fundamental, pois, segundo Lee *et al.* (2016), seus efeitos podem ser sentidos mais intensamente nas cidades. Glaeser *et al.* (2009) também reforçam a necessidade de se estudar a desigualdade no contexto local e assinalam que, em cidades mais desiguais, podem ser notados maior taxa de criminalidade, menor bem-estar social, maior mobilidade populacional e uma associação negativa com o crescimento da renda.

De modo geral, no Brasil, distintos estudos apontaram significativa queda na desigualdade salarial desde o início dos anos 2000. Barros *et al.* (2007) acentuam que no período 2001-2004, ocorreu acentuada redução nos níveis de desigualdade de renda no País, incluindo-se nessa categoria os rendimentos salariais<sup>4</sup>. No entanto, afirma também que, apesar de tais avanços, o Brasil ainda se encontra entre os países mais desiguais do mundo.

A associação entre a desigualdade salarial e o tamanho da cidade é uma relação pertinentemente estudada nos últimos anos em vários países. Baum-Snow e Pavan (2013) demonstraram a existência de uma relação positiva entre a desigualdade salarial e o tamanho das cidades dos Estados Unidos no período 1979-2007, quando foi observado um crescimento mais rápido da desigualdade, principalmente em grupos bem capacitados em cidades maiores. Ainda nos Estados Unidos, Behrens e Robert-Nicoud (2014), recorrendo a regressões quantílicas, também demonstraram que cidades maiores e, conseqüentemente, que possuem mais trabalhadores, são tanto mais produtivas quanto mais desiguais e polarizadas<sup>5</sup> no que se

---

<sup>4</sup> Cerca de 76% da renda das famílias brasileiras advém do trabalho. Estima-se que grande parte da desigualdade de renda entre famílias resulta das disparidades de remuneração reveladas pelo mercado de trabalho (LAVINAS; NICOLL, 2006).

<sup>5</sup> A polarização, neste caso, como o próprio nome já induz, caracteriza-se como uma medida de desigualdade de renda em que se verifica o nível de concentração de população empregada recebendo maiores e menores salários, ou seja, a polarização dessa população na distribuição salarial. A teoria das medidas de polarização foi

refere à distribuição salarial, além de evidenciar que o comércio entre cidades está associado a maiores níveis de desigualdades.

Ao buscar demonstrar os condicionantes da desigualdade salarial nos mercados de trabalho locais suecos, Korpi (2007) observou relação positiva entre a desigualdade salarial e o tamanho da população local. Lee *et al.* (2016), ao utilizar o número de empregados como *proxy* para o tamanho da população, observaram a mesma relação nas cidades britânicas. Esses autores ainda destacaram que cidades com salário médio mais elevado, tendem também a apresentar maior desigualdade de salários.

Em razão do que foi exposto, surgem os seguintes questionamentos: que fatores influenciam o nível de desigualdade salarial dos municípios brasileiros? No Brasil, municípios maiores em termos populacionais tendem a ser mais desiguais? Qual a relação entre o valor do salário médio e o grau de desigualdade salarial dos municípios brasileiros?

Nesse contexto, este estudo tem como objetivo demonstrar os condicionantes da desigualdade salarial nos municípios brasileiros no intervalo de 2007 a 2016. Além disso, se intenta comparar o Brasil a outros países específicos no tocante ao comportamento da desigualdade salarial, por meio de estudos internacionais já realizados.

Apesar deste estudo abordar um assunto amplamente discutido na esfera econômica, ele avança em termos de literatura, ao melhorar o entendimento acerca das causas da desigualdade salarial no Brasil e preenchendo algumas lacunas, como: examinar a desigualdade salarial no Brasil em escala municipal; acrescentar variáveis importantes para o controle da desigualdade de salários, tais como a participação dos trabalhadores do setor agropecuário no mercado de trabalho; bem como trabalhar com dados mais recentes.

Outra contribuição importante do estudo ora relatado, além da análise na escala municipal, é analisar a relação entre tamanho populacional do município e valor do salário médio com a desigualdade salarial, uma vez que não foram encontradas pesquisas que fizessem tal análise para o Brasil.

Em adição a este texto introdutório, o presente capítulo é composto por mais quatro seções, a segunda das quais se refere a vários estudos sobre desigualdade de salários realizados em diversos países, alguns realizados para o Brasil. No terceiro segmento, são descritos os procedimentos metodológicos. Na quarta seção trazem-se os resultados e, por fim, na quinta, estão as conclusões.

---

desenvolvida para o caso em que a distribuição de renda pode ser descrita usando funções de densidade (DUCLOS *et al.* 2004).

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Na literatura é consenso o fato de que a desigualdade de salários traz uma série de consequências negativas para a sociedade como um todo, e não apenas para as classes com rendimentos mais baixos. Aumento da criminalidade, piores condições de saúde, diminuição do bem-estar social, entre outros aspectos sociais negativos, são, em parte, implicações de um maior grau de desigualdade de renda e, por analogia, de desigualdade salarial (SZWARCWALD *et al.*, 1999; RESENDE; ANDRADE, 2011; MARQUES JUNIOR, 2014).

Na literatura internacional, no que se refere aos condicionantes da desigualdade de salários no plano local, destacam-se estudos como os de Korpi (2007), que pesquisou a relação da desigualdade no mercado de trabalho sueco com o tamanho da população da cidade, Glaeser *et al.* (2009), que analisam as causas e consequências da desigualdade nas cidades dos Estados Unidos e Lee *et al.* (2016), que investigam os padrões e níveis da desigualdade nas cidades britânicas e os seus condicionantes.

Na Suécia, Korpi (2007) observou relação positiva entre a desigualdade salarial nos mercados de trabalho locais e o tamanho das suas respectivas populações, bem como uma relação negativa entre a desigualdade salarial e a taxa de emprego. No Reino Unido, Lee *et al.* (2016), utilizando o número de empregados como *proxy* para o tamanho da população das cidades, observaram que esta variável tem influência positiva na desigualdade de salários, ou seja, as cidades maiores tendem a ser mais desiguais. Ainda destacam que, apesar de mais desiguais, as cidades britânicas não são necessariamente mais polarizadas quanto à distribuição de salários.

O nível de desenvolvimento econômico e a desigualdade salarial, também, constituem uma relação amplamente defendida por pesquisadores de vários países. Kuznets (1955) sugeriu que o crescimento econômico expressa dois efeitos sobre a desigualdade, dado que, a priori, ocorre um aumento desta, em virtude do baixo número de pessoas trabalhando em setores com salários mais elevados. No segundo momento, entretanto, com o gradual aumento de trabalhadores empregados nesses setores, a desigualdade tende a diminuir. Glaeser *et al.* (2009) e Lee *et al.* (2016) observaram que cidades com salário médio mais elevado, tendem também a apresentar maior desigualdade de salários.

Outro fator visto como um dos principais condicionantes da desigualdade de salários está relacionado ao conhecimento e habilidades da pessoa para desenvolver determinado trabalho, ou seja, capital humano. A distribuição do nível de capital humano, principalmente em escala local, possui grande influência na condição de desigualdade de

determinado lugar. Segundo Lee *et al.* (2016), o fato de haver trabalhadores mais qualificados e mais bem remunerados desencadeia a desigualdade, ocorrendo esse fenômeno especialmente nas maiores cidades.

Há de se considerar, no entanto, o fato de que a escolaridade pode expressar efeitos distintos sobre o nível de desigualdade. Lemieux (2006) sugere que a maior parte de um aumento da desigualdade salarial decorre do aumento dos retornos ao ensino pós-secundário, ou seja, as mudanças na desigualdade salarial estão cada vez mais concentradas no topo da distribuição salarial.

Budría e Telhado-Pereira (2011), ao investigarem a conexão entre educação e desigualdade salarial em nove países europeus, concluíram que trabalhadores com nível superior denotam maior dispersão salarial quando comparados a trabalhadores com menor nível educacional. Sugerem, também, que uma expansão educacional do ensino superior pode aumentar a desigualdade salarial global na Europa. Destacam, ainda, que o efeito da educação na desigualdade salarial pode expressar natureza diferente de um país para outro, e, assim, observaram três grupos distintos de países nessa pesquisa. No primeiro, composto por Grécia, Noruega e Itália, a educação contribuiu para o aumento da desigualdade salarial, ao passo que, no segundo grupo, Alemanha, Reino Unido, França e Finlândia, a influência da educação sobre a desigualdade salarial foi ambígua. No terceiro grupo, Portugal e Suécia, a desigualdade diminuiu com o aumento da educação.

De maneira geral, Budría e Telhado-Pereira (2011) constataram que, na Europa, tem havido uma tendência para a dispersão salarial no grupo de pessoas com melhor qualificação, seja pelo maior nível de escolaridade, seja pelo maior grau de experiência, o que favorece a elevação da desigualdade salarial nesse território.

Existem também pesquisas que analisam a influência da participação da força de trabalho de alguns setores da economia na desigualdade salarial. Lee *et al.* (2016) verificaram associação negativa entre participação da força de trabalho no setor público e a desigualdade salarial, ou seja, em cidades com maior participação do setor público, os salários tendem a ser mais iguais. Já no que se refere à participação da força de trabalho no setor financeiro, há fraca relação positiva entre esta variável e o grau de polarização da cidade.

Quanto a influência da participação do setor agropecuário na força de trabalho sobre a desigualdade de salários, não foram encontrados estudos que analisassem diretamente essa relação. Entretanto, Artz *et al.* (2016), em um estudo sobre o diferencial salarial nos meios urbano e rural, utilizando dados compilados de 101 países desenvolvidos e em desenvolvimento, afirmam a existência de maiores diferenças de salário no meio rural, tanto

por fatores observáveis quanto por fatores não observáveis. Dessa forma, espera-se que uma maior participação do setor agropecuário na força de trabalho apresente efeito positivo sobre a desigualdade.

No que se refere à influência da distribuição dos trabalhadores de acordo com o sexo e ao grau de participação dos trabalhadores estrangeiros no mercado de trabalho, Korpi (2007) constatou que tais variáveis não apresentaram importância para explicar a desigualdade salarial nas cidades suecas, sendo que a participação de trabalhadores estrangeiros ainda apresentou significância em uma das medidas de desigualdade utilizadas no estudo, porém com efeito muito pequeno. Lee *et al.* (2016) observaram influência negativa da participação de trabalhadores estrangeiros sobre duas das medidas de desigualdade empregadas em seu estudo para o Reino Unido, no entanto, também consideram trivial, esse efeito, uma vez que só era observado quando se incluía a cidade de Londres na amostra.

Nacionalmente, mencionam-se estudos como os de Barros e Reis (1991), IPEA (2006), Ramos (2007), Ferreira *et al.* (2008), Vaz e Hoffmann (2007) e Miro *et al.* (2016), que analisam as causas e o processo da desigualdade de renda e salários.

A desigualdade de salários no mercado de trabalho ocorre desde o momento em que se remunera de modo diferenciado trabalhadores com o mesmo potencial produtivo (IPEA, 2006). Vários estudos, com ênfase para Barros e Reis (1991), Ramos (2007) e Ferreira *et al.* (2008), apontam que apenas o nível de escolaridade e a experiência dos trabalhadores já representam expressiva parte da desigualdade salarial no Brasil.

Ao investigar as causas da diminuição da desigualdade salarial no Brasil, no período 1995-2014, Miro *et al.* (2016) observaram que, com relação ao efeito quantidade, isoladamente, o aumento educacional da força de trabalho expressou efeitos favoráveis à desigualdade salarial, contribuindo com a concentração de rendimentos, principalmente de 2004 a 2014. Os autores associam esse resultado ao fenômeno “paradoxo do progresso”<sup>6</sup>. Esse comportamento também já havia sido constatado por Ferreira *et al.* (2008), no Brasil, no período de 1981 a 2004. Segundo IPEA (2006), a expansão educacional apenas será eficiente no combate à desigualdade se ocorrer em consonância com o aumento da qualidade da educação.

Além disso, Miro *et al.* (2014) também verificaram que, para a faixa de pessoas que possuem menor grau de escolaridade, um aumento na escolaridade enseja efeito de desconcentração dos salários. Já para a faixa de pessoas com escolaridade mais elevada, os

---

<sup>6</sup> O “paradoxo do progresso”, discutido por Bourguignon *et al.* (2005), é um fenômeno caracterizado por uma situação em que a ocorrência de progresso em termos educacionais pode causar o aumento da desigualdade de renda.

efeitos são favoráveis à desigualdade salarial.

No entendimento de Hoffmann (2001), apesar da divergência teórica acerca dos efeitos da educação sobre a desigualdade de salários, o aumento da escolaridade é um objetivo para o país, e há um consenso no que se refere à necessidade do aumento da escolaridade no Brasil.

A idade do trabalhador também representa parâmetro que pode influenciar na remuneração do trabalho. Em geral, estudos como os de Chaves (2002), Balassiano *et al.* (2005) e Santos (2011) apontam que o auge do rendimento do trabalhador é na idade de 30 até 49 anos, nos 50 anos, começa o arrefecimento no salário, o que pode variar de acordo com sexo e o período analisado.

No Brasil, a influência da participação dos trabalhadores do setor público no mercado de trabalho sobre a desigualdade tende a ser positiva, uma vez que, embora contribua com a equalização dos salários entre as distintas classes de funcionários públicos, no que se refere a características como sexo e raça, quando comparado com trabalhadores do setor privado que possuem atributos semelhantes, os salários do setor público são significativamente superiores (VAZ; ROFFMANN, 2006; SOUZA; MEDEIROS, 2013).

Quanto a influência sobre a desigualdade salarial da participação de trabalhadores do setor agropecuário no mercado de trabalho brasileiro, há indícios de que essa relação também é positiva, dados os maiores níveis de desigualdade e pobreza encontrados no meio rural (RUSSO *et al.*, 2016; SILVA *et al.*, 2017).

Outro aspecto essencial a ser considerado como influente na desigualdade salarial é a discriminação por sexo. Assim como é observado em todos os países, no Brasil, a remuneração de trabalhadores do sexo masculino é significativamente superior à remuneração das mulheres (LAVINAS; NICOLL, 2006; IPEA, 2006). Considerando esta informação, espera-se que, quanto maior a proporção de mulheres no mercado de trabalho, menor deva ser a desigualdade salarial, haja vista que a melhor distribuição dos postos de trabalho, no tocante ao sexo dos trabalhadores, tem influência positiva na representatividade feminina, o que melhora as condições deste segmento de buscar equidade salarial entre trabalhadores do sexo feminino e do sexo masculino.

Não se encontrou na literatura nacional nenhum tipo de estudo de teor quantitativo que analisa a relação entre tamanho da cidade, salário médio, proporção de trabalhadores do setor financeiro e proporção de trabalhadores estrangeiros com a desigualdade salarial, sendo, pois, uma contribuição deste estudo.

### 3 METODOLOGIA

Esta seção destina-se a descrição da metodologia aplicada neste capítulo. Assim sendo, apresenta-se a base de dados utilizada, o método de análise adotado e a exposição dos modelos estimados.

#### 3.1 Base de dados

A base de dados utilizada neste estudo foi obtida por meio dos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), vinculada ao Ministério do Trabalho, para os municípios brasileiros, compreendendo os anos de 2007 a 2016. Esse recorte temporal coincide com o início do segundo mandato do governo Lula até os primeiros meses do governo Temer.

Apesar da limitação dessa fonte de dados, uma vez que capta apenas informações por vínculo de emprego formal, ela ainda é bastante satisfatória, haja vista a amplitude de tais informações no que se refere às características do trabalhador. Além disso, possibilita informações municipais, dado que outra fonte que fornecesse tais variáveis poderia ser o censo demográfico, no entanto, o último se refere ao ano de 2010.

A variável dependente empregada na análise foi o índice de desigualdade de Gini, calculado por meio do salário médio anual de cada trabalhador do município. O índice de Gini é uma das medidas de desigualdade mais utilizadas e difundidas em estudos que analisam desigualdade de renda ou salários, e configura-se como um eficiente método para o cálculo do grau relativo de desigualdade com base na curva de Lorenz. O coeficiente de Gini varia de zero a um, sendo que, quanto mais próximo de zero, menor a desigualdade e, logicamente, quanto mais perto de um, maior a desigualdade (HOFFMANN, 2006).

Para explicar o comportamento da desigualdade salarial nos municípios brasileiros, foram aplicadas, no modelo, como controle, variáveis municipais construídas por meio de características socioeconômicas dos trabalhadores que compõem a população do município. As variáveis explicativas municipais empregadas na análise foram: o número de vínculos de trabalho ativos; o salário médio; a taxa de trabalhadores no setor financeiro; a taxa de trabalhadores no setor público; a taxa de trabalhadores no setor agropecuário; a taxa de trabalhadores com nível superior; a taxa de trabalhadores estrangeiros; a taxa de ganhadores de pico; e a taxa de trabalhadores do sexo feminino.

Assim como em Lee *et al.* (2016), o número de vínculos ativos foi utilizado como *proxy* para o tamanho do município. Com base na literatura, supõe-se que, quanto maior for o

tamanho do município, maiores serão as diferenças entre os trabalhadores que o compõem e, conseqüentemente, maior seu nível de desigualdade.

Já o salário médio municipal, obtido por meio da esperança do salário médio anual de cada trabalhador do município, é utilizado como uma medida de riqueza. Espera-se observar relação positiva entre o valor do salário médio e a desigualdade salarial, assim como foi verificado por Korpi (2007), Glaeser *et al.* (2009) e Lee *et al.* (2016).

Para averiguar a possível relação entre serviços financeiros e a desigualdade salarial, controlou-se pela taxa de trabalhadores no setor financeiro no município, calculada como a participação dos trabalhadores empregados no setor de atividades financeiras e de seguros. Como observado em outros países, a expectativa é de se constatar relação direta, ou seja, quanto maior a participação de trabalhadores no setor financeiro, maior o nível de desigualdade salarial do município.

Quanto à taxa de trabalhadores no setor público no município, também se espera que, quanto maior a participação destes trabalhadores no mercado de trabalho, maior será o grau de desigualdade de salários, uma vez que o setor público tende a remunerar melhor do que o setor privado. O mesmo efeito é observado com relação a participação de trabalhadores do setor agropecuário, uma vez que uma maior representatividade deste setor, que apresenta rendimentos comprovadamente mais baixos, pode aumentar o nível geral de desigualdade salarial do município.

A taxa de trabalhadores com nível superior também foi utilizada como controle neste estudo. Essa variável foi utilizada para captar o efeito do estoque de capital humano sobre a desigualdade de salários. Como, no Brasil, a parcela da população que possui nível superior ainda é pequena, comparativamente a outros países, um crescimento até certo ponto nessa proporção tende a aumentar a desigualdade salarial, ao contribuir com a obtenção de salários mais elevados por estes trabalhadores mais qualificados.

No que se refere à taxa de trabalhadores estrangeiros, não há um consenso na literatura quanto ao seu efeito sobre o nível de desigualdade salarial, pois tal efeito varia de um país para outro. Como, no entanto, a proporção de trabalhadores estrangeiros nos municípios brasileiros é bastante pequena, é possível que esta variável não exprima grande influência sobre a desigualdade.

A taxa de “ganhadores de pico” refere-se à proporção de trabalhadores com idade de 42 a 56 anos, pois os salários no Brasil atingem o pico nessa faixa de idade e, assim, se

espera que contribua positivamente com a desigualdade de salários<sup>7</sup>.

Por fim, no que diz respeito à taxa de trabalhadores do sexo feminino, estudos como os de Miro e Suliano (2010), Batista e Cacciamali (2009) e Assis e Alves (2014), apontam haver diferencial de salários entre trabalhadores do sexo masculino e do sexo feminino no Brasil, o que tem efeito negativo sobre a distribuição salarial e, conseqüentemente, contribui com o aumento da desigualdade de salários. Com efeito, pressupõe-se que, quanto maior a proporção de trabalhadores do sexo feminino, menor o grau de desigualdade salarial do município.

### 3.2 Dados em painel

Para a estimação e análise das correlações entre a desigualdade de salários (índice de Gini) e seus condicionantes, foram empregados modelos de regressão linear múltipla com dados em painel, genericamente tratados como dados longitudinais. Esse tipo de modelo é caracterizado por exprimir observações em duas dimensões, geralmente, tempo e espaço, ou seja, consistem em observações de corte transversal (*cross section*) referentes a períodos distintos (BALTAGI, 2005). No caso deste estudo, as unidades observacionais são os municípios brasileiros<sup>8</sup> e o período compreende os anos de 2007 a 2016.

Dentre as vantagens de se utilizar dados em painel, pode-se mencionar a disposição de informações que proporcionam melhor investigação no que tange à dinâmica de mudança nas variáveis, permitindo considerar o efeito das variáveis não observadas. Além disso, há de se salientar que, em razão do maior número de graus de liberdade, menor colinearidade e maior variabilidade da amostra, em comparação com dados de corte transversal ou de séries temporais, há melhor inferência nos parâmetros estimados, ou seja, melhor eficiência dos estimadores econométricos (GREENE, 2000; BALTAGI, 2005; HSIAO, 2003).

Ainda segundo Wooldridge (2002), existem duas possibilidades para a modelagem dos efeitos não observados, o método de efeitos fixos e o de efeitos aleatórios, sendo, a escolha do modelo mais adequado, fundamentada no próprio comportamento dos efeitos não observados.

---

<sup>7</sup> O cálculo dessa faixa de idade (42 a 46 anos) foi realizado por meio de uma equação minceriana, utilizando dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD) do ano de 2014. A escolha desse ano para o cálculo justifica-se pela então estabilidade no mercado de trabalho, com taxas de desocupação bastante baixas naquele momento.

<sup>8</sup> Segundo o IBGE (2018), o Brasil possui 5.570 municípios. Para garantir a qualidade da análise, foram excluídos da amostra municípios que possuíam um número de observações menor do que dez. Também foram excluídos municípios que não tinham informações para todos os anos analisados, a fim de tornar o painel balanceado. Sendo assim, foram considerados neste estudo 5.521 municípios.

Em modelos de regressão com dados em painel, o distúrbio é composto por dois elementos: o efeito individual inerente às unidades observáveis (neste caso, os municípios) e o distúrbio estocástico. O primeiro pode ou não ser correlacionado com alguma variável explicativa do modelo (HSIAO, 2003).

Quando houver correlação entre o efeito individual e algum regressor do modelo, a estimação deve ser feita por meio do estimador de efeitos fixos, permitindo o controle dessa correlação. Já no caso de o efeito individual ser puramente aleatório e não correlacionado com qualquer variável explicativa, o estimador de efeitos aleatórios é o mais apropriado (HSIAO, 2003).

A determinação da ocorrência de correlação entre o efeito individual e os regressores do modelo pode ser feita por meio da aplicação do Teste de Hausman. O Teste de Hausman é procedimento mais utilizado para auxiliar na determinação do modelo mais adequado. Consiste, basicamente, em uma comparação estatística entre o vetor de estimativas de efeitos fixos e o vetor de estimativas de efeitos aleatórios para o mesmo modelo de vetor de parâmetros  $\hat{\beta}$ . O Teste de Hausman é realizado sob a hipótese nula de não correlação entre o efeito individual e as variáveis explicativas do modelo (HAUSMAN, 1978).

Se a hipótese nula não for rejeitada, as estimativas por efeitos aleatórios são consistentes e assintoticamente eficientes, e as estimativas por efeitos fixos apenas consistentes e, portanto, se deve escolher o modelo de efeitos aleatórios. Já se a hipótese nula for rejeitada, as estimativas por efeitos aleatórios são inconsistentes e as estimativas por efeitos fixos consistentes, e, assim, deve-se optar pelo modelo de efeitos fixos.

Serão delineados neste estudo as estimações para dados em painel por efeito fixo e por efeito aleatório, bem como os testes de robustez para determinar o melhor modelo.

### **3.3 Especificação do modelo**

Na análise do comportamento da desigualdade de salários nos municípios brasileiros, foram utilizadas variáveis municipais construídas por meio de informações socioeconômicas dos trabalhadores dos respectivos municípios. Foram estimados quatro modelos com dados em painel, os quais estão especificados na Tabela 6.

Segundo Lee *et al.* (2016), existe correlação entre o tamanho do município (representado pelo número de vínculos) e a taxa de trabalhadores com nível superior, com o valor do salário médio, uma vez que as grandes cidades e/ou com mais residentes altamente qualificados tendem a ter salários mais altos. Além disso, há que se considerar também a relação

entre a variável “taxa ganhadores de pico” e o salário médio. Em decorrência dessas relações, algumas variáveis explicativas não foram incluídas em alguns modelos.

Tabela 6 – Modelos de relação entre o índice de Gini e as variáveis explicativas propostas no estudo

| Modelo   | Relação Proposta  |
|--|---|
| <b>Modelos incluindo a variável número de vínculos de trabalho</b> |   |
| <b>1</b>   | $\ln Gini = \alpha_i + \beta_1 \ln vin_{it} + c_i + u_{it}$   |
|  | $\ln Gini = \alpha_i + \beta_1 \ln vin_{it} + \beta_2 txtrabfin_{it} + \beta_3 txtrabpub_{it}$  |
| <b>2</b>   | $+ \beta_4 txtrabrural_{it} + \beta_5 txescsup_{it} + \beta_6 txestrang_{it}$<br>$+ \beta_7 txgpico_{it} + \beta_8 txfem_{it} + c_i + u_{it}$   |
| <b>Modelos incluindo a variável salário médio</b>                  |   |
| <b>3</b>   | $\ln Gini = \alpha_i + \beta_1 \ln salmed_{it} + c_i + u_{it}$  |
| <b>4</b>   | $\ln Gini = \alpha_i + \beta_1 \ln salmed_{it} + \beta_2 txtrabfin_{it} + \beta_3 txtrabpub_{it}$<br>$+ \beta_4 txtrabrural_{it} + \beta_5 txestrang_{it} + \beta_6 txfem + c_i + u_{it}$ |

Fonte: Elaboração própria.

Em que  $\ln Gini$  corresponde à variável dependente e representa o logaritmo natural do índice de Gini salarial do município. Como variáveis explicativas:  $\ln vin$  representa o logaritmo natural do número de vínculos ativos no município;  $\ln salmed$  é o logaritmo natural do salário médio do município;  $txtrabfin$  a taxa de trabalhadores no setor financeiro no município;  $txtrabpub$  significa a taxa de trabalhadores no setor público no município;  $txtrabrural$  significa a taxa de trabalhadores no setor agropecuário no município;  $txescsup$  é a taxa de trabalhadores com nível superior no município;  $txestrang$  configura a taxa de trabalhadores estrangeiros no município;  $txgpico$  é a taxa de ganhadores de pico no município; e  $txfem$  corresponde à taxa de trabalhadores do sexo feminino no município. Os subscritos  $i$  e  $t$  representam, respectivamente, as  $i = 1, 2, \dots, 5.521$  unidades observáveis (municípios) e os  $t = 1, 2, \dots, 10$  períodos (anos). Apenas as variáveis  $\ln vin$  e  $\ln salmed$  estão em logaritmo natural.

Por fim, caso assumamos por hipótese que  $c_i$  é obtido como um processo independente e identicamente distribuído, com média zero e variância  $\sigma_v^2$ , então, os modelos representados na Tabela 6 serão estimados com efeitos aleatórios. Caso  $c_i$  seja um parâmetro fixo, os modelos devem ser estimados com efeitos fixos.

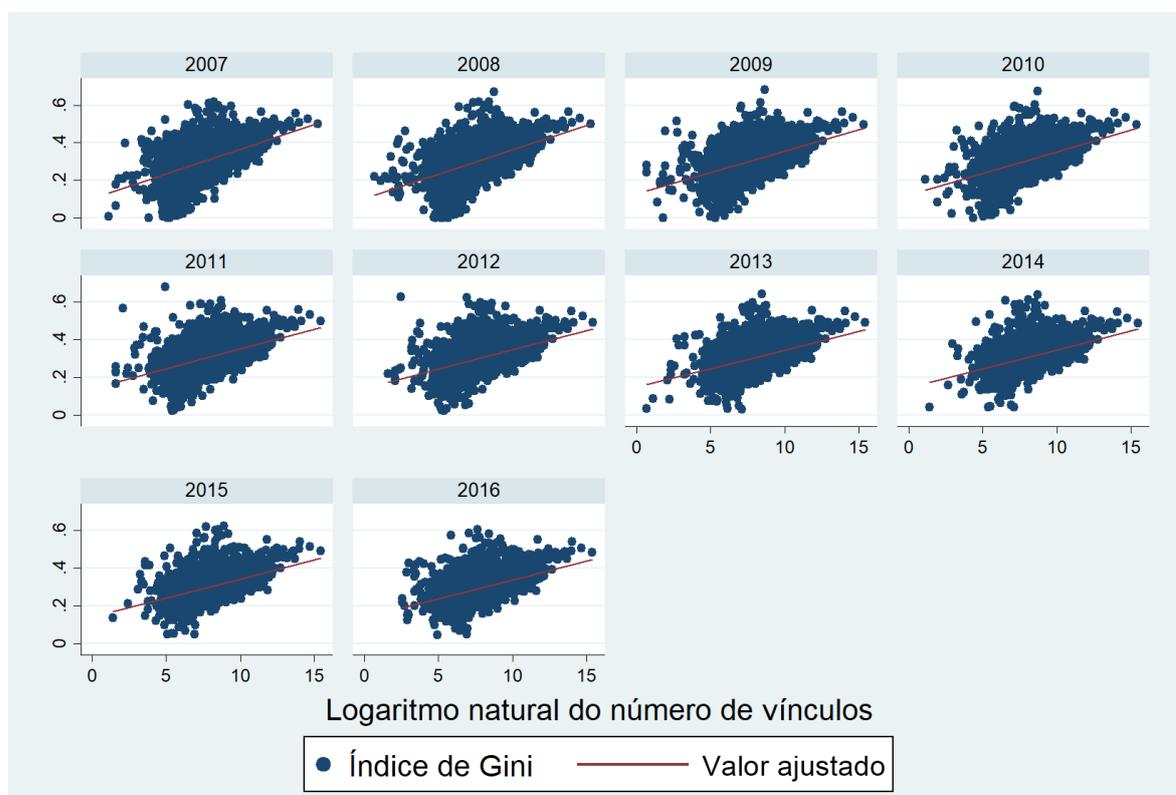
## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção serão apresentados os resultados estimados para as equações do índice de Gini salarial em função do tamanho do município, do salário médio e taxas de trabalhadores no setor público, no setor financeiro, no setor agropecuário, daqueles com nível superior, de trabalhadores estrangeiros, de ganhadores de pico e de trabalhadores do sexo feminino, para os municípios brasileiros, nos anos de 2007 a 2016.

Antes de apresentar as estimações dos modelos propostos na pesquisa, decidiu-se, inicialmente, verificar a relação do índice de Gini salarial com o tamanho do município e o salário médio do município, por meio da análise de gráficos de dispersão e tendência.

A Figura 2 contém os gráficos de dispersão e tendência entre o índice de Gini e o logaritmo natural do número de vínculo de trabalho para os municípios brasileiros nos anos de 2007 a 2016.

Figura 2 – Gráficos de dispersão e tendência do índice de Gini dos municípios brasileiros, de acordo com o logaritmo natural do número de vínculos, por ano de análise



Fonte: Elaboração própria com dados da RAIS.

Com suporte na análise gráfica, pode-se observar, de maneira geral, a existência de

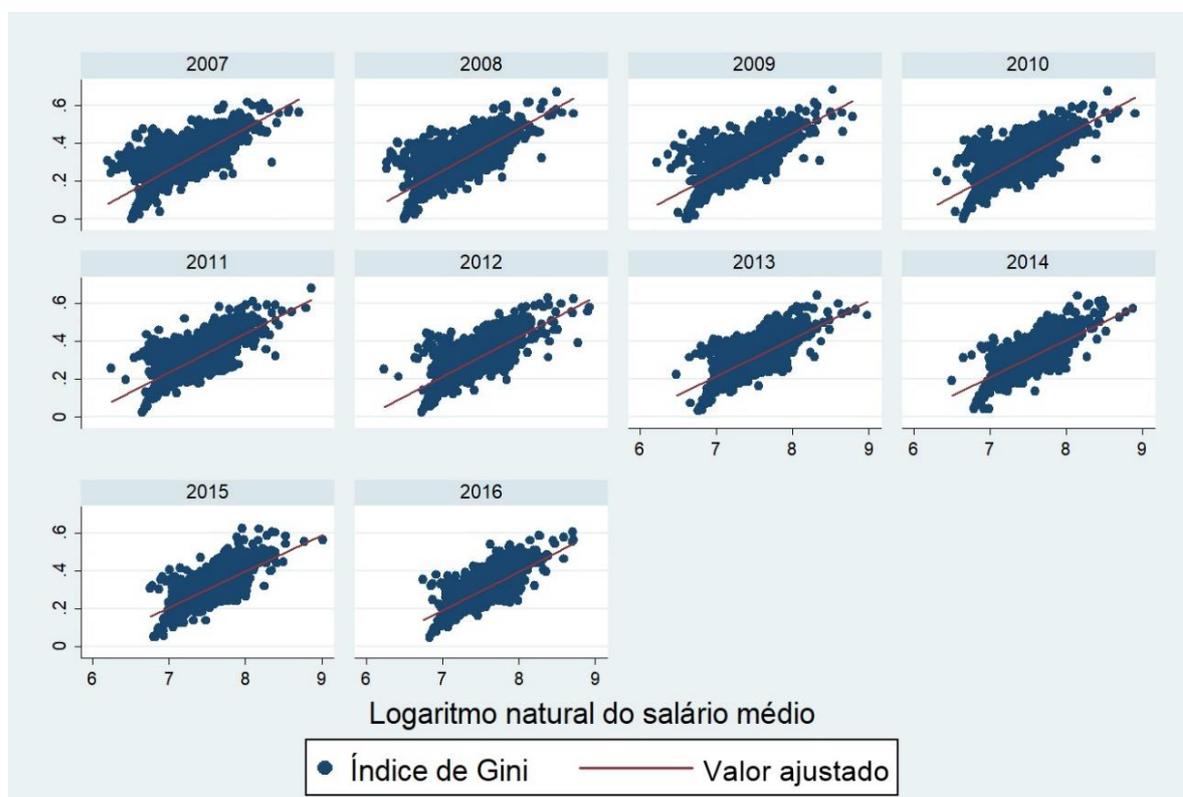
relação positiva entre o índice de Gini salarial e o número de vínculos e, como o número de vínculos é utilizado como *proxy* para o tamanho da população, pode-se sugerir que, quanto maior a população municipal, maior será a desigualdade salarial.

O resultado dessa análise está de acordo com o observado por Korpi (2007), que verificou haver relação positiva entre o tamanho da população e a desigualdade salarial nas cidades suecas. Essa relação também foi observada nos estudos de Glaeser *et al.* (2009) e Lee *et al.* (2016), realizados para os Estados Unidos e o Reino Unido, respectivamente.

Na Figura 3 são expostos os gráficos de dispersão e tendência entre o índice de Gini de salários e o logaritmo natural do salário médio para os municípios brasileiros nos anos de 2007 a 2016. É possível observar, com apoio na análise gráfica, relação positiva entre o índice de Gini salarial e o salário médio do município, ou seja, no geral, quanto maior o salário médio, maior será a desigualdade salarial municipal.

A relação positiva observada entre o salário médio e a desigualdade nos municípios brasileiros também está de acordo com a literatura, corroborando os resultados de Korpi (2007), Glaeser *et al.* (2009) e Lee *et al.* (2016).

Figura 3 – Gráficos de dispersão e tendência do índice de Gini dos municípios brasileiros, de acordo com o logaritmo natural do salário médio, por ano de análise



Fonte: Elaboração própria com dados da RAIS.

Os modelos 1, 2, 3 e 4, estimados neste estudo e apresentados nesta parte da pesquisa, estão especificados na Tabela 6. Os resultados estimados dos parâmetros dos modelos 1 e 2, com efeitos fixos e aleatórios, bem como os seus respectivos erros-padrão, são demonstrados na Tabela 7 e, dos modelos 3 e 4, na Tabela 8.

De acordo com o Teste de Hausman, nos quatro modelos estimados, ao nível de 1% de significância, os melhores resultados são obtidos com regressões por efeitos fixos, ou seja, tais resultados levam à rejeição da hipótese nula de que as diferenças entre os parâmetros estimados pelo método com efeitos fixos e pelo método com efeitos aleatórios não são sistemáticas, aceitando o modelo de efeitos fixos. Sendo assim, serão interpretadas apenas as estimativas por efeitos fixos (Tabelas 7 e 8).

Nos modelos 1 e 2, dispostos na Tabela 7, são expressas as regressões que consideram a variável *lnnvin*, referente ao tamanho da população do município. No primeiro modelo, a regressão é estimada apenas com esta variável, enquanto no segundo são incluídas as demais variáveis explicativas, conforme a especificação dos modelos na Tabela 6. Nos dois modelos expostos na Tabela 7, todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes e apresentaram os sinais esperados, com exceção das variáveis *txestrage* e *txgpico* no modelo 2, que se referem, respectivamente, às taxas de trabalhadores estrangeiros e de trabalhadores ganhadores de pico, e não foram estatisticamente significantes.

Com relação ao tamanho da população do município, a variável *lnnvin* apresentou sinal positivo em ambas as regressões, ou seja, no Brasil, há relação positiva entre a desigualdade salarial e o tamanho do município, evidenciando o fato de que municípios maiores tendem a apresentar maior nível de desigualdade salarial, o que está de acordo com os resultados de Korpi (2007), Glaeser *et al.* (2009) e Lee *et al.* (2016), obtidos respectivamente para o Suécia, Estados Unidos e Reino Unido.

Quando à elasticidade desta variável em relação ao índice de Gini salarial, de acordo com o modelo 1, um aumento de 1% no tamanho do município resultaria num aumento de 0,035% na desigualdade salarial. No modelo 2, com a inclusão das demais variáveis explicativas, o aumento sobre a desigualdade salarial, dado o crescimento de 1% no tamanho do município, seria de 0,049%. Observa-se que, ao incluir as demais variáveis explicativas na regressão, o impacto do tamanho do município sobre a desigualdade salarial aumenta. Além disso, também se observa aumento no grau de ajustamento do modelo.

No modelo 2, que também considera a taxa de trabalhadores com nível superior (*txescsup*) para explicar a desigualdade salarial, assim como observado por Korpi (2007) e Lee *et al.* (2016), pôde-se observar que a taxa de trabalhadores com nível superior se relaciona

positivamente com o logaritmo natural do índice de Gini. Verificou-se que, para cada aumento de 1% na taxa de trabalhadores com nível superior, ocorre aumento de 0,37% no índice de Gini.

Esse resultado pode parecer contraditório, uma vez que estudos realizados para o Brasil, como os de Miro *et al.* (2014) e Miro *et al.* (2016), concluíram que o aumento educacional foi um dos principais fatores que contribuíram para a queda da desigualdade salarial desde o início do século XXI. No entanto, observaram que, para quantis de escolaridade superiores, o efeito pode ser contrário, ou seja, dentro da faixa de trabalhadores mais escolarizados, o aumento da escolaridade pode contribuir positivamente com a desigualdade salarial, o que corrobora os resultados deste estudo.

Tabela 7 – Resultados das estimativas da desigualdade salarial com dados em painel 2007-2016, incluindo a variável logaritmo natural do número de vínculos de trabalho

| Variáveis Explicativas | Modelos com Efeitos Fixos |                          | Modelos com Efeitos Aleatórios |                         |
|------------------------|---------------------------|--------------------------|--------------------------------|-------------------------|
|                        | 1                         | 2                        | 1                              | 2                       |
| <i>lnnvin</i>          | 0,035248*<br>(0,00915)    | 0,049100*<br>(0,00971)   | 0,067607*<br>(0,00280)         | 0,070220*<br>(0,00313)  |
| <i>txtrabfin</i>       | -                         | 0,024358*<br>(0,00373)   | -                              | 0,030229*<br>(0,00359)  |
| <i>Txtrabpub</i>       | -                         | 0,001308*<br>(0,00023)   | -                              | 0,001014*<br>(0,00019)  |
| <i>txtrabrural</i>     | -                         | 0,000218**<br>(0,00009)  | -                              | 0,000153**<br>(0,00007) |
| <i>txescsup</i>        | -                         | 0,003657*<br>(0,00030)   | -                              | 0,003875*<br>(0,00036)  |
| <i>txestrange</i>      | -                         | -0,006241<br>(0,004702)  | -                              | -0,005937<br>(0,00427)  |
| <i>txgpico</i>         | -                         | -0,001688<br>(0,001161)  | -                              | -0,001171<br>(0,00111)  |
| <i>txfem</i>           | -                         | -0,006499*<br>(0,000439) | -                              | -0,006174*<br>(0,00038) |
| <i>Constante</i>       | -1,52269*<br>(0,06566)    | -1,450928*<br>(0,07343)  | -1,75495*<br>(0,02074)         | -1,614991*<br>(0,03107) |
| Observações            | 55.210                    | 55.210                   | 55.210                         | 55.210                  |
| Municípios             | 5.521                     | 5.521                    | 5.521                          | 5.521                   |
| R <sup>2</sup>         | 0,1915                    | 0,2579                   | 0,1915                         | 0,2710                  |
| F                      | 14,85*                    | 40,99*                   | -                              | -                       |
| $\chi^2$               | -                         | -                        | 581,52*                        | 1224,50*                |
| Hausman                | 22,467*                   | 205,017*                 |                                |                         |

\* significativa a 1%; \*\*significante a 5%.

Fonte: Elaboração própria com dados da RAIS.

Ainda com relação ao impacto positivo da proporção de trabalhadores com nível

superior sobre a desigualdade de salários, não se pode deixar de mencionar o fenômeno “paradoxo do progresso” que, segundo Bourguignon *et al.* (2005), ocorre quando o progresso educacional pode causar, a priori, o aumento da desigualdade.

O coeficiente estimado da variável *txgpico*, referente à taxa de ganhadores de pico, de acordo com o modelo 2, não é estatisticamente significativa. No estudo de Lee *et al.* (2016), embora esta variável se haja mostrado significativa e com sinal positivo para algumas medidas de desigualdade utilizadas, também não apresentou coeficiente estatisticamente significativo para explicar variações no índice de Gini.

Na Tabela 8, são apresentadas as equações 3 e 4, especificadas na Tabela 6, que consideram o efeito da variável *lnsalmed* referente ao valor do salário médio do município sobre a desigualdade salarial. Como já enfatizado na Tabela 6, na seção de especificação do modelo, nestas regressões, não são incluídas as variáveis referentes ao tamanho do município, tampouco a taxa de trabalhadores com nível superior e a taxa de ganhadores de pico, em virtude da correlação que estas podem possuir com o valor do salário médio. O modelo 3 é estimado considerando apenas a variável de salário médio. Já no modelo 4, são incluídas as demais variáveis explicativas. Em ambos os modelos, todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ao nível de 1% e apresentaram os sinais esperados, exceto a variável que diz respeito à taxa de trabalhadores estrangeiros, não estatisticamente significativa.

Os resultados das estimações apontam que, no Brasil, no período analisado, o valor do salário médio do município se relaciona positivamente com o índice de Gini salarial, ou seja, quanto maior o salário médio do município, maior tende a ser o nível de desigualdade salarial nele observado. Esse resultado coincide com os estudos realizados por Korpi (2007), Glaeser *et al.* (2009) e Lee *et al.* (2016).

No que se refere à elasticidade estimada para o valor do salário médio, com relação ao índice de Gini salarial, de acordo com o modelo 3, o aumento de 1% no valor do salário médio resultaria no aumento de 0,45% na desigualdade salarial. Já no modelo 4, considerando as demais variáveis explicativas, o aumento de 1% no valor do salário médio resultaria no crescimento de 0,56% na desigualdade salarial. Este resultado pode ser justificado pelo fato de que a média salarial mais alta pode ser associada à ocorrência de trabalhadores no município com salários muito elevados.

É interessante destacar o fato de que, ao incluir as demais variáveis explicativas no modelo 4, o impacto do valor do salário médio sobre a desigualdade salarial aumenta, em comparação ao modelo 3.

Tabela 8 – Resultados das estimativas da desigualdade salarial com dados em painel 2007-2016, incluindo a variável logaritmo natural do salário médio

| Variáveis Explicativas | Modelos com Efeitos Fixos |                         | Modelos com Efeitos Aleatórios |                          |
|------------------------|---------------------------|-------------------------|--------------------------------|--------------------------|
|                        | 3                         | 4                       | 3                              | 4                        |
| <i>lnsalmed</i>        | 0,453383*<br>(0,01768)    | 0,55710*<br>(0,020336)  | 0,504433*<br>(0,01517)         | 0,563504*<br>(0,017274)  |
| <i>txtrabfin</i>       | -                         | 0,013673*<br>(0,00267)  | -                              | 0,017237*<br>(0,00261)   |
| <i>txtrabpub</i>       | -                         | 0,003972*<br>(0,00022)  | -                              | 0,001772*<br>(0,00013)   |
| <i>txtrabrural</i>     | -                         | 0,002636*<br>(0,00012)  | -                              | 0,002269<br>(0,00010)    |
| <i>txestrange</i>      | -                         | -0,015927<br>(0,00911)  | -                              | -0,015287**<br>(0,00791) |
| <i>txfem</i>           | -                         | -0,005607*<br>(0,00039) | -                              | -0,003031*<br>(0,00030)  |
| <i>Constante</i>       | -4,58698*<br>(0,12939)    | -5,322037*<br>(0,15082) | -4,960496*<br>(0,11206)        | -5,382707*<br>(0,12957)  |
| Observações            | 55.210                    | 55.210                  | 55.210                         | 55.210                   |
| Municípios             | 5.521                     | 5.521                   | 5.521                          | 5.521                    |
| R <sup>2</sup>         | 0,4070                    | 0,2783                  | 0,4070                         | 0,3771                   |
| F                      | 657,34*                   | 143,94*                 | -                              | -                        |
| $\chi^2$               | -                         | -                       | 1105,02*                       | 1193,22*                 |
| Hausman                | 220,734*                  | 1628,680*               |                                |                          |

\* significante a 1%; \*\*significante a 5%.

Fonte: Elaboração própria com dados da RAIS.

Além disso, o valor do salário médio possui intenso efeito sobre a desigualdade salarial, destacando a importância desta variável neste estudo. Dado que tal efeito é positivo para a desigualdade, pode-se deduzir haver considerável dispersão no valor dos salários pagos aos trabalhadores, de modo que puxa a média salarial para cima. Dessa maneira, políticas públicas mais diretas, que busquem combater a desigualdade de salários por meio de aumento salarial para as classes com rendimentos mais baixos, podem oferecer melhores resultados, pois, decerto, proporcionam a diminuição dessa dispersão sem reduzir a média salarial.

No que diz respeito às variáveis relativas aos setores de trabalho incluídas nos modelos 2 e 4 (TABELAS 7 e 8), como se esperava, as taxas de trabalhadores no setor financeiro (*txtrabfin*), no setor público (*txtrabpub*) e no setor agropecuário, demonstraram relação positiva com o logaritmo natural do índice de Gini, isto é, quanto maior a proporção de trabalhadores empregados nesses setores do mercado de trabalho no município, mais desiguais tendem a ser os salários pagos.

De acordo com o modelo 2, o aumento de 1% na taxa de trabalhadores do setor

financeiro resulta em uma elevação de 2,44% na desigualdade salarial. Já de acordo com o modelo 4, essa elevação é de 1,37%. Lee *et al.* (2016) observaram resultado similar em seu estudo para as cidades do Reino Unido.

Quanto à taxa de trabalhadores empregados no setor público, conforme o modelo 2, o aumento de 1% nesta variável resulta em um aumento de 0,13% na desigualdade salarial. Já de acordo com o modelo 4, esse aumento é de 0,39%. Uma das explicações para este resultado é o diferencial de salários entre o setor público e o privado, em que, segundo Vaz e Roffmann (2006) e Souza e Medeiros (2013), se observa o pagamento de salários mais elevados para funcionários públicos do que para empregados do setor privado que possuem atributos semelhantes e realizam as mesmas atividades.

No que diz respeito à taxa de trabalhadores empregados no setor agropecuário, tanto o modelo 2 como o modelo 4 indicam que o aumento de 1% nessa variável ocasiona uma elevação de 0,02% na desigualdade salarial do município. Este resultado está de acordo com o que se esperava, uma vez que, no meio rural, os níveis de desigualdade e pobreza são mais elevados (RUSSO *et al.*, 2016; SILVA *et al.*, 2017).

Conforme pode ser visto nas tabelas 7 e 8, a variável taxa de trabalhadores estrangeiros (*txestrange*) não é estatisticamente significativa em ambos os modelos nos quais foi incluída (modelos 2 e 4). Esse resultado, de certo modo, também já era esperado, haja vista a pouca expressividade da população estrangeira na maioria dos municípios brasileiros.

Por último, como pode ser visto nos modelos 2 e 4 (TABELAS 7 e 8), a taxa de trabalhadores do sexo feminino (*txfem*) apresenta relação inversa com a desigualdade salarial, coincidindo com o estudo de Korpi (2007). De acordo com o modelo 2, para cada aumento de 1% na taxa de trabalhadores do sexo feminino, há uma diminuição de 0,65% no índice de Gini. Já conforme o modelo 4, essa diminuição seria de 0,56%.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta pesquisa teve como objetivo analisar a relação entre o nível de desigualdade salarial municipal e o tamanho populacional do município, bem como o valor do salário médio do município, além de outros condicionantes, com suporte em dados anuais, no período de 2007 a 2016, utilizando uma amostra de 5.521 municípios brasileiros. Com efeito, o estudo ora relatado cobre uma lacuna importante da literatura, ao tratar da questão da desigualdade salarial ao nível de municípios, como preconizam autores como Glaeser *et al.* (2009) e Lee *et al.* (2016).

No geral, as principais hipóteses do estudo foram confirmadas, haja vista que se constatou, no Brasil, a existência de relação positiva entre a desigualdade salarial e o tamanho da população do município, bem como com o valor do salário médio do município, em acordo com a literatura internacional.

Confirma-se também, a influência favorável à desigualdade salarial, nos municípios brasileiros, de fatores como: taxa de trabalhadores no setor financeiro, taxa de trabalhadores no setor público e taxa de trabalhadores com nível superior. Além disso, constatou-se que o aumento da taxa de trabalhadores do sexo feminino diminui a desigualdade de salários.

Em suma, foi possível observar que a boa parte da desigualdade de salários é gerada pela existência dos diferenciais salariais entre setores de trabalho (percentual de participação no setor público e financeiro), classe de escolaridade (estoque de capital humano) e sexo do trabalhador.

Sugere-se, assim, às distintas escalas de governo (federal, estadual e municipal), que, na adoção de políticas públicas que tenham como objetivo a diminuição da desigualdade salarial, sejam observados tais efeitos, ou seja, há que se combater os diferenciais de salários por setor de trabalho, classe de escolaridade e sexo do trabalhador, a fim de se contribuir para melhor distribuição da renda do trabalho no País.

Além disso, como se verificou uma relação negativa entre a participação feminina no mercado de trabalho e a desigualdade salarial, ocasionada, recomenda-se investir também em políticas que promovam a inserção feminina no mercado de trabalho, com vista a aumentar sua representatividade, de modo a melhorar as condições deste segmento de buscar equidade salarial entre trabalhadores do sexo feminino e do sexo masculino.

## CONCLUSÃO GERAL

Esta dissertação teve dois principais objetivos, um dos quais foi encontrar os fatores que influenciam a elasticidade do emprego nos países da América Latina no período de 1992 a 2012. Já o outro, tratado no segundo capítulo, objetivou demonstrar os condicionantes da desigualdade salarial no mercado de trabalho formal brasileiro, no período de 2007 a 2016.

No primeiro capítulo, foi possível identificar as características de ordem econômica, demográfica e referentes à estrutura do mercado de trabalho, que influenciam a capacidade de geração de empregos via crescimento econômico. Confirmou-se que as instabilidades econômicas afetam diretamente o potencial de geração de empregos do país. Pôde-se notar, ainda, a influência positiva da participação dos trabalhadores no setor agropecuário, setor este bastante dinâmico nas economias latino-americanas. No aspecto demográfico, verificou-se o efeito negativo da taxa de urbanização, bem como foi notado efeito positivo do índice de capital humano da população, indicando a importância desta variável para a geração de empregos nas economias da América Latina.

Nesse caso, concluiu-se que, para impulsionar a geração de mais empregos nas economias latino-americanas, deve haver a promoção de políticas de redução da inflação, aumento dos investimentos em capital humano e incentivo à expansão dos setores agropecuário e de serviços, aliados, conjuntamente, a políticas de crescimento econômico.

Quanto ao segundo capítulo, concluiu-se que, nos municípios brasileiros, a taxa de trabalhadores no setor financeiro, de trabalhadores no setor público, de trabalhadores com nível superior e o valor do salário médio, influenciam positivamente a desigualdade salarial. Concluiu-se, ainda, que o aumento da proporção de mulheres no mercado de trabalho contribui com a diminuição da desigualdade de salários.

Dado que parte da desigualdade de salários é gerada pela existência dos diferenciais salariais entre setores de trabalho, classe de escolaridade e sexo do trabalhador, recomenda-se aos agentes político-administrativos que considerem tais diferenciais no enfrentamento da desigualdade salarial, além de políticas que promovam o aumento dos salários para as classes com menores rendimentos, tendo em vista uma melhor distribuição da renda do trabalho no país.

## REFERÊNCIAS

- AMITRANO, C. R. Elasticidade emprego-produto no Brasil. 2013. **Nota técnica**. Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/conjuntura/cc21\\_nt01\\_elasticidadeemprego.pdf](http://www.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/conjuntura/cc21_nt01_elasticidadeemprego.pdf)>. Acesso em: 13 jun. 2018.
- ANDERSON, Bret. Do Macroeconomic Structures and Policies Shape the Employment Intensity of Growth Differently for Women and Men? **Journal of Economic Issues**, North Castle, v. 50, n. 4, p. 940-962, 2016.
- ANDERSON, Bret; BRAUNSTEIN, Elissa. Economic Growth and Employment from 1990-2010: Explaining Elasticities by Gender. **Review of Radical Political Economics**, Thousand Oaks, v. 45, n. 3, p. 269-277, 2013.
- ARTZ, G. M.; HOQUE, M.; ORAZEM, P. F.; SHAH, U. **Urban-Rural Wage Gaps, Inefficient Labor Allocations, and GDP per Capita**. Ames, Iowa State University, 2016. (Texto para discussão, n. 16006).
- ASSIS, R. S.; ALVES, J. S. Hiato salarial entre homens e mulheres no Brasil segundo condição migratória: o mercado de trabalho é segregado ou discrimina? **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 45, n. 1, p. 120-135, 2014.
- BALASSIANO, M.; SEABRA, A. A.; LEMOS, A. H. Escolaridade, salários e empregabilidade: tem razão a Teoria do Capital Humano? **Revista de Administração Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 4, p. 31-52, 2005.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3. ed. Nova Jersey: John Wiley & Sons Ltd. 2005.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Consequências e causas imediatas da queda recente da desigualdade de renda brasileira**. Rio de Janeiro, IPEA, 2006. (Texto para Discussão, n. 1201).
- BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **A recente queda da desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro da última década**. Rio de Janeiro, IPEA, 2007. (Texto para Discussão, n. 1304).
- BARROS, R.; REIS, J. G. A. Wage inequality and the distribution of education: a study of the evolution of the regional differences in inequality in metropolitan Brazil. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, n. 36, p. 117-143, 1991.
- BASTOS, F. R.; WANG, K. **Raising Long-Run Growth in Latin America and the Caribbean—A Complex(ity) Issue**. Disponível em: <<https://blogs.imf.org/2015/06/09/raising-long-run-growth-in-latin-america-and-the-caribbean-a-complexity-issue/>>. Acesso em: 13 jun. 2018.
- BATISTA, N. N. F.; CACCIAMALI, M. C. Diferencial de salários entre homens e mulheres segundo a condição de migração. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, Rio de

Janeiro, v. 26, n. 1, p. 97-115, 2009.

BAUM-SNOW, N.; PAVAN, R. Inequality and city size. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 95, n. 5, p. 1535-1548, 2013.

BEHRENS, K.; ROBERT-NICOUD, F. Survival of the fittest in cities: Urbanisation and inequality. **The Economic Journal**, Londres, v. 124, n. 581, p. 1371-1400, 2014.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G.; LUSTIG, N. **The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America**. Washington, DC: World Bank and Oxford University Press, 2005.

BUDRÍA, S.; TELHADO-PEREIRA, P. Educational qualifications and wage inequality: evidence for Europe. **Revista de Economía Aplicada**, Zaragoza, v. 19, n. 56, p. 5-34, 2011.

CHAVES, A. L. L. Determinação dos rendimentos na Região Metropolitana de Porto Alegre: uma verificação empírica da Teoria do Capital Humano. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 23, p. 399-420, 2002. Edição especial.

COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE. **Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe**. Santiago: Naciones Unidas, 2016.

DÖPKE, Jörg. **The "employment intensity" of growth in Europe**. Kiel: Kiel Institute of World Economics, 2001. (Texto para discussão, n. 1021).

DUCLOS, J. Y.; ESTEBAN, J.; RAY, D. Polarization: concepts, measurement, estimation. **Econometrica**, Hoboken, v. 72, n. 6, p. 1737-1772, 2004.

DUNNING, John H.; LUNDAN, Sarianna M. **Multinational enterprises and the global economy**. 2. ed. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2008.

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A. The rise and fall of Brazilian Inequality: 1981-2004. **Macroeconomic Dynamics**, Cambridge: University Press, v. 12, p. 199-230, 2008.

GLAESER, E. L.; RESSEGER, M.; TOBIO, K. Inequality in cities. **Journal of Regional Science**, Hoboken, v. 49, n. 4, p. 617-646, 2009.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 4. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000.

HAUSMAN, J. A. Specification test in econometrics. **Econometrica**, Hoboken, v. 46, n. 6, p. 1251-1271, 1978.

HEINTZ, James. **Globalization, economic policy and employment: Poverty and gender implications**. Geneva: International Labour Organization, 2006.

HERMAN, Emilia. The influence of the economic growth process on Romanian Employment. **Annals of "Dunarea de Jos" University of Galati**, Galati, n. 1, p. 5-12, 2012.

HOFFMANN, R. Distribuição de renda e crescimento econômico. **Estudos Avançados**, São

Paulo, v. 15, n. 41, p. 67-76, 2001.

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

HOLMES, Mark J.; SILVERSTONE, Brian. Okun's law, asymmetries and jobless recoveries in the United States: A Markov-switching approach. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 92, n. 2, p. 293-299, 2006.

HSIAO, C. **Analysis of panel data** (Econometric Society Monographs). 2. ed. Cambridge University Press, 2003.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 07 mar. 2018.

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios** (microdados). Rio de Janeiro: 2014.

IPEA. Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil. [S.l.], 2006. **Nota técnica**. Disponível em: <[http://ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/2006\\_nt01\\_agosto\\_disoc.pdf](http://ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/2006_nt01_agosto_disoc.pdf)>. Acesso em: dez. 2017.

ISLAM, Iyanatul; NAZARA, Suahasil. **Estimating Employment Elasticity for the Indonesian Economy**. Jakarta, Indonesia: International Labour Office, 2000.

ISLAM, Rizwanul. **The nexus of economic growth, employment and poverty reduction: An empirical analysis**. Geneva, OIT, 2004. (Texto para discussão, n. 14).

JHA, Praveen. Issues relating to employment in India in the era of globalisation. **Social Scientist**, New Delhi, v. 31, p. 47-65, 2003.

KAPSOS, Steven. The employment intensity of growth: Trends and macroeconomic determinants. *In*: **Labor Markets in Asia**. Palgrave Macmillan, London, 2005. p. 143-201.

KORPI, M. Does size of local labour markets affect wage inequality? A rank-size rule of income distribution. **Journal of Economic Geography**, Oxford, v. 8, n. 2, p. 211-237, 2007.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, Nashville, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.

LAVINAS, L.; NICOLL, M. Pobreza, transferências de renda e desigualdades de gênero: conexões diversas. **Parcerias estratégicas**, Brasília, v. 11, n. 22, p. 39-76, 2006.

LEE, N.; SISSONS, P.; JONES, K. The geography of wage inequality in British cities. **Regional Studies**, Abingdon, v. 50, n. 10, p. 1714-1727, 2016.

LEMIEUX, T. Post-secondary education and increasing wage inequality. **The American Economic Review**, Nashville, v. 96, n. 2, p. 195-199, 2006.

MARQUES JUNIOR, K. A renda, desigualdade e criminalidade no Brasil: uma análise

empírica. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 45, n. 1, p. 34-46, jan./mar. 2014.

MIRO, V. H.; FRANÇA, J. M. S.; PINHO NETO, V. R. 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.

MIRO, V. H.; FRANÇA, J. M. S.; PINHO NETO, V. R. Capital humano e desigualdade salarial no Brasil: uma análise de decomposição para o período 2001-2012. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 42., 2014, Natal/ RN. **Anais...** Natal: 2014.

MIRO, V. H.; SULIANO, D. C. Discriminação de rendimentos por gênero e raça a partir de realidades sócio-econômicas distintas. *In*: CARVALHO, E. B. S. *et al.* (Org.). **Economia do Ceará em Debate 2009**. 5. ed. Fortaleza: IPECE, 2010, p. 36-56.

MOURRE, Gilles. Did the pattern of aggregate employment growth change in the euro area in the late 1990s?. **Applied Economics**, Londres, v. 38, n. 15, p. 1783-1807, 2006.

MUNHOZ, Dércio Garcia. América Latina: ortodoxia econômica e dependência financeira. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 6, n. 1, p. 7-23, 2002.

OKUN, Arthur M. **Potential GNP: its measurement and significance**. New Haven, Yale University, Cowles Foundation for Research in Economics, 1963.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO (OIT). **Global Employment Trends 2012: Preventing a Deeper Jobs Crisis**. Geneva, Switzerland: OIT, 2012.

PADALINO, Samanta; VIVARELLI, Marco. The employment intensity of economic growth in the G-7 countries. **International Labour Review**, Genebra, v. 136, p. 191-213, 1997.

PATTANAIK, Falguni; NAYAK, Narayan Chandra. Macroeconomic Determinants of Employment Intensity of Growth in India. **Margin: The Journal of Applied Economic Research**, Thousand Oaks, v. 8, n. 2, p. 137-154, 2014.

PERUGINI, Cristiano; SIGNORELLI, Marcello. Labour Market Performance Differentials and Dynamics in EU-15 Countries and Regions. **The European Journal of Comparative Economics**, Castellanza, v. 4, n. 2, p. 209-262, 2007.

RAMOS, L. Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Brasil de 1995 a 2005. *In*: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007. v. 2, p. 267-284.

RESENDE, J. P.; ANDRADE, M. V. Crime social, castigo social: desigualdade de renda e taxas de criminalidade nos grandes municípios brasileiros. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 41, n. 1, p. 173-195, 2011.

RUSSO, I. X.; PARRE, J. L.; ALVES, A. F. Diferencial de rendimento entre trabalhadores rurais e urbanos: uma análise para o Brasil e suas regiões. *In*: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 19., 2016, Florianópolis/ SC. **Anais...** Florianópolis: 2016.

SANTOS, E. S.; CAMILLO, V. S. Capital humano e renda do trabalho no Brasil: uma

investigação empírica. In: CICLO DE DEBATES EM ECONOMIA INDUSTRIAL, TRABALHO E TECNOLOGIA, 9., 2011, São Paulo. **Anais...** São Paulo: PUC/SP, 2011.

SILVA, A. F.; ARAÚJO, J. A.; JUSTO, W. R.; CAMPOS, K. C. Análise da pobreza multidimensional no Brasil no período de 2009 a 2015. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 48, n. 2, p. 9-24, 2017.

SLIMANE, Sarra Ben. The relationship between growth and employment intensity: Evidence for developing countries. **Asian Economic and Financial Review**, Rahim Yar Khan, v. 5, n. 4, p. 680-692, 2015.

SOUZA, P. H. G. F.; MEDEIROS, M. Diferencial salarial público-privado e desigualdade de renda per capita no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 43, n. 1, p. 5-28, 2013.

SZWARCWALD, C. L.; BASTOS, F. I.; ESTEVES, M. A. P.; ANDRADE, C. L. T.; PAEZ, M. S.; MEDICI, E. V.; DERRICO, M. Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 1, p.15-28, 1999.

TEJANI, Sheba. Jobless growth in India: an investigation. **Cambridge Journal of Economics**, Oxford, v. 40, n. 3, p. 843-870, 2015.

VAZ, D. V.; HOFFMANN, R. Remuneração nos serviços no Brasil: o contraste entre funcionários públicos e privados. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 16, n. 2, p. 199-232, 2007.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. **The MIT Press**, Cambridge, MA, 2002.